

VÁRY MIKLÓS

## Számít-e a földrajzi elhelyezkedés?

A nyugat-európai régiók fejlettségének térökonometriai vizsgálata

Szemben az empirikus fejlődés-gazdaságtan standard kutatásaival, amelyek a természetföldrajzi tényezők szerepét elemzik, a cikk azt vizsgálja, hogy kimutathatók-e a fejlett szomszédoktól érkező tovagyűrűző (*spillover*) hatások, amelyek serkenthetik a régiók fejlődését, és megmagyarázhatják a fejlettebb és a kevésbé fejlett nyugat-európai régiók térbeli klaszteresedését. A térökonometriai módszerekkel kapott eredmények a fejlődés-gazdaságtan intézményi és kulturális hipotézisét megerősítik, de a földrajzi hipotézist nem: kiszűrve az intézmények, a kultúra és a történelmi fejlettségi szint hatásait, nem marad szignifikáns térbeli függőség a nyugat-európai régiók egy főre jutó GDP-jében, tehát a földrajzi adottságok újfajta értelmezésével sem lehetett meggyőző bizonyítékot találni arra, hogy a földrajzi elhelyezkedés számítana a fejlettség szempontjából. A tanulmány végén a szerző felhívja a figyelmet az eredmények néhány korlátjára is, amelyek további kutatások előtt nyithatják meg az utat.\*  
Journal of Economic Literature (JEL) kód: B52, C21, O11, O18, R11, Z19.

Mi határozza meg egy ország vagy egy régió fejlettségét? Nehéz lenne ennél fontosabb kutatási kérdést találni egy közgazdász számára. A fejlődés-gazdaságtan kutatói jellemzően négy lehetséges válasszal szoktak szolgálni a kérdésre, amelyeket *Acemoglu–Robinson* [2013] intézményi hipotézisnek, földrajzi adottságok hipotézisének, kulturális hipotézisnek és a tudatlanság hipotézisének nevez.

*Acemoglu–Robinson* [2013] egyértelműen az intézményi hipotézis híve. Az intézményrendszer „szabályok, megfelelési eljárások, morális és etikai viselkedési normák halmaza, amelyek korlátozzák az egyének viselkedését bizonyos elvek hasznosságának maximalizálása érdekében” (*North* [1981] 201–202. o.). Tehát közgazdasági értelemben

\* Köszönettel tartozom *Varga Attilának*, *Mellár Tamásnak*, *Németh Kristófnak*, *Longauer Dórának* és az anonim lektornak a tanulmány korábbi változataihoz fűzött értékes megjegyzéseikért. Az esetlegesen fennmaradó hibákért a felelősség természetesen kizárólag a szerzőt terheli. Továbbá köszönöm a Pallas Athéné Domus Scientiae Alapítvány szakmai és anyagi támogatását.

Váry Miklós PhD-hallgató, Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar Regionális Politika és Gazdaságtan Doktori Iskola (e-mail: varam@ktk.pte.hu).

A kézirat első változata 2016. augusztus 16-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2017.3.238>

az intézmények egyfajta ösztönzők: bizonyos döntések irányába „terelik” a gazdasági szereplőket, más döntések meghozatalában pedig korlátozzák őket.

*Acemoglu–Robinson* [2013] megkülönböztet befogadó és kizsákmányoló intézményrendszereket. A történelem során mindig a befogadó intézményrendszerrel jellemezhető országok voltak képesek tartós fejlődésre, ahol az állam hagyja, hogy a gazdasági szereplők kibontakoztathassák új ötleteiket, és jogszabályokkal védi befektetéseik eredményét. A kizsákmányoló intézményrendszer viszont nem védi a magántulajdont, sőt azt segíti elő, hogy az uralkodó elit minél könnyebben rátehesse a kezét a gazdasági erőforrásokra. Ilyen környezetben a gazdasági szereplők nincsenek ösztönözve befektetésekre, hiszen azoknak az eredményéből nagy valószínűséggel nem tudnak profitálni. Márpedig ha elmaradnak a befektetések, akkor elmarad a fejlődés is.

*Acemoglu és szerzőtársai* [2001] és *Rodrik és szerzőtársai* [2004] szerint az intézmények olyan nagy mértékben meghatározzák a fejlettséget, hogy minden más tényező (földrajz, kultúra stb.) hatása jelentéktelen mellettük. *Glaeser és szerzőtársai* [2004] viszont erősen kritizálja ezt a kijelentést. Meggyőző ökonometriai elemzéssel bizonyítja, hogy az emberi tőkének legalább akkora szerepe van egy ország fejlettségének meghatározásában, mint az intézmények minőségének. Ezzel nem az intézmények szerepét kívánják csökkenteni a szerzők, csak szerintük a gazdasági fejlődést meghatározó tényezők vizsgálata túl összetett kérdés, amelynek a kutatása túl sok módszertani problémával terhelt ahhoz, hogy ennyire leegyszerűsítsük az intézményrendszer szerepére.

A kulturális hipotézis hívei egészen *Weber* [1982] gondolataiig nyúlnak vissza, aki szerint nagyban meghatározza egy ország fejlettségét, hogy a társadalom többsége milyen vallású: a protestáns etika például ösztönözheti a vállalkozói kedvet. A társadalom értékei, erkölcsi normái, attitűdjei szintén meghatározhatják a fejlettséget, hiszen például a gazdasági szereplők közötti bizalom ösztönzi az együttműködést (*Tabellini* [2010]). A nemzeti kultúrának is lehet szerepe: például azok az országok, amelyek brit gyarmatok voltak, vagy jogrendszerük angolszász típusú, profitálhatnak a brit intézményrendszer kiváló minőségéből, és ez a fejlettségükben is megmutatkozik (*La Porta és szerzőtársai* [2008]).

*Acemoglu–Robinson* [2013] szerint a felsorolt kulturális tényezők vagy okai, vagy következményei az intézmények működésének, ezért végső soron az intézményrendszer az, ami számít, nem a kultúra. Ugyanakkor nem világos, hogy amennyiben a kulturális attitűdök alakítják az intézményeket, miért ne számítana a kultúra. *La Porta és szerzőtársai* [1999] például megmutatja, hogy kulturális-vallási tényezők jelentős hatást gyakorolnak olyan formális intézményekre, mint a kormányzás minősége. Ráadásul maga a kultúra is felfogható egyfajta informális intézményként (*North* [1990]), hiszen az is ösztönzi, illetve korlátozza a gazdasági szereplők cselekvéseit.

A tudatlanság hipotézisének hívei szerint a fejlődő országok felzárkózásának legfőbb gátja, hogy vezetőik nincsenek birtokában a kellő szakértelemnek, nem tudják, milyen intézkedésekre lenne szükség a fejlődés beindításához (*Aghion–Howitt* [2009], *Banerjee–Duflo* [2011]). *Acemoglu–Robinson* [2013] viszont számos történelmi példával bizonyítja, hogy a fejlődő országok vezetői többnyire pontosan tudják, milyen

reformokkal lehetne modernizálni az országukat, gyakran a fejlett országok neves közgazdászai adnak nekik tanácsokat, mégsem tesznek semmit, mert érdekükben áll a kizsákmányoló intézményrendszer fenntartása.

A földrajzi adottságok hipotézise arra a megfigyelésre épül, hogy a fejlett és a fejlődő országok térben koncentrálnak: a fejlett országok jellemzően a mérsékelt éghajlati övben helyezkednek el, míg a fejlődő országok a trópusi éghajlati övben. *Gallup és szerzőtársai* [1999] szerint a trópusi éghajlat és a trópusi betegségek (például a malária) akadályozzák a hatékony munkavégzést, a kedvezőtlen elhelyezkedés a magas szállítási költségek miatt áll a fejlődés útjában, a rossz minőségű termőtalaj pedig gátolja a mezőgazdasági termelékenység növekedését, ezáltal a fejlődést. *Acemoglu–Robinson* [2013] szerint viszont a mezőgazdaság a kizsákmányoló földtulajdoni struktúra miatt nem hatékony a trópusi országokban, a betegségek pedig azért jelentenek problémát, mert az intézményrendszer nem tudja megállítani őket.

*Diamond* [2000] szerint azok a térségek indulhattak meg elsőként a fejlődés útján, ahol voltak házasítható állat- és növényfajok (például Mezopotámia), ami szintén a földrajzi adottságokkal függ össze. Ez valószínűleg igaz is, viszont a mai fejlettségbeli különbségekre már nem ad magyarázatot (*Acemoglu–Robinson* [2013]). *Acemoglu és szerzőtársai* [2001] ökonometriai módszerekkel bizonyítja, hogy az intézmények hatásának kiszűrése után a különböző földrajzi változók (az Egyenlítőtől való távolság, talajminőség, malária elterjedtsége, átlaghőmérséklet stb.) nem gyakorolnak szignifikáns hatást az országok fejlettségére. Nem azért fejletlenek tehát az afrikai országok, mert rossz helyen vannak, hanem mert rosszak az intézményeik.

Bár *Acemoglu–Robinson* [2013] nézetei a legnépszerűbbek között vannak a szakmában, mégis sokan vitatják az intézményrendszer kizárólagos szerepét. E tanulmány egyedül a földrajzi adottságok hipotézisének oldaláról vet fel kétségeket az intézmények kizárólagosságát illetően. *Acemoglu és szerzőtársai* [2001] meggyőzően érvel a földrajzi elhelyezkedés fejlettséget meghatározó szerepe ellen, és valóban nehéz lenne magyarázatot adni például Szingapúr és a többi kistigris fejlettségi szintjére, ha a trópusi éghajlati övben nem lehetne gazdasági fejlődést produkálni. Mi van azonban akkor, ha az eddigi vizsgálatok rosszul ragadták meg a földrajz szerepét? Lehet, hogy nem az éghajlat és egyéb természetföldrajzi adottságok határozzák meg a fejlettséget, hanem a földrajzi közelség. Lehet, hogy mindegy, milyen éghajlati övben helyezkedik el egy térség, de az már nem mindegy, hogy milyen szomszédos régiók veszik körbe. A fejlettebb szomszédok segíthetik, a fejletlenebbek gátolhatják egy térség fejlődését, ami azt jelenti, hogy mégis számít a földrajzi elhelyezkedés, bár teljesen más csatornán keresztül, mint amit az eddigi tanulmányok feltételeztek.

Már *Marshall* [1920] megállapította, hogy a fejlett szomszédok azért lehetnek előnyösek egy térség országai számára, mert profitálhatnak a szomszédok által generált agglomerációs externáliákból. Ezek olyan külső hatások, amelyek a gazdasági tevékenységek térbeli koncentrációjából fakadnak; következő főbb típusaikat különböztetjük meg: a munkapiac megosztása, az inputpiacok megosztása és a tudás átszivárgása (*Lengyel–Rechnitzer* [2004]).

Az első két külső gazdasági hatás főleg régióon belül jelentkezik, de a tudásátáramlás térségek között is intenzív lehet. Különböző régiók szakemberei gyakran találkoznak

formálisan vagy informálisan, és osztják meg egymással tudásukat. A munkaerőpiaci vándorlások során a munkaerő átviszi az egyik régióban szerzett tudását a másikba. Más régiókbeli versenytárstól elleshetők az új technológiai megoldások. Természetesen távoli régiók között is létezhet tudásátzivárgás, azonban a földrajzi közelség jelentősen növeli ezek intenzitását – nagyobb a kapcsolatok kialakulásának az esélye: a találkozók, konferenciák szervezését megkönnyíti a földrajzi közelség, a munkaerő-áramlás intenzívebb a közeli térségek között, valamint közeli versenytársak innovációit gyorsabban és könnyebben másolják le a vállalatok (Varga [2009]).

A fentiek alapján egyértelmű lehet, hogy miért ösztönözheti egy térség fejlődését a fejlett szomszédok jelenléte: egy régió, ha a szomszédai fejlettek, nagyobb eséllyel profitálhat a felőlük átszivárgó tudásból. Ha a régió fejlődik, az visszahat a szomszédjai fejlődésére is, hiszen ellenkező irányban is megindul az átszivárgás, és így tovább: a folyamat eredményeképpen a fejlett régiók térbeli klaszterei alakulhatnak ki. Mindez összhangban áll Krugman [1991] közismert gondolatával: a pozitív agglomerációs külső hatások növelik a gazdasági tevékenységek térbeli koncentrációját, elősegítik a centrum–periféria-jelenségek kialakulását, valamint megmagyarázhatják, hogy miért koncentrálódnak a fejlett és a fejletlen térségek egymás közelében.

A tanulmányban megvizsgáljuk, vajon bizonyítható-e, vagy sem, az, hogy a földrajzi elhelyezkedés számít a régiók fejlettsége szempontjából. A bizonyításra azonban nem a hagyományos éghajlati-természetföldrajzi adottságokat kifejező változókkal teszünk kísérletet, hanem a fejlett szomszédok felől átszivárgó tudás fejlődést ösztönző hatását igyekszünk kimutatni. Ehhez nem elegendő a hagyományos ökonometriai módszerek alkalmazása, térökonometriai módszerek használatára van szükség. „A térökonometria az ökonometria azon részterülete, mely a keresztmetszeti és paneladatokra épülő regressziós modellekben a térbeli interakció (térbeli autokorreláció) és a térbeli struktúra (térbeli heterogenitás) által generált ökonometriai problémák kezelésével foglalkozik.” (Varga [2002] 354. o.) A térbeli heterogenitás megnyilvánulhat heteroszkedasztikus hibatag vagy térben változó koefficiensek formájában, és standard ökonometriai módszerekkel kezelhető. Speciális térökonometriai modelleket igényel viszont a térbeli függőség kezelése. Hasonló értékek csoportosulása a térben például pozitív térbeli autokorrelációt eredményezhet (uo. 357. o.), ami azt jelenti, hogy a szomszédos megfigyelési egységek adatai nem függetlenek egymástól. A térbeli függőség figyelmen kívül hagyása pedig torzított és inkonzisztens modellbecslésekhez vezethet.

Lehet, hogy a fejlettség meghatározó tényezőit vizsgáló korábbi munkák azért nem tudták kimutatni a földrajzi elhelyezkedés meghatározó szerepét, mert nem modellezték megfelelően a szomszédos megfigyelési egységek közötti térbeli interakciókat, amelyek révén például a tudás átszivároghat. Nincs tudomásunk olyan tanulmányról, amely térökonometriai módszerekkel vizsgálta volna az országok/régiók fejlettségét meghatározó tényezőket. A tanulmány ezt a hiányosságot igyekszik pótolni: megvizsgálja, hogy az intézmények, a kultúra és az emberi tőke hatásainak kiszűrése után marad-e szignifikáns térbeli függőség a nyugat-európai régiók egy főre jutó GDP-jében. Ha igen, az azt jelenti, hogy mégis számít a földrajzi elhelyezkedés a fejlettség szempontjából. Az itt kapott eredmények szerint, ha megfelelően kiszűrjük az egyéb

hatásokat, a térbeli függőség eltűnik: a nyugat-európai régiók fejlettségét nem befolyásolja a földrajzi helyzetük. Tehát *Acemoglu és szerzőtársai* [2001] állításait nem sikerült cáfolni még úgy sem, hogy másképpen ragadtuk meg a földrajz szerepét.

A tanulmány a következőképpen épül fel. Az elemzés során használt adatok és az empirikus modell ismertetését az alkalmazott térökonometriai módszerek leírása követi. Ezután bemutatjuk és értelmezzük a kapott legfontosabb eredményeket, végül pedig összefoglaljuk a tanulmány legfontosabb megállapításait.

## Az adatok és az empirikus modell

### *Az adatok*

Kézenfekvőnek tűnne, hogy a fejlettség meghatározó tényezőit vizsgáló *Acemoglu és szerzőtársai* [2001] modelljét – az egyik legnépszerűbb modellt – reprodukálva és adatait használva nézzük meg, hogy torzítja-e térbeli függőség a becsléseik eredményét. A problémát az jelenti, hogy a szerzők országos adatokkal dolgoztak, az országok pedig túl nagy területi egységek: az országon belüli térbeli interakciók sokkal intenzívebbek, mint az országok közöttiek. Ráadásul az országokat gyakran teljes óceánok választják el egymástól. Mindezek miatt nagyon kicsi a valószínűsége, hogy országos szintű adatokban térbeli függőséget tudjunk kimutatni.<sup>1</sup> Sajnos a többi hasonló témájú munka szintén országos adatokat használ. Egyetlen tanulmányt találtunk, amely országon belüli, regionális szintű adatokkal dolgozik: *Tabellini* [2010] munkáját. Az ebben használt minta nyugat-európai régiókról tartalmaz adatokat, amelyek földrajzilag összefüggő területet alkotnak, és minden bizonnyal intenzív gazdasági interakciók zajlanak közöttük, ezért alkalmasnak tűnnek arra, hogy megvizsgáljuk a térbeli függőség jelenlétét a fejlettségi szintjeikben.

*Tabellini* [2010] adatállománya 69 nyugat-európai régióra vonatkozóan tartalmaz adatokat. A régiók az alábbi nyolc országból kerültek ki: Belgium, az Egyesült Királyság, Franciaország, Hollandia, Németország, Olaszország, Portugália és Spanyolország. Németországból csak azokat a régiókat tartalmazza a minta, amelyek az egykori NSZK területén helyezkednek el. Olaszország, Portugália és Spanyolország esetében NUTS2 szintű régiók szerepelnek az adatállományban, a többi ország esetén NUTS1 szintűek. Ugyanakkor akad néhány megfigyelési egység, amely több NUTS-régió összevonásával keletkezett, mert a későbbiekben bemutatott történelmi változók értékei nem feltétlenül a NUTS területi bontásában álltak rendelkezésre. Az eredeti adatállományból töröltük a szomszéd nélküli régiókat (a szigeteket és Észak-Írországot), mert azok torzíthatják a térökonometriai becslések eredményeit. Így végül egy 63 elemű mintához jutottunk.

Az 1. táblázat tartalmazza az elemzésünk során használt változók leírását. Az egyes változók eredeti forrásai megtalálhatók *Tabellini* [2010] tanulmányában.

<sup>1</sup> Ténylegesen reprodukáltuk *Acemoglu és szerzőtársai* [2001] modelljét, és semmilyen formában nem találtunk benne térbeli függőséget.

1. táblázat  
A változók leírása

Jelölés	Leírás	Mértékegység
GDPPC	az egy főre jutó GDP átlaga 1995–2000 között (alapárás, vásárlóerő-paritáson)	az EU15 átlagának százalékában
CULTURE	kultúra (főkomponens)	standardizált változó $\times$ 100
SCHOOL	beiratkozási arány általános és középiskolákba 1960-ban	százalék
URBRATE1850	urbanizációs ráta 1850 körül (30 ezer főnél nagyobb lakosságú városokban élők aránya)	százalék
LITERACY1880	az írástudók aránya 1880 körül	százalék
HISTINST	a vezetői korlátok indexének történelmi értékei (főkomponens)	standardizált változó

A gazdasági fejlettséget a régiók egy főre jutó GDP-je méri. Az egyszeri hatások kiszűrése érdekében annak is egy hatéves időszak alapján számított átlagát használjuk. Elemzésünkben ez lesz az eredményváltozó (GDPPC). Az 1. táblázat következő három sora mutatja a magyarázó változókat.

A kulturális attitűdöket mérő főkomponenst négy kulturális jellemzőt mérő változóból állította össze *Tabellini* [2010]. Ezek a kulturális változók a World Value Survey kérdőíves felméréseiből származnak, amelyeket két hullámban, 1990–1991-ben és 1995–1997 között hajtottak végre. A négy változó azt méri, hogy a négy kulturális jellemző milyen mértékben van jelen a régiók társadalmában. A négy közül három kulturális jellemző – a bizalom, a tisztelet és a kontroll – jelenléte támogatja a gazdasági fejlődést. Kontrollon azt értjük, hogy mennyire érzik úgy az emberek, hogy szabadon irányíthatják döntéseiket és cselekedeteiket. A negyedik kulturális jellemző az engedelmesség: ennek a jelenléte gátolhatja a gazdasági fejlődést. Azokban a régiókban, amelyek társadalmaira jellemzőbb az engedelmesség, kevésbé tud kibontakozni az egyéni kezdeményezőkézség és a vállalkozószellem, ami akadályozza a fejlődést. A négy változóból képzett *kultúra* főkomponens pozitívan korrelál a bizalommal, a tisztelettel és a kontrollal, valamint negatívan az engedelmességgel, tehát a kultúrának azokat a tényezőit méri, amelyek segítik a gazdasági fejlődést.

Az általános és középiskolai beiratkozási arány az emberi tőke közelítő változójaként (*proxy*) szerepel. Azért az 1960. évi értékét használjuk, mert az egy főre jutó GDP adatai az 1990-es évek második felére vonatkoznak, és ebben az időszakban főleg azok voltak jelen a munkaerőpiacon, akik 1960 környékén kezdték meg általános vagy középiskolai tanulmányaikat. Az 1850 körüli urbanizációs ráta pedig a régiók múltbeli fejlettségét hivatott kifejezni. Természetesen jobb lenne, ha az egy főre jutó GDP 1850 körüli értékével dolgozhatnánk, azonban arról nincsenek megbízható adatok, így a 30 ezer főnél népesebb városokban lakók arányát használjuk a korabeli fejlettség közelítő változójaként.

Az 1. táblázat utolsó két sorában a kultúra instrumentumaiként használt változók szerepelnek. Az írástudók 1880 körüli aránya nem igényel különösebb



magyarázatot, a vezetői korlátok indexének történelmi értékei viszont igen: ez a változó a régiók múltbeli intézményrendszerének a minőségét hivatott megragadni. Minél több demokratikus korláttal szembesülnek egy ország vagy egy régió vezetői a döntéseik során, annál kisebb a valószínűsége, hogy kizsákmányoló intézményrendszert képesek működtetni, így jobb minőségű lesz az intézményi környezet. *Tabellini* [2010] öt időpontra (1600, 1700, 1750, 1800 és 1850) is tudott becsléseket szerezni a vezetői hatalom korlátainak mértékéről. Mivel nem egyértelmű, hogy melyik időpont értékeit kellene használni, ezért az öt változóból készített egy főkomponenst, amely a történelmi intézmények minőségét méri.

### *Az empirikus modell*

Az ismertetett változók segítségével *Tabellini* [2010] az (1) empirikus modellt becsülte:

$$\text{GDPPC} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{CULTURE} + \beta_2 \times \text{SCHOOL} + \beta_3 \times \text{URBRATE1850} + \gamma \times \text{COUNTRY} + u, \quad (1)$$

ahol **COUNTRY** egy kétértékű országváltozóból álló vektor,  $\gamma$  a kétértékű országváltozók együtthatóvektora, a  $\beta$ -k a becsülendő együtthatók,  $u$  pedig a hibatag. A fejlettség (amit tehát az egy főre jutó GDP-vel mérünk) potenciális meghatározói a kultúra, az emberi tőke és az intézmények, ahogy a szakirodalmi áttekintésben is jeleztük. Az intézmények látszólag nem jelennek meg az (1) egyenletben, de ott vannak: a kétértékű országváltozók segítségével kiszűrünk minden olyan országos szintről érkező hatást, amely befolyásolhatja a régió fejlettségét, legyen szó az ország jogrendszerének, politikai berendezkedésének vagy az országos szintű kormányzás minőségének a hatásairól. Ez a megközelítés azt feltételezi, hogy az intézményrendszer kizárólag országos szinten számít: országon belül, régiók között nincs különbség az intézmények minőségében. Természetesen ez nem igaz: *Charron és szerzőtársai* [2014] megmutatja, hogy például a kormányzás minőségében jelentős országon belüli heterogenitás figyelhető meg az Európai Unió régiói között. Ettől azonban eltekintünk, mert a cél *Tabellini* [2010] modelljének újrabecslése és a térbeli függőség jelenlétének tesztelése az egy főre jutó GDP-ben. A földrajzi elhelyezkedés már valóban nem jelenik meg az (1) egyenletben, de a későbbiekben ismertetett térökonometriai modellekben szerepelni fog. Megjelenik viszont az (1) egyenletben a régió múltbeli fejlettsége az 1850 körüli urbanizációs ráta révén. Ez a fejlődés útfüggő jellegét próbálja megragadni: azok a régiók, amelyek magasabb fejlettségi szintről indultak, valószínűleg napjainkban is fejlettebbek az alacsonyabb fejlettségi szintről indulóknál.

Az (1) egyenlet becsülésénél problémát jelent, hogy a kultúra endogén: nemcsak a kedvező kulturális jellemzők ösztönözhetik a fejlődést, hanem a gazdasági fejlődés következményeként is kialakulhatnak kedvező kulturális jellemzők a társadalomban. Ennek következtében az  $u$  hibatag korrelál a **CULTURE** magyarázó változóval. Az endogenitás kezelése érdekében instrumentális változókat kell találni a kultúrára. *Tabellini* [2010] saját és mások korábbi munkáira támaszkodva azt állítja, hogy a mai kulturális jellemzőket az (1) modell exogén változói mellett elsősorban a korábbi generációk kulturális

jellemzői határozzák meg. Sajnos a korábbi generációk kulturális jellemzőiről nincsenek adataink, de vannak más történelmi változókról, amelyek meghatározhatták a korábbi generációk kulturális jellemzőit. *Tabellini* [2010] gondolatmenete szerint, amennyiben a mai kulturális jellemzőket a gazdasági fejlettség, az emberi tőke és az intézmények határozzák meg, akkor a múltbeli kulturális jellemzőket a múltbeli gazdasági fejlettség, a múltbeli emberi tőke és a múltbeli intézményrendszer határozta meg. A múltbeli fejlettséget már eddig is az 1850 körüli urbanizációs rátával mértük, a múltbeli emberi tőke közelítő változójaként használhatjuk az írástudók 1880 körüli arányát, a múltbeli intézmények minőségének mérésére pedig rendelkezésünkre áll egy főkomponens, melyet a vezetői korlátok indexének történelmi értékeiből képzett *Tabellini* [2010]. Csak az utóbbi kettőt használjuk a kultúra instrumentumaként, hiszen az 1850 körüli urbanizációs ráta már az (1) modellben is az exogén változók között szerepelt.

A fenti gondolatmenet alapján tehát a mai kulturális jellemzőket az (1) modell exogén változói, valamint az írástudók 1880 körüli aránya és a múltbeli intézményrendszer minősége határozza meg, amelyek a korábbi generációk kulturális jellemzőin keresztül fejtik ki a hatásukat:

$$\text{CULTURE} = \delta_0 + \delta_1 \times \text{LITERACY1880} + \delta_2 \times \text{HISTINST} + \delta_3 \times \text{SCHOOL} + \delta_4 \times \text{URBRATE1850} + \tau \times \text{COUNTRY} + \nu, \quad (2)$$

ahol a  $\delta$ -k és a  $\tau$  vektor elemei a kétlépcsős legkisebb négyzetek módszerének első lépcsőjében becsülendő paraméterek, a  $\nu$  hibatag pedig a (2) egyenlet egyik magyarázó változójával sem korrelál.

Az írástudók 1880 körüli aránya és a múltbeli intézmények minősége valóban jó instrumentumoknak tűnnek. Egyrészt *Tabellini* [2010] megmutatja, hogy szignifikánsan korrelálnak a kultúra endogén változójával az exogén változók hatásának kiszűrése után is. [A  $\delta_1$  és a  $\delta_2$  szignifikánsan különböznek nullától a (2) egyenletben.] Másrészt nagy valószínűséggel exogének, nem korrelálnak az (1) egyenlet  $u$  hibatagjával, vagyis nem hatnak közvetlenül a mai fejlettségre, csak közvetetten – meghatározták a korábbi generációk kulturális jellemzőit, amelyek továbböröklődtek a mai generációra, és a mai generáció kulturális jellemzői hatnak a mai fejlettségre. Természetesen a múltbeli emberi tőke meghatározhatná a mai emberi tőkét és azon keresztül a mai fejlettséget, a múltbeli intézményrendszer pedig meghatározhatná a mai intézményrendszer minőségét és azon keresztül a mai fejlettséget, továbbá mind a kettő befolyásolhatta a múltbeli fejlettséget, amely a fejlődés útfüggő jellege miatt kihathatott a mai fejlettségre. Csak-hogy mind a mai emberi tőke, mind a mai intézményrendszer, mind pedig a múltbeli fejlettségi szint hatásait kiszűrtük az (1) egyenletben, ami minimalizálja annak az esélyét, hogy a két instrumentum közvetlen hatást gyakorolna a régiók mai fejlettségére.

## Alkalmazott térökonometriai módszerek

Az előzőekben nem esett szó a földrajzi elhelyezkedés szerepéről, pedig a célunk annak vizsgálata, hogy számít-e a földrajzi elhelyezkedés a nyugat-európai régiók fejlettsége szempontjából. Azt kell tesztelni, hogy felfedezhető-e az (1) egyenletben a térbeli



függőség bármilyen formája. Ha igen, akkor számít a földrajzi elhelyezkedés, és az (1) egyenlet hagyományos ökonometriai becslései torzítottak lesznek. A torzítást térökonometriai modellek becslésével lehet kiküszöbölni. A következőkben röviden bemutatjuk a tanulmányban alkalmazott térökonometriai módszereket, elsősorban *Anselin-Rey* [2014], valamint *Varga* [2002] munkáira támaszkodva.

Minden térökonometriai vizsgálat elején definiálnunk kell a tér struktúráját: meg kell adnunk, hogy a régióink mely más régiókkal szomszédosak. Ezt egy  $\mathbf{W}$  térbeli súlymátrix segítségével tehetjük meg. Egyáltalán nem triviális, milyen legyen ez a súlymátrix. Tipikusan háromféle megoldást szokás alkalmazni.

1. *Bináris szomszédságmátrix*: az  $i$ -edik sorának  $j$ -edik eleme 1, ha az  $i$ -edik és a  $j$ -edik régió rendelkeznek közös határral. Ha nem, akkor az említett elem 0. Bátyaszomszédság esetén csak a függőleges és a vízszintes szomszédokat vesszük figyelembe, futószomszédság esetén csak az átlósakat, a királynőszomszédság pedig az előző két eset kombinációja.

2. *Inverz távolságalapú súlymátrix*: az  $i$ -edik sorának  $j$ -edik eleme pozitív, ha a  $j$ -edik régió egy előre megadott küszöbértékhez képest közelebb helyezkedik el az  $i$ -edik régióhoz. Ha a két régió közötti távolság nagyobb a küszöbértéknél, akkor a mátrix említett eleme 0. A pozitív elemek annál kisebbek, minél nagyobb a távolság a két régió között: a mátrix egy-egy eleme az  $i$ -edik és a  $j$ -edik régió közötti távolság reciprokának valamely hatványával egyenlő.

3. *A  $k$  legközelebbi szomszéd*: a mátrix  $i$ -edik sorának  $j$ -edik eleme 1, ha a  $j$ -edik régió az  $i$ -edik régióhoz legközelebb elhelyezkedő  $k$  régió közé tartozik. Ha nincs közöttük, akkor az említett elem 0. Így az összes régióknak éppen  $k$  szomszédja lesz.

A térbeli súlymátrixnak többnyire a sorstandardizált változatát használjuk. Ezt úgy nyerhetjük, hogy a mátrix összes elemét elosztjuk a sorában szereplő elemek összegével. Így a sorstandardizált mátrix összes sorának összege 1-gyel lesz egyenlő.

Jelölje  $\mathbf{x}$  egy tetszőleges változó értékeinek vektorát! Ha ezt balról szorozzuk a  $\mathbf{W}$  sorstandardizált térbeli súlymátrixszal, akkor az  $\mathbf{x}$  változó térben késleltetett értékeinek  $\mathbf{W}\mathbf{x}$  vektorát kapjuk. A térben késleltetett változó értéke az  $i$ -edik régió esetén megmutatja a vele szomszédos régiók értékeinek súlyozott átlagát, ahol a súlyok a  $\mathbf{W}$  mátrix  $i$ -edik sorának elemei. Ha egy térben késleltetett változót szerepeltetünk egy ökonometriai modellben, és az együtthatója szignifikánsan különbözik nullától, akkor a szomszédos régiók értékei hatnak egymásra, vagyis tovaggyűrűző hatások figyelhetők meg a közeli régiók között. Esetünkben például a térben késleltetett egy főre jutó GDP szignifikáns együtthatója az (1) modellben azt jelezné, hogy számít a földrajzi elhelyezkedés a fejlettség szempontjából, hiszen működnek a szomszédos régiók között a korábban említett tudásátzivárgások.

Amikor a térbeli függőség jelenlétét szeretnénk tesztelni, célszerű először megvizsgálni, hogy tapasztalható-e az eredményváltozónkban térbeli autokorreláció. A térbeli autokorrelációt a Moran-féle  $I$ -statisztikával mérhetjük:

$$I = \frac{N}{S_0} \left[ \frac{\sum_{ij} w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_i (x_i - \mu)^2} \right], \quad (3)$$

ahol  $w_{ij}$  a térbeli súlymátrix általános eleme,  $x$  a vizsgált változónk,  $\mu$  annak átlaga,  $N$  a minta elemszáma, és  $s_0 = \sum_{ij} w_{ij}$  normalizáló faktor.<sup>2</sup> Az  $I$ -statisztika a hagyományos korrelációs együtthatóhoz hasonlóan értelmezhető, de várható értéke nem 0, hanem  $-1/(N-1)$ . Esetünkben  $N=63$ , vagyis  $E(I) = -0,0161$ . A Moran-féle  $I$ -statisztika szignifikanciájának tesztelése permutációs módszerrel történik. Véletlenszerűen elosztjuk a változó értékeit a régiók között, kiszámítjuk az  $I$ -statisztikát, és ezt ismétljük elegendően sokszor. Megnézzük, hogy hány esetben kaptunk nagyobb értéket a valós  $I$ -statisztikánál, és a kapott értéket viszonyítjuk a permutációk számához. Így kapunk egy úgynevezett pszeudo  $p$ -értéket. Ha a véletlenszerű permutációk során viszonylag ritkán kaptunk nagyobb  $I$ -értéket a valódinál, akkor a pszeudo  $p$ -érték kicsi lesz, vagyis szignifikáns a térbeli autokorreláció.

Kiszámíthatjuk minden egyes régióra a lokális Moran-féle  $I$ -statisztikát (*Local Indicator of Spatial Autocorrelation, LISA*):

$$I_i = (x_i - \mu) \sum_j w_{ij} (x_j - \mu). \quad (4)$$

Ez a mutató minden egyes régióra helyi szinten jelzi, hogy mennyire hasonlít az  $x$  változó ottani értéke a szomszédjai átlagához. A mutató szignifikanciájának tesztelése hasonló permutációs módszerrel történik, mint a globális  $I$ -statisztika esetében. Ha megvizsgáljuk, hogy mely régiókban jelez szignifikáns lokális térbeli autokorrelációt a *LISA*, akkor képet kaphatunk arról, hogy mely térségek felelősek a globálisan mért térbeli autokorrelációért.

Bár a térbeli autokorreláció elemzése hasznos kiindulópontja egy térökonometriai vizsgálatnak, a fent ismertetett két mutató semmit sem mond arról, hogy vajon mi okozza a hasonló értékek térbeli klaszteresedését. Egyáltalán nem biztos, hogy a szomszédos régiók közötti intenzív térbeli interakciók miatt mérünk szignifikáns térbeli autokorrelációt: lehet, hogy teljesen más tényező húzódik meg a háttérben. Ha például a nyugat-európai régiók egy főre jutó GDP-jében szignifikáns pozitív térbeli autokorrelációt mérünk, az lehet egyszerűen annak a következménye, hogy a szomszédos, fejlett régiókban hasonlóan jó minőségű az intézményrendszer, és szó sincs arról, hogy a térbeli közelségből fakadó tovagyrúzó hatások ösztönöznék a fejlődésüket. Tehát elképzelhető, hogy a releváns befolyásoló tényezők hatásainak kiszűrése után megszűnik a térbeli függőség, vagyis mégsem számít a földrajzi elhelyezkedés.

Mindezek miatt célravezetőbb regressziós modell keretei között vizsgálni, hogy a változóban tapasztalható-e térbeli függőség, mert az lehetőséget ad az egyéb hatások kiszűrésére. Ha tapasztalható, akkor a becsült együtthatók torzítottak és inkonzisztensek lesznek, ezért valamilyen térökonometriai modellt kell becsülni. A következőkben a két legalapvetőbb térökonometriai modellel dolgozunk. Az egyik a *térbeli késleltetés* modellje:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}, \quad (5)$$

<sup>2</sup> Ha sorstandardizált térbeli súlymátrixot használunk, akkor  $N = s_0$ , ezért  $N/s_0$  elhagyható a (3) egyenletből.

ahol  $\mathbf{y}$  az eredményváltozó értékeinek vektora,  $\rho$  a térben késleltetett eredményváltozó együtthatója,  $\mathbf{X}$  a magyarázó változók értékeinek mátrixa,  $\beta$  a magyarázó változók együtthatóinak vektora,  $\mathbf{u}$  pedig a hibtag értékeinek vektora. Amennyiben  $\rho$  szignifikáns, van térbeli függőség a magyarázó változók hatásainak kiszűrése után is. Az (1) modell könnyen átalakítható a térbeli késleltetés modelljévé: egyszerűen be kell vonni a magyarázó változók körébe a térben késleltetett egy főre jutó GDP-t. Ha szignifikáns lesz az együtthatója, akkor számít a földrajzi elhelyezkedés: egy régió fejlettségét meghatározza, hogy mennyire fejlettek a szomszédjai a közeli régiók közötti tudásátzivárgás miatt.

A térbeli késleltetés modellje becsülhető maximum likelihood módszerrel, ha a hibtag normális eloszlású és homoszkedasztikus, valamint nincs endogén magyarázó változó a modellben. Ezek a feltételek ritkán teljesülnek, ezért többnyire térbeli kétlépcsős legkisebb négyzetek módszerével (*Spatial Two-Stage Least Squares, S2SLS*) becsüljük a modellt. Ennek során figyelembe vesszük, hogy a standard endogén változók mellett a térben késleltetett eredményváltozó is endogén, hiszen az eredményváltozó meghatározza az értékét. *Anselin-Rey* [2014] a szakirodalmi tanulságokra alapozva azt állítja, hogy a térben késleltetett eredményváltozó jól instrumentálható az exogén változók és az egyéb instrumentumok térben késleltetett értékeivel. Modellbecsléseinkben ennek megfelelően járunk el.

A másik térökonometriai alapmodell a *térbeli hiba-autokorreláció* modellje:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{u}, \quad (6)$$

$$\mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}\mathbf{u} + \mathbf{v}, \quad (7)$$

ahol  $\lambda$  a térben késleltetett hibtag együtthatója,  $\mathbf{v}$  pedig egy független azonos eloszlású, nulla várható értékű véletlen változó értékeinek a vektora. A (6) egyenlet egy standard lineáris regressziós modellnek tűnik, de lényeges különbség, hogy itt a hibtag értékei nem függetlenek egymástól, hanem térbeli autokorreláció figyelhető meg bennük. Ezt a (7) egyenlettel modellezhetjük, amely szerint a (6) egyenlet hibtagja függ önmaga térben késleltetett értékeitől. Ha  $\lambda$  szignifikáns, az – az eredményváltozóban a magyarázó változók hatásainak kiszűrése után – térbeli függőséget jelezhet. Most a közeli régiók között végbemenő interakciók a hibtag értékeiben csapódnak le, és ilyen módon okoznak térbeli függőséget. Ha az (1) egyenletet kiegészítjük a (7) egyenlettel, és szignifikáns  $\lambda$ -t mérünk, az is azt jelezné, hogy a fejlettség szempontjából számít a földrajzi elhelyezkedés. De óvatosnak kell lennünk: az idősoros modellekhez hasonlóan az autokorreláló hibtag utalhat arra is, hogy kihagyunk egy vagy több lényeges magyarázó változót a modellből, amelyek figyelembevételé után az autokorreláció megszűnik. Tehát amennyiben kihagyunk egy lényeges magyarázó változót az (1) modellből, tévesen arra a következtetésre juthatunk, hogy számít a földrajzi elhelyezkedés a fejlettség szempontjából, holott valójában nem számít.

A térbeli hiba-autokorreláció modellje is becsülhető maximum likelihood módszerrel, de szintén csak akkor, ha  $\mathbf{v}$  normális eloszlású és homoszkedasztikus, valamint nincs endogén magyarázó változó a modellben. Ezek a feltételek itt is ritkán teljesülnek, ezért többnyire térbeli súlyozott legkisebb négyzetek módszerével (*Spatial Weighted Least*

Squares, SWLS) becsüljük a (6) egyenlet paramétereit,  $\lambda$  pedig az általánosított momentum módszerével (*Generalized Method of Moments, GMM*) becsülhető. Ez az eljárás képes kezelni nem normális eloszlású, heteroszkedasztikus hibatagot, valamint az endogén magyarázó változókat is, amelyeket természetesen instrumentálni kell.

Már csak azt kell tisztázni, hogyan tesztelhetjük, hogy van-e szignifikáns térbeli függőség az (1) modellben, vagyis hogy egyáltalán szükség van-e térökonometriai modell alkalmazására. Ha nincs, akkor a fejlettség szempontjából nem számít a földrajzi elhelyezkedés. Ha a regressziós modellt klasszikus legkisebb négyzetek módszerével (*Ordinary Least Squares, OLS*) becsüljük, akkor Lagrange-multiplikátor- (LM-) próbákkal vizsgálható a térbeli függőség hiányának nullhipotézise. A térbeli késleltetéses típusú térbeli függőség hiányát, vagyis a  $\rho = 0$  nullhipotézist a (8) LM-próbával tesztelhetjük (a továbbiakban  $LM_{lag}$ -próba).

$$LM_{\rho} = \frac{d_{\rho}^2}{D} \sim \chi^2(1), \quad (8)$$

ahol  $d_{\rho} = \mathbf{e}'\mathbf{W}\mathbf{y}/\hat{\sigma}_{ML}^2$  és  $D = (\mathbf{W}\mathbf{X}\hat{\beta})' [\mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'] (\mathbf{W}\mathbf{X}\hat{\beta}) / \hat{\sigma}_{ML}^2 + T$ . Az  $\mathbf{e}$  az OLS-reziduumok vektora,  $\hat{\sigma}_{ML}^2 = \mathbf{e}'\mathbf{e}/n$  a reziduális variancia,  $\hat{\beta}$  a  $\beta$  OLS-becslése,  $\mathbf{I}$  az egységmátrix és  $T = \text{tr}(\mathbf{W}\mathbf{W} + \mathbf{W}'\mathbf{W})$ . A vektorok és mátrixok után írt  $'$  a transponálást jelöli. Az  $LM_{lag}$ -tesztstatisztika 1 szabadságfokú  $\chi^2$  eloszlást követ, ha a nullhipotézis igaz.

A térbeli hiba-autokorreláció típusú térbeli függőséget, vagyis a  $\lambda = 0$  nullhipotézist a (9) LM-próbával tesztelhetjük (a továbbiakban  $LM_{error}$ -próba).

$$LM_{\lambda} = \frac{d_{\lambda}^2}{T} \sim \chi^2(1), \quad (9)$$

ahol  $d_{\lambda} = \mathbf{e}'\mathbf{W}\mathbf{e}/\hat{\sigma}_{ML}^2$ . Az  $LM_{error}$ -tesztstatisztika szintén 1 szabadságfokú  $\chi^2$  eloszlást követ a nullhipotézis fennállása esetén.

Problémát jelenthet, hogy az  $LM_{lag}$ -próba érzékeny a térbeli hiba-autokorreláció jelenlétére, az  $LM_{error}$ -próba pedig érzékeny a térbeli késleltetéses típusú térbeli függőségre. Tehát lehet, hogy csak azért mutatunk ki szignifikáns térbeli függőséget a térbeli késleltetéses modelljével, mert az valójában térbeli hiba-autokorrelációt takar el, és lehet, hogy csak azért mutatunk ki térbeli hiba-autokorrelációt, mert az valójában térbeli késleltetéses típusú térbeli függőséget rejt magában. Ilyen esetekben lehet szükség a robusztus LM-próbákra. Az  $LM_{lag}$ -próba robusztus változata:

$$LM_{\rho}^* = \frac{(d_{\rho} - d_{\lambda})^2}{D - T} \sim \chi^2(1). \quad (10)$$

Az  $LM_{error}$ -próba robusztus változata:

$$LM_{\lambda}^* = \frac{(d_{\lambda} - TD^{-1}d_{\rho})^2}{T(1 - TD)} \sim \chi^2(1). \quad (11)$$

Mindkét robusztus tesztstatisztika 1 szabadságfokú  $\chi^2$  eloszlást követ a nullhipotézis fennállása esetén.

Tehát OLS-becslés esetén a következőképpen tesztelhetjük a térbeli függőség jelenlétét. Nézzük meg az  $LM_{lag}$ - és az  $LM_{error}$ -próba eredményét! Ha egyik próba alapján sem vetjük el a térbeli függetlenség nullhipotézisét, akkor nincs térbeli függőség, nincs szükség térökonometriai modellre. Ha az  $LM_{lag}$ -próba alapján elvetjük a nullhipotézist, de az  $LM_{error}$ -próba alapján nem, akkor van térbeli függőség, és a térbeli késleltetés modelljét kell használni. Fordított esetben is van térbeli függőség, ám ekkor a térbeli hiba-autokorreláció modelljét kell alkalmazni. Ha mindkét próba alapján elvetjük a térbeli függetlenség nullhipotézisét, akkor is van térbeli függőség, és ilyenkor kell a robusztus tesztstatisztikákhoz fordulni. Ha elvetjük a robusztus  $LM_{lag}$ -próba nullhipotézisét, de a robusztus  $LM_{error}$ -próbáét nem, akkor a térbeli késleltetés modelljét kell használni, fordított esetben a térbeli hiba-autokorreláció modelljét. Ha mindkét robusztus próba nullhipotézisét elvetjük, akkor vagy érdemes elgondolkozni a modell újraspecifikálásán, vagy kombinált modellt kell alkalmazni, amely térben késleltetett eredményváltozót és térben késleltetett hibát is tartalmaz.

Amennyiben a regressziós modellt kétlépcsős legkisebb négyzetek módszerével (*Two-Stage Least Squares*, 2SLS) becsüljük (például azért, mert endogén magyarázó változót tartalmaz), akkor az Anselin–Kelejian-próba (AK-teszt) segítségével vizsgálhatjuk a térbeli függetlenség nullhipotézisét. Az AK-tesztstatisztika a következő:

$$AK = \frac{[e'W'e / (e'e/n)]^2}{tr(WW + W'W)} \sim \chi^2(1), \quad (12)$$

ahol  $e$  ezúttal a 2SLS-reziduumok vektorát jelöli. Az AK-próba szintén 1 szabadságfokú  $\chi^2$  eloszlást követ a nullhipotézis fennállása esetén. Ha az AK-próba alapján nem tudjuk elvetni a térbeli függetlenség nullhipotézisét, akkor nincs szükség térökonometriai modell használatára. Ha viszont elvetjük a nullhipotézist, akkor szükség van térökonometriai modellre, de az AK-próba eredménye alapján nem dönthető el, hogy pontosan milyenre. Ilyenkor érdemes a térbeli késleltetés modelljét és a térbeli hiba-autokorreláció modelljét is megbecsülni, és a  $\rho$ , illetve a  $\lambda$  szignifikanciája, valamint modellilleszkedési mutatószámok alapján dönteni arról, hogy melyik modell lehet a megfelelő.

Maximum likelihood módszerrel becsült térökonometriai modellek esetén likelihood-arány- (LR-) próbával is tesztelhetjük, hogy szükség van-e a térökonometriai modellre. Az LR-tesztstatisztika az alábbi:

$$LR = 2(\log \ell_x - \log \ell_{x=0}) \sim \chi^2(1), \quad (13)$$

ahol  $x = \rho$  a térbeli késleltetés modellje esetén, és  $x = \lambda$  a térbeli hiba-autokorreláció modellje esetén; a  $\log \ell$  pedig a log-likelihood-függvény maximális értéke. Az LR-próba tehát a térbeli és a tér nélküli modell log-likelihood-függvényeit hasonlítja össze: amennyiben szignifikánsan nagyobb a térbeli modell log-likelihood-függvényének maximális értéke, több információt nyerhetünk ki az adatokból térökonometriai modell használatával, mint standard ökonometriai modell becslésével. A próba nullhipotézise szerint a térbeli és a tér nélküli modell log-likelihoodja egyenlő. Ennek fennállása esetén a tesztstatisztika 1 szabadságfokú  $\chi^2$  eloszlást követ.

## Empirikus eredmények<sup>3</sup>

### *Leíró térstatistikai vizsgálatok*

Elsőként megvizsgáltuk, hogy kimutatható-e térbeli autokorreláció a régiók egy főre jutó GDP-jében. Az 1. ábrán látható a mintában szereplő régiók egy főre jutó GDP-jének kvartilistérképe. A sötétebb színű régiók magasabb fejlettségi kvartilisbe tartoznak. Látható, hogy a fejlett és a fejletlen régiók térben klasztereződnek: a legfejlettebb régiók Olaszország északi részén és Németország déli részén találhatók, a legfejletlenebbek pedig az Ibériai-félszigeten (Spanyolországban és Portugáliában), valamint Olaszország déli részén. Ez mutathatja azt, hogy a fejlett szomszédok jelenléte pozitívan hat egy régió fejlettségére a tudásátzivárgáson keresztül, de az is lehet, hogy valami teljesen más tényező okoz hasonló fejlettségi szintet a közeli régiókban. Az viszont valószínű, hogy pozitív térbeli autokorreláció mutatkozik az egy főre jutó GDP-ben.

Vizsgáljuk meg számszerűen is, hogy így van-e. A 2. táblázat tartalmazza a Moran-féle *I*-statisztika értékeit különböző térbeli súlymátrixok használata esetén.

### *2. táblázat*

Az egy főre jutó GDP Moran-féle *I*-értéke különböző térbeli súlymátrixok esetén

Térbeli súlymátrix	Moran-féle <i>I</i>
Királynő-1.	0,4590
Királynő-2.	0,3077
Távolság-275	0,4481
Távolság-300	0,4575
Távolság-325	0,4546
Közeli-3	0,4136
Közeli-4	0,4284
Közeli-5	0,4067

A táblázatban a *Királynő-1.* és a *Királynő-2.* első-, illetve másodrendű bináris szomszédságmátrixokat jelentenek királynőszomszédságot feltételezve. A másodrendű szomszédságmátrix arra utal, hogy a határos régiók mellett a határos régiókkal határos régiók is a régió szomszédjai közé tartoznak. A *Távolság* inverz távolságalapú súlymátrixokra utal, mindegyik esetben jelezve, hogy a régióhoz képest hány kilométeres távolságnál van az a küszöbérték, amelyen túl már nem tekintjük szomszédnak a többi régiót. A *Közeli-3*, *Közeli-4* és a *Közeli-5* rövidítések pedig a 3, 4, illetve 5 legközelebbi régiót szomszédként kezelő térbeli súlymátrixokra utalnak.

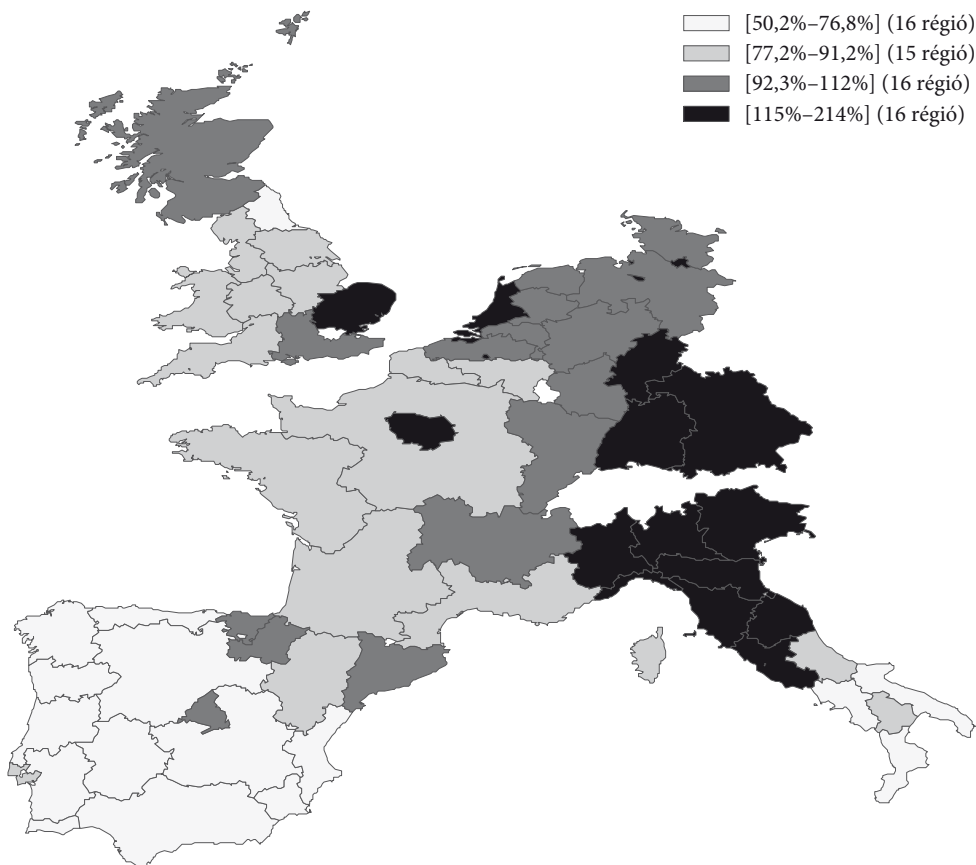
Az inverz távolságalapú súlymátrixok közül a 300 kilométeres küszöbértéket feltételező mellett legnagyobb az *I*-érték, tehát ez ragadja meg legjobban a térbeli függőség

<sup>3</sup> A térökonometriai elemzéseket a GeoDa és a GeoDa Space térökonometriai szoftverekkel hajtottuk végre. Az elemzéshez szükséges térképájlát a QGIS térinformatikai szoftverrel szerkesztettük meg.



## 1. ábra

A nyugat-európai régiók átlagos egy főre jutó GDP-jének kvartilistérképe, 1995–2000  
(az EU15 átlagának százalékában)



*Megjegyzés:* a szögletes zárójelben az egy főre jutó GDP EU15 átlagának százalékában megadott kvartilisértékeinek tartományai szerepelnek.

struktúráját. A  $k$  legközelebbi szomszéd típusú súlymátrixok közül a négy legközelebbi régiót szomszédként kezelő súlymátrixról mondható el ugyanez. A bináris szomszédságmátrix esetében látszik, hogy nem kell a másodrendű szomszédokkal számolni, mert ha figyelembe vesszük őket, lényegesen kisebb térbeli autokorrelációt mérünk. Összességében a legegyszerűbb, királynőszomszédságot feltételező bináris szomszédságmátrix használatával mérhetjük a legerősebb térbeli autokorrelációt az egy főre jutó GDP-ben, tehát az ragadja meg a legpontosabban a térbeli függőség struktúráját. Ezért a további elemzéseknél kizárólag ezzel a súlymátrixszal dolgozunk. Néhány inverz távolságalapú súlymátrixszal is elvégeztük az elemzéseket, de egyik sem módosította lényegesen az eredményeket, a modellek illeszkedése pedig egy-két jelentéktelen kivételtől eltekintve mindig a bináris szomszédságmátrix használatával volt a legjobb.

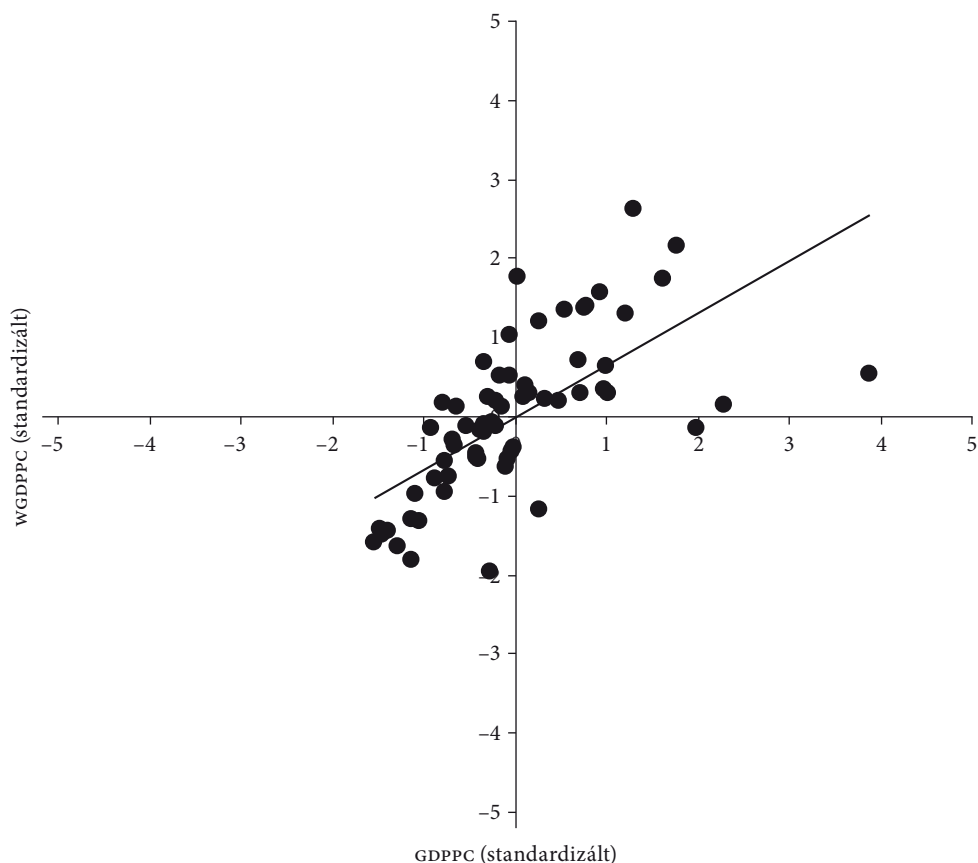
Ezt a bináris szomszédságmátrixot használva a Moran-féle  $I$ -statisztika értéke 0,459, ami közepes mértékű pozitív térbeli autokorrelációra utal az egy főre jutó

GDP-ben. A szignifikancia tesztelésekor 999 véletlen permutáció 0,001-es pszeudo  $p$ -értéket eredményezett, ami alapján a térbeli autokorreláció minden észszerű szignifikanciaszinten szignifikánsnak tekinthető.

A pozitív térbeli autokorrelációt szemlélteti a 2. ábra Moran-féle pontdiagramja is. A vízszintes tengelyen látható az egy főre jutó GDP 1995–2000 közötti átlagos értéke (az EU15 átlagának százalékában, standardizálva), a függőleges tengelyen pedig a térben késleltetett értéke (WGDP-vel jelölve, szintén standardizálva). Pozitív összefüggés látszik az egy főre jutó GDP és a térben késleltetett értéke között: ha egy régió fejlettebb, akkor a szomszédjai is átlagosan fejlettebbek: ezt jelenti a pozitív térbeli autokorreláció.

## 2. ábra

A nyugat-európai régiók átlagos egy főre jutó GDP-jének Moran-féle pontdiagramja, 1995–2000



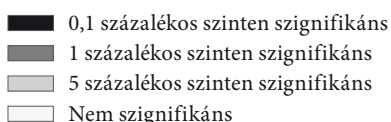
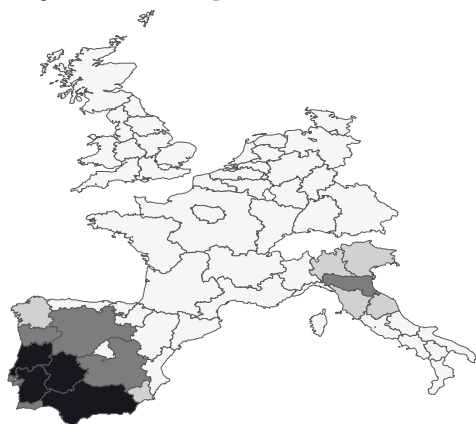
Vizsgáljuk meg lokális szinten is a térbeli autokorrelációt az egy főre jutó GDP-ben a lokális Moran-féle  $I$  (LISA) mutató segítségével! A 3. ábra szemlélteti a LISA szignifikanciaterképét (bal oldal) és klaszterterképét (jobb oldal).

A szignifikanciaterképen azok a régiók láthatók kiemelve, amelyekben lokális szinten szignifikáns a térbeli autokorreláció ( $p < 0,05$ ). Sötétebben jelöltek azok a régiók,

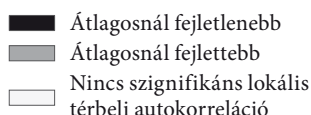
## 3. ábra

A lokális térbeli autokorreláció szignifikanciatérképe és klaszterterképe

Szignifikanciatérkép



Klaszterterkép



amelyekben alacsonyabb szignifikanciaszinten is szignifikáns a LISA. Látható, hogy az Ibériai-félszigeten és Észak-Olaszországban tapasztalható szignifikáns lokális térbeli autokorreláció, ami az Ibériai-félszigeten erősebb. A klaszterterképről pedig az is kiderül, hogy mindkét térségben pozitív a lokális térbeli autokorreláció: az Ibériai-félszigeten az átlagosnál fejletlenebb régiók koncentrálnak (fekete), Észak-Olaszországban pedig az átlagosnál fejlettebbek (szürke). Tehát a szignifikáns, közepes mértékű globális térbeli autokorrelációért elsősorban az Észak-Olaszországban koncentrálnak a fejlett és az Ibériai-félszigeten koncentrálnak a fejletlen régiók a felelősek.

### OLS- és ML-becslések eredményei

Az előzőkben feltárt pozitív térbeli autokorreláció az egy főre jutó GDP-ben csupán azt jelenti, hogy *lehet*, hogy számít a fejlett szomszédok jelenléte a régiók fejlettsége szempontjából. Hogy megtudjuk, valóban számít-e, ki kell szűrünk más fontos meghatározó tényezők hatásait az egy főre jutó GDP-ből, és meg kell vizsgálnunk, hogy ezután is marad-e benne szignifikáns térbeli függőség. Ezt ökonometriai modellek becslésével tehetjük meg.

A 3. táblázat tartalmazza a tér nélküli, illetve a térbeli modellek OLS- és maximum likelihood- (ML-) becslésének eredményeit a kapcsolódó modelldiagnosztikai tesztek eredményeivel együtt. Először standard OLS-módszerrel becsültük meg az (1) egyenletet a kétértékű országváltozók nélkül. Ekkor a kultúra erősen szignifikáns, pozitív hatást gyakorol a fejlettségre, továbbá az 1850 körüli urbanizációs ráta részéről

is pozitív hatás mérhető, ám ez csak 10 százalékos szinten szignifikáns. Az emberi tőke (1960-as beiratkozási arány) nem gyakorol szignifikáns hatást a fejlettségre.

### 3. táblázat

Az OLS- és az ML-becslések eredményei

Eredményváltozó: GDPPC

	Standard	Térbeli hiba-	Standard	Térbeli hiba-
	OLS	autokorreláció	OLS	autokorreláció
Kétértékű országváltozók	nem	nem	igen	igen
Konstans	55,526** (2,52)	65,266** (2,38)	50,888 (1,39)	46,365 (1,43)
CULTURE	0,389*** (3,41)	0,403*** (3,21)	0,583*** (3,81)	0,604*** (4,47)
SCHOOL	0,504 (1,66)	0,438 (1,19)	0,535 (1,01)	0,582 (1,24)
URBRATE1850	0,441* (1,70)	0,488*** (2,65)	0,631*** (2,96)	0,656*** (3,33)
Wu		0,630*** (6,28)		-0,119 (-0,69)
$R^2$	0,26	0,55	0,62	0,62
Korrigált $R^2$	0,23	-	0,54	-
Mintaelemszám	63	63	63	63
Jarque–Bera-próba	43,916***	-	39,893***	-
Breusch–Pagan-próba	8,743**	23,590***	56,986***	51,262***
Koenker–Bassett-próba	3,680	-	22,864**	-
$LM_{lag}$ -próba	20,180***	-	2,065	-
$LM_{error}$ -próba	24,210***	-	0,155	-
Robusztus $LM_{lag}$ -próba	0,061	-	13,165	-
Robusztus $LM_{error}$ -próba	4,091**	-	11,254	-
LR-próba	-	22,877***	-	0,276

*Megjegyzés:* zárójelben az együtthatók szignifikanciáját tesztelő parciális próbák  $t$ -értékei (OLS-becslésnél), illetve  $z$ -értékei (ML-becslésnél) szerepelnek. Wu a térben késleltetett hibtagot jelöli, ahol  $W$  egy bináris szomszédságmátrix királynőszomszédság feltételezésével. Az egyes próbák esetén a tesztstatisztikák értékei láthatók a táblázatban.

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

A modelldiagnosztikai próbák szerint azonban a standard OLS-becslés számos problémától szenved. A 26 százalékos magyarázó erő meglehetősen gyenge. A Jarque–Bera-próba alapján elvetjük a hibtag normális eloszlásának nullhipotézisét, tehát az ML-becslés nem lesz használható. Ennek ellenére kiindulásként becsültünk térökonometriai modelleket ML-módszerrel, de a későbbi instrumentális változós (IV)

becsléseknél korrigáljuk az ebből fakadó torzításokat. A Breusch–Pagan-próba alapján 5 százalékos szignifikanciaszinten elvetjük a hibatag homoszkedaszticitásának nullhipotézisét, azonban tudni kell, hogy a Breusch–Pagan-próba csak a hibatag normalitása esetén megbízható, ami most nem áll fenn. Ezért inkább a Koenker–Bassett-próbára érdemes támaszkodni, amely nem normális eloszlású hibatag esetén is robusztus eredményt ad. E teszt alapján nem vetjük el a hibatag homoszkedaszticitásának nullhipotézisét, de a Breusch–Pagan-próba eredménye bizonytalanságra ad okot, ezért a biztonság kedvéért a későbbi instrumentális változós becslések során heteroszkedaszticitás esetén is robusztus standard hibákat fogunk becsülni. Az eredményeket egyébként nem módosítja lényegesen, hogy robusztus standard hibákat becsülünk-e.

Számunkra az OLS-becslés legnagyobb problémája, hogy a térbeli függőség torzítja az eredményeket, hiszen az  $LM_{lag}$ - és az  $LM_{error}$ -tesztstatisztika egyaránt szignifikáns. Viszont a robusztus tesztstatisztikák közül csak az  $LM_{error}$  szignifikáns (az is csak 5 százalékos szinten), ami azt jelenti, hogy a térbeli függőség kiküszöbölhető a térbeli hiba-autokorreláció modelljével.

A térbeli hiba-autokorreláció modelljének ML-módszerrel való becsléséből látszik, hogy az OLS-becslés tényleg torzított lehetett: a kultúra hatása most még nagyobb a fejlettségre, az emberi tőke még annyira sem szignifikáns, mint eddig, az 1850 körüli urbanizációs ráta szignifikanciája viszont jelentősen nőtt: a fejlettségi szint történelmi értékei 1 százalékos szinten is szignifikáns pozitív hatást gyakorolnak a mai fejlettségre. Ami a legfontosabb: a térben késleltetett hibatag együtthatója erősen szignifikáns és pozitív: úgy tűnik, hogy a szomszédos régiók fejlettségi szintjei szignifikánsan hatnak egymásra a hibatagban lecsapódó tovaggyűrűző hatásokon keresztül a kultúra, az emberi tőke és a történelmi fejlettség hatásainak kiszűrése után is, tehát számít a földrajzi elhelyezkedés. Az LR-próba eredménye szerint szignifikánsan jobb modellhez jutottunk a térbeli hiba-autokorreláció kezelése által, amit az ugrásszerűen, 55 százalékosra megnövekedett magyarázó erő is alátámaszt.

Azonban óvatosan kell bánni a kapott eredményekkel. A hibatag valószínűleg nem normális eloszlású, és a Breusch–Pagan-próba szerint heteroszkedasztikus, tehát az ML-becslés alkalmazásának előfeltételei nem teljesülnek. Ezenfelül is probléma, hogy a térbeli hiba-autokorreláció nem feltétlenül utal tovaggyűrűző hatások jelenlétére a közeli régiók között. Elképzelhető, hogy ezt lényeges kihagyott változók okozzák, amelyek bevonása a modellbe megszüntetné a térbeli hiba-autokorrelációt. Nem szűrtünk ki eddig például olyan országos szintről érkező hatásokat, amelyek az ország összes régióját érintik. Ilyen lehet például az országos szintű intézményrendszer hatása.

Ezért OLS-módszerrel megbecsültük a kétértékű országváltozókat tartalmazó, tér nélküli modellt is. Az eredmények nagyon hasonlítanak a térbeli hiba-autokorreláció kétértékű országváltozók nélküli modelljének becslési eredményeire,<sup>4</sup> még a 0,54-os

<sup>4</sup> Ez abból a szempontból meglepő lehet, hogy *Tabellini* [2010] ugyanezen modellváltozatában az 1960-as beiratkozási arány szignifikáns hatást gyakorolt az egy főre jutó GDP-re. Az eltérés abból fakad, hogy *Tabellini* [2010] heteroszkedaszticitás esetén is robusztus White-féle standard hibákat becsült, mi viszont nem, mert többek közt azt kívántuk tesztelni, hogy heteroszkedasztikus-e a hibatag. A későbbiekben, instrumentális változós becsléseink során viszont már mi is robusztus standard hibákat becsülünk.

korrigált  $R^2$  is majdnem pontosan ugyanakkora, mint a térbeli hiba-autokorreláció modelljének  $R^2$ -értéke. A becült együtthatókban sincs nagy különbség: most még az eddigiekhez képest is némileg erősebb a kultúra és az 1850 körüli urbanizációs ráta hatása a fejlettségre. Ami viszont a legfontosabb: sem az  $LM_{lag}$ -, sem az  $LM_{error}$ -próba nem szignifikáns, tehát már a standard, tér nélküli modellben sincs térbeli függőség, ha kontrollálunk az országok szerinti fix hatásokra.

Ez azt jelenti, hogy a kétértékű országváltozók nélküli modellben azért mértünk szignifikáns térbeli hiba-autokorrelációt, mert az azonos országban található régiók reziduumaik korrelálnak egymással. Ezt a korrelációt pedig nem az ország régiói között meglévő tovagyrúzó hatások okozták, hanem az, hogy nem vettük figyelembe a fix országhatásokat, amelyek egy adott ország régióira ugyanúgy hatnak. Tehát az egy főre jutó GDP-ben jelen lévő térbeli autokorreláció kiszűréséhez nincs szükség térökonometriai modellre, megfelelő változókkal megmagyarázható a fejlett és a fejletlen régiók térbeli klaszteresedése. Ezek szerint nem a szomszédos régiók közötti tovagyrúzó hatások okozzák a fejlett régiók térbeli koncentrációját, hanem az, hogy a szomszédos régióknak hasonló a kulturális értékei és az intézményrendszerei, illetve hasonló fejlődési pályát jártak be a történelem során. Vagyis nem számít a földrajzi elhelyezkedés.

Érdekes még megjegyezni, hogy ebben a modellváltozatban a hibatag normalitását nem feltételező Koenker–Bassett-próba alapján is el kell vetnünk a hibatag homoszkedaszticitásának nullhipotézisét 5 százalékos szignifikanciaszinten, tehát az instrumentális változós becsléseinknél mindenképp érdemes lesz heteroszkedaszticitás esetén is robusztus standard hibákkal dolgozni.

Végül megbecsültük a térbeli hiba-autokorreláció modelljét kétértékű országváltozókkal is. A kapott eredmények alátámasztják a fenti következtetéseket. A térben késleltetett hibatag együtthatója nem különbözik szignifikánsan nullától, a modell magyarázó ereje semennyit sem nőtt a tér nélküli modellhez képest, és az LR-tesztstatisztika sem szignifikáns, tehát a térbeli hiba-autokorreláció modelljével nem jutottunk többletinformációhoz a tér nélküli modellhez képest: a magyarázó változók eltüntették a térbeli függőséget az egy főre jutó GDP-ből.

### *Instrumentális változós becslések eredményei*

Az előzőkben láthattuk, hogy az OLS- és ML-becslések torzítottak lehetnek, mert a korábbiakban leírtak miatt a kultúra endogén. Az ML-becsléseknél további torzítást okozott, hogy a hibatag valószínűleg nem normális eloszlású, és arra sincs meggyőző bizonyítékunk, hogy homoszkedasztikus lenne. Mind a kultúra endogenitásából, mind a hibatag nem normális eloszlásából fakadó problémák kiküszöbölhetők, ha instrumentális változós (IV) módszerekkel becsljük meg a modelleket. A kultúra instrumentumaiként az írástudók 1880 körüli arányát és a vezetői korlátok indexének történelmi értékeiből képzett főkomponenst használjuk. A térbeli késleltetés modelljének S2SLS-becslésénél a szakirodalomban megszokott módon (Anselin–Rey [2014]) az exogén változók és a többi instrumentum térben késleltetett értékei szolgálnak a térben késleltetett egy főre jutó GDP instrumentumaiként.



A hibatag potenciális heteroszkedaszticitásának kezelése érdekében a modellváltozatokban többféle módszerrel megbecsültük a standard hibákat. A HAC (*heteroscedasticity and autocorrelation correction*) standard hibák (lásd *Anselin–Rey* [2014]) heteroszkedaszticitás és térbeli függőség esetén is robusztusak. A White-féle standard hibák csak heteroszkedaszticitás esetén robusztusak, térbeli függőség esetén nem, valamint a hagyományos módon becsülték a heteroszkedaszticitásra is érzékenyek. A lényegi következtetéseket nem befolyásolja, hogy milyen módon becsülik a standard hibákat.

A 4. táblázat tartalmazza az instrumentális változós (IV) becslések eredményeit. Először kétértékű országváltozók nélkül becsültük meg az (1) egyenletet standard 2SLS módszerrel. Az eredmények szinte teljesen megegyeznek az OLS-becsülés esetén kapottakkal, még a pszeudo  $R^2$  is ugyanúgy 0,26, mint az OLS-becsülés  $R^2$ -értéke. A két érték azonban nem hasonlítható össze, hiszen a pszeudo  $R^2$  nem a modell magyarázó erejét fejezi ki, csupán az eredményváltozó tényleges

#### 4. táblázat

Az instrumentális változós (IV) becslések eredményei

Eredményváltozó: GDPPC

	Standard 2SLS	Térbeli késleltetés S2SLS	Térbeli hiba SWLS	Standard 2SLS	Térbeli késleltetés S2SLS	Térbeli hiba SWLS
Kétértékű országváltozók	nem	nem	nem	igen	igen	igen
Konstans	55,531** (2,31)	-39,556 (-1,16)	37,327 (1,04)	52,038*** (2,67)	-32,000 (-0,14)	51,008** (2,45)
CULTURE	0,378*** (2,88)	-0,151 (-0,82)	0,492** (2,26)	1,023*** (3,76)	0,094 (0,07)	1,037*** (4,34)
SCHOOL	0,504 (1,55)	-0,295 (-1,03)	0,822 (1,43)	0,277 (0,92)	-0,125 (-0,09)	0,276 (0,83)
URBRATE1850	0,445* (1,72)	0,916*** (-1,03)	0,581*** (2,86)	0,524*** (2,58)	1,000 (1,32)	0,530*** (2,63)
WGDPCC		1,571*** (3,41)			0,875 (0,44)	
Wu			0,716*** (8,743)			-0,223 (-0,76)
Pszeudo $R^2$	0,26	0,51	0,26	0,58	0,51	0,58
Mintaelemszám	63	63	63	63	63	63
AK-próba	23,560***	0,778	-	0,318	-4,520	-

*Megjegyzés:* zárójelben az együtthatók szignifikanciáját tesztelő parciális próbák z-értékei szerepelnek, amelyeket HAC standard hibák alapján számoltunk. WGDPCC a térben késleltetett egy főre jutó GDP-t, Wu a térben késleltetett hibatagot jelöli, ahol **W** egy bináris szomszédságmátrix királynőszomszédság feltételezésével. Az AK-teszt esetén a tesztstatisztika értékei láthatók a táblázatban.

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

és becslült értékei közötti korrelációs együttható négyzetét. Ezzel együtt alkalmazható modellilleszkedési mutatóként a pszeudo  $R^2$  is. Most a térbeli függőség jelenlétét az Anselin–Kelejian-féle próbával (AK-próba) vizsgálhatjuk. Minden észszerű szignifikanciaszinten el kell vetnünk a térbeli függetlenség nullhipotézisét, tehát az OLS-becsléshez hasonlóan a térbeli függőség torzítja a becslült együtthatókat. Az AK-próba alapján azonban nem lehet eldönteni, hogy pontosan milyen típusú térökonometriai modellel lehetne kezelni a térbeli függőséget, ezért a térbeli késleltetés modelljét és a térbeli hiba-autokorreláció modelljét is megbecsültük.

A térbeli késleltetés modelljének S2SLS-becslésével nem érdemes sokáig foglalkozni. Bár szignifikáns lett a térben késleltetett egy főre jutó GDP együtthatója, az értéke 1-nél nagyobb. Ez azt jelenti, hogy amennyiben valamely régióban megnő az egyik exogén változó értéke, és ezáltal nő az egy főre jutó GDP, ami a szomszédos régiók egy főre jutó GDP-jét is megnöveli, akkor a szomszédos régiók fejlettségének egységnyi növekedése egységnyinél nagyobb mértékben fog visszahatni a vizsgált régióra, ami aztán még nagyobb hatást fog gyakorolni a szomszédokra, ami még annál is jobban hat vissza a vizsgált régióra, és így tovább. A folyamat nem lesz konvergens, a régiók egy főre jutó GDP-je tart a végtelenbe. Ez nyilvánvalóan irreális, tehát amennyiben 1-nél nagyobb a térben késleltetett eredményváltozó együtthatójának becslült értéke, az S2SLS-becslés eredményei teljesen megbízhatatlanná válnak.

A térbeli hiba-autokorreláció modelljének SWLS-becslése viszont megfelelőnek tűnik. A térben késleltetett hibatag együtthatója erősen szignifikáns és pozitív, tehát úgy tűnik, sikerült megfelelően megragadni a térbeli függőség természetét. A becslült együtthatók nagyon hasonlítanak az ML-becslés esetén kapottakra. Az 1850 körüli urbanizációs ráta együtthatója ezúttal is gyengén szignifikánsról erősen szignifikánssra váltott. Viszont a kultúra most csak 5 százalékos szinten szignifikáns, 1 százalékoson nem, és a pszeudo  $R^2$  is a tér nélküli modellnél kapott 0,26-os értéken maradt, ami nem utal erős modellilleszkedésre. Ezzel együtt akár következtethetnénk is arra, hogy a szomszédos régiók közötti tudásátzivárgás miatt a fejlettség szempontjából számít a földrajzi elhelyezkedés, s ez a térben autokorrelált hibatag formájában csapódik le.

A problémát ismét az jelenti, hogy a térbeli hiba-autokorreláció nem a tudásátzivárgás, hanem lényeges kihagyott változók miatt alakult ki. Ha kétértékű országváltozókkal hajtjuk végre a tér nélküli 2SLS-becslést, akkor az AK-próba nem jelez szignifikáns térbeli függőséget. A pszeudo  $R^2$  a tér nélküli modellnél is ugrásszerűen megnő 0,58-ra, ami már kifejezetten jó modellilleszkedésre utal. A biztonság kedvéért kétértékű országváltozókkal is megbecsültük a két térökonometriai modellt. A térbeli késleltetés S2SLS-becslése nem eredményezett szignifikáns térben késleltetett egy főre jutó GDP-t, és egyébként is megbízhatatlanok az eredményei, mert minden becslült együtthatónak legfeljebb négy tizedesjegyig különböznek nullától a számjegyei, ami arra utal, hogy az S2SLS-becslés iterációja egy ponton megakadt. A térbeli hiba-autokorreláció modelljének SWLS-becslése pedig nem adott szignifikáns térben késleltetett hibatagot, a becslült együtthatók és a pszeudo  $R^2$  nagyjából megegyeznek a tér nélküli modell esetén kapottakkal.

Míndezek alapján az összes közül legjobbnak a kétértékű országváltozókat tartalmazó tér nélküli modell 2SLS-becslése tűnik. Ebből arra következtethetünk, hogy a kedvező

kulturális attitűdök és a történelmi fejlettségi szint erősen szignifikáns pozitív hatást gyakorolnak a nyugat-európai régiók fejlettségére. A fix országhatásokon keresztül ugyanez mondható el az országos szintű intézményrendszeréről is. Tehát az eredmények az intézményi és a kulturális hipotézissel is összhangban állnak. Meglepő módon az emberi tőke nem gyakorol szignifikáns hatást a fejlettségre, ami *Tabellini* [2010] eredményeivel összhangban áll; bár ő nem közli az 1960-as beiratkozási arány becslött együtthatóját 2SLS-becslés esetén. Ha újrabecsüljük a modellt az eredeti, 69 elemű mintán, akkor világosan látszik, hogy a beiratkozási arány együtthatója nála sem különbözik szignifikánsan nullától semmilyen észszerű szignifikanciaszinten.

Az OLS-becsléshez képest egyébként a 2SLS-becslés közel kétszer akkora hatást tulajdonít a kultúrának, vagyis az OLS-becslés lefelé torzított. Ez elsőre meglepő lehet, hiszen az endogenitás miatt éppen felfelé torzított együtthatót várhattunk volna. Viszont egy jó instrumentum nemcsak a magyarázó változó endogenitását, hanem a mérési hibáját is képes kezelni, és úgy tűnik, a mérési hiba nagyobb torzítást okozott lefelé, mint az endogenitás felfelé.<sup>5</sup> Az 1850 körüli urbanizációs ráta becslött együtthatója némileg csökkent az OLS-becsléshez képest, de a különbség nem nagy. Az 1960-as beiratkozási arány együtthatója pedig egyik esetben sem különbözött szignifikánsan nullától.

Számunkra a legfontosabb az, hogy a kapott eredmények ellentmondanak a földrajzi adottságok hipotézisének. Miután kiszűrtük a kultúra, a történelmi fejlettség és az országos intézményrendszer hatásait, valamint egyéb országok szerinti fix hatásokat, megszűnt az egy főre jutó GDP-ben tapasztalható térbeli függőség. Tehát nem azért csoportosulnak egymás szomszédságában a fejlett régiók, mert tudásátzivárgás révén ösztönzik egymás fejlődését, hanem azért, mert hasonló a kultúrájuk, hasonló az intézményeik, és hasonló fejlődési pályát jártak be a történelem során. *Acemoglu és szerzőtársai* [2001] és *Rodrik és szerzőtársai* [2004] még különböző éghajlati és természetföldrajzi tényezők vizsgálata alapján érveltek a földrajzi adottságok hipotézise ellen. Mi egy újfajta módon, a szomszédos régiók fejlettsége által ragadtuk meg a földrajzi elhelyezkedés szerepét, és így is a földrajzi adottságok hipotézisének ellentmondó eredményeket kaptunk. Tehát úgy tűnik, hogy semmilyen formában sem számít a földrajzi elhelyezkedés a fejlettség szempontjából.

### *Diskusszió*

Hogyan kell értelmeznünk az előző két alfejezetben bemutatott eredményeket? Valóban nem befolyásolja semmilyen földrajzi tényező egy térség fejlődését? Egyáltalán, mennyire megbízhatóak az eredmények? Ezekhez a kérdésekhez kapcsolódóan teszünk néhány fontos megjegyzést.

1. Az eredmények legkézenfekvőbb értelmezése szerint *Acemoglu és szerzőtársai* [2001] és *Rodrik és szerzőtársai* [2004] álláspontja igaz. Teljesen mindegy, milyen formában jelenítjük meg a földrajzi elhelyezkedés szerepét egy ökonometriai modellben,

<sup>5</sup> Hasonló eredményre jutottak *Acemoglu és szerzőtársai* [2001], amikor az intézmények fejlettségre gyakorolt hatását becslték meg, és OLS-becsléssel lefelé torzított együtthatót kaptak.

az nem befolyásolja az országok/régiók fejlettségét. Nem találtunk olyan bizonyítékot, amely alapján cáfolni lehetne ezt a nézetet.

2. Egy másik nézőpontból szemlélve, gondolkodhatunk úgy, hogy igenis fontos a földrajzi közelségből fakadó tudásátzivárgás, de a fejlettségnek nem alapvető meghatározója. Egy régió valószínűleg csak akkor tudja hasznosítani a hozzá átsorduló tudást, ha befogadó intézményi és kulturális környezettel rendelkezik. Hiába létezik tudásátzivárgás, ha nincsenek meg a tudás abszorpciójához szükséges intézmények és kulturális attitűdök, akkor a fejlett szomszédok földrajzi közelségének nem lesz hatása a régió fejlettségére. Így végső soron még akkor is az intézmények és a kultúra határozza meg a fejlettséget, ha egyébként léteznek a földrajzi közelségből fakadó tudásátzivárgás, csak azt nem tudjuk kimutatni, ha kiszűrjük az intézmények és a kultúra hatását.

3. Akár úgy is értelmezhetjük az eredményeket, hogy igenis számít a földrajzi elhelyezkedés, hiszen a kétértékű országváltozók együttesen szignifikánsak lettek. Tehát nem mindegy, hogy egy régió földrajzilag melyik országban helyezkedik el: ha egy ország régiói átlagosan fejlettek, akkor várhatóan az egyedi régiói is fejlettek. Azért nehéz ezt mégis a földrajzi adottságok hipotézise melletti érvként elfogadni, mert a kétértékű országváltozók számos különböző hatást foglalnak magukban. A legfontosabb ezek közül az országos szintű intézményrendszer hatása. Vagyis valószínű, hogy a kétértékű országváltozók szignifikanciájának az oka az, hogy az intézmények hatnak a fejlettségre, nem pedig az, hogy egy ország területéhez való tartozás földrajzi értelemben befolyásolná a fejlettséget. Ahhoz, hogy ezt tesztelni tudjuk, egy olyan változót kellene bevenni a magyarázó változók közé, amely méri az országos szintű intézményrendszer minőségét. Ha ezután is szignifikánsak maradnak a kétértékű országváltozók, még akkor is állhat valamilyen harmadik, országos szintről érkező hatás a háttérben, amire eddig nem gondoltunk.

4. Felmerülhet a kérdés, hogy miért csak országos szinten számítanának az intézmények. Országon belül, régiók között miért ne lehetnének szignifikáns különbségek az intézményrendszer minőségében? Valóban, *Charron és szerzőtársai* [2014] az Európai Unió régióinak adatain megmutatta, hogy országon belül gyakran jelentősebb különbségek vannak a kormányzás minőségében (amely az egyik legfontosabb intézmény), mint országok között: elég csak az észak- és délolasz régiók intézményi különbségeire gondolni. A szerzők össze is állítottak egy európai kormányzás minősége (*European Quality of Governance, EQI*) elnevezésű indexet, amely elsőként regionális szinten méri a kormányzás minőségét.<sup>6</sup> Megbecsültük a fent bemutatott modelleket úgy is, hogy a magyarázó változók közé bevettük az EQI-t, azonban ennek csak az lett a hatása, hogy szinte az összes változó elvesztette a szignifikanciáját. Ennek pedig az az oka, hogy az EQI adatai egyelőre csak két évre, a 2010-es és a 2013-as évekre állnak rendelkezésre, ezért az eredményváltozót is le kellett cserélni a 2013-as egy főre jutó GDP-re. Így viszont a többi magyarázó változó már valószínűleg elvesztette a relevanciáját, hiszen a kultúra változója az 1990-es évekre vonatkozik,

<sup>6</sup> Ezt az indexet használta például *Rodríguez-Pose-Di Cataldo* [2015], és kimutatta, hogy a regionális kormányzás minősége szignifikáns pozitív hatást gyakorol a régiók innovációs teljesítményére.

az emberi tőkét illetően pedig 2013-ban valószínűleg már nem azok dominálták a munkaerőpiacot, akik 1960-ban iratkoztak be általános vagy középiskolába. Ráadásul ahhoz, hogy megbízhatóan tudjuk mérni a kormányzás minőségét, sokkal több évről kellene adatokkal rendelkezünk, és azoknak az átlagával kellene dolgoznunk, hiszen az intézmények erősen perzisztens jellemzői a gazdaságnak. Egy biztos: ha mérni kívánjuk a regionális szintű intézmények hatását a fejlettségre, teljesen új adatállományt kell összeállítanunk.

Ráadásul az új adatállomány összeállításának sem biztos, hogy lenne értelme. Már az országos szintű intézmények hatásának kiszűrése elegendő volt ahhoz, hogy eltűnjön a térbeli függőség az egy főre jutó GDP-ből – így viszont miért kellene még a regionális szintű intézmények hatását is kiszűrni? Nem látunk semmi okot arra, hogy a regionális intézményekre való kontrollálás után visszakerülne a térbeli függőség az egy főre jutó GDP-be.

5. A legfontosabb érv az itt bemutatott elemzésekkel szemben az lehet, hogy az Európai Unió NUTS1 és NUTS2 szintű régiói valószínűleg még mindig túl nagyok. Azért nem *Acemoglu és szerzőtársai* [2001] adatállománya alapján vizsgáltuk a fejlettséget befolyásoló tényezőket, mert az országos szintű adatokat tartalmaz, és országok között valószínűleg sokkal ritkábbak a tovagyűrűző hatások, mint az országon belüli szomszédos régiók között. A NUTS1 és NUTS2 szintű régiók azonban még így is nagyon nagyok. A többi agglomerációs externáliához hasonlóan a tudásátzivárgás is egy adott agglomeráción belül vagy legfeljebb egymáshoz közeli városok között a legintenzívebb. Például *Anselin és szerzőtársai* [1997] és *Varga* [2000] is az amerikai MSA-k (*Metropolitan Statistical Area*) szintjén tudtak szignifikáns tovagyűrűző hatásokat kimutatni az egyetemek és a technológiai szektor között. Egy MSA jellemzően egy nagyvárost és a hozzá kapcsolódó agglomerációt foglalja magában, tehát sokkal kisebb területi egységet jelent, mint egy NUTS2 szintű európai régió. Elképzelhető, hogy a NUTS2 szintű régiókon belül, kisebb területi egységek között már kimutatható lenne szignifikáns tudásátzivárgás, ami azt jelentené, hogy például egy-egy agglomeráció fejlettsége szempontjából egyáltalán nem mindegy, hogy mennyire fejlett szomszédok veszik körül, tehát igenis számít a földrajzi elhelyezkedés. Ennek az elemzéséhez viszont legalább LAU1 szintű adatokra lenne szükség, és gyakorlatilag elképzelhetetlen, hogy olyan változókról, mint a kulturális attitűdök vagy az intézmények minősége, léteznének LAU1 szintű adatok.

6. A másik kulcsfontosságú érv, amely alapján az összes hasonló elemzés bírálható, a multikollinearitás jelenléte. Ökonometriai szempontból komoly problémát jelent, hogy a fejlettség potenciális meghatározó tényezői (intézmények minősége, kulturális attitűdök, emberi tőkével való ellátottság, földrajzi tényezők stb.) korrelálnak, komplex interakcióban állnak egymással. Éppen ezért nehéz szétválasztani az egyes magyarázó változók fejlettségre gyakorolt hatását.

A problémát az 5. táblázat szemlélteti, amelyben az egyes magyarázó változókhoz tartozó varianciainflációs tényezők (*Variance Inflation Factor, VIF*) láthatók a tér nélküli OLS- és 2SLS-becslések esetén.<sup>7</sup> A kétbetűs elnevezésű változók a kétértékű

<sup>7</sup> 2SLS-becslés esetén a VIF-értékeket a második lépcső regressziójából számoltuk, tehát a CULTURE változó helyett annak az első lépcsőben becsült értékeit használtuk.

országváltozókat jelentik. Bár nincs egyértelmű küszöbérték, a szakirodalomban legelterjedtebb felfogás alapján a VIF 5–10-nél magasabb értékei már multikollinearitási problémát jelezhetnek (*Anselin–Rey* [2014]).

#### 5. táblázat

Varianciainflációs tényezők a tér nélküli OLS- és 2SLS-becslések esetén

Változó	VIF (OLS)	VIF (2SLS)
CULTURE	3,10	7,13
SCHOOL	5,45	5,75
URBRATE1850	1,24	1,31
FR	6,49	12,34
UK	4,05	5,61
IT	3,24	5,42
NL	1,85	1,94
BE	2,69	3,94
ES	3,07	4,75
PT	3,02	5,51

*Megjegyzés:* a kétbetűs elnevezésű változók a kétértékű országváltozókat jelentik. *FR:* Franciaország, *UK:* Egyesült Királyság, *IT:* Olaszország, *NL:* Hollandia, *BE:* Belgium, *ES:* Spanyolország, *PT:* Portugália. A Németországhoz tartozó kétértékű változó a tökéletes multikollinearitás elkerülése érdekében nem szerepel a modellekben.

Az 5. táblázatban látható, hogy számos magyarázó változó esetén a VIF értéke az 5–10 körüli „szürke zónában” helyezkedik el. Nem állíthatjuk tehát, hogy a multikollinearitás használhatatlanná tenné a korábban bemutatott eredményeket, de azt sem jelenthetjük ki, hogy egyáltalán nem befolyásolja azokat. Már csak azért sem tehetjük ezt, mert a 63-as mintaelemszám nem kimondottan nagy, ilyen esetekben pedig már a VIF alacsonyabb értékei is jelentősen megnövelhetik a becsült paraméterek varianciáját. A releváns 2SLS-becslés esetén éppen a kultúrához és néhány kétértékű országváltozóhoz tartozó VIF-értékek kerültek az 5–10 közötti tartományba, ami arra utal, hogy a kultúra, az intézményrendszer és a földrajzi elhelyezkedés fejlettségre gyakorolt *ceteris paribus* hatásait nehéz lehet szétválasztani. Az 1960-as beiratkozási arányhoz tartozó, enyhén 5 fölötti VIF-érték pedig megmagyarázhatja, hogy miért nem sikerült az emberi tőke szignifikáns hatását kimutatni a fejlettségre.

Véleményünk szerint a multikollinearitás lehet az egyik legfőbb oka annak, hogy az intézményi, a földrajzi és a kulturális hipotézis hívei a mai napig nem jutnak dűlőre egymással, és nem is fognak egészen addig, amíg nem sikerül megnyugtató módszertani megoldást találni a problémára.

7. Elképzelhető, hogy a földrajzi közelségből fakadó tudásátzivárgás nem az egy főre jutó GDP *szintjére*, hanem a *növekedésére* hat. Logikusnak tűnik ez a gondolat, hiszen a tudásátzivárgás a technikai haladás ütemét befolyásolja közvetlenül, ami a standard növekedési modellek szerint az egy főre jutó GDP növekedésének legfőbb



meghatározója. Mégsem találtunk bizonyítékot arra, hogy a földrajzi elhelyezkedés befolyásolná az egy főre jutó GDP növekedési ütemét. Megbecsültük a korábban bemutatott modelleket úgy is, hogy az egy főre jutó GDP 1977–2000 közötti átlagos éves növekedési rátáját szerepeltettük eredményváltozóként, és a magyarázó változók körét bővítettük az 1977-es év logaritmizált egy főre jutó GDP-jével, hogy kiszűrjük a kevésbé fejlett régiók potenciális konvergenciájából fakadó gyorsabb növekedést. A korábban bemutatott eredmények érdemben nem változtak, ezért terjedelmi okokból nem is közöltük az újabb becslések eredményeit, de kérés esetén szívesen rendelkezésre bocsátjuk őket. A lényeg: a szokásos változók hatásainak kiszűrése után nem maradt szignifikáns térbeli függőség az egy főre jutó GDP növekedési rátájában.

8. A földrajzi tényezők hatásának kimutatását gátolhatja, hogy a fejlett északolasz és délnémet régiók összeköttetése nem biztosított a mintában, hiszen a két térséget összekapcsoló, szintén fejlett osztrák és svájci régiók esetében nem állnak rendelkezésre a kultúrát mérő főkomponens értékei. Ha Ausztriáról és Svájcra is lennének adataink, akkor valószínűleg egy kiterjedtebb pozitív lokális térbeli autokorrelációs együttathatóval rendelkező régiókból álló térség szerepelne a mintában, így nagyobb valószínűséggel lehetne tudásátzivárgást kimutatni a szomszédos régiók között. Sajnos a minta ennek a vizsgálatát nem teszi lehetővé.

9. Végül mindenképp ejtenénk néhány szót arról a gondolatról, amelyet *Gallup és szerzőtársai* [1999] is említ: a földrajzi tényezőkből eredő fejlettségbeli különbségek könnyen „intézményesülhetnek”. Lehet, hogy a globalizáció és különösen az ipari forradalom előtti időszakban még sokkal fontosabb szerepet játszott a földrajzi elhelyezkedés a régiók fejlettségének meghatározásában, mint napjainkban, hiszen a közlekedés fejletlenségéből fakadóan magasabbak voltak a szállítási költségek, és a modern infokommunikációs technológiák sem álltak rendelkezésre. Mindezek miatt a földrajzi közelség jelentősége sokkal nagyobb volt. Tehát elképzelhető, hogy néhány száz évvel ezelőtt az egymáshoz közeli fejlett régiók „húzták egymást”, így kialakult a fejlett régiók ma is megfigyelhető térbeli klaszteredése. Az akkor fejletté váló régiók jobb minőségű intézményeket hoztak létre, és napjainkban már ezeknek köszönhetően tudják fenntartani magas fejlettségi szintjüket, miközben a globalizáció következtében a fejlett szomszédok földrajzi közelsége veszített jelentőségéből. Ez a gondolatmenet is illusztrálja, hogy a fejlettség és meghatározó tényezői komplex interakcióban állnak, így nehéz eldönteni, hogy a potenciális meghatározó tényezők közül melyek azok, amelyek ténylegesen számítanak. Sőt nem is biztos, hogy érdemes bármelyiknek a kizárólagossága mellett érvelni.

## Az eredmények összegzése

A tanulmány címében azt a kérdést tettük fel, hogy számít-e a földrajzi elhelyezkedés a fejlettség szempontjából. A fejlődés-gazdaságtan legnépszerűbb álláspontja szerint nem: az egymás közelében elhelyezkedő fejlett országok nem földrajzi okok miatt fejlettek, hanem azért, mert hasonló az intézményrendszerük (*Acemoglu és szerzőtársai* [2001], *Rodrik és szerzőtársai* [2004]) és esetleg a kultúrájuk (*Tabellini* [2010]).

Ebben a tanulmányban megvizsgáltuk, hogy vajon az országos szintnél részletesebb területi bontásban, az Európai Unió NUTS1 és NUTS2 szintű régiói esetében is érvényes-e ez a megállapítás. Az elemzés újdonsága, hogy térökonometriai módszereket alkalmaztunk, ami lehetővé tette, hogy más szempontból ragadjuk meg a földrajz szerepét, mint a korábbi tanulmányok. Nem éghajlati vagy természetföldrajzi változókkal reprezentáltuk a földrajzot a modellben, hanem azt vizsgáltuk, hogy a fejlett szomszédok közelsége gyakorol-e pozitív hatást egy régió fejlettségére a közöttük végbemenő tudásátzivárgáson keresztül.

Elemzéseink nem mutattak ki ilyen hatásokat, mivel a kultúra, az intézmények és a történelmi fejlettségi szint hatásainak kiszűrése után nem maradt szignifikáns térbeli függőség az egy főre jutó GDP-ben. Ez azt jelenti, hogy a fejlett régiók nem a közeli, fejlett szomszédoktól érkező tudásátzivárgás miatt fejlettek, hanem azért, mert hasonló a kultúrájuk, az intézményrendszerük, és hasonló fejlődési pályát jártak be a történelem során. Vagyis megválaszolva a címben feltett kérdést: még akkor sem számít a földrajzi elhelyezkedés a nyugat-európai régiók fejlettsége szempontjából, ha másként ragadjuk meg a földrajzi elhelyezkedés szerepét, mint a korábbi tanulmányok, amelyek a földrajzi adottságok hipotézisét igyekeztek cáfolni.

Ugyanakkor meg kell jegyezni, hogy eredményeinket többféle érvelésre támaszkodva is lehet bírálni. Ezek közül a legfontosabb az, hogy a NUTS1 és a NUTS2 szintű régiók túl nagyok: a tudásátzivárgás többnyire valószínűleg ezeken a régiókon belül, az agglomerációk szintjén vagy szomszédos agglomerációk között zajlik. Ha rendelkezésre állnának az elemzéshez szükséges adatok részletesebb területi bontásban (például LAU1 szinten), akkor elképzelhető, hogy ki lehetne mutatni szignifikáns tovagyrűző hatásokat a szomszédos térségek között, vagyis lehetséges, hogy kisebb területi egységek szintjén számít a földrajzi elhelyezkedés a fejlettség szempontjából.

A bemutatott elemzések eredményei viszont amellettszólnak, hogy a földrajzi elhelyezkedés a nyugat-európai régiók fejlettségének nem elsődleges meghatározója.

### *Hivatkozások*

- ACEMOGLU, D.–JOHNSON, S.–ROBINSON, J. A. [2001]: The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *The American Economic Review*, Vol. 91. No. 5. 1369–1401. o. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.91.5.1369>.
- ACEMOGLU, D.–ROBINSON, J. A. [2013]: *Miért buknak el nemzetek? A hatalom, a jólét és a szegénység eredete*. HVG Kiadó, Budapest.
- AGHION, P.–HOWITT, P. [2009]: *The Economics of Growth*. The MIT Press, Cambridge.
- ANSELIN, L.–REY, S. J. [2014]: *Modern Spatial Econometrics in Practice: A Guide to GeoDa, GeoDa Space and PySAL*. GeoDa Press.
- ANSELIN, L.–VARGA ATTILA–ÁCS ZOLTÁN [1997]: Local Geographic Spillovers between University Research and High Technology Innovations. *Journal of Urban Economics*, Vol. 42. No. 3. 422–448. o. <http://dx.doi.org/10.1006/juec.1997.2032>.
- BANERJEE, A. V.–DUFLO, E. [2011]: *Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty*. Public Affairs, New York.

- CHARRON, N.–DIJKSTRA, L.–LAPUENTE, V. [2014]: Regional Governance Matters: Quality of Government within European Union Member States. *Regional Studies*, Vol. 48. No. 1. 68–90. o. <http://dx.doi.org/10.1080/00343404.2013.770141>.
- DIAMOND, J. [2000]: Háborúk, járványok, technikák. A társadalmak fátumai. Typotex Kiadó, Budapest.
- GALLUP, J. L.–SACHS, J. D.–MELLINGER, A. D. [1999]: Geography and Economic Development. *International Regional Science Review*, Vol. 22. No. 2. 179–232. o. <http://dx.doi.org/10.1177/016001799761012334>.
- GLAESER, E. L.–LA PORTA, R.–LOPEZ-DE-SILANES, F.–SHLEIFER, A. [2004]: Do Institutions Cause Growth? *Journal of Economic Growth*, Vol. 9. No. 3. 271–303. o. <http://dx.doi.org/10.1023/b:joeg.0000038933.16398.ed>.
- KRUGMAN, P. R. [1991]: Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, Vol. 99. No. 3. 483–499. o. <http://dx.doi.org/10.1086/261763>.
- LA PORTA, R.–LOPEZ-DE-SILANES, F.–SHLEIFER, A. [2008]: The Economic Consequences of Legal Origins. *Journal of Economic Literature*, Vol. 46. No. 2. 285–332. o. <http://dx.doi.org/10.1257/jel.46.2.285>.
- LA PORTA, R.–LOPEZ-DE-SILANES, F.–SHLEIFER, A.–VISHNY, R. W. [1999]: The Quality of Government. *The Journal of Law, Economics & Organization*, Vol. 15. No. 1. 222–279. o. <http://dx.doi.org/10.1093/jleo/15.1.222>.
- LENGYEL IMRE–RECHNITZER JÁNOS [2004]: Regionális gazdaságtan. Dialóg Campus, Budapest–Pécs.
- MARSHALL, A. [1920]: Principles of Economics: An Introductory Volume. MacMillan, London.
- NORTH, D. C. [1981]: Structure and Change in Economic History. Norton and Co., New York.
- NORTH, D. C. [1990]: Institutions, Institutional Change and Economic Performance. Cambridge University Press, New York.
- RODRÍGUEZ-POSE, A.–DI CATALDO, M. [2015]: Quality of Government and Innovative Performance in the Regions of Europe. *Journal of Economic Geography*, Vol. 15. No. 4. 673–706. o. <http://dx.doi.org/10.1093/jeg/lbu023>.
- RODRÍK, D.–SUBRAMANIAN, A.–TREBBI, F. [2004]: Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development. *Journal of Economic Growth*, Vol. 9. No. 2. 131–165. o. <http://dx.doi.org/10.1023/b:joeg.0000031425.72248.85>.
- TABELLINI, G. [2010]: Culture and Institutions: Economic Development in the Regions of Europe. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 8. No. 4. 677–716. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1542-4774.2010.tb00537.x>.
- VARGA ATTILA [2000]: Local Academic Knowledge Transfers and the Concentration of Economic Activity. *Journal of Regional Science*, Vol. 40. No. 2. 289–309. o. <http://dx.doi.org/10.1111/0022-4146.00175>.
- VARGA ATTILA [2002]: Térökonometria. Statisztikai Szemle, 80. évf. 4. sz. 354–370. o.
- VARGA ATTILA [2009]: Tér szerkezet és gazdasági növekedés. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- WEBER, M. [1982]: A protestáns etika és a kapitalizmus szelleme. Vallásszociológiai írások. Gondolat Kiadó, Budapest.