

FARKAS RICHÁRD–BACZUR ROLAND

Először térben vagy panelban?

A térbeli panelmodellek felépítési stratégiájának egy sarkalatos problémája

Kutatásunk célja, hogy felhívjuk a figyelmet egy olyan problémára, amellyel a kutatók az empirikus ökonometriai modellek konstruktív, specifikációs tesztek alapján történő építése során találkozhatnak. Munkánkban az Európai Parlament FP5, FP6 és FP7 keretprogramjainak a regionális innovációra gyakorolt hatásának modellezésével megmutatjuk, hogy a különböző megközelítések alkalmazásával a preferáltként illesztett modell különböző lehet. Rámutatunk arra, hogy a specifikációs teszteljárások alkalmazási sorrendjének nincsen egyértelműen követhető módszertana. Ezért a kutatói intuíció függvényében ugyanaz a kiindulási modell különböző preferált modellekhez vezethet, ami mind tudományos, mind szakpolitikai szempontból különösen problémás lehet.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C21, C22, C23.

Bevezetés

Az ökonometriai modellezés során a megfelelő (preferált) modell kiválasztásához különböző döntések sorozatát kell meghoznunk: a modell komplexitásának függvényében változik a döntések mennyisége. Az egyszerűbb technikákat alkalmazó keresztmetszeti módszerek (például legkisebb négyzetek módszere, LNM) esetén az adott magyarázó változóról kell „csupán” eldöntenünk – valamilyen kritériumrendszer alapján –, hogy az adott modellben szükségünk van-e rájuk, illetve a tulajdonságaik megfelelnek-e a szükséges kritériumoknak. Amennyiben továbblépünk,

* Szeretnénk hálánkat kifejezni *Czaller Lászlónak*, a Magyar Közgazdaságtudományi Egyesület 2022. évi konferenciája résztvevőinek, továbbá anonim lektorainknak értékes meglátásaikért és hozzászólásaikért. A TKP2021-NKTA-19 számú projekt az Innovációs és Technológiai Minisztérium Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Alapból nyújtott támogatásával a TKP2021-NKTA pályázati program finanszírozásában valósult meg.

Farkas Richárd, PTE Közgazdaságtudományi Kar Közgazdaságtan és Ökonometria Intézet (e-mail: farkasr@tkk.pte.hu).

Baczur Roland, PTE Közgazdaságtudományi Kar Regionális Politika és Gazdaságtan Doktori Iskola; PTE Rektori Kabinet (e-mail: baczur.roland@pte.hu).

A kézirat első változata 2023. január 12-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2023.7-8.828>

s vizsgálódásunk tárgyává az idősoros módszereket tesszük, akkor a döntések halmaza tovább bővül az időbeli dinamikát kifejező tényezőkkel (időbeli késleltetés vagy időbeli hiba). A keresztmetszeti és idősoros technikákat ötvöző panelmódszerek esetében az individuumok időben fix hatásainak kezelése válhat szükségessé, illetve szükség esetén az idő fix hatások modellbe emelése keresztmetszetenként.

A megfelelő becslési eljárás kiválasztásához a szakirodalom kimagasló támogatást nyújt. Teszteljárások tárháza segíti a kutató munkáját annak eldöntésében, hogy milyen tulajdonságú modell a megfelelő az adott kérdéskör esetében. Természetesen minden eljárás célja, hogy a modell exogén legyen, vagyis a vizsgált változók között érzékelt összefüggés valamiféle oksági kapcsolatként értelmezhető legyen (*Wooldridge* [2012]).

Adott inferencia- és/vagy endogenitási problémák feltérképezésére különböző lehetőségek állnak rendelkezésre. Észszerű elvárás lehet, hogy a különböző módszerek alkalmazása során a konklúzió azonos legyen: függetlenül az elvégzett tesztektől és azok sorrendjétől a megfelelő végső modell formája ugyanaz legyen, konzisztenssé téve magát a folyamatot.

