

Jövedelmi egyenlőtlenség és választási hajlandóság

Horn Dániel

1. Bevezetés¹

Az egyéni és az intézményi jellemzők politikai részvételre gyakorolt hatásáról számos empirikus tanulmány született (pl. Geys 2006b; Lijphart 1997; Blais 2006; Gallego 2007; Brady, Verba, and Scholzman. 1995). A jövedelmi egyenlőtlenség politikai részvételre gyakorolt hatásáról azonban kevesebbet tudunk. Vajon az egyenlőtlenség növekedése ösztönzi vagy épp ellenkezőleg, visszatartja az állampolgárokat a politikában való részvételtől? Csak keveset tudunk arról, hogyan befolyásolja a társadalmi környezet a szavazók politikában való részvételét. Az egyenlőtlenség, például, hatást gyakorolhat a társadalmi normák változásán (Lister 2007), a megváltozott politikai napirenden (Solt 2010; Mueller–Stratmann 2003) vagy más csatornákon keresztül (Paczynska 2005) Ezen eredmények alapján úgy tűnik, hogy a nagyobb jövedelmi egyenlőtlenségű társadalmakban a választási részvételi minták olyan polarizációját kellene megfigyelnünk, ahol a magasabb egyenlőtlenség a szavazási részvételt eltérő módon befolyásolja a társadalom egyes csoportjaiban. Ez a tanulmány a politikai részvételnek csak egyetlen módját vizsgálja, a szavazási hajlandóságot.²

Habár a szavazás (az urnánál való megjelenés) tekinthető a politikai részvétel egyik legkevésbé egyenlőtlen formájának (Lijphart 1997) – szemben például a párttagsággal, az önkéntes politikai aktivitással, az utcai tüntetéseken való részvétellel vagy a politikai célzatú adományozással – mégis feltehető, hogy az egyes társadalmi csoportok szavazási hajlandósága nem egyenlő. Tudjuk, hogy a szavazás erősen függ az egyén társadalmi és gazdasági helyzetétől (Geys 2006b; Lijphart 1997; Blais 2006; Gallego 2007), egyéb erőforrásaitól (Brady *et al.* 1995) és az országos szintű faktoroktól is (Geys

¹ E tanulmány az *Income Inequality and Voter Turnout* című tanulmány (megjelent: GINI Discussion Paper no. 16, 2011 Oct.) magyar nyelvű, átdolgozott változata. Köszönettel tartozom hasznos észrevételeiért a GINI Projekt WP5-ös résztvevőinek, de különösen Medgyesi Mártonnak és Keller Tamásnak. A fordításért Epresi Dórát illeti köszönet. Az esetleges hibákért a felelősség teljes mértékben a szerzőt terheli.

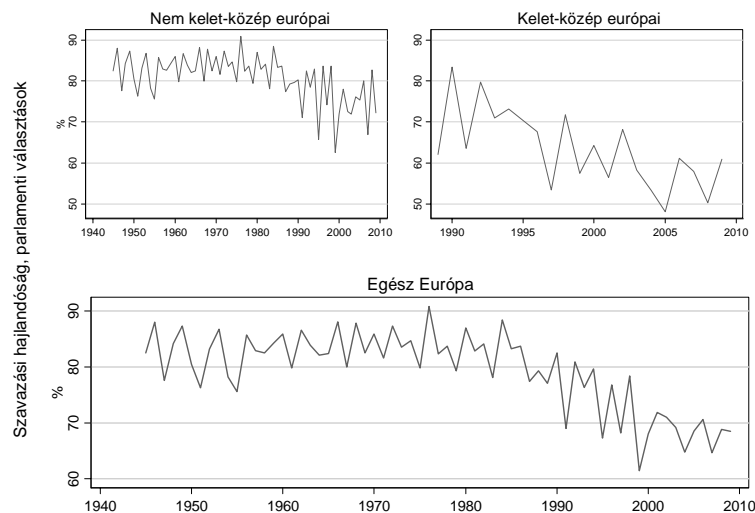
² Az egyenlőtlenség és a politikai részvétel egyéb formái közötti kapcsolatról lásd Lancee és van de Werfhorst (2011) tanulmányát.

2006b; 2006a; Blais 2006). Kevesebbet tudunk azonban az egyenlőtlenség és a választási hajlandóság közötti kapcsolatról. Ezt a hiányt hivatott pótolni ez a tanulmány.

2. Választási hajlandóság és egyenlőtlenség

Az utolsó évtizedeket az egyébként is alacsony választási hajlandóság folyamatosan csökkenő tendenciája jellemzi, különösen, ami a fejlett országokat illeti (Lijphart 1997). Az európai választási hajlandóság 85% körül volt az 1980-as évek közepéig, és jelentősen, 10-15%-kal csökkent azóta. Ez az esés részben a tíz kelet-közép európai ország európai közösséghez való csatlakozásának eredménye, de nemcsak a kelet-közép európai országokban, hanem a nyugat-európai államokban is megfigyelhető a trend, bár az előzőeknél kisebb mértékben (lásd 1. ábra).

1. ábra. Átlagos szavazási hajlandóság Európa egyes országcsoportjaiban (%)



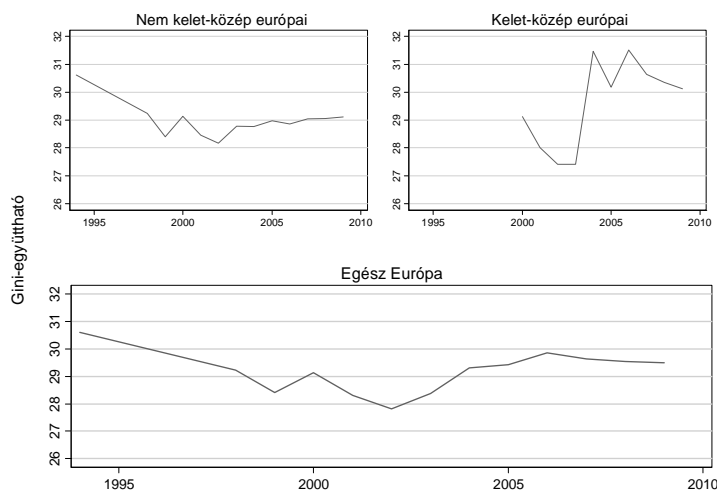
Forrás: IDEA³ honlapján elérhető választási eredmények <http://www.idea.int/vt/>

³ International Institute for Democracy and Electoral Assistance (IDEA)

A Függelékben található *F1. ábrán* jól láthatóan szinte minden európai országban csökkent a szavazási hajlandóság az elmúlt fél évszázadban. Míg a legtöbb fejlett nyugat-európai országban a visszaesés folyamatos és kevésbé drasztikus, a kelet-európai EU-tagállamok átalakulás utáni jellemzően magas szavazási hajlandóságát hirtelen és drasztikus visszaesés követte. Az ezredforduló után a nyugati államok átlagos szavazási hajlandósága továbbra is 70 és 80% között mozgott, a kelet-európai országok 50–60%-os részvételi arányával szemben.

A jövedelmi egyenlőtlenségek is nőttek az elmúlt néhány évtizedben. Ez a tendencia az OECD-államok több mint kétharmadában megfigyelhető, függetlenül az alkalmazott változótól (OECD 2008). A *2. ábra* az európai országok átlagos Gini-együtthatóit mutatja. Az országokénti jövedelemből számított Gini-koefficiensének alakulását illusztráló ábrát lásd a Függelékben (*F2. ábra*).

2. ábra. Átlagos Gini-koefficiens az európai országokban, 1995–2010



Forrás: Eurostat

<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&plugin=1&language=en&pcode=tessi190>

Az ábrák legfontosabb tanulsága, hogy nem meglepő módon, a jövedelmi egyenlőtlenség a szavazási hajlandósághoz viszonyítva sokkal kevésbé változó. Sőt az is kérdéses, vajon az egyenlőtlenségi indikátorok megfigyelt

variációját a szociális egyenlőtlenség aktuális variációjára vagy inkább a mérési hiba okozza.

Mivel a jövedelmi változók nagyon kismértékben vagy nagyon lassan változnak egy-egy országon belül, idősoros modellek nehezen lennének használhatóak az adott kérdés vizsgálatához (hacsak valóban hosszú időszak adatai nem állnak rendelkezésre). Mindazonáltal, mind a választási hajlandóság, mind a jövedelmi egyenlőtlenség jelentős eltéréseket mutat a különböző országok között. Így az országok közötti különbségek az egyenlőtlenség és szavazási hajlandóság közti kapcsolat megismerésének lehetőségét kínálják országok közötti keresztmetszeti összehasonlító modellek használatával.

A mérési hibák minimalizálásának érdekében elemzésemben az egyenlőtlenség számos indikátorát használtam⁴, melyek a következők:

1. az Eurostat jövedelemből számított Gini-koefficiens,
2. a keresetekből számított Gini-koefficiens (SSO 2009),
3. az s80/s20 jövedelmi arány (SSO 2009)⁵,
4. az MDMI-index⁶, amely Lancee és van de Werfhort (2011) nevéhez fűződik,
5. az EU-SILC adatbázis⁷ szegénységi rátáját, valamint
6. két $p95/p5$ arányt,⁸ amelyet Tóth és Keller (2011) számított a LIS⁹ és az EU-SILC adatbázisaiból.

Ezek az indikátorok mind az általános jövedelmi egyenlőtlenséget jelzik. Mivel hipotéziseim nem csak az általános egyenlőtlenségre vonatkoznak, a fentiekén kívül további indikátorokat is vizsgálom a medián alatti és feletti jövedelemegyenlőtlenségre. Felhasználom Lancee és van de Werfhort (2011) medián alatti és medián feletti MDMI-indexét, és a $p95/p50$, illetve a $p50/p5$ indexeket¹⁰ a LIS és a EU-SILC adatbázisokból (lásd *F3. táblázat*). Ezek az indikátorok hivatottak mutatni a középosztály és a „gazdagok”, illetve a középosztály és a „szegények” közti különbségeket.

Az *3. ábra* a szavazási hajlandóság és a jövedelmi egyenlőtlenség különböző változóinak kapcsolatát mutatja. Úgy tűnik, a szavazási hajlandóság és a

⁴ A változók részletes leírását lásd a *Függelék F2. táblázatában*.

⁵ A leggazdagabb 20% és a legszegényebb 20% kumulált jövedelmének az aránya.

⁶ Az ún. 'mean distance from the median income', azaz a medián jövedelemtől számított átlagos távolság indexe.

⁷ EU-SILC: *EU Statistics on Income and Living Conditions*

⁸ A jövedelemmegoszlás 95. percentiliséen és az 5. percentiliséen elhelyezkedő emberek jövedelmének az aránya.

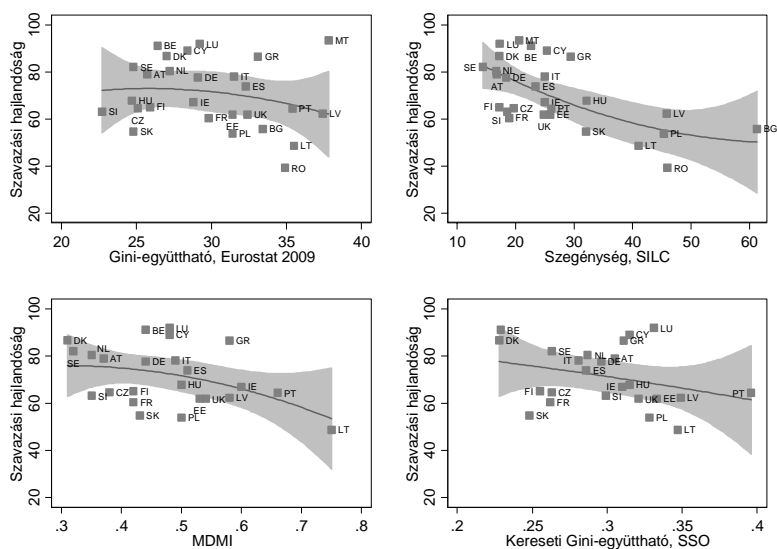
⁹ LIS: *Luxembourg Income Study*

¹⁰ A jövedelemmegoszlás 95. percentiliséen és a mediánján ($p95/p5$), illetve a mediánján és az 5. percentiliséen ($p50/p5$) elhelyezkedő emberek jövedelmének az aránya.

jövedelmi egyenlőtlenség közti kapcsolat nem túl erős, és negatív – már ha létezik egyáltalán.

Ez a gyenge kapcsolat nem meglepő, ha tekintetbe vesszük, hogy a szavazási hajlandóságot számos, az egyenlőtlenségtől független tényező közvetlenül befolyásolja.

3. ábra. A jövedelmi egyenlőtlenség és a szavazói hajlandóság változói közötti kapcsolat az európai országokban



Forrás: European Election Study/Piredeu, Eurostat, EU-SILC, Lancee–Werfhorst (2011), SSO 2009
 Országnevek rövidítése: AT – Ausztria; BE – Belgium; BG – Bulgária; CZ – Csehország; CY – Ciprus; DE – Németország; DK – Dánia; EE – Észtország; ES – Spanyolország; FI – Finnország; FR – Franciaország; GR – Görögország; HU – Magyarország; IE – Írország; IT – Olaszország; LV – Lettország; LT – Litvánia; LU – Luxemburg; MT – Málta; NL – Hollandia; PL – Lengyelország; PT – Portugália; RO – Románia; SE – Svédország; SI – Szlovénia; SK – Szlovákia; UK – Egyesült Királyság.

Az egyéni szavazási hajlandóság előrejelzésére leghosszabb idő óta a downsi racionális választási modellt (Downs 1957) használják. A modell szerint az emberek a várható hasznosság alapján döntenek el, szavazzanak-e vagy se. A várható hasznosság az általuk választott párt esetleges győzelmének haszna *versus* egy másik párt győzelmének negatív hasznossága, szorozva a szavazatuk döntő voltának esélyével, és levonva a szavazás költségét. A

(nem) szavazás paradoxona így a következő: a fentebbi összefüggés negatívnak tűnik, ha sok ember szavaz (mivel a szavazatok döntő voltának esélye majdnem nulla, míg a szavazás költsége várhatóan nagyobb, mint nulla), de ha csak néhányan szavaznak, akkor a várható hasznosság mindenképpen pozitív (mivel nagy annak az esélye, hogy a szavazat „döntő” szavazat lesz). Vagyis a racionális ember nem szavaz, ha várhatóan sokan szavaznak, azonban mivel mindenki racionális, így senki sem szavaz, vagyis az egyénnek mégis megéri szavazni

A paradoxon feloldására számos megoldást dolgoztak ki¹¹. Valójában az „egyszerű” downsi szavazási modell sokkal inkább alkalmas a „határ-szavazás” magyarázatára (miért szavaz a bizonytalan szavazó), semmint az átlagos szavazási hajlandóság megbecslésére.

Habár a downsi keretrendszer használatával nehéz megmagyarázni a választási hajlandóság aggregált szintjét, számos olyan, a modellből eredeztethető, de empirikusan alátámasztott tényező van, ami növeli vagy csökkenti annak az esélyét, hogy valaki leadja a szavazatát. Az egyéni sajátosságok nyilvánvalóan számítanak: a gazdagabb emberek nagyobb valószínűséggel szavaznak, akárcsak a magasabb végzettségűek (Lijphart 1997). Országos (intézményi szintű) magyarázatokról is számos tanulmány született¹². Geys (2006a) három csoportba sorolja az országos szintű tényezőket: szocio-ökonomiai, politikai és intézményi változókra. Szocio-ökonomiai tényező például a népesség mérete, a népesség koncentrációja, stabilitása, homogenitása vagy a választási hajlandóság korábbi szintje. Politikai változó lehet a választások szorossága (várhatóan milyen szoros egy választás eredménye), a kampányköltségek vagy a politikai fragmentáltság. Intézményi változók a választási rendszer (arányos képviselő vagy „nyertes mindent visz”), a kötelező szavazás ideje, a konkurens választások (egy vagy több dologra is szavaznak egyszerre az emberek), regisztrációs követelmények stb. Geys (2006a) kiemeli, hogy a fentebb említett változók hatása a szavazási hajlandóságra nem triviális. Az intézményi változók tekintetében van a legnagyobb konszenzus: a kötelező szavazás, az egyszerűbb regisztrációs eljárások, a konkurens választások és az arányos képviselő mind növeli a szavazási hajlandóságot. A népesség mérete és a választások közelsége is úgy tűnik, hogy

¹¹ A fogyasztói hasznosság hozzáadása (Riker–Ordershook 1968), az etikai vagy altruista preferenciák figyelembe vétele (Goodin–Roberts 1975), a „minimax regret” stratégia (Ferejohn–Fiorina 1974) vagy a játékelméleti megközelítések (Palfrey–Rosenthal 1983, 1985; Ledyard 1984) mind a szavazás paradoxonát próbálják meg feloldani. Lásd erről Geys (2006b) összefoglalóját.

¹² Lásd Blais (2006) vagy Geys (2006a) összefoglalóit.

jól magyarázza a szavazási hajlandóságot általában, habár néhány a témában készült tanulmány nem talált közöttük kapcsolatot.

Az Geys összefoglalója azt is megjegyzi, hogy úgy tűnik, a népesség heterogenitása (a társadalmon belüli homogén csoportok aránya) nincs hatással a szavazási hajlandóságra. Elméletben „*mivel a csoportkohézió növeli a szolidaritást (és a 'társadalmi nyomást'), a szocio-ökonómiaiilag, fajilag vagy etnikailag «homogén» közösségekben a politikai részvétel nagyobb kellene, hogy legyen, mint ott, ahol ez nem áll fenn*” (Geys 2006a: 644–645, kiemelés az eredetiben). A népesség heterogenitásához hasonló kérdés áll jelen tanulmány fókuszában is, így az, hogy Geys irodalmi összefoglalója nem talált összefüggést a heterogenitás és a választási hajlandóság között, nem tűnik biztatónak.

Mindazonáltal, a témában készült tanulmányok többnyire a Herfindahl–Hirschmann koncentrációs indexet használják a heterogenitás becslésére, ami eléggé eltér az egyenlőtlenség (ebben a tanulmányban is használt) változótól.¹³ Ám van néhány olyan tanulmány is, ami kifejezetten az egyenlőtlenség és választási hajlandóság közti kapcsolatot vizsgálja. A legátfogóbb Solt 2010-es tanulmánya (Solt 2010), amely a Schattschneider hipotézist vizsgálja amerikai adatokon (Schattschneider 1960). Könyvében Schattschneider azt írja, hogy a nagy gazdasági egyenlőtlenségek alacsony részvételi arányhoz és a magas jövedelműek megnövekedett szavazási hajlandóságához vezetnek. „*Ahogy a gazdagok gazdagabbá válnak polgártársaikhoz képest [...] egyre inkább képesek lesznek arra, hogy meghatározzák azokat a választási lehetőségeket, melyeket a politikai rendszer figyelembe vesz és kizárják azokat az ügyeket, melyek a szegény polgárok számára fontosak*” (Solt 2010: 285). Ezért a szegények az egyenlőtlenség növekedésével egyre kisebb valószínűséggel adják le szavazatukat, hiszen csökken a szavazástól várható hasznuk. Solt (2010) amerikai képviselő-választási adatokat használt a szavazási hajlandóság és az egyenlőtlenség közti kapcsolat vizsgálatára. Állami szintre számított Gini-koefficienseket használ három évre (1980, 1990, 2000) vonatkozóan a jövedelmi egyenlőtlenség előrejelzésére, míg a választási hajlandóság szintén ezekre az évekre vonatkozik. Solt szerint a jövedelmi egyenlőtlenség negatív összefüggést mutat a választásokon való részvétellel, a magasabb jövedelműek pedig az egyenlőtlenség növekedésével egyre inkább szavaznak.

Hasonló következtetésre jut Mueller és Stratmann (2003), de más elméleti megközelítéssel. A szerzők amellet érvelnek, hogy ha a felsőbb osztályok

¹³ Mítöbb, vannak biztató új tanulmányok (pl. Kaniovski–Mueller 2006; Yamamura 2011; Funk 2008), melyek amellet érvelnek, hogy a heterogénebb csoportok kisebb valószínűséggel szavaznak (lásd még Uhlaner 1989; Grossman–Helpman 2002; Filer–Kenny–Morton 1993).

részvételi aránya magasabb, mint az alacsonyabb osztályoké, és a felsőbb osztályok a jobboldali pártokat preferálják, míg az alsóbb osztályok a baloldali pártokat, és végül a jobboldali pártok átveszik a felsőbb osztályok számára kedvező politikákat, míg a baloldali pártok az alsóbb osztályoknak kedvezőeket, akkor az alacsonyabb részvételi arány magasabb jövedelmi egyenlőtlenségekhez vezet. Következtetésük ezért az, hogy a szavazási hajlandóság negatív kapcsolatban áll a jövedelmi egyenlőtlenséggel, de a csökkenő részvételi arány fokozza az egyenlőtlenséget, és nem fordítva. Azaz eredményük megegyezik, de érvelésük menete különbözik Schattschneiderétől (1960). A Mueller és Stratman (2003) érvelése beleillik a Meltzer és Richard (1981) logikába, miszerint „*amikor a jövedelem emelkedik a döntő (medián) szavazók jövedelméhez képest, emelkednek az adók és fordítva.*” Ha kevesebb ember szavaz, akkor relatíve gazdagabbak szavaznak, így (változatlan átlagjövedelem mellett) a medián szavazó jövedelme nő, ami csökkenti az adókat, vagyis kisebb lesz az újraelosztás (ami várhatóan növeli az egyenlőtlenséget).

Másképpen is lehetne érvelni: a Meltzer és Richard (1981) logika alapján, amennyiben a kormány csak az újraelosztás mértékéről dönt, akkor, ha az egyenlőtlenség alacsony, a szavazási hajlandóságnak relatíve alacsonynak kellene lennie és magasnak, ha az egyenlőtlenség magas. Ha az egyenlőtlenség alacsony mértékű, akkor a szegény embereknek kevés nyernivalójuk, a gazdagoknak pedig kevés vesztenivalójuk van kormányzati újraelosztás esetén, így miért szavaznának. Hasonlóképpen, ha az egyenlőtlenség magas, a szegény embereknek bőven van mit nyerniük, és a gazdagoknak van mit veszteniük, ezért szavaznak. Ez természetesen egy erősen leegyszerűsített érvelés, ami számos szavazásra készítő ösztönzőt nem vesz figyelembe.

Míg mind Solt (2010), mind Mueller és Stratmann (2003) az egyenlőség és szavazási hajlandóság közötti negatív kapcsolatot a különböző jövedelműek eltérő szavazási arányaira alapozza, Lister (2007) az országok közötti szociális normabeli különbségeket használja a negatív kapcsolat magyarázatára. Azzal érvel, hogy a hiányzó láncszem (kihagyott változó) az egyenlőtlenség és szavazási hajlandóság között az „intézmény”. Az intézmények befolyásolják a szociális normákat, melyek hatással vannak az egyéni viselkedésre. Az univerzalista jóléti államok – amellett, hogy csökkentik az egyenlőtlenséget – bátorítják a szolidaritást és a részvételt, és így a többi típusú jóléti államnál magasabb szavazási hajlandóságot idéznek elő. Mindazonáltal, érvelése az egyenlőtlenség és a választási hajlandóság közti negatív kapcsolathoz vezet: az univerzális jóléti államok alacsonyabb jövedelmi egyenlőtlenséget és magasabb szavazási hajlandóságot mutatnak.

A downsi medián szavazói logika azonban eltérő érvekhez is vezethet. A növekvő egyenlőtlenségek növelhetik annak esélyét, hogy az alacsonyabb jö-

vedelmű, illetve alsóbb osztályba tartozó emberek nagyobb mértékben befolyásolják a politikát, ha koalícióra lépnek a középosztállyal. Más szóval, amennyiben a növekvő egyenlőtlenség a felsőbb osztályok növekvő jövedelmének köszönhető, akkor a középosztálybeliek újraelosztási preferenciái közelebb lesznek az alsóbb, mint a felsőbb osztályéhoz; ezért a középosztálybeli szavazó inkább szavaz együtt az alacsonyabb jövedelműekkel, illetve alsóbb osztályokkal annak érdekében, hogy „legyőzze” a felsőbb osztálybelieket. Ez egyrészt azt jelentené, hogy a felsőbb osztályok relatíve magasabb jövedelme (vagyis az egyenlőtlenség növekedése) az alacsonyabb osztálybeliek, illetve alacsonyabb jövedelműek relatíve magasabb választási hajlandóságához vezetne. Másrészt, ha a növekvő jövedelem a szegények (középosztálybeliekhez viszonyított) relatíve csökkenő jövedelmének tulajdonítható, akkor a középosztálybeliek felsőbb osztálybeliekkel kötött koalíciójának elméletileg nagyobb a valószínűsége (Lupu–Pontusson 2011). Így az egyenlőtlenség és választási hajlandóság közti kapcsolat vizsgálatkor nemcsak a jövedelmi egyenlőtlenség változóit általában, de az alsóbb, közép- és felsőbb osztálybeliek egyenlőtlensége közti különbséget is vizsgálni kell.

Az áttekintett irodalom alapján az alábbi három hipotézist fogalmaztam meg:

1. A jövedelmi egyenlőtlenség negatív viszonyban áll a szavazási hajlandósággal, a többi, választási hajlandóságot befolyásoló tényező változatlansága mellett.

2. A fenti negatív kapcsolat oka az, hogy

a) az alacsonyabb jövedelműek választási hajlandósága relatíve kisebb, ha az általános jövedelmi egyenlőtlenség magas (vagyis az egyenlőtlenség növekedésével a szegények kevésbé szavaznak, míg a gazdagok inkább, de ez utóbbi nem egyenlíti ki a „szegény-szavazatok” kiesését); vagy

b) az alacsonyabb jövedelműek választási hajlandósága kisebb, ha a jövedelmük kisebb a középosztályhoz viszonyítva (és ezért nagyobb az egyenlőtlenség), de az alacsonyabb jövedelműek választási hajlandósága relatíve nagyobb, ha a magas jövedelműek jövedelme nagyobb a középosztályhoz viszonyítva (és ezért nagy az egyenlőtlenség).

3. Az univerzális jóléti államokban nagyobb a választási hajlandóság és kisebbek a jövedelmi egyenlőtlenségek.

3. Adatok és módszertan

Az egyenlőtlenség és a választási hajlandóság közötti kapcsolat elemzésére és hipotéziseim tesztelésére a 2009-es *PIREDEU European Election Study*-t (EES 2010; van Egmond *et al.* 2010) használok. A vizsgálatot pont a 2009-es európai parlamenti választások után folytatták le azzal a céllal, hogy az Európai Unió választásokat górcső alá vegyék. Ezen kutatások fő előnye, hogy mind a 27 EU-tagország hozzávetőlegesen 1000-1000 válaszadóval szerepel a felvételben. A kérdőív szavazási hajlandóság változója mellett egy rövid, az egyéni jellemzőket magában foglaló háttérkérdőívet is tartalmaz, ami a válaszoló iskolai végzettségét, nemét és egy szubjektív jövedelmi változót (lásd később) foglal magában. Az EES egyúttal megfelelő mennyiségű adatot is nyújt az intézményrendszeréről.¹⁴

Az *1. táblázat* a résztvevő országokat és aggregált szavazási hajlandóságukat mutatja 2009-ben. A jobb oldali oszlop mutatja a hivatalos adatot a szavazási hajlandóságról. Sajnos a kérdőív nem tartalmazott kérdést a részvételt illetően (szavazott-e vagy sem), inkább a választott pártot firtatta (ha szavazott, melyik pártra szavazott). Mindazonáltal ez a kérdés tartalmazott egy opciót: „nem adott le szavazatot”. Ám sajnos sokan nem válaszoltak a kérdésre (pl. Olaszországban, ahol a választás kötelező, a válaszolók több mint 26%-a nem válaszolt a kérdésre) és sokan nem emlékeztek rá, hogy mire szavaztak (pl. Lettországban majd 20% „nem tudom”-mal válaszolt). Az elemzésben így azokra a válaszadókra támaszkodtam, akik határozott választ adtak; így a szavazási hajlandóság változója a szavazók száma osztva a szavazók és nem szavazók együttes számával (*bevallott adat* oszlop). Mivel a vizsgálatok hajlamosak túlbecsülni az aktuális szavazási hajlandóságot – és ahogy látható, a bevallott és a hivatalos adatok néhol alapvetően eltérnek (pl. Szlovákiában és Romániában) – a 2009-es hivatalos/bevallott szavazási hajlandóság arányt használtam súlyként az alábbi becsléseknél.

¹⁴ Az EES-adatokat minden országban azonos időpontban gyűjtötték, így az utolsó nemzeti (leginkább parlamenti) választás óta eltelt idő országonként eltér, ennek következményeképp az aktuális szavazási hajlandóság is eltérő módokon lesz „túlzó” (abból kifolyólag, hogy az emberek nehezebben emlékeznek egy korábbi választásra)

1. táblázat. Szavazási hajlandóság az Európai Unió országaiban – bevallott és hivatalos adatok, 2009

Ország	Nem választott	Nem szavazott	Szavazott	Nem jogosult	Nem tudja	Bevallott adat*	Hivatalos adat
Ausztria	13,60	2,90	77,60	1,30	4,60	0,96	0,79
Belgium	17,47	4,79	68,86	1,90	6,99	0,93	0,91
Bulgária	10,60	19,80	56,80	2,20	10,60	0,74	0,56
Ciprus	9,00	4,50	78,70	2,80	5,00	0,95	0,89
Cseh Köztársaság	5,59	21,67	65,49	2,55	4,71	0,75	0,64
Dánia	1,10	3,40	92,50	1,00	2,00	0,96	0,87
Észtország	3,57	19,86	64,15	2,48	9,93	0,76	0,62
Finnország	4,80	8,10	76,40	1,80	8,90	0,90	0,65
Franciaország	16,40	7,70	61,70	3,50	10,70	0,89	0,60
Németország	12,75	5,48	71,41	3,39	6,97	0,93	0,78
Görögország	5,60	6,10	84,50	2,20	1,60	0,93	0,87
Magyarország	11,24	14,53	69,75	1,19	3,28	0,83	0,68
Írország	5,39	6,79	74,53	3,50	9,79	0,92	0,67
Olaszország	26,30	5,80	57,60	1,00	9,30	0,91	0,78
Lettország	3,20	15,08	58,14	4,40	19,18	0,79	0,62
Litvánia	6,90	23,40	58,10	1,90	9,70	0,71	0,49
Luxemburg	8,29	9,69	62,64	8,19	11,19	0,87	0,92
Málta	30,90	2,50	60,80	2,00	3,80	0,96	0,93
Hollandia	3,18	5,57	86,17	1,49	3,58	0,94	0,80
Lengyelország	4,29	22,65	62,97	2,20	7,88	0,74	0,54
Portugália	14,60	8,80	65,00	4,40	7,20	0,88	0,64
Románia	7,78	18,64	64,61	0,50	8,47	0,78	0,39
Szlovákia	6,50	14,86	69,78	2,46	6,40	0,82	0,55
Szlovénia	8,30	7,60	76,60	0,80	6,70	0,91	0,63
Spanyolország	10,90	8,30	76,80	1,60	2,40	0,90	0,74
Svédország	3,29	2,00	88,22	2,50	3,99	0,98	0,82
Egyesült Királyság	6,80	11,60	73,40	3,50	4,70	0,86	0,62
<i>EU-átlag</i>	<i>9,56</i>	<i>10,46</i>	<i>70,49</i>	<i>2,47</i>	<i>7,02</i>	<i>0,87</i>	<i>0,74</i>

Forrás: European Election Study/PIREDEU 2009

Megjegyzés: *szavazott/(szavazott + nem szavazott)

Az EES adatbázis számos egyéni változó figyelembevételére ad lehetőséget. Az alapmodell (lásd 2. táblázat) mind egyéni, mind országos szintű változókat tartalmaz. Egyéni kontrollváltozók az életkor, az életkor négyzete, nem, az az életkor, amikor a válaszoló befejezte tanulmányait és egy – országon belül standardizált – „szubjektív életszínvonal”¹⁵ változó, amelyet az alábbiakban a jövedelem helyettesítésére fogok használni, mert abszolút jövedelmi adatok nem szerepeltek EES adatbázisban. Országos szintű kontrollváltozók: a kötelező szavazás, több szavazás egy időben, népesség nagysága, a pártok parlamentbe jutásához szükséges küszöbérték megléte, a választási rendszer (az arányos képviselettől (0) a „nyertes mindent visz” rendszerig (5)), elnöki rendszer, föderalizmus, az utolsó népszavazás óta eltelt idő (évek), más nemzetiségek százaléka, a GDP százalékos aránya az EU-27 átlagában. A változókat a F3. és F4. táblázat tartalmazza. Mindezen változókat kontrollváltozóként használok az alábbi becslések mindegyikéhez. A becslési módszertan bővebb leírását a 2. sz. Függelék tartalmazza.

4. Eredmények

4.1. Csökkenő szavazási hajlandóság – 1. hipotézis

Az egyéni kontrollváltozók pontbecslései az alapmodellben (2. táblázat) mind megfelelnek a várakozásnak. Az életkor összefügg a magasabb szavazási hajlandósággal, de csökkenő mértékben, az iskolai tanulmányokkal eltöltött idő szintén növeli a szavazási hajlandóságot, a gazdagabbak hajlamosabbak szavazni, és a nők épp akkora valószínűséggel szavaznak, mint a férfiak, ha a fenti szocio-ökonómiai sajátosságokra kontrollálunk. Az országos szintű sajátosságok közül kevesebb tényező szignifikáns. A küszöbérték jelenléte csökkenti a választási hajlandóságot, és az elnöki rendszerekben szintén kevesebb ember adja le a szavazatát, míg a szövetségi államok esetében nagyobb a szavazási hajlandóság. Mindazonáltal, mivel a jelen tanulmányban ezek az országos szintű sajátosságok nem játszanak központi szerepet, a modellekben kontrollváltozóként hagyom őket azzal együtt, hogy nem függnek jelentősen össze a szavazási hajlandósággal.

¹⁵ A „szubjektív életszínvonal” változóhoz tartozó kérdés a következő volt: „Mindent figyelembe véve, körülbelül milyen életszínvonalon él Ön a családjával? Ha egy 1-től 7-ig terjedő skálán kellene elhelyeznie családját, ahol 1 a szegény család, és 7 a gazdag család, milyen számot adna a családjának?” Mivel ennek a változónak az országos átlaga jól korrelál a jövedelmi egyenlőtlenséggel, így országon belül 0 átlagúra és 1 szórásúra standardizáltam.

2 táblázat. Logit alapmodell (függő változó: szavaz)

Magyarázó változók	Esélyhányados
Kor	1,089***
Kor négyzet	1,000***
Nő	1,040
Életkor, amikor befejezte tanulmányait	1,056***
Szubjektív életszínvonal (országon belüli z-score)	1,196***
Kötelező szavazás	1,308
Több (konkurrens) választás	0,731
Népesség	1,000
Küszöb	0,500***
Választói rendszer: arányos (0) vs. „győztes mindent visz”(5)	1,053
Elnöki	0,847**
Föderalizmus	1,772**
Népszavazás óta eltelt évek	1,076
Más nemzetiségek aránya	0,970*
GDP/fő az EU-27 százalékában	1,004
Konstans	0,142**
Megfigyelések száma	20 202

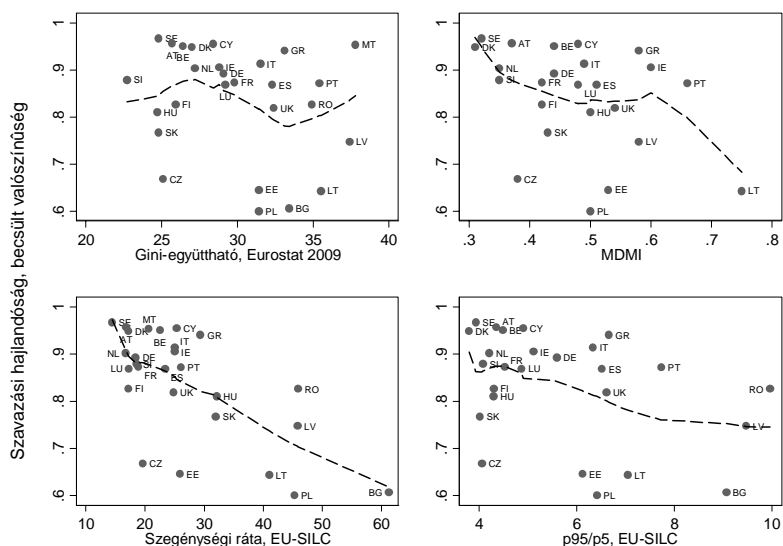
Megjegyzés: Szignifikancia szintek: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Az 1. hipotézis vizsgálatát a Függelék F6. (logit modell), F7. (kétlépcsős becslés), és F8. táblázata (hierarchikus modell) tartalmazza. Úgy tűnik, minden becslési módszerrel közel azonos eredményt kapunk. Az Eurostat Gini-változó és az s80/s20 arány kivételével minden jövedelmi változó negatív kapcsolatban áll a választási hajlandósággal, de nagyon kevés a szignifikáns hatás. Csak a szegénységi ráta mutat szignifikáns kapcsolatot a szavazási hajlandósággal mindhárom becslésben, míg az MDMI-index és a keresetekből számított Gini-koefficiensek kevéssé (10% vagy kevesebb) szignifikánsak a modellekben. A másik négy változó (jövedelmekből számított Gini, s80/s20 és a két s95/p5 arány) közül egy sem mutat szignifikáns összefüggést a szavazási hajlandósággal.

Mindazonáltal figyelembe véve, hogy a modellek számításba veszik a szavazási hajlandóság számos ismert magyarázatát, és hogy az országok száma nem túl magas, azt a következtetést lehet levonni, hogy ezek az eredmények összhangban állnak az 1. hipotézissel. Úgy tűnik, hogy a jövedelmi egyenlőtlenség negatív kapcsolatban áll a szavazási hajlandósággal, ha kontrollálunk más, a szavazási hajlandóságot feltételezhetően befolyásoló tényezőkre.

A 4. ábra ezt az összefüggést ábrázolja a kétlépcsős eljárás 1. lépésje alapján előrejelzett szavazási valószínűséget felhasználva. Úgy tűnik, hogy az egyenlőtlenség és az előrejelzett szavazási hajlandóság közti kapcsolat nem túl erős, de negatív. Különösen a szegénységi ráta függ szorosan össze a választási hajlandósággal, de minden más indikátor is inkább negatív, mint pozitív összefüggést mutat.

4. ábra. Az egyenlőtlenség választási hajlandósággal való összefüggése – a kétlépcsős eljárás 1. lépésének becslése alapján előre jelzett lehetőségek



Megjegyzés: A becslött valószínűségek egy 40 éves férfira vonatkoznak átlagos jövedelemmel és 18 éves korig tartó iskolázottsággal. A szaggatott vonal 'lowess-smoother' (lowess kiigazítás).

Nem egyértelmű azonban a negatív kapcsolat oka. A 2. és 3. hipotézis alapján három különböző ok magyarázhatja a negatív kapcsolatot:

2a) a szegények szavazási hajlandósága relatíve kisebb, ha az általános egyenlőtlenség nagy;

2b) a szegények szavazási hajlandósága kisebb, ha a középosztály szegényekhez viszonyított jövedelme relatíve nagy, illetve a középosztály és a gazdagok közötti jövedelemkülönbség relatíve kicsi, valamint

3) nincs változás a különböző jövedelmű emberek relatív választási hajlandósága között, de az univerzális jóléti államokban kisebb az egyenlőtlenség és nagyobb a szavazási hajlandóság.

4.2. Jövedelemi hatás – 2a) hipotézis

Mivel az EES adatbázis nem tartalmaz abszolút változót a jövedelemre vagy a társadalmi osztályra vonatkozólag. A jövedelmi változó az adatbázisban egy szubjektív életszínvonal változó (lásd 13. lábjegyzet). A válaszadók hét kategóriába sorolják magukat – a társadalom többi tagjához viszonyított életszínvonaluk szerint – és így endogénnek tekinthetők az egyenlőtlenségi változókkal (pl. minél nagyobb az egyenlőtlenség, várhatóan annál több ember tekinti magát szegénynek). Ezért a szubjektív életszínvonal és az egyenlőtlenségi változó közti kölcsönhatás torzított lehet.¹⁶ Sajnos a torzítás iránya sem egyértelmű. Attól függ, mi a feltevésünk a szubjektív jövedelem egyenlőtlenségre gyakorolt hatásáról. Ha egy egyenlőtlen országban az átlagjövedelemmel rendelkező emberek inkább lefelé értékelik a jövedelmüket (azaz szegényebbnek tekintik magukat, mint egy egyenlő országban), akkor a szubjektív jövedelem szavazási hajlandóságra gyakorolt hatása lefelé lesz torzított. Amennyiben viszont a gazdagok hajlamosabbak kevésbé gazdagnak tekinteni magukat egy egyenlőtlen országban, akkor a jövedelem szavazásra gyakorolt hatása felfelé fog torzítani. Így a szubjektív jövedelem szavazási hajlandóságra gyakorolt hatásának torzítási iránya a jövedelmi csoportok relatív jövedelemértékelésének függvénye.

Nem találtam semmilyen alkalmas módszert (pl. instrumentumot), ami megoldaná ezt a problémát. Olyan változóra lenne szükségem, ami magyarázza, hogy két hasonló jövedelmű egyén közül miért tekintheti magát valaki szegényebbnek, de közben nem magyarázza a szavazási hajlandóságát. Egy ilyen instrumentum hiányában azok a becslések, melyek az jövedelem és egyenlőtlenség interakciójának választási hajlandóságra gyakorolt hatására vonatkoznak, torzítottak lehetnek. Annak érdekében, hogy minimalizáljam a torzítást, standardizáltam a jövedelemre vonatkozó proxy-t (szubjektív élet-

¹⁶ Minél nagyobb az egyenlőtlenség, annál több ember tűnik szegénynek (mivel ez egy szubjektív, önbesoroláson alapuló változó). Így lehetséges, hogy egy hasonló valószínűséggel szavazó ember egy magas egyenlőtlenségű országban szegénynek tekinti magát, miközben egy alacsony egyenlőtlenségű országban nem. És fordítva, lehet, hogy valaki gazdagnak érzi magát egy alacsony egyenlőtlenségű országban, miközben egy magas egyenlőtlenségű országban nem, azonos szavazási hajlandóságot feltételezve. Így a jövedelem és az egyenlőtlenség közti kölcsönhatás szavazási hajlandóságra gyakorolt hatása torzított lehet.

színvonal) az országokon belül. Ezzel a standardizált jövedelem és az egyenlőtlenségi változó országok közötti korrelációja értelemszerűen nulla lesz. Ennek ellenére nem tekinthetünk el attól a tényről, hogy a magasabb egyenlőtlenségű országokban több lesz a relatíve szegény emberek száma. Mindazonáltal azt gondolom, hogy a torzítás nagyon kicsi lesz (lásd a torzítás irányára vonatkozó érvelést), és így az alapvető fontosságú eredményeket nem befolyásolják különösebben.

Az abszolút jövedelem hiánya szintén problémás lehet, ha feltesszük, hogy az *abszolút* jövedelem éppen annyira számít, mint a *relatív* jövedelem (lásd Solt 2010). A downsi keretrendszeren belül az abszolút jövedelem hiánya nem okoz gondot, ha eltekintünk a szavazás viszonylag kicsi „kemény” költségétől: az emberek inkább szavaznak, ha a szavazatuk döntő voltának valószínűsége nő; így a társadalmon belüli *relatív* helyzetük számít. Mindazonáltal, ha azt feltételezzük, hogy az abszolút jövedelem éppen annyira számít – a szegényebbeknek gondot okoz a szavazás költségeinek megfizetése, pl. a szavazás helyszínére való utazás költsége – e tanulmány pontbecslései torzítani fognak, a kihagyott változó probléma miatt. Éppen ezért a továbbiakat azt feltételeznem, hogy az abszolút költségek nem számítanak, gondolván, hogy a fejlett országokban a szavazatok leadásának közvetlen vagy „kemény” költsége nem túl magas.

A *Függelék F8. és F9. táblázata* megmutatja, hogy a szubjektív életszínvonal (jövedelem) nem magyarázza szignifikánsan az egyenlőtlenség és a szavazási hajlandóság kapcsolatát: a gazdagabbak nem hajlamosabbak szavazni az egyenlőtlenség növekedésével. Egyik interakciós hatás sem szignifikáns, mi több előjelük sem következetesen negatív vagy pozitív.

A fenti jövedelmi hatások vizsgálatának egy másik módja, ha a kétlépcsős becslés első lépéséből a szubjektív jövedelem szavazási hajlandóságra gyakorolt marginális hatását használjuk. Az *5. ábra* ezt a marginális hatást ábrázolja (40 éves, 18 éves koráig iskolázott férfit feltételezve) eltérő egyenlőtlenségi változókkal. Úgy tűnik, ugyanarra a következtetésre jutunk: nem lehet kimondani egyértelműen, hogy a magasabb jövedelmű emberek hajlamosabbak szavazni az egyenlőtlenebb országokban; bár az összefüggés a marginális hatások és az egyenlőtlenség közt minden felhasznált egyenlőtlenségi változó esetében pozitív, ezt legtöbbször egy-két kilógó értékű ország okozza, illetve kifejezetten csak az átlagos és erősen egyenlőtlen országok közt figyelhető meg.

tály és a szegények közti nagy különbség nagyobb (vagy nem szignifikánsan eltérő) általános szavazási hajlandósággal jár együtt. Ez épp ellentettje annak, amit a *2b) hipotézis* alapján várunk.

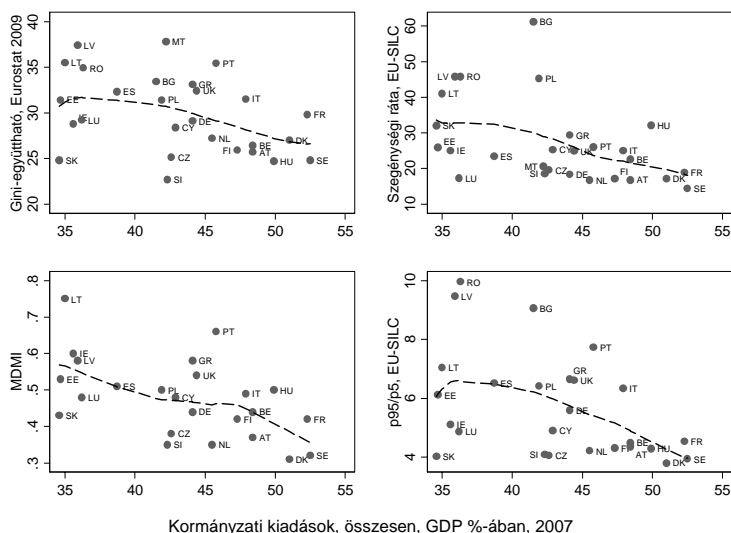
Az *F11. táblázat* egyáltalán nem mutatja jelét a jövedelmi interakciós hatásoknak. Így a gazdagok és szegények relatív szavazási hajlandósága nem változik, ha az egyenlőtlenség nő a jövedelemmegoszlás alján vagy tetején. Habár a pontbecslések nem szignifikánsak, irányuk ellentmond a *2b) hipotézis*nek. A gazdagabb emberek inkább hajlamosak szavazni, ha az egyenlőtlenség magas a jövedelemmegoszlás tetején, míg a szegényebbek inkább hajlamosak szavazni, ha az egyenlőtlenség magas a jövedelemmegoszlás alján. Ez épp az ellenkezője annak, amit a *2b) hipotézis* feltételezett. Ezek a hatások mindazonáltal nem szignifikánsak, ami tulajdonítható az országok alacsony számának éppúgy, mint az egyenlőtlenség relatíve jelentéktelen hatásának.

A *6. ábra* is ezt mutatja: a különböző jövedelmi egyenlőtlenségi változók a jövedelemmegoszlás alján és tetején csekély mértékben függenek össze a szavazási hajlandóság előre jelzett valószínűségével. Az egyenlőtlenség a jövedelemmegoszlás tetején gyengén és negatívan mozog együtt a szavazási hajlandósággal, míg a jövedelemmegoszlás alján nem mutat összefüggést vele.

4.4. Univerzális jóléti államok – 3. hipotézis

Habár Lister (2007) Gini-koefficiens használ az univerzális jóléti államok becslésére – azzal érvelve, hogy minél alacsonyabb az egyenlőtlenség, annál nagyobb az állami beavatkozás – a jelen tanulmány céljai szempontjából ez a proxy nyilvánvalóan haszontalan, hiszen ugyanazt a változót használnánk két különböző dologra. Ezért, a *3. hipotézis* ellenőrzése érdekében, a jóléti állam más változóit kell használnom. A kormányzati kiadások és a szociális támogatásokra fordított kormányzati kiadások GDP százalékában számított értéke azonban használható mutatónak tűnik. Mindkettő hasonló, de széleskörűen használt változója a kormányzati beavatkozások méretének, és ezért a jóléti államnak is (pl. Esping-Andersen 1990). Felteszem, hogy minél nagyobb a kormányzati kiadás, annál univerzálisabb a jóléti állam. A *7. és 8. ábrán* látható, hogy a kormányzati kiadások a várakozásoknak megfelelően negatív összefüggést mutatnak az egyenlőtlenséggel (minél magasabb a kiadás, annál alacsonyabb az egyenlőtlenség), és pozitív összefüggést mutat a szavazási hajlandósággal (*9. ábra*).

7. ábra. Kormányzati kiadások és a jövedelmi egyenlőtlenség kapcsolata



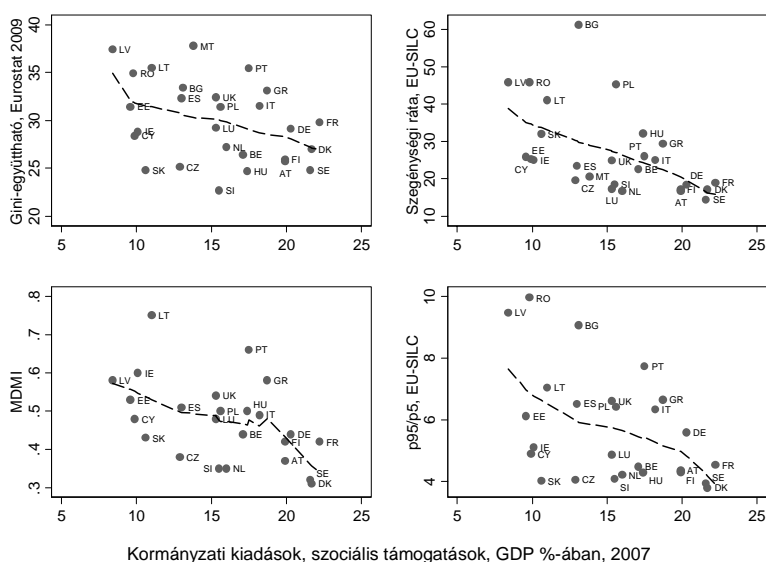
Megjegyzés: A becslést valószínűségeket egy 40 éves férfira vonatkoznak átlagos jövedelemmel és 18 éves korig tartó iskolázottsággal. A szaggatott vonal 'lowess-smoother' (lowess kiigazítás).

Így Lister (2007) érvelése igaz lehet: megfigyelhető, hogy az egyenlőtlenség negatív összefüggést mutat a szavazási hajlandósággal, és az is, hogy az egyenlőtlenség negatív összefüggést mutat a jóléti állammal, ami pozitív összefüggést mutat a szavazási hajlandósággal. Így az egyenlőtlenség és szavazási hajlandóság közötti kapcsolatot valóban a jóléti állam közvetítheti. Ha az univerzális jóléti állam valóban egy kihagyott változó, akkor a jövedelmi egyenlőtlenség torzítatlan hatását kellene látnunk a kormányzati kiadásokra való kontrollálás után.

Az F12. és F13. táblázatokban közölt logit modellek a kormányzati kiadásokat és a szociális védelemre fordított kormányzati kiadásokat is tartalmazzák. Mivel nem volt alapvető különbség a logit, a kétlépcsős és a hierarchikus becslések eredményei között, csak a 3. hipotézis ellenőrzéséhez használt logit regresszió eredményeit mutatom be.¹⁷

¹⁷ A számítások megtekinthetők a szerzőnél.

8. ábra. A szociális támogatásokra fordított kormányzati kiadások és a jövedelmi egyenlőtlenség kapcsolata

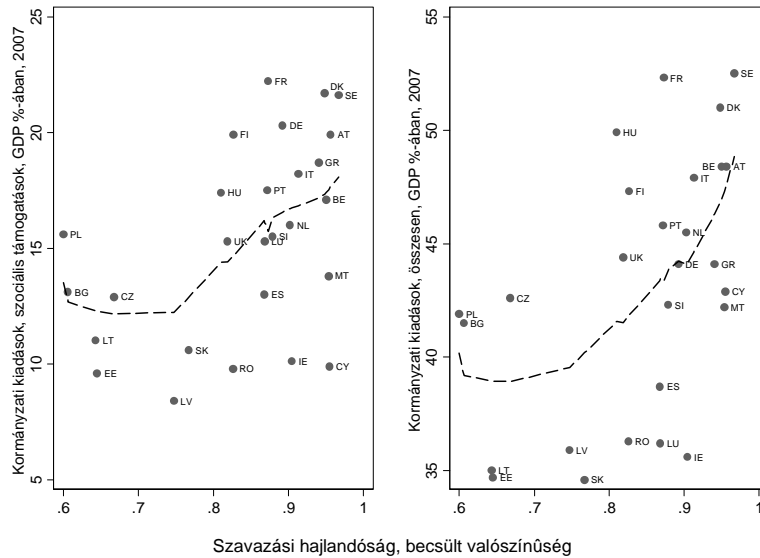


Megjegyzés: A becslést valószínűségeket egy 40 éves férfira vonatkoznak átlagos jövedelemmel és 18 éves korig tartó iskolázottsággal. A szaggatott vonal 'lowess-smoother' (lowess kiigazítás).

Látható, hogy a kormányzati kiadások nem túl nagy, de pozitív hatással vannak a szavazási hajlandóságra az egyéni és más országos szintű változók változatlanlansága mellett. Ha elfogadjuk, hogy a kormányzati kiadások nagysága jól jelzi a jóléti állapotot, azt a következtetést vonhatjuk le, hogy az univerzális jóléti államok hajlamosak a szavazási hajlandóság ösztönzésére. Mindazonáltal a különböző egyenlőtlenségi változók pontbecslései nem változtak szignifikánsan a kormányzati kiadások bevonása után. Minden indikátor, kivéve az Eurostat Gini-jét, negatív maradt, bár veszített egy keveset a szignifikanciájából, valószínűleg a változók közötti megnövekedett multikollinearitás miatt.

Ebből azt a következtetést lehet levonni, hogy bár úgy tűnik, a jóléti államok magasabb szavazási hajlandósággal bírnak, nem valószínű, hogy a kihagyott változó miatt az eredeti becslések torzítottak lettek volna.

9. ábra. A kormányzati kiadások és a szavazási hajlandóság kapcsolata



Megjegyzés: A becsült valószínűségek egy 40 éves férfira vonatkoznak átlagos jövedelemmel és 18 éves korig tartó iskolázottsággal. A szaggatott vonal 'lowess-smoother' (lowess kiigazítás).

5. Következtetés és további megjegyzések

Tanulmányomban a jövedelmi egyenlőtlenség szavazási hajlandóságra gyakorolt hatásának kérdését vizsgáltam a 2009-es *PIREDEU European Election Study* adatbázisán. A témában készült eddigi kutatások és a szakirodalom alapján három különböző hipotézis állítottam fel. Az elemzés eredményei szerint, az egyenlőtlenség negatív összefüggést mutat a választási hajlandósággal és a nemzeti szavazásokkal (*1. hipotézis*). Habár ez a hatás nem túl erős, de megmarad akkor is, ha kontrollálunk számos olyan, szavazási hajlandóságot befolyásoló, empirikusan bizonyított tényezőre, mint az egyéni jellemzők vagy a politikai rendszer különböző sajátosságai. Ez a negatív hatás vagy az erősen egyenlőtlen országokban a szegények gazdagokéhoz viszonyított alacsonyabb választási hajlandóságának (*2. hipotézis*) vagy általában a jóléti államok azon hatásainak eredménye, amely egyaránt növeli a választási hajlandóságot és csökkenti az egyenlőtlenséget állami beavatkozásokkal.

kon keresztül (3. hipotézis). Az empirikus elemzés egyik hipotézist sem cáfolta egyértelműen, de az eredmények legtöbbször nem szignifikánsak. A pontbecslések alapján azonban arra következtethetünk, hogy az egyenlőtlenebb országokban a szegények szavazási hajlandósága relatíve kisebb. Hasonlóképpen, úgy tűnik, hogy az univerzális jóléti államokban a szavazási hajlandóság magasabb, de a jóléti állam változója nem befolyásolja a jövedelem szavazási hajlandóságra gyakorolt hatását. Azt is vizsgáltam, hogy az egyenlőtlenség a jövedelemmegoszlás tetején vagy alján különböző hatással van-e a szavazási hajlandóságra. Habár az eredmények ebben az esetben sem túlságosan robusztusak, úgy tűnik, hogy a gazdag és a középosztálybeli réteg közötti nagyobb jövedelem-különbség kisebb az általános szavazási hajlandósággal jár együtt, míg a középosztálybeliek és szegények közti nagyobb jövedelem-különbség nem függ össze a szavazási hajlandósággal. Ez épp az ellenkezője annak, mint amit az irodalom (pl. a downsi választási modell) alapján feltételeztem.

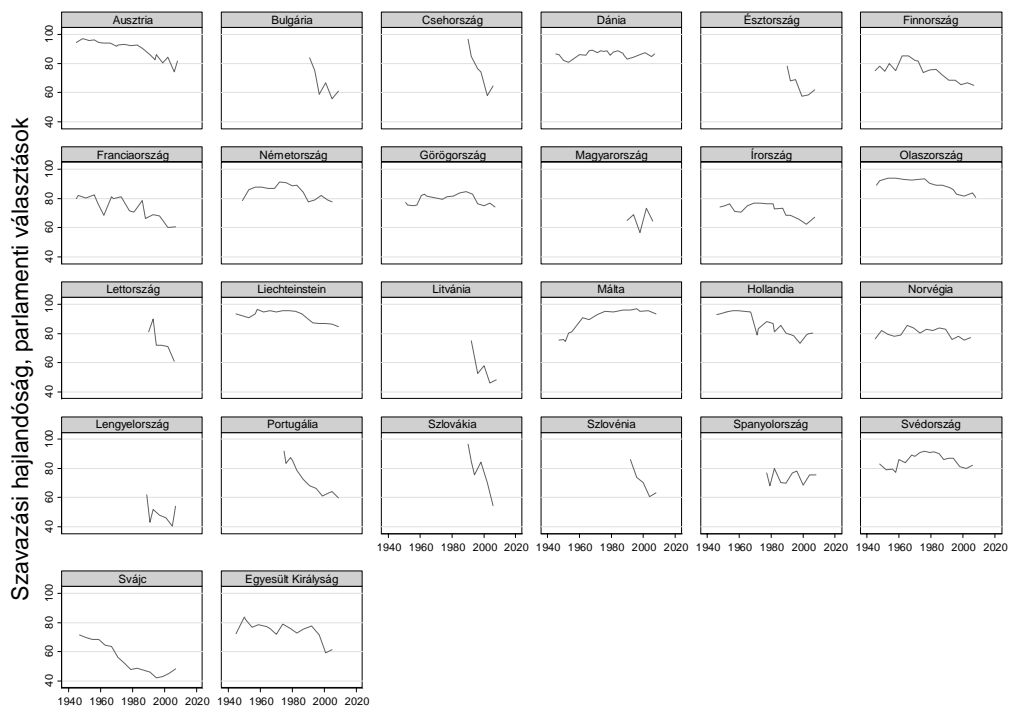
IRODALOM

- Blais, A. 2006: What affects voter turnout? SSRN eLibrary.
- Brady, Henry E., Sidney Verba, and Kay Lehman Schlozman. 1995. Beyond Ses: A Resource Model of Political Participation. *The American Political Science Review*, vol. 89, no. 2, 271–294. p.
- Downs, A. 1957: An economic theory of voting. New York: Harper and Row.
- EES 2010. European Parliament Election Study 2009, Voter Study, Advance release.
- van Egmond, M. H. – E. V. Sapir – W. van der Brug – S. B. Hobolt – N. M. Franklin 2010: EES 2009 Voter Study Advance Release Notes.
- Esping-Andersen, G. 1990: The three worlds of welfare capitalism. Princeton: Princeton University
- Ferejohn, J. A. – M. P. Fiorina. 1974: The paradox of not voting: A decision theoretic analysis. In: *The American Political Science Review*, vol. 68, no. 2, 525–536. p.
- Filer, J. E. – W. L. Kenny – B. R. Morton 1993: Redistribution, income, and voting. In: *American Journal of Political Science*, vol. 37, no. 1, 63–87. p.
- Franzese, R. J. 2005: Empirical strategies for various manifestations of multilevel data. In: *Political Analysis*, vol. 13, no. 4, 430–446. p.
- Funk, P. 2008: Social incentives and voter turnout: Evidence from the Swiss Mail Ballot System. SSRN eLibrary.
- Gallego, A. 2007: Unequal political participation in Europe. In: *International Journal of Sociology*, vol. 37, no. 4, 10–25. p.
- Geys, B. 2006a: Explaining voter turnout: A review of aggregate-level research. In: *Electoral Studies*, vol. 25, no. 4, 637–663. p.
- Geys, B. 2006b: Rational theories of voter turnout: A review. In: *Political Studies Review*, vol. 4, no. 1, 16–35. p.
- Goodin, R. E. – K. W. S. Roberts 1975: The ethical voter. In: *The American Political Science Review*, vol. 69, no. 3, 926–928. p.

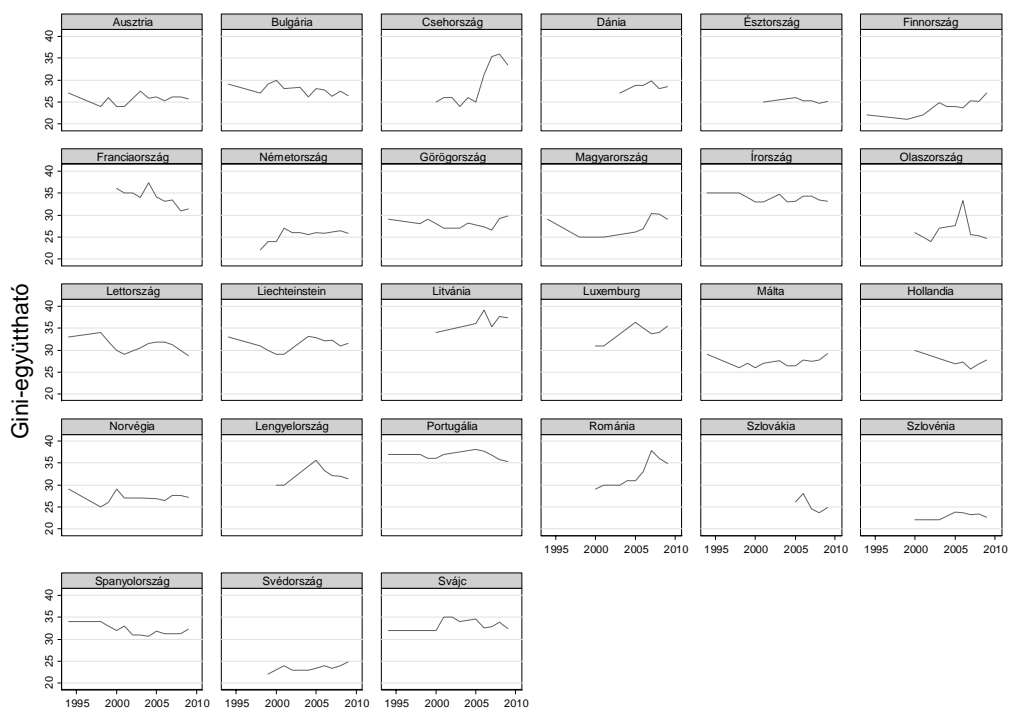
- Grossman, G. M. – E. Helpman 2002: Special interest politics. MIT Press.
- Kaniovski, S. – C. D. Mueller 2006: Community size, heterogeneity and voter turnouts. In: *Public Choice*, vol. 129 no. 3/4, 399–415. p.
- Lancee, B. – H. van de Werfhorst 2011: Income inequality and participation: A comparison of 24 European countries. GINI Discussion Paper 6.
- Ledyard, J. O. 1984: The pure theory of large two-candidate elections. In: *Public Choice*, vol. 44, no. 1, 7–41. p.
- Lijphart, A. 1997: Unequal participation: democracy's unresolved dilemma. In: *The American Political Science Review*, vol. 91, no. 1, 1–14. p.
- Lister, M. 2007: Institutions, inequality and social norms: Explaining variations in participation. In: *The British Journal of Politics & International Relations*, vol. 9, no. 1, 20–35. p.
- Lupu, N. – J. Pontusson 2011: The structure of inequality and the politics of redistribution. In: *American Political Science Review*, vol. 105, no. 2, 316–336. p.
- Meltzer, A. H. – F. S. Richard 1981: A rational theory of the size of government. In: *The Journal of Political Economy*, vol. 89, no. 5, 914–927. p.
- Mueller, D. C. – T. Stratmann 2003: The economic effects of democratic participation. In: *Journal of Public Economics*, vol. 87, 2129–2155. p.
- OECD 2008: Growing unequal? Income distribution and poverty in OECD countries. Paris: OECD.
- Paczynska, A. 2005: Inequality, political participation, and democratic deepening in Poland. In: *East European Politics & Societies*, vol. 19, no. 4, 573–613.
- Palfrey, T. R. – H. Rosenthal 1983: A strategic calculus of voting. In: *Public Choice*, vol. 41, no. 1, 7–53. p.
- Palfrey, T. R. – H. Rosenthal 1985: Voter participation and strategic uncertainty. *The American Political Science Review*, vol. 79, no. 1, 62–78. p.
- Riker, W. H. – P. C. Ordeshook 1968: A theory of the calculus of voting. In: *The American Political Science Review*, vol. 62, no. 1, 25–42. p.
- Schattschneider, E. E. 1960: *The semisovereign people: A realist's view of democracy in America*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Solt, F. 2010: Does economic inequality depress electoral participation? Testing the Schattschneider hypothesis." In: *Political Behavior*, vol. 32, no. 2, 285–301. p.
- SSO 2009: Annual monitoring report 2009. Social Situation Observatory. European Commission Directorate-General "Employment, Social Affairs and Equal Opportunities" Unit E1 – Social and Demographic Analysis. http://www.tarki.hu/en/research/observatory/monitoring_report_2009.pdf (Letöltés dátuma: 2011. április 22.)
- Tóth, I. Gy. – Keller T. 2011: Income distributions, inequality perceptions and redistributive claims in European societies. GINI Discussion paper 7. Amsterdam: AIAS.
- Uhlener, C. J. 1989: Rational turnout: The neglected role of groups. In: *American Journal of Political Science*, vol. 33, no. 2, 390–422. p.
- Yamamura, E. 2011: Effects of social norms and fractionalization on voting behaviour in Japan. In: *Applied Economics*, Taylor and Francis Journals, vol. 43, no. 11, 1385–1398. p.

1. számú Függelék – Táblázatok

F1. ábra. Szavazási hajlandóság az egyes európai országokban



F2. ábra. A Gini-koefficiens alakulása az egyes európai országokban, 1995–2010



F1. táblázat. Az általános egyenlőtlenség indikátorai az Európa Unió országaiban

Ország	Gini	Gini keresetek	s80/s20	MDMI	Szegénységi ráta	p95/p5, LIS	p95/p5, SILC
Ausztria	25,7	0,321	3,658	16,8	16,8	4,8	4,4
Belgium	26,4	0,248	3,893	22,6	22,6	4,9	4,5
Bulgária	33,4	0,331	6,459	61,3	61,3	–	9,1
Ciprus	28,4	0,315	4,072	25,3	25,3	–	4,9
Cseh Köztársaság	25,1	0,264	3,395	19,6	19,6	–	4,1
Dánia	27,0	0,256	3,425	17,2	17,2	3,6	3,8
Észtország	31,4	0,319	4,869	25,9	25,9	7,9	6,1
Finnország	25,9	0,275	3,709	17,2	17,2	4,2	4,3
Franciaország	29,8	–	–	18,9	18,9	–	4,5
Németország	29,1	0,330	4,540	18,4	18,4	5,2	5,6
Görögország	33,1	0,318	5,370	29,4	29,4	7,1	6,7
Magyarország	24,7	0,322	3,557	32,1	32,1	5,8	4,3
Írország	28,8	0,334	4,395	25,0	25,0	5,9	5,1
Olaszország	31,5	0,284	4,887	25,0	25,0	7,4	6,3
Lettország	37,4	0,384	7,058	45,8	45,8	–	9,5
Litvánia	35,5	0,347	5,658	41,0	41,0	–	7,0
Luxemburg	29,2	0,342	3,904	17,3	17,3	5,0	4,9
Málta	37,8	–	–	20,6	20,6	–	–
Hollandia	27,2	0,309	3,739	16,7	16,7	3,8	4,2
Lengyelország	31,4	0,348	5,014	45,3	45,3	6,6	6,4
Portugália	35,4	0,377	6,076	26,1	26,1	–	7,7
Románia	34,9	0,295	6,966	45,9	45,9	–	10,0
Szlovákia	24,8	0,250	3,309	32,0	32,0	–	4,0
Szlovénia	22,7	0,301	3,262	18,5	18,5	4,8	4,1
Spanyolország	32,3	0,293	4,926	23,4	23,4	6,9	6,5
Svédország	24,8	0,305	3,321	14,4	14,4	3,9	3,9
Egyesült Királyság	32,4	0,371	5,346	24,8	24,8	6,7	6,6

Megjegyzés: Gini forrása: Eurostat 2009; Gini keresetek és s80/s20 forrása: SSO 2009; MDMI: a mediántól való távolság átlaga forrása Lancee–Werfhorts (2011); Szegénységi ráta a szegénység vagy társadalmi kirekesztettség veszélyének kitett népesség, Eurostat 2005 (Románia 2007, Bulgária 2006); p95/p5 LIS forrása Tóth–Keller (2011), p95/p5 SILC Medgyesi Márton számítási az EU-SILC adatbázisból.
– : adathiány.

F2. táblázat. A medián alatti és feletti egyenlőtlenség indikátorai

Ország	MDMI, felett	p95/p50, LIS	p95/p50, SILC	MDMI, alatt	p50/p5, LIS	p50/p5, SILC
Ausztria	0,47	2,19	2,122	-0,27	2,2	2,054
Belgium	0,55	2,11	2,027	-0,31	2,3	2,215
Bulgária	-	-	2,855	-	-	3,174
Ciprus	0,65	-	2,174	-0,29	-	2,254
Cseh Köztársaság	0,51	-	2,070	-0,22	-	1,962
Dánia	0,38	1,78	1,839	-0,24	2,04	2,068
Észtország	0,71	2,94	2,394	-0,31	2,69	2,557
Finnország	0,55	1,97	2,035	-0,28	2,12	2,115
Franciaország	0,55	-	2,101	-0,29	-	2,156
Németország	0,58	2,24	2,296	-0,29	2,34	2,436
Görögország	0,79	2,56	2,469	-0,36	2,77	2,697
Magyarország	0,67	2,44	2,012	-0,31	2,37	2,137
Írország	0,84	2,21	2,269	-0,30	2,67	2,255
Olaszország	0,63	2,53	2,328	-0,34	2,91	2,721
Lettország	1,06	-	2,945	-0,36	-	3,215
Litvánia	0,78	-	2,574	-0,33	-	2,736
Luxemburg	0,64	2,24	2,255	-0,33	2,24	2,163
Málta	-	-	-	-	-	-
Hollandia	0,46	1,89	2,153	-0,24	1,99	1,956
Lengyelország	0,67	2,49	2,554	-0,35	2,66	2,512
Portugália	0,95	-	2,971	-0,34	-	2,602
Románia	-	-	2,719	-	-	3,661
Szlovákia	0,57	-	1,926	-0,26	-	2,086
Szlovénia	0,43	2,01	1,919	-0,25	2,38	2,129
Spanyolország	0,65	2,38	2,340	-0,36	2,9	2,784
Svédország	0,38	1,89	1,848	-0,27	2,05	2,130
Egyesült Királyság	0,72	2,7	2,546	-0,34	2,49	2,595

Megjegyzés: MDMI felett: a mediántól való távolság átlaga a medián felett, forrása Lancee–Werfhorst (2011); p95/p50 LIS forrása Tóth és Keller (2011); p95/p50 SILC Medgyesi Márton számítása az EU-SILC adatbázisából. MDMI alatt: a mediántól való távolság átlaga a medián alatt, forrása Lancee–Werfhorst (2011); p50/p5 LIS forrása Tóth és Keller (2011), p50/p5 SILC Medgyesi Márton számítása az EU-SILC adatbázisából.

- : adathiány.

F3. táblázat. Országos szintű indikátorok 1.

Ország	Egyszerre több választás	Kötelező szavazás	Küszöb-érték	Választói rendszer*	Elnöki rendszer	Föderalizmus
Ausztria	0	0	0	3	3	1
Belgium	0	1	0	3	0	1
Bulgária	0	0	1	3	3	0
Ciprus	0	1	0	3	1	0
Cseh Köztársaság	0	0	1	3	0	0
Dánia	1	0	0	3	0	0
Észtország	0	0	0	3	0	0
Finnország	0	0	0	3	0	0
Franciaország	0	0	1	1	2	0
Németország	0	0	1	4	0	1
Görögország	0	1	0	3	0	0
Magyarország	0	0	1	4	0	0
Írország	0	0	0	5	3	0
Olaszország	0	0	0	3	0	0
Lettország	0	0	1	3	0	0
Litvánia	0	0	1	2	3	0
Luxemburg	1	1	0	3	0	0
Málta	0	0	0	5	0	0
Hollandia	0	0	0	3	0	0
Lengyelország	0	0	1	3	3	0
Portugália	0	0	0	3	3	0
Románia	0	0	0	4	3	0
Szlovákia	0	0	1	3	0	0
Szlovénia	0	0	0	3	3	0
Spanyolország	0	0	0	3	0	0
Svédország	0	0	1	3	0	0
Egyesült Királyság	0	0	0	0	0	0

Forrás: European Election Study/ PIREDEU 2009

Megjegyzés: *Értékek: arányos képviselő (0) vs. „győztes mindent visz”(5).

F4. táblázat. Országos szintű indikátorok 2.

Ország	Nemzeti szavazás óta eltelt idő (év) ^{a)}	Teljes népesség száma, 2008	GDP, per fő, az EU-27 %-ában ^{b)}	Kormányzati kiadások, összes, GDP %-ában, 2007	Kormányzati kiadások, szociális támogatások, GDP%-ában, 2007
Ausztria	3,25	8 318 592	124	48,4	19,9
Belgium	1,00	10 666 866	116	48,4	17,1
Bulgária	0,08	7 640 238	44	41,5	13,1
Ciprus	1,92	789 269	98	42,9	9,9
Cseh Köztársaság	0,92	10 381 130	82	42,6	12,9
Dánia	2,42	5 475 791	121	51,0	21,7
Észtország	1,75	1 340 935	64	34,7	9,6
Finnország	1,83	5 300 484	113	47,3	19,9
Franciaország	0,30	63 982 881	108	52,3	22,2
Németország	0,42	82 217 837	116	44,1	20,3
Görögország	0,75	11 213 785	93	44,1	18,7
Magyarország	0,83	10 045 401	65	49,9	17,4
Írország	1,92	4 401 335	127	35,6	10,1
Olaszország	2,84	59 619 290	104	47,9	18,2
Lettország	1,33	2 270 894	52	35,9	8,4
Litvánia	3,00	3 366 357	55	35,0	11
Luxemburg	0,00	483 799	271	36,2	15,3
Málta	2,75	410 290	81	42,2	13,8
Hollandia	1,00	16 405 399	131	45,5	16
Lengyelország	2,42	38 115 641	61	41,9	15,6
Portugália	0,42	10 617 575	80	45,8	17,5
Románia	3,42	21 528 627	46	36,3	9,8
Szlovákia	1,00	5 400 998	73	34,6	10,6
Szlovénia	3,34	2 010 269	88	42,3	15,5
Spanyolország	2,75	45 283 259	103	38,7	13
Svédország	1,25	9 182 927	118	52,5	21,6
Egyesült Királyság	0,92	61 179 256	112	44,4	15,3

Forrás: European Election Study/PIREDEU 2009, eltérő megjegyzés hiányában. a) saját számítás; b) Eurostat adatok.

F5. táblázat. A jövedelmi egyenlőtlenség különböző mutatóinak szavazási hajlandóságra gyakorolt hatása országok szintjén – logit becslés (esélyhányadosok)

Magyarázó változók	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Szavazat	Szavazat	Szavazat	Szavazat	Szavazat	Szavazat	Szavazat
Szubjektív életszínvonal (országon belüli z-score)	1,194***	1,186***	1,203***	1,201***	1,198***	1,204***	1,190***
Gini (Eurostat 2009)	1,017						
s80/s20 (SSO 2009)		1,041					
Gini, kereset (SSO 2009)			0,982**				
Mediántól való átlagtávolság				0,218*			
Szegénységi ráta (SILC)					0,976*		
p95/p5 (LIS)						0,751	
p95/p5 (SILC)							0,942
Konstans	0,085**	0,138*	0,249	0,181*	0,251	0,861	0,157*
Megfigyelések száma	20 202	18 964	20 202	18 112	20 202	12 979	19 603

Szignifikancia szintek: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

F6. táblázat. A jövedelmi egyenlőtlenség különböző mutatóinak szavazási hajlandóságra gyakorolt hatása országok szintjén – kétlépcsős becslés

Magyarázó változók	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
			Várható valószínűség 2. lépés					
Gini (Eurostat 2009)	0,000854							
s80/s20 (SSO 2009)		0,00224						
Gini, kereset (SSO 2009)			-0,00174					
MDMI				-0,338				
Szegénységi ráta (SILC)					-0,00608**			
p95/p5 (LIS)						-0,0400		
p95/p5 (SILC)							-0,00779	
Konstans	0,792***	0,831***	0,864***	0,875***	0,943***	1,024**	0,849***	
Megfigyelések száma	27	25	27	24	27	17	26	
R ²	0,575	0,602	0,603	0,648	0,685	0,627	0,587	

Megjegyzés: becstült értékek egy olyan 40 éves férfira átlagos jövedelemmel, aki 18 évesen fejezte be a tanulmányait

Szignifikancia szintek: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

F7. táblázat. A jövedelmi egyenlőtlenség különböző mutatóinak szavazási hajlandóságra gyakorolt hatása – hierarchikus logit modellek (esélyhányadosok)

Magyarázó változók	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Szavazat	Szavazat	Szavazat	Szavazat	Szavazat	Szavazat	Szavazat
Gini (Eurostat 2009)	1,007						
s80/s20 (SSO 2009)		0,944					
Gini, kereset (SSO 2009)			0,979*				
MDMI				0,0943*			
Szegénységi ráta (SILC)					0,964*		
p95/p5 (LIS)						0,713	
p95/p5 (SILC)							0,895
Konstans	0,166	0,272	0,380	0,306	0,501	0,986	0,300
Randomhatás paraméterek							
sd(Konstans)	0,529***	0,507***	0,499***	0,474***	0,473***	0,458***	0,499***
Megfigyelések száma	20 202	18 964	20 202	18 112	20 202	19 603	19 603
Csoportok száma	27	25	27	24	27	26	26

Szignifikancia szintek: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

F8. táblázat. *Jövedelmi hatás – logit modell (esélyhányadosok)*

Magyarázó változók	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat
Szubjektív életszínvonal	1,029	0,773	1,011	1,118	1,223**	1,239	1,182
Gini (Eurostat 2009)	1,018						
* életszínvonal	1,005						
s80/s20 (SSO 2009)		1,042					
* életszínvonal		1,006					
Gini, kereset (SSO 2009)			0,982**				
* életszínvonal			0,998				
MDMI				0,222*			
* életszínvonal				1,155			
Szegénységi ráta (SILC)					0,976*		
* életszínvonal					0,999		
p95/p5 (LIS)						0,750	
* életszínvonal						0,995	
p95/p5 (SILC)							0,942
* életszínvonal							1,001
Konstans	0,083**	0,137*	0,251	0,179*	0,252	0,866	0,156*
Megfigyelések	20 202	18 964	20 202	18 112	20 202	12 979	19 603

Szignifikancia szintek: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

F9. táblázat. *Jövedelmi hatások, hierarchikus – logit modell (esélyhányadosok)*

Magyarázó változók	(1) szavazat	(3) szavazat	(5) szavazat	(7) szavazat	(9) szavazat	(11) szavazat	(13) szavazat
Szubjektív életszínvonal (országon belüli z-score)	1,057	0,775	1,046	1,147	1,274***	1,231	1,228***
Gini (Eurostat 2009)	1,008						
* életszínvonal	1,005						
s80/s20 (SSO 2009)		0,944					
* életszínvonal		1,003					
Gini, kereset (SSO 2009)			0,979*				
* életszínvonal			0,998				
MDMI				0,096*			
* életszínvonal				1,139			
Szegénységi ráta (SILC)					0,964**		
* életszínvonal					0,999		
p95/p5 (LIS)						0,713	
* életszínvonal						0,999	
p95/p5 (SILC)							0,895
* életszínvonal							0,998
Konstans	0,162	0,271	0,385	0,303	0,505	0,988	0,300
Randomhatás paraméterek							
sd(Konstans)	0,529***	0,507***	0,499***	0,474***	0,474***	0,458***	0,499***
Megfigyelések száma	20 202	18 964	20 202	18 112	20 202	12 979	19 603
Csoportok száma	27	25	27	24	27	17	26

Szignifikancia szintek: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

F10. táblázat. A medián alatti és feletti jövedelmi egyenlőtlenség különböző változóinak szavazási hajlandóságra gyakorolt hatása – logit modell (esélyhányadosok)

Magyarázó változók	(1) szavazat	(2) szavazat	(3) szavazat	(4) szavazat	(5) szavazat	(6) szavazat
MDMI, átlag alatt	2,357					
p50/p5 (LIS)		17,760***				
p50/p5 (SILC)			0,880			
MDMI, átlag felett				0,466		
p95/p50 (LIS)					0,102*	
p95/p50 (SILC)						0,550*
Konstans	0,108*	0,001***	0,160	0,108**	27,45	0,382
Megfigyelések száma	18 112	12 979	19 603	18 112	12 979	19 603

Szignifikancia szintek: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

F11. táblázat. Jövedelmi hatások a medián alatt és felett – logit modell (esélyhányadosok)

Magyarázó változók	(1) szavazat	(2) szavazat	(3) szavazat	(4) szavazat	(5) szavazat	(6) szavazat
Szubjektív életszínvonal (országon belüli z-score)	1,006	1,271	1,195	1,160*	1,198	1,102
MDMI, átlag alatt	2,174					
* életszínvonal	0,566					
p50/p5 (LIS)		17,66***				
* életszínvonal		0,980				
p50/p5 (SILC)			0,880			
* életszínvonal			0,998			
MDMI, medián felett				0,469		
* életszínvonal				1,051		
p95/p50 (LIS)					0,102*	
* életszínvonal					1,004	
p95/p50 (SILC)						0,552*
* életszínvonal						1,035
Konstans	0,105*	0,001***	0,160	0,108**	27,40	0,378
Megfigyelések száma	18 112	12 979	19 603	18 112	12 979	19 603

Szignifikancia szintek: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

F12. táblázat. *Jóléti állam vizsgálat 1. – logit modell (esélyhányadosok)*

Magyarázó változók	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat
Kormányzati kiadások, összesen a GDP %-ában, 2007	1,075**	1,067**	1,070**	1,059*	1,065*	1,098*	1,068*
Gini (Eurostat 2009)	1,023						
s80/s20 (SSO 2009)		0,981					
Gini, kereset (SSO 2009)			0,986*				
MDMI				0,551			
Szegénységi ráta (SILC)					0,986		
p95/p5 (LIS)						0,990	
p95/p5 (SILC)							0,957
Konstans	0,003***	0,007***	0,010***	0,009**	0,011**	0,001**	0,007***
Megfigyelések száma	20 202	18 964	20 202	18 112	20 202	12 979	19 603

Szignifikancia szintek: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

F13. táblázat. *Jóléti állam vizsgálat 2. – logit modell (esélyhányadosok)*

Magyarázó változók	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat	szavazat
Kormányzati kiadások, szociális támogatások, a GDP %-ában, 2007	1,104**	1,108**	1,098*	1,076	1,091*	3,773***	1,101**
Gini (Eurostat 2009)	1,009						
s80/s20 (SSO 2009)		0,897					
Gini, kereset (SSO 2009)			0,986*				
MDMI				0,300			
Szegénységi ráta (SILC)					0,983		
p95/p5 (LIS)						0,106***	
p95/p5 (SILC)							0,931
Konstans	0,024***	0,035***	0,054***	0,053**	0,057**	0,000***	0,039***
Megfigyelések száma	20 202	18 964	20 202	18 112	20 202	12 979	19 603

Szignifikancia szintek: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

2. számú Függelék – Becslési eljárás

Három modellípust használok az egyenlőtlenség és a szavazási hajlandóság közti kapcsolat vizsgálatára. Egy egyszerű logit regressziót (1) ország szinten klaszterezett standard hibákkal. Ennek robusztusságát egy kétlépcsős becsléssel (2) és egy hierarchikus modellel (3) is tesztelem.

A logit modell a következő:

$$(1) \quad \Pr(V_{ic} = 1) = \alpha + \beta Y_{ic} + \gamma Z_c + \varepsilon_i,$$

ahol V a szavazás dummy-változója, Y az egyéni változók faktora, míg Z az ország-szintű változókat képviseli beleértve egy jövedelmi egyenlőtlenségi változót; i az egyén indexe, míg c az országé. α, β, γ becslést paraméterek, míg ε az egyéni szintű hibaterm.

Olyan keresztmetszeti-panel adatokra épülő modellekben, ahol a függő változó bináris, a becslés eltérő hatékonyságú lehet az egyes szinteken (itt: országokban). Ezért Franzese (2005) kétlépcsős eljárást javasol. A kétlépcsős becslés első lépésében minden egyénre becslök egy szavazási valószínűséget, az egyéni jellemzői alapján, majd a második lépésben a becslést valószínűségek országos átlagain becslöm az országos szintű változók hatását. Vagyis az első lépésben a

$$(2a) \quad \Pr(V_{ic} = 1) = \alpha + \beta Y_{ic} + \varepsilon_i,$$

egyenletet becslöm. A becslést valószínűséget egy 40 éves férfira számolom ki, aki 18 éves koráig járt iskolába és átlagos a szubjektív életszínvonala (jövedelme). Hogy az országok közötti eltérő becslési hatékonyságot figyelembe vegyem, a becslést valószínűségek standard hibáinak inverzét használom fel súlyként a második lépésben.

$$(2b) \quad \PrVote = \mu + \theta Z_c + u_c,$$

ahol $PrVote$ az előrejelzett országos szavazási átlag. Az elméleti különbség e között és a logit modell között az, hogy a kétlépcsős becslésben az egyéni változóknak eltérő hatást engedünk (vagyis a kétlécsős modell flexibilisebbnek mondható), illetve hogy a súlyozás kiigazítja az országok közötti eltérő becslési hatékonyságot.

Végül egy hierarchikus modellel becslök, ahol a válaszadók országon belül csoportosulnak:

$$(3) \quad \Pr(V_{ic} = 1) = \alpha + \beta Y_{ic} + \gamma Z_c + \varepsilon_i + u_c,$$

ahol u az országos szintű hiba. A kétlépcsős modell nagy hátránya, hogy nem lehet egyéni és országos szintű változók interakcióját felhasználni a becslési eljárásban; illetve, hogy az ország-átlagok számításakor egy előre definiált csoportra kell megadni a 2. lépéshez a függő változót. A 2. *hipotézis* teszteléséhez interakciós tagok hasz-

nálata szükséges: azt vizsgálom, hogy hogyan hatnak az intézményi változók az egyéni jövedelem és a szavazási hajlandóság közti összefüggésre. A hierarchikus modellben, csakúgy, mint az egyszerű logit becslésben ez könnyen kivitelezhető. A kétlépcsős eljárásnak azonban megvannak az előnyei is. A 2. lépés becslésének eredményei könnyen ábrázolhatóak, szemben a logit vagy a hierarchikus modellel.