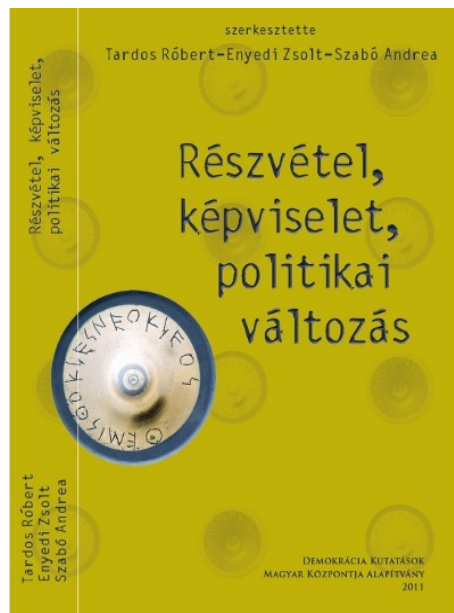


Bálint Lajos – Bozsonyi Károly: *Választói részvétel és véleménypolarizáció összefüggésének térökonometriai modellezése*

Megjelent: Tardos Róbert, Enyedi Zsolt és Szabó Andrea (szerk.):
Részvétel, képviselet, politikai változás. Budapest: Demokrácia Kutatások
Magyar Központja Alapítvány, 2011, 57-73. p.

Forrás: <http://www.valasztaskutatas.hu>



Bálint Lajos–Bozsonyi Károly

VÁLASZTÓI RÉSZVÉTEL ÉS VÉLEMÉNYPOLARIZÁCIÓ ÖSSZEFÜGGÉSÉNEK TÉRÖKONOMETRIAI MODELLEZÉSE

ELŐZMÉNYEK

A választási részvétellel kapcsolatos szakirodalomban két fontosabb áramlat domborodik ki. A normatív megközelítés a participáció magasabb szintjének kívánatos voltát hangsúlyozza, míg az empirikus várakozások a választási részvétel változásának következményeit hangsúlyozzák (Hansford–Gomez 2010). A normatív felfogás szerint a magas társadalmi részvétel erősíti a reprezentatív demokrácia pilléreit, növeli a legitimitást, a polgári erények kiteljesedését bizonyítja. A választás intézménye teszi lehetővé, hogy a választók befolyásolni tudják a hatalommal felruházottakat döntéseik meghozatalában (Putnam 2000, Darmofal 2006).

Számos politikai viselkedésmélet hangsúlyozza a kontextus és ezen belül a térbeliség, a szomszédság, a fizikai közelség szerepét a politikai tevékenységek különböző területein, így a választási részvétel vonatkozásában is (Cho 2003, Gimpel–Dyck–Shaw 2004, Cho–Rudolph 2008). A „kontextus számít” (*context matters in politics*) kijelentés azt takarja, hogy a politika nem egymástól elzárt individuumok független cselekvése, hanem kapcsolatban álló, egymásra reflektáló egyének és csoportok interakcióinak sokasága. Az állítás következménye tehát az, hogy az embereket befolyásolja az a közeg, amely őket körülveszi. Feltételezhető, hogy az egyének szavazási hajlandósága nő, ha a környezet által sugallt impulzusok, normák, elvárások, minták is ilyen irányba mutatnak. A kontextusra vonatkozó megállapítások általában plauzibilisnek tűnnek különböző elemzési szinteken is. A kontextus működésére, a társas környezet egyénre gyakorolt hatásának leírására vonatkozó elképzelések korántsem egyértelműek (Burbank 1997). A participáció és a térbeli kontextus összekapcsolása nem új keletű megközelítés. Az Egyesült Államokban már a hatvanas években történtek kísérletek a térbeli komponens szerepének megvilágítására a választási magatartásban (Putnam 1966, Huckfeldt 1979).

Wendy Cho és Thomas Rudolph (2008) a térbeli, fizikai közelségen alapuló kontextus lehetséges okait vizsgálták. Arra keresték a választ, hogy az egyén és a kontextus miképpen kapcsolódik egymáshoz, melyek azok a transzmissziós szálak, amelyek a térben közeli lokalitásokban élők cselekvé-

seinek hasonlósága mögött állnak. Négy lehetséges közvetítő mechanizmust körvonalaztak:

1. A politikai participáció térbeli dependenciájának okai közül az első *önkiválasztási folyamat*nak nevezték (*self-selection process*), amely azt mondja ki, hogy hasonló státuszúak egymáshoz közeli lakóhelyet választanak, illetve kénytelenek választani. A homogén lakóhelyi környezetben élők gondolkodásmódja, valamint választási hajlandósága és preferenciái is hasonlóak. A kiválasztás szempontjából voltaképpen lényegtelen, hogy a szegregáció milyen mechanizmusokon keresztül testesül meg (etnikai, gazdasági kényszerek, diszkriminatív eljárások), a hangsúly az elkülönülésen és az elkülönültek politikai gyakorlatainak, participációs magatartásának hasonlóságán van. Ezen nézet szerint a kontextuális hatást az önkiválasztási tézis szerint olyan lakóhelykiválasztási mechanizmusok hozzák létre, amelyek mögött individuális tényezők állnak, ezek generálnak térben klaszterezett mintázatot (térbeli dependenciát).
2. Második lehetőségként az elit mobilizációs szerepét emelték ki (*elit-driven process*). Eszerint az élitek egyes célcsoportok választási részvételét fókuszáltan igyekeznek növelni. A legegyszerűbben mindez geográfiai területek lehatárolásával, lokális médiaüzenetekkel történhet.
3. A kontextuális hatások harmadik és valószínűleg a legmeghatározóbb koncepciója *a társas interakciók elméletére* vezethető vissza, amely a társas környezet szerepét hangsúlyozza lakóhelyi/tágabb környezeti normák követésében. Makroszintű nézőpontból számos bizonyíték van arra, hogy a részvétel valószínűségét a lakóhely gazdasági, társadalmi, etnikai tényezői érdemben befolyásolják. Mikroszintű nézőpontból a hálózatok véleményformáló szerepét hangsúlyozzák az egyének participációs hajlandóságára.
4. Végül a hasonlóság irányában ható negyedik koncepciót oksági észlelésnek (*causal observation*) nevezték. A társas interakciók explicit formáinál a hangsúly az önkéntes szervezetekben vagy véleményformáló hálózatokban való közvetlen részvételen van, azonban léteznek ezektől eltérő, nem kevésbé hatásos fórumok is, amelyek nem önkéntes alapon, nem zárt közösségek intim keretein belül gyakorolnak hatást. Az ilyen alacsony intenzitású szomszédsági kapcsolatok szóbeli és nem verbális csatornákon keresztül, direkt módon, akaratlagosan jelentkeznek a hétköznapi cselekvések, legtöbbször a lakókörnyezetben élők megfigyelése során.

A választásszociológiai szakirodalomban jól ismert, hogy az iskolázottabbak, egészségesebbek választási részvételi hajlandósága magasabb, mint a társadalom többi csoportjéé (Lijphart 1997, Hansford–Gomez 2010). Az ökológiai szintű adatokkal értelemszerűen a makroszintű gazdasági-társadalmi körülmények hatása becsülhető és az egyéni cselekvésére levonható kö-

vetkeztetések korlátozottak, ha nem lehetetlenek (Eisenberg–Ketcham 2004, Lacombe–Shaughnessy 2007). A szociológiai megközelítés mellett a választási részvétel makroszintű okai között szokás említeni a pártrendszerek szerepét. Az institutionális megközelítés szerint – az iparilag fejlett demokráciákban – a kompetitívebb politikai környezet magasabb politikai részvételt valószínűsít (Jackman 1987, Cox 1999).

Hazánkban a kilencvenes évek közepén Angelusz Róbert és Tardos Róbert (1996) vizsgálták a választási részvétel és makroszintű kontextuális változók kapcsolatát. Tanulmányozták továbbá a véleménypolarizáció hatását is. Vállalkozásuk úttörő volt a magyar empirikus politikakutatási irodalomban, bár a kor lehetőségeinek megfelelően még nem alkalmazhattak térökonometriai modelleket.

Kmetty Zoltán és Tóth Gergely (2011) jelen kötetben publikált tanulmánya ugyancsak vizsgálja a kontextuális hatások jelenlétét, továbbá a térbeliség modellspecifikációs problémáit is kezelik.

HIPOTÉZIS

Elemzésünk kiinduló hipotézise szerint a választási részvételt meghatározó számtalan kulturális, társadalmi és gazdasági tényező mellett szignifikáns szerepe van a szavazatok pártok közötti eloszlásában megfigyelhető koncentrációnak vagy éppen polarizációnak. Többféle elméleti megközelítés is amellel szólhat, hogy ez az effektus létezik. A racionális döntések elmélete szerint lehetséges választói viselkedés, hogy a választó egy többségi választási rendszer szerinti választáson hajlamos a saját voksát döntő voksként tekinteni és eszerint cselekedni. Ha ez az elméleti megfontolás igaz, akkor egy kiegyenlítettebb körzetben nagyobb a választók motivációja a részvételre, mint egy olyan körzetben, ahol nyilvánvaló valamelyik párt fölényes győzelme.

A választási eredmények polarizációja más mechanizmuson keresztül is hatást gyakorolhat a részvételre. Joggal feltételezzük, hogy ahol kiélezettebb a verseny, ott jobban mobilizálnak a pártok, mint ott, ahol nagy egyenlőtlenség érezhető.

Természetesen a szavazás előtt sem a pártok, sem a választók nincsenek tisztában a választások kimenetele utáni koncentrációs-polarizációs szinttel. Azt azonban elfogadhatjuk, hogy a mikrokörnyezetüket közvetlenül észlelő választók és pártaktivisták a szavazatkoncentrációs szint valamiféle percepciójával rendelkeznek. Pusztán annyit kell feltételeznünk hipotézisünk tesztelhetősége érdekében, hogy ezek a percepciók sztochasztikusan monotonok, azaz általában, átlagosan igaz, hogy a szavazók és az aktivisták ott érzékelnek nagyobb polarizációt, ahol tényleg nagyobb is.

ALKALMAZOTT MÓDSZERTAN

A koncentráció, illetve polarizáció mérésére több indexet is kipróbáltunk (Gini-együttható, Blau-index, disszimilitási index), ezek azonban erősen korrelálnak mutatkoztak, lényegében mindegy volt, hogy melyiket emeljük a modellbe. A társadalomtudományokban való elterjedtsége és ismertsége miatt a Blau-index¹ mellett döntöttünk, és ezt használtuk a szavazatok koncentrátságának mértékeként.

Mivel joggal gondoljuk, hogy a részvételi hajlandóságra jelentős hatást gyakorolhat a gazdasági-társadalmi környezet, ami esetleg szintén összefügghet a koncentrátság mértékével, az általános gazdasági-társadalmi környezetet leíró változókat (egy főre jutó szja, munkanélküliségi ráta, iskolázottsági szint) is célszerűnek látszott a modellbe emelni. Mivel azonban ez a változószett erősen multikollineáris, ami a modellspecifikáció szempontjából problémát jelent, úgy döntöttünk, hogy egyetlen változót szerepeltettünk az amúgy is erősen korrelált változók közül, ez pedig a 2009. évi munkanélküliségi arány lett.

Kutatási hipotézisünk ezek után a következőképp fogalmazható meg: a leadott szavazatok koncentrátsága – a térbeli dependenciákat kiszűrve és az általános társadalmi-gazdasági környezet hatását a munkanélküliséggel reprezentálva – mutat-e szignifikáns kapcsolatot a választási részvétellel. A vizsgálatot két aggregátsági szinten is elvégeztük, települési és kistérségi szinten.

A térbeli (geokódolt, georeferenciával rendelkező) politikai adatok térbeli és ezen belül térökonometriai eszközökkel történő megfelelő kezelése viszonylag sporadikusnak mondható a politológiai, választásszociológiai szakirodalomban. Nemzetközi viszonylatban is főképp csak az elmúlt évtizedben került sor érdemi áttérésre, a térbeli módszerek beszűrődésére a választási és más politikai tárgyú jelenségeknél (O’Loughlin–Flint–Anselin 1994, Gleditsch–Ward 2000, O’Loughlin 2002, Ward–Gleditsch 2002, 2008, Cho 2003, Darmofal 2006, Cho–Rudolph 2008). A térökonometriai szemlélet hazánkban való örvendetes terjedésének köszönhetően e tanulmánykötetben is megjelenik egy elemzés, amelyben a szerzők részben téri modelleket is használnak (Kmetty–Tóth 2011).

A térökonometriai, kvantitatív geográfiai munkák rámutattak arra, hogy a területi választási adatok elemzéséhez megfelelő módszertan alkalmazása

¹ Ha K darab kategóriánk (pártunk) van és egy kiértékelési egységben az i -re leadott érvényes voksok aránya P_i , akkor a Blau-index értéke $BI = 1 - \sum_{i=1}^K P_i^2$, ami akkor minimális, ha egyetlen párt söpör be minden szavazatot; és akkor maximális, ha a pártok között egyenletesen oszlanak meg a voksok. Minden kiértékelési egységen az alábbi felosztást alkalmaztuk: Fidesz, MSZP, LMP, Jobbik, egyéb – így mindig öt kategóriával dolgozhattunk, ezért a normálás problémáitól megmenekültünk.

szükséges, a hagyományos módszerekkel elért eredmények pontatlan, esetenként torzított eredményeket produkálnak, így a belőlük levonható következtetések is meglehetősen korlátozott érvényűek.

A tanulmány következő részében rámutatunk a térbeli jelenségek sajátosságaira, ezt követően a legáltalánosabban elterjedt térökonometriai módszerek két típusát ismertetjük.

A területi adatokkal kapcsolatban már évtizedekkel korábban felismerték, hogy az egymással szomszédos, egymáshoz közeli területi adatok függetlensége általában nem érvényesül, ehelyett térben klaszterezett mintázatok bukkanak fel a gazdasági és társadalmi élet legkülönbözőbb dimenzióiban. Egészen különböző területi skálákon végzett politikai vonatkozású kutatások is hasonló eredményre vezettek (O'Loughlin–Anselin 1991, Anselin–O'Loughlin 1992, Vasquez 1995).

Térbeli dependenciáról akkor beszélhetünk, ha az egyes lokációkban (településeken, kistérségekben) megfigyelt értékek hasonlóak a szomszédságukban található térelemekéihez.² Térbeli autokorreláció esetében az egyes lokációkhoz tartozó random változóértékek és a szomszédos lokációk hasonló értékeinek kovarianciája nem nulla, formálisan:

$$\text{Cov}(y_i, y_j) = E(y_i y_j) - E(y_i)E(y_j) \neq 0 \quad \forall i, j$$

ahol y_i és y_j a tér i -edik és j -edik lokációinak random változói. Az adott lokáció lehet pont, amelyet x és y koordinátákkal reprezentálunk, vagy térbeli egység. A nem pontszerű térbeli egységeket pontként is megjeleníthetjük, ekkor centroidjainak x és y koordinátáit használjuk fel. Erre a szomszédság távolságalapú leképezése során szokott sor kerülni.

Amennyiben az eredményváltozónk vagy a lineáris regresszió reziduumai klaszterezett mintázatot mutatnak, tehát megfigyeléseink nem függetlenek egymástól, megfelelő módszer alkalmazására van szükség.

A térbeli autoregresszív modellek mögött az a feltevés áll, hogy egy adott jelenség alakulását nemcsak a releváns független változók befolyásolják, hanem bonyolult mechanizmusokon keresztül a térben szomszédos vagy közeli megfigyelések is hatást gyakorolnak.

A térbeli korrelációs struktúrát többféleképpen vonhatjuk be a regresszióba, közülük a térbeli késleltetés és a térbeli hiba modellje a legáltalánosabb. A térbeli késleltetés modellje annyiban különbözik a klasszikus legkisebb négyzetek módszerével történő becsléstől, hogy a modell képletének jobb oldalába bevonjuk az eredményváltozó térben késleltetett értékét. A térben

² Az adott lokáció az ökonometriai gyakorlatban általában területhatáros objektum (*lattice data, irregular polygon data*). Ugyanakkor a térelemeket pontként is megjeleníthetjük, ekkor a centroidok x és y koordinátáit használjuk fel a szomszédsági struktúra leképezésére, amely a szomszédság távolsági meghatározását jelenti.

késleltetett érték megegyezik az adott térelem (település, kerület, választóközvet, régió stb.) szomszédainak súlyozott átlagával.

Az idősoros modellekkel történő párhuzam nyilvánvaló azzal a különbséggel, hogy a térben késleltetett érték (y_{t-1}) értelemszerűen nem egyirányú, hanem multidirekcionális. Továbbmelve, a becsült regressziós együtthatók (?) nem azonosak a klasszikus legkisebb négyzetek regressziós együtthatóival, mivel itt a térbeli függőség kontroll alatt tartása mellett becsüljük a paramétereket. A térökonometriai szakirodalomban az ilyen regressziót térben késleltetett autoregresszív modellnek nevezzük (*mixed regressive, spatial autoregressive model*). Formálisan:

$$y = \alpha W y + X \beta + \epsilon$$

ahol y az eredményváltozó $N \times 1$ vektora, $W y$ az eredményváltozó térben késleltetett értéke $W N \times N$ méretű térbeli súlymátrix, amely a szomszédsági kapcsolatok topológiáját írja le. X az input változók $N \times K$ mátrixa, α a hibatagok $N \times 1$ vektora, β térbeli hatást mutató térbeli autoregresszív paraméter, ϵ a regressziós együtthatók $K \times 1$ vektora. A térben késleltetett eredményváltozó ($W y$) szerepeltetése az egyenlet jobb oldalán korrelációt eredményez a hibataggal, amely magának az endogén változó bevonásának a következménye, amely azonban az idősoros modelleknél megszokottól eltérően alakul, hiszen ott y_{t-1} nem korrelál ϵ_t -vel a hibatagok korrelációjának hiányában, így az OLS-becslés konzisztens. Ezzel szemben az i -edik lokáció térben késleltetett értéke ($W y_i$) mindig korrelál az i -edik lokáció reziduális tagjával, függetlenül a hibatagok korrelációs struktúrájától. Ezen túlmenően az adott lokációhoz tartozó térben késleltetett érték nem csupán a már említett (?) hibataggal, hanem valamennyi lokáció hibatagjával korrelál, amely belátható a fenti autoregresszív modell átalakításából, amely már explicit módon nem tartalmazza a térben késleltetett függő változót:

$$y = (I - \alpha W)^{-1} X \beta + (I - \alpha W)^{-1} \epsilon$$

A mátrix inverze $(I - \alpha W)^{-1}$ teljes mátrix (nem pedig trianguláris mátrix, mint az idősoroknál), létrehozva egy végtelen sorozatot, magában foglalva a lokációk hibatagjait $(I - \alpha W + \alpha^2 W^2 + \alpha^3 W^3 + \dots)$. Mindebből következik, hogy $W y_i$ tartalmazza ϵ_i -t és valamennyi ϵ_j -t (ahol konvenciószerűen $i \neq j$). Így:

$$E[(W y)_i, \epsilon_i] = E[\{ W(I - \alpha W)^{-1} \epsilon \}_i] \neq 0$$

Az $(I - \alpha W)^{-1}$: a szakirodalom térbeli multiplikátornak nevezi, amely valamely exogén változóban bekövetkező változás térbeli hatását (túlszórulását) számszerűsíti. Annak a nagyságát mutatja meg, hogy az i -edik térelem-

ben bekövetkező változás miként gyűrűzik tovább a szomszédos j -edik térelemekre a szomszédsági struktúrán, a késleltettség révén.

Ha a térbeli kovarianciastruktúra modellezésére a térben késleltetett autoregresszív modell megfelelő, akkor a klasszikus legkisebb négyzetek módszerével történő becslés torzított és nem határos eredményeket nyújt. Értelemszerűen, ha a térbeli autoregresszív paraméter $\rho = 0$, akkor az OLS segítségével történő becslés megfelelő lehet. A térben késleltetett regresszió során a legelterjedtebb becslési eljárás a maximum *likelihood* becslés, alternatívaként megfelelő instrumentum birtokában az instrumentális változók módszere (IV), az általános momentumok módszere (GMM) használható.

A térben késleltetett autoregresszív modell (*spatial lag model*) felfogható a társadalmi térbeli folyamatok equilibriumának reprezentációjaként. Mivel a keresztmetszeti modellben a megfigyelések egyetlen időpontra (állapotra) vonatkoznak, az ágensek közötti interakciók dinamikája (térbeli externáliák, túlsordulások, interakciók, *peer* hatások) nem megfigyelhetők, ugyanakkor a létrejött korrelációs struktúra modellezhető. Másként megfogalmazva, magának a transzmisszióknak okait nem tudjuk feltárni, de megfelelően képesek vagyunk azt számba venni. Hangsúlyoznunk kell azt is, hogy a szignifikáns ρ interpretációja nem minden esetben egyszerű. Viszonylag könnyebb dolgunk van akkor, ha az aktorok cselekvési tere valós térbeli entitásokhoz köthető, vagyis a cselekvés és annak térbelisége egymást átfedik, és a kapott autoregresszív hatás mögött teoretikus megalapozottság áll.

A térbeli autoregresszív modellek másik elterjedt típusa a térbeli hiba autokorrelációs modellje (*spatial error model*). Ellentétben a *lag* modellel, a hiba- (*error*) modell esetében nem tudunk a dependencia szubsztantív magyarázatához hasonló elméleti okokat felsorakoztatni. A diffúzióhoz, a multiplikátor hatásához hasonló teoretikus keretekhez képest a térbeli hiba modellje „mindössze” egyfajta korrekcióként fogható fel. A térbeli hiba modelljénél a térben korrelált hibatagok kiiktatásán van a hangsúly. Mátrixalgebrai jelöléssel a térbeli hiba modelljének általános formája:

$$y = X\beta + \rho W\epsilon + \epsilon$$

A jelölések megegyeznek a térbeli késleltetés modelljénél megadottakkal, azaz ahol y az eredményváltozó, X a független változók mátrixa. A térbeli hiba modelljében a hibatagot két alkotórészére bontjuk. Egyrészt a térben korrelálatlan hibatagra, ϵ -ra, amely eleget tesz a normálgregresszióval kapcsolatos feltevéseknek $N(0, \sigma^2 I)$, és a hibák térbeli komponensére (ρ). A térbeli hiba autoregresszív paraméter (ρ), a hibák területi csoportosulásának mértékét mutatja adott szomszédsági struktúra mellett (W). A térbeli autokorreláció nem lép be addicionális változóként a modellbe, de befolyásolja a random hibák kovarianciastruktúráját. A térbeli hiba modellje mögött általában specifikációs problémák húzódnak. Ilyen lehet a nem megfelelően modellezett

térbeli kapcsolat az eredményváltozó és a magyarázóváltozók között. Előfordulhat, hogy a kihagyott, a jelenség szempontjából érdemi tartalommal szolgáló magyarázóváltozó okozza a problémát. A hibamodellek a térbeli heterogenitás következményeiként is fölfoghatók, tudniillik ugyanarra a stimulusra (például munkanélküliség) a tér különböző pontjain más válaszok érkeznek. Ha $\rho = 0$, azaz a hibatagok között nincs térbeli autokorreláció, a modell a legkisebb négyzetek módszerével történő becslésre redukálódik. Ha azonban $\rho \neq 0$, akkor a szomszédos térelemek hibatagjai között szisztematikus kapcsolatok figyelhetők meg. Az OLS-regresszióval történő becslés torzítatlan marad, de a becslések standard hibái alulbecsültek lesznek.

EREDMÉNYEK

A részvételi arány (VOTER10) területi megoszlásait az 1. és 3. térkép mutatja. A modell változóinak leíró statisztikái az alábbiak szerint alakultak a két vizsgált aggregációs szinten:

Változók	Települési			Kistérségi		
	VOTER 10	UNEMP 09	BLAU	VOTER 10	UNEMP 09	BLAU
Minimum	28,22	0,00	0,08	48,39	2,13	0,46
Maximum	97,62	59,39	0,75	78,81	26,65	0,72
Terjedelem	69,40	59,39	0,66	30,42	24,52	0,26
Medián	62,65	13,41	0,57	62,76	10,88	0,62
Átlag	62,74	15,30	0,55	63,26	11,77	0,61
Variancia	64,74	74,34	0,01	24,12	33,55	0,00
Szórás	8,05	8,62	0,10	4,91	5,79	0,06
Ferdeség	0,15	1,09	-0,96	0,44	0,39	-0,33
Csúcsosság	3,5	4,4	4,2	3,6	2,3	2,5
N	3157			196		

A modellek illesztése után az alábbi paramétereket kaptuk (a térbeli *lag* modellek nem voltak korrektül specifikálhatóak, ezért a térbeli modellek közül csak a hibamodellek paramétereit közöljük, az OLS-modellek paramétereit azért érdekesek, mert megmutatják, hogy mit kaptunk volna, ha a térbeli dependenciát figyelmen kívül hagyjuk):

1. TÁBLÁZAT

A kistérségi és településszintű OLS- és hibamodellek

	Települési		Kistérségi	
	OLS	hiba	OLS	hiba
Konstans	86,171*** [0,862]	80,561*** [0,947]	75,644*** [3,319]	87,166*** [3,319]
BLAU	-22,174*** [1,363]	-21,598*** [1,426]	-8,758*** [4,974]	-23,739*** [4,974]
UNEMP09	-0,333*** [0,015]	-0,360 [0,019]	-0,592*** [0,048]	-0,797*** [0,048]
Lambda	-	0,554***		0,720***
Adj. R ² /pszeudo-R ²	0,153	0,304	0,444	0,619
AIC	21 606,05	20 988	1070,09	999,75
LM Error	862,956***		82,207***	
RLM Error	132,484***		51,618***	
<i>Diagnosztikák</i>				
Jarque–Bera-teszt	128,30***	253,63***	128,303***	0,327
Breusch–Pagan-teszt	114,09***	254,00***	0,566	6,168*
MCN	14,55		29,165	
Moran I	0,311***	-0,03	0,400***	-0,03
<i>Reziduálisok</i>				
Minimum	-29,23	-26,06	-8,37	-7,37
1Q	-4,77	-4,20	-2,52	-1,92
Medián	-0,23	-0,14	-0,23	0,06
3Q	4,27	3,63	1,83	1,97
Maximum	33,36	36,77	12,14	8,78
N	3157		196	

*** p < 0,001,

** p < 0,01,

* p < 0,05.

Zárójelben a standard hibák.

INTERPRETÁCIÓ

Legfontosabb észrevétel, hogy a polarizáció (verseny) mértéke minden aggregáltági szinten szignifikáns negatív hatást gyakorol a szavazáson való részvételre. Tehát minél egyenletesebb a szavazatok eloszlása, annál kisebb a részvétel, vagy fordítva: minél koncentráltabb a szavazatok eloszlása, annál nagyobb a részvétel. Ezzel tehát a kiinduló hipotézisünket részben igazoltuk. Ugyanis a két változó között szignifikáns kapcsolatot találtunk, de a kapcsolat iránya a szakirodalom eddigi közléseivel és várakozásainkkal is ellentétesen alakult.³ Ugyanakkor a kapcsolatot létrehozó mechanizmus konkrét működéséről nem tudunk semmit mondani, tehát hogy a választók érzik-e inkább relevánsnak szavazatukat egy kevésbé kiegyenlített helyzetben, vagy a pártok mobilizációja erősebb, ha kisebb a verseny. Valószínűleg mindkét mechanizmus érvényesülhet. A kontrollváltozóként bevont munkanélküliség is szignifikáns negatív kapcsolatot mutat a részvétellel, ezt az eredményt azonban már sokan leírták, mi is csak technikai okokból szerepeltettük ezt a változót.

Másik fontos észrevétel, hogy a térbeli modellek jobban illeszkednek, mint az egyszerű OLS-becslések. Az OLS-becslések reziduumaik ráadásul szignifikáns Moran-mértéket mutatnak minden aggregáltági szinten, jelezve, hogy a hibatagok függetlenségére vonatkozó feltevés nem teljesül (a hibamodell megszünteti a hibatagok korreláltságát, mindez a 2. és 4. térképen jól látható). Fontosnak érezzük arra is rámutatni, hogy a magasabb aggregáltági szintű modell esetén az OLS-modell jelentősen alulbecsli a koncentráció hatásának nagyságát a választói részvételre.

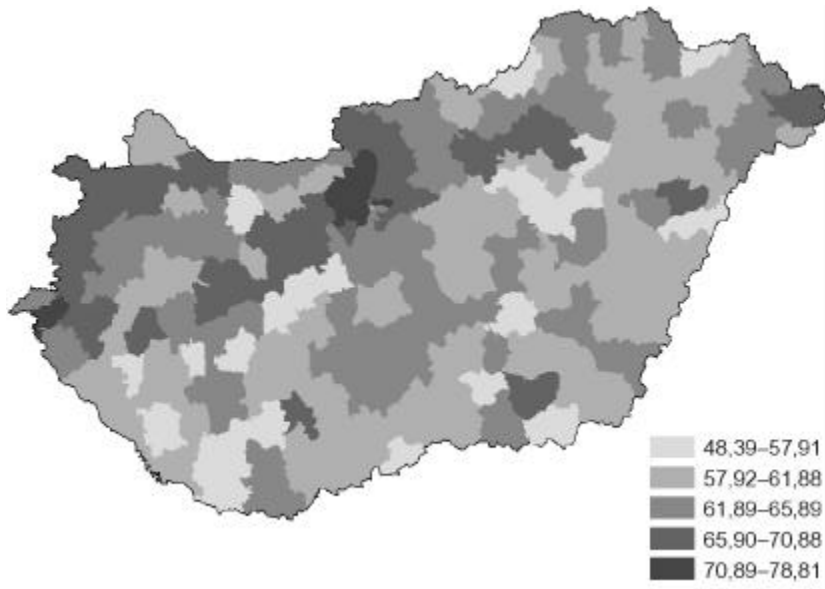
Abból a tényből azonban, hogy ez az alulbecslés a településszintű adatoknál nem figyelhető meg, tévedés volna arra következtetni, hogy településsoros adatokon dolgozva eltekinthetünk a térbeli dependencia kezelésének problematikájától. Jelen esetben azért nincs a településsoros adatok esetén jelentős eltérés a becsült paraméterek tekintetében, mert a hibamodell érzékeny a térbeli átlagolásra. Ha azonban egy térbeli *lag* modellt tudunk volna illeszteni, könnyen elképzelhető, hogy a települési adatoknál is jelentős eltérések keletkeztek volna. És mivel térbeli modellezés nélkül nem tudhatjuk, hogy a megfigyeléseinket generáló folyamat melyik térbeli modell szerint írható le jól, az alacsony aggregáltági szint nem ment meg bennünket szükségképpen a térbeli dependencia torzító hatásaitól az OLS-ben.

³ Rendkívül érdekes az eredményünk annak tükrében, hogy Tardos Róbert és Angelusz Róbert (1996) éppen ellentétes következtetésre jutott. Mivel a koncentráció hatásának irányát a mi vizsgálatunkban sem befolyásolta a téri dependenciamodellből való kihagyása, erős a gyanúnk, hogy a választói viselkedés változott meg. Angelusz és Tardos a koncentráció, illetve a verseny nagyságára más eljárást alkalmazott, mint jelen cikk szerzői. Az esetleges választói viselkedésváltozás kérdésére megalapozott választ természetesen csak az általunk alkalmazott módszertan 1990-es és 1994-es adatokon történő alkalmazásával kaphatunk.

TÉRKÉPMELLÉKLET

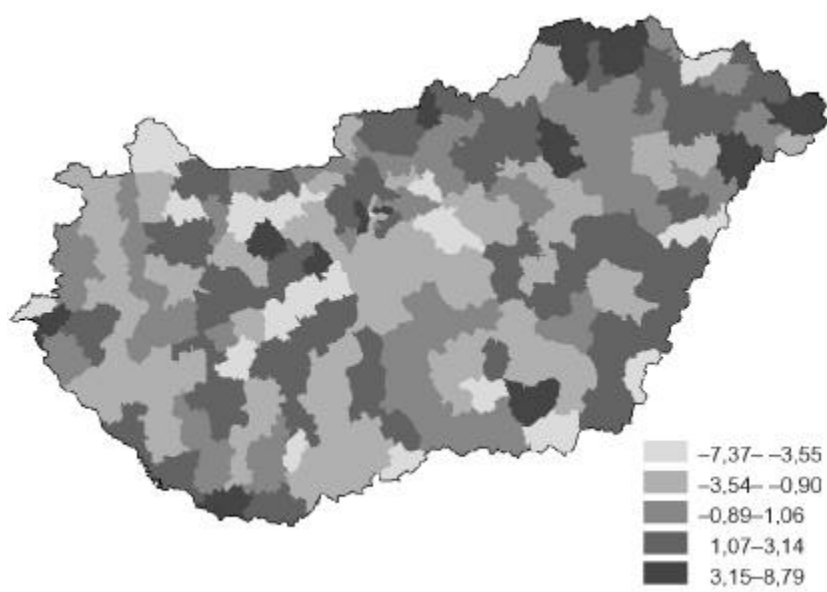
1. TÉRKÉP

Választási részvételi arány kistérségenként (2010, első forduló, listás szavazatok)



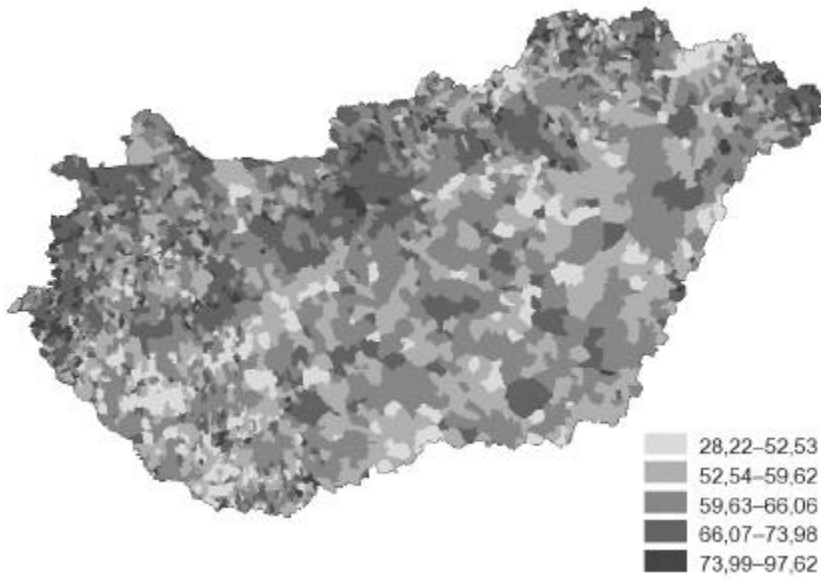
2. TÉRKÉP

A kistérségi szintű hibamodell reziduálisainak térbeli eloszlása



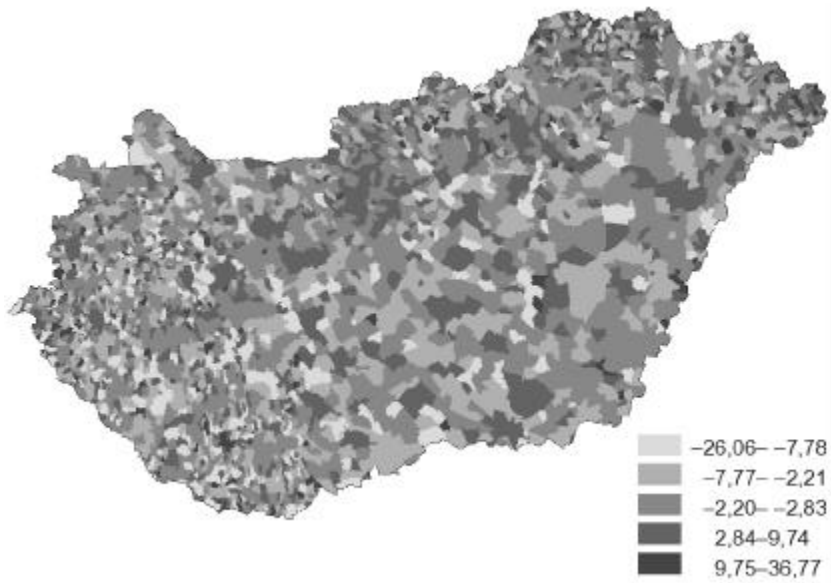
3. TÉRKÉP

Választási részvételi arány településenként
(2010, első forduló, listás szavazatok)



4. TÉRKÉP

A települési szintű hibamodellel reziduálisainak térbeli eloszlása



IRODALOM

- Angelusz Róbert–Tardos Róbert 1996. Választási részvétel Magyarországon, 1990–1994. *Politikatudományi Szemle*, 5. (4.), 7–33. [Megjelent még: uők 2000. *Pártok között szabadon*. Budapest, Osiris.]
- Anselin, Luc–O’Loughlin, John 1992. Geography of International Conflict and Cooperation: Spatial Dependence and Regional Context in Africa. In Michael D. Ward (szerk.). *The New Geopolitics*. London, Gordon and Breach. 39–75.
- Burbank, Matthew J. 1997. Explaining Contextual Effects on Vote Choice. *Political Behavior*, 19. (2.), 113–132.
- Cho, Wendy K. Tam 2003. Contagion Effects and Ethnic Contribution Networks. *American Journal of Political Science*, 47. (2.), 368–387.
- Cho, Wendy K. Tam–Rudolph, Thomas J. 2008. Emanating Political Participation: Untangling the Spatial Structure Behind Participation. *British Journal of Political Sciences*, 38. (2.), 273–289.
- Cox, Gary W. 1999. Electoral rules and calculus of mobilization. *Legislative Studies Quarterly*, 24. (3.), 387–419.
- Darmofal, David 2006. The political geography of macro-level turnout in American Political development. *Political Geography*, 25. (2.), 123–150.
- Eisenberg, Daniel–Ketcham, Jonathan 2004. Economic voting in U.S. presidential elections: Who blames whom for what. *Topics in Economic Analysis and Policy*, 4. (1.).
- Gimpel, James G.–Dyck, Joshua J.–Shaw, Daron R. 2004. Registrants, Voters, and Turnout Variability across Neighborhoods. *Political Behavior*, 26. (4.), 343–375.
- Gleditsch, Kristian Skrede–Ward, Michael D. 2000. Peace and War in Time and Space: The Role of Democratization. *International Studies Quarterly*, 43. (1.), 1–29.
- Hansford, Thomas G.–Gomez, Brad T. 2010. Estimating the Electoral Effects of Voter Turnout. *American Political Science Review*, 104. (2.), 268–288.
- Huckfeldt, Robert R. 1979. Political Participation and the Neighborhood Social Context. *American Journal of Political Science*, 23. (3.), 579–592.
- Jackman, Robert W. 1987. Political institutions and voter turnout in industrial democracies. *American Political Science Review*, 81. (2.), 405–423.
- Kmetty Zoltán–Tóth Gergely 2011. A politikai részvétel három szintje. In Tardos Róbert–Enyedi Zsolt–Szabó Andrea (szerk.). *Részvétel, képviselet, politikai változás*. Budapest, DKMKA. Oldal.
- Lacombe, Donald J.–Shaughnessy, Timothy M. 2007. Accounting for Spatial Error Correlation in the 2004 Presidential Popular Vote. *Public Finance Review*, 35. (4.), 480–498.
- Lijphart, Arend 1997. *Electoral Systems and Party Systems: A Study of Twenty-Seven Democracies, 1945–1990*. New York–London, Oxford University Press.
- O’Loughlin, John 2002. The Electoral Geography of Weimar Germany: Exploratory Spatial Data Analyses (ESDA) of Protestant Support for Nazi Party. *Political Analysis*, 10. (3.), 217–243.

- O'Loughlin, J.–Anselin, Luc 1991. Bringing Geography Back to the Study of International Relations: Spatial Dependence and Regional Context in Africa, 1966–78. *International Interactions*, 17(1): 29–61.
- O'Loughlin, John–Flint, Colin–Anselin, Luc 1994. The Geography of the Nazi Vote: Context, Confession and Class in the Reichstag Election of 1930. *Annals of Association of Geographers*, 84. 351–380.
- Putnam, Robert D. 1966. Political Attitudes and the Local Community. *American Political Science Review*, 60. (szeptember), 640–654.
- Putnam, Robert D. 2000. *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. New York, Simon & Schuster.
- Vasquez, John A. 1995. Why do Neighbors Fight? Proximity, Interaction or Territoriality . *Journal of Peace Research*, 32. (3.), 277–293.
- Ward, Michael D.–Gleditsch, Kristian Skrede 2002. Location, Location, Location: An MCMC Approach to Modeling the Spatial Context of War and Peace. *Political Analysis*, 10. (3.), 244–260.
- Ward, Michael D.–Gleditsch, Kristian Skrede 2008. *Spatial Regression Models (Quantitative Applications in the Social Sciences)*. Thousand Oaks (CA), Sage.