A paneljeljárásokat alkalmazó becslések során a megfelelően rendezett adatállomány struktúráját elemezve a megfelelően elvégzett tesztek megmutatják, hogy az adatállományban van-e olyan jelentős mennyiségű egyéni és/vagy időbeli fix hatás, amely indokolja a panelmódszer modellbe vonását (*Baltagi és szerzőtársai* [1999]). Amennyiben igen, a módszertan segít annak eldöntésében is, hogy milyen típusú panelhatás (fix vagy véletlen), illetve annak milyen módú kezelése [például fix hatás esetén differenciaképzés, belső (*with-in*) transzformáció stb.] szükséges (*Hausman* [1978], *Wooldridge* [2001]).

Amennyiben az adatstruktúra a térbeli heterogenitás valamely formáját tartalmazza, az idősoros módszerek analógiája alapján használhatunk térbeli modelleket is (*Varga* [2002]). Figyelmünket az adatstruktúrában megjelenő térbeli függőségre irányítva, ezek modellkörbe vonását a megfelelő szakirodalom szintén meglehetősen sokrétűen támogatja. Az alkalmazott térbeli súlymátrix kiválasztása után¹ különböző specifikációk segítenek annak eldöntésében, hogy a térbeli késleltetés, térbeli hiba vagy más térbeli modell felé kell-e elmozdulnunk az eljárás során (*Anselin* [1988], *Elhorst* [2010]).

Természetesen adódik, hogy a fentiek ötvözetével is találkozhat a kutató munkája során. Amennyiben a keresztmetszeti, idősoros és térbeli módszereket is magában foglaló térbeli panelmodelleket tekintjük, lényegesen több dologról kell döntenünk: a térbeli súlymátrixok típusáról, az időbeli és a térbeli hatásokról, arról, hogy fix vagy véletlen panelhatású-e a modell, valamint a hibatag és a térbeli-időbeli késleltetés struktúrájáról is – hogy csak néhány dolgot említsünk (*Kopczewska és szerzőtársai* [2017]).

A munkánkban felvetett probléma ezen a ponton válik megkerülhetetlenné. A kérdéskör könnyebb áttekintése érdekében az alkalmazott teszteljárások funkcióit igyekeztünk röviden összefoglalni (lásd *1. táblázat*). A kutatónak a modellezés

¹ Jelenleg a térökonometria szakirodalma a megfelelő térbeli súlymátrix kiválasztásához nem tud megfelelő támaszt nyújtani, így az minden esetben korábbi kutatásokon, illetve a kutató intuíciónján nyugszik (*LeSage–Pace* [2009]).

során saját intuíciója szerint kell döntenie abban a tekintetben, hogy először az adatállományon a panelstruktúra meglétét teszteli-e, és abban az irányban kezdi a modell építést, vagy a térstruktúrát teszteli elsőként. Ennek oka, hogy erre vonatkozó tesztet és/vagy iránymutatást (akár csak egy „hüvelykujjszabályt”) napjainkig még nem dolgoztak ki. Tanulmányunkban a két út közötti választás következményeire igyekszünk felhívni a figyelmet.

1. táblázat

A teszteljárások funkcióinak rövid összefoglalása

Teszteljárás	Teszteljárás hipotézisei			
	térbeli struktúra		panelstruktúra	
	nullhipotézis	alternatív hipotézis	nullhipotézis	alternatív hipotézis
Anselin-féle Lagrange-multiplikátor-teszt, térbeli késleltetés (<i>LM-lag</i>)	Nincs térbeli összefüggés	A magyarázott változóban térbeli struktúra figyelhető meg. Térbeli késleltetés modellje becslendő		
Anselin-féle Lagrange-multiplikátor-teszt, térbeli hiba (<i>LM-error</i>)	Nincs térbeli összefüggés	Az LNM-becslés reziduumaiban térbeli struktúra figyelhető meg. Térbeli hiba modellje becslendő		
Anselin-féle robusztus Lagrange-multiplikátor-teszt, térbeli késleltetés (<i>Robust LM-lag</i>)	Nincs térbeli összefüggés, ha az <i>LM-lag</i> - és <i>LM-error</i> -tesztek mindegyike szignifikáns volt	A magyarázott változóban térbeli struktúra figyelhető meg. Térbeli késleltetés modellje becslendő		
Anselin-féle robusztus Lagrange-multiplikátor-teszt, térbeli hiba (<i>Robust LM-error</i>)	Nincs térbeli összefüggés, ha az <i>LM-lag</i> - és <i>LM-error</i> -tesztek mindegyike szignifikáns volt	Az LNM-becslés reziduumaiban térbeli struktúra figyelhető meg. Térbeli hiba modellje becslendő		
Breusch-Pagan-teszt panelstruktúra jelenlétére az LNM-becslés reziduumaiban heteroszkedaszticitása alapján			A hibatagok struktúrája egyesített (<i>pooled</i>) típusú becslésre utal	A hibatagok egyéni és/vagy idő fix hatás jelenlétére utalnak

Az 1. táblázat folytatása

Teszteljárás	Teszteljárás hipotézisei			
	térbeli struktúra		panelstruktúra	
	nullhipotézis	alternatív hipotézis	nullhipotézis	alternatív hipotézis
Breusch–Pagan-teszt idő fix hatásra (<i>Breusch-Pag for time fixed</i>)			Egyéni fix hatás, ha Breusch–Pagan-próba szignifikáns volt	Idő fix hatás
Breusch–Pagan-teszt együttes egyéni és idő fix hatásra (<i>Breusch-Pagan for two ways fixed</i>)			Idő fix hatás, ha Breusch–Pagan-féle próba idő fix hatásra szignifikáns volt	Együttes egyéni és idő fix hatás
Hausman-féle panelteszt			Fix hatásos panelmodell	Véletlen hatásos panelmodell
Hausman-féle térbeli panelteszt			Fix hatásos térbeli panelmodell	Véletlen hatásos térbeli panelmodell
Lagrange-arányteszt térbeli késleltetésre (<i>LR-lag Durbin</i>)	Az eddig feltérképezett térbeli modell	Az eddig feltérképezett térbeli modell „Durbin-féle változata”		
Lagrange-arányteszt térbeli hibára (<i>LR-error Durbin</i>)	Az eddig feltérképezett térbeli modell	Az eddig feltérképezett térbeli modell „Durbin-féle változata”		

Ennek megmutatásához a tudásáramlás folyamatát igyekszünk felhasználni, amihez *Varga–Sebestyén* [2016] modelljét használjuk kiindulásként. A modellezés során először az általánosan kiindulási alapként használt legkisebb négyzetek módszerén alapuló becslést alkalmazzuk, amelynek eredményeit alapul véve haladunk tovább, hogy a megfelelő végső modellhez érjünk. Eredményeink igyekeznek felhívni a figyelmet egy meglehetősen nagy problémára: az elvégzett tesztek sorrendjének függvényében a tesztek által javasolt végső modell eltérő lehet. Ennek fényében szükségszerűvé válik olyan teszteljárás vagy logikai út kidolgozása, amely irányt mutat abban a tekintetben, hogy a modellezés során elsőként az adatokban megjelenő tér- vagy panelstruktúra kezelése szükséges-e.

Megjegyezzük, hogy a térökonometriai modellezés sok kutató szerint önmagában nem alkalmas arra, hogy oksági viszonyokat vizsgáljon (*Gibbons–Overmann* [2011]). Ennek egyik okaként például megjelölhető az a reflexiós probléma, miszerint a szomszédsági viszonyok nem identifikálhatók megfelelően (*Manski* [2000]). Szeretnénk ugyanakkor felhívni a figyelmet arra, hogy egyrészt a módszertan ezen problémáiról az ökonometria vezető kutatói között jelenleg nincs konszenzus. Másrészt jelen munka nem kívánja a térbeli módszerek ilyen irányú értékelését elvégezni. Vitathatatlan, hogy a térökonometria modelljeit egyre szélesebb körben alkalmazzák az empirikus vizsgáltok során. Célunk annak bemutatása, hogy a szakirodalomban igen nagy számban előforduló, konstruktív alapokon készített térbeli panelmodellek előállításánál a korábban megjelölt, meglehetősen fontos problémával találkozhatnak a kutatók, amelynek kezelése nem minden esetben tűnik kielégítőnek.

E probléma bemutatásához tanulmányunk a következőképpen épül fel. Először ismertetjük a felhasznált adatokat és azok tulajdonságait. Majd bemutatjuk az eljárásba vont empirikus modellt és az általunk alkalmazott modellépítési technikákat, amit a becslési eredmények tárgyalása követ. Végül a munkát a kutatás konklúziói zárják.

Adatok és az alkalmazott módszertan

A modellezés során alkalmazott keretrendszer elméleti alapjául a *Romer* [1990] által kifejlesztett, majd *Jones* [1995] által továbbfejlesztett tudástermelési függvény szolgál:

$$\frac{dA_i}{dt} = \delta H_{A_i} A_i, \quad (1)$$

ahol dA_i/dt a (technológiai) tudásban bekövetkező időbeli változás, H_{A_i} az emberi tőke mennyiségét jelöli, A_i a már meglévő tudományos és technológiai tudás állományát jelenti, az i pedig a térbeli egység indexe.

Az (1) modell empirikus vizsgálatát *Varga–Sebestyén* [2016] végezte el a következő formában:

$$ICT_PAT_i = a_0 + a_1 ICT_PAT_STOCK_i + a_2 RD_TOTAL_i + Z_i + \varepsilon_i, \quad (2)$$

ahol ICT_PAT_i jelentése az infotechnológiai szektorban keletkezett szabadalmak száma a vizsgálati időszakban, $ICT_PAT_STOCK_i$ jelöli az összesen keletkezett infotechnológiai szabadalmi állományt, RD_TOTAL_i a K + F-kiadások összege, Z_i az extraregionális tudásforrásokat jelöli, míg az i a régió indexe.

A (2) általános specifikációt *Varga–Sebestyén* [2016] részletesen becsülte, különböző szempontok figyelembevételével.² A (2) egyenlet alapján eljárásukat követve becsüljük a (3)–(5) egyenleteket.

² Jelen tanulmány nem kíván részletesen hozzájárulni az interregionális tudástermelés szakirodalmához, csak egy, a modellezés során jelentkezett „ellentmondást” kíván elemezni.

$$ICT_PAT_i = a_0 + a_1 ICT_PAT_STOCK_i + a_2 RD_TOTAL_i + \varepsilon_i, \quad (3)$$

$$ICT_PAT_i = a_0 + a_1 ICT_PAT_STOCK_i + a_2 RD_TOTAL_i + \alpha_3 RD_TOTAL_i \times ENQ_i + \varepsilon_i, \quad (4)$$

$$ICT_PAT_i = a_0 + a_1 ICT_PAT_STOCK_i + a_2 RD_TOTAL_i + \alpha_3 RD_TOTAL_i \times ENQ_i + \alpha_4 HT_EMP_i + \varepsilon_i, \quad (5)$$

ahol HT_EMP_i a csúcstechnológiai iparágakban alkalmazottak száma, míg ENQ_i az i -edik régió ENQ indexe, amely a régió nemzetközi tudományos beágyazottságát méri (Sebestyén–Varga [2013a], [2013b]). A (3)–(5) egyenletek esetében elsőként panelhatásoktól mentesen a legkisebb négyzetek módszerével becslést végzünk, minden egyes új modell esetén egy-egy újabb magyarázó változót bevonva – ezzel növelve a modell magyarázó erejét.

A regressziós elemzéshez vizsgálati körbe vont adatok az Európai Unió FP5, FP6 és FP7 keretprogramjai szerint keletkeztek, és éves bontásban a 2000–2009-es időszakot ölelik fel. A kutatás megfigyelési egységei az európai NUTS2 régiók. A jelen vizsgálat adatállománya teljes mértékben megegyezik a Varga–Sebestyén [2016] által használt adatállománnyal, a változók leírását a 2. táblázat tartalmazza.

2. táblázat

A változók leírása

A változó neve	Leírás	Adatforrás
ICT_PAT	A keletkezett szabadalmak száma régióként az infotechnológiai szektorban	Eurostat-adatállomány
ICT_PAT_STOCK	Regionális szabadalmi állományok az infotechnológiai szektorban	Varga–Sebestyén [2016] számításai Eurostat-adatállomány alapján
RD_TOTAL	Regionális K + F-kiadások 1995-ös árakon mérve, vásárlóerő-paritáson	Eurostat-adatállomány
ENQ	A regionális tudás és tudományos beágyazottság átfogó mérőszáma Sebestyén–Varga [2013a], [2013b] alapján	Varga–Sebestyén [2016] számítása FP 5–7 adminisztratív adatállomány alapján
HT_EMP	Regionális foglalkoztatottság a csúcstechnológiai iparágakban az Eurostat klasszifikációja alapján	Eurostat-adatállomány

Varga–Sebestyén [2016] az európai FP 5–7 keretprogramok hatásosságának vizsgálatához adatállományát kettébontotta. Az egyik részhalmazt a kelet-közép-európai (KKE) FP programok szerinti Objective 1 régiók alkották, míg a másik részhalmazt a nyugat-európai (NYE) régiók. Az adatok leíró statisztikái a 3. táblázatban láthatók, részhalmazonként különböztetve.

3. táblázat

A változók leíró statisztikája

	<i>ICT_PAT</i>	<i>ECT_PAT_STOCK</i>	<i>RD_TOTAL</i>	<i>ENQ</i>	<i>HT_EMP</i>
KELET-KÖZÉP-EURÓPAI (KKE) RÉGIÓK					
<i>N</i>	540	540	540	540	540
Átlag	0,2523	1,7228	4,1809	6,1036	2,9838
Szórás	1,2199	0,9412	1,2330	9,3014	0,6329
Minimum	-2,8134	-0,4943	1,4484	-7,9443	1,6993
Maximum	3,7412	5,0378	7,0499	13,1864	4,8354
NYUGAT-EURÓPAI (NYE) RÉGIÓK					
<i>N</i>	2080	2080	2080	2080	2080
Átlag	2,8691	4,5627	5,7782	7,5955	3,0930
Szórás	1,9019	1,8879	1,5010	8,7073	1,0862
Minimum	-2,9957	-1,9661	-1,8499	-7,9443	-0,2614
Maximum	7,5635	8,9336	9,5046	13,2547	6,1628

Megjegyzés: az adatok logaritmizáltak.

Empirikus eredmények

A (3)–(5) specifikációk átvétele után elvégeztük azok empirikus becslését.³ A modellezés során a korábbiakban felvázolt minden lehetőséget megvizsgáltunk – egy egyszerű hasonlattal élve, két különböző kutató „bőrébe” bújunk, akik más-más megközelítéssel kezelik ugyanazt a problémát. A tér- és panelhatásoktól mentes legkisebb négyzetek módszerével végzett becslés eredményeit a 4. táblázat szemlélteti a kelet-közép-európai, míg az 5. táblázat a nyugat-európai régiók esetén.

Az elemzést ökonometriai tesztek alapján folytató kutatónak ezen a ponton kell döntenie, hogy a fent említettek közül kinek a „bőrébe bújik”:

1. KUTATÓ: a fenti legkisebb négyzetek módszere szerinti becslési eredményeket először térhatásokra teszteli, majd az eredmények figyelembevételével halad tovább a „panelosítás” felé, vagy

2. KUTATÓ: a fenti legkisebb négyzetek módszere szerinti becslési eredményeket először panelhatásokra teszteli, majd az eredmények figyelembevételével halad tovább a „teresítés” felé.

Jelen munkában célunk mind a két utat bejárni, hogy megmutassuk, milyen konklúziók vonhatók le a két eljárás alapján. Először megvizsgáltuk azt az eshetőséget, amikor munkánk során elsőként a térbeli hatásokat teszteljük,⁴ s a már felépített

³ Az elemzéshez az RStudio 4.2.2. programverzióját használtuk minden modell esetében.

⁴ Ahhoz, hogy eredményeink minél robusztusabbak legyenek, a modellek térbeli kiterjesztésének lehetőségét minden esetben négy különböző térbeli súlymátrix esetén elvégeztük. Ezek rendre: inverz távolságalapú (*INV*), inverz távolságnégyzet alapú (*INV*²), elsőszomszéd-alapú (1. szomszéd), negyedíkszomszéd-alapú (4. szomszéd).

4. táblázat

Az LNM-becslés eredményei a kelet-közép-európai régiók esetén

Függő változó: *ICT_PAT*

	1. MODELL	2. MODELL	3. MODELL
Konstans	-2,160*** (-9,47)	-2,090*** (-9,08)	-2,181*** (-6,72)
<i>ICT_PAT_STOCK</i>	0,643*** (9,77)	0,612*** (8,53)	0,614*** (8,65)
<i>RD_TOTAL</i>	0,312*** (5,62)	0,291*** (5,26)	0,259*** (4,30)
<i>RD_TOTAL</i> × <i>ENQ</i>		0,003** (2,03)	0,002** (2,03)
<i>HT_EMP</i>			0,075 (0,57)
Korrigált R^2	0,509	0,514	0,513

Megjegyzés: a zárójelben a *t*-értékek; a standard hibák robusztusak a heteroszkedaszticitásra és autokorrelációra.

Forrás: saját számítás.

5. táblázat

Az LNM-becslés eredményei a nyugat-európai régiók esetén

Függő változó: *ICT_PAT*

	1. MODELL	2. MODELL	3. MODELL
Konstans	-2,331*** (-12,71)	-2,390*** (-12,74)	-2,278*** (-12,68)
<i>ICT_PAT_STOCK</i>	0,715*** (20,05)	0,724*** (19,88)	0,690*** (17,76)
<i>RD_TOTAL</i>	0,335*** (6,57)	0,360*** (6,91)	0,238*** (4,19)
<i>RD_TOTAL</i> × <i>ENQ</i>		-0,003*** (-8,60)	-0,003*** (-8,48)
<i>HT_EMP</i>			0,239*** (3,24)
Korrigált R^2	0,894	0,894	0,897

Megjegyzés: a zárójelben a *t*-értékek; a standard hibák robusztusak a heteroszkedaszticitásra és autokorrelációra.

Forrás: saját számítás.

térbeli modell reziduumaikat vizsgáljuk panelhatások szempontjából. A becslések eredményét a *Függelék F1. és F2. táblázata* mutatja.

Az *F1. táblázatból* a kelet-közép-európai régiók esetében látható, hogy az első három modell bővítése során az újabb magyarázó változók beépítésével sikeresen tudtuk növelni a magyarázó erőt. A 3. MODELLEN elvégzett térbeli tesztek (*LM-lag* és *LM-error*, különböző súlymátrixok felhasználásával) azonban azt az eredményt adják, hogy a modellünkben nincsenek térhatások, így nem szükséges az ilyen irányú specifikáció használata. Ezt követően teszteltünk panelhatásra is, és a Breusch–Pagan-teszt már szignifikáns hatást jelzett. Így a végső modellünk egy egyéni véletlen hatásokat tartalmazó panelmodell lett. A paraméterbecslésekből jól látszik, hogy mind a regionális tudásbázist mérő szabadalmi állomány, a kutatás-fejlesztési kiadások, valamint a tudományos beágyazottság szignifikáns pozitív hatást fejt ki a szabadalmi tevékenységre. A csúcstechnológiai iparágban foglalkoztatottak száma – amely az emberitőke-ellátottság egy speciális mérőszáma – esetünkben viszont nem gyakorol pozitív hatást a szabadalmi tevékenységre. Mindeközben felmerülhet a kérdés, hogy a végső modell „jobb” modellnek tekinthető-e, hiszen a komplexebb becslési módszer ellenére a magyarázó ereje elmarad az „egyszerűbb” 3. MODELLETŐL (ami természetesen természetesen is).

Az eljárást hasonlóan folytattuk le a nyugat-európai régiók esetében is (*F2. táblázat*). Itt jól látható, hogy a Lagrange-féle multiplikátortesztek minden alkalmazott súlymátrix esetében jeleznek térhatást. *Anselin-Rey* [1991] modellépítési stratégiáját követve a térbeli hiba modellje a racionális választás (4. MODEL). A következő lépésben e modell eredményeit teszteltük a lehetséges panelhatásokra. A választott modell eredményeit megfigyelve arra a következtetésre jutottunk, hogy a kelet-közép-európai régiókkal szemben a szabadalmi állománynak, a kutatás-fejlesztési kiadásoknak, valamint a tudományos beágyazottságnak csekélyebb hatása van a szabadalmi tevékenységre, miközben az emberitőke-ellátottság szignifikáns hatást fejt ki. A térbeli hiba modellspecifikációjának a szükségessége arra enged következtetni, hogy a hibátag olyan térbeli struktúrát tartalmaz, amelyet valamely nem mérhető változó által hordozott térbeli összefüggés vált ki, ami miatt más térbeli modellel nem tudjuk a hatást elemzési körbe vonni.

A tesztek alapján jól látható, hogy a nyugat-európai régiókat egy individuális és idő fix hatásokat tartalmazó térbeli hiba panelmodellje írja le megfelelően. Így a végső specifikációt a kelet-közép-európai régiók esetén a (6), míg a nyugat-európai régiók esetén a (7) egyenlet adja, ahol W_{iq} a térbeli sorstandardizált súlymátrix, míg φ_{qt} a q -edik régió megfigyeléséhez tartozó becslési hibátag.

$$ICT_PAT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ICT_PAT_STOCK_{it} + \alpha_2 RD_TOTAL_{it} + \alpha_3 RD_TOTAL_{it} \times ENQ_{it} + \alpha_4 HT_EMP_{it} + \mu_i + \varepsilon_t, \quad (6)$$

$$ICT_PAT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ICT_PAT_STOCK_{it} + \alpha_2 RD_TOTAL_{it} + \alpha_3 RD_TOTAL_{it} \times ENQ_{it} + \alpha_4 HT_EMP_{it} + \rho \sum_{q=1}^Q W_{iq} \times \varphi_{qt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}. \quad (7)$$

A vizsgálat második fázisban megnéztük, milyen specifikációs eredményre jutunk, amennyiben elsőként a panelhatások jelenlétét teszteljük a legkisebb négyzetek módszere szerinti becslés reziduumaiban. E regressziók eredménye látható a *Függelék F3. és F4. táblázatában*.

Az *F3. táblázat* méretéből is látható, hogy teljesen más eredményekhez jutottunk a kelet-közép-európai régiók esetében. A korábbiaknak megfelelően a panelhatás tesztelése eredményeként a 4. modellünk egy egyéni randomhatásos panelmodell lett. Ezt követően a térhatást teszteltük (*LM-lag* és *LM-error*). Nem szabad elfelejteni, hogy jelen esetben nincs semmiféle *a priori* tudásunk a térrel kapcsolatban, arról most szeretnénk döntést hozni. Azt az eredményt kaptuk, hogy a panelmodellünkben szignifikáns térhatás figyelhető meg (inverz súlymátrix használatával) térbeli késleltetés esetén. Ennek megfelelően az 5. MODELLÜNK egy térben késleltetett, egyéni véletlen hatású panelmodell lett. A teljesség igényével megvizsgáltuk a specifikációt: szükséges-e a magyarázó változókat is térben késleltetni (Durbin). Azt az eredményt kaptuk, hogy igen, így a végső modellünk (6. MODEL) egy egyéni véletlen hatású térbeli Durbin-féle panelmodell lett. A teljesség igényéhez igazodva, amely esetekben lehetséges, a térbeli modellek hatásszétválasztását is elvégeztük *LeSage–Pace* [2009] alapján.

Jól látható, hogy az egyes paraméterbecslések értékei valamelyest csökkentek ebben a specifikációban, ami valószínűleg a modell formájának és a magyarázó változók magasabb számának tudható be. A térbeli késleltetés paramétere ebben az esetben nem szignifikáns, ami meglehetősen gyenge kapcsolatra utal a magyarázott változó megfigyelései között. Ezzel ellentétben a magyarázó változók módosulása a térbeli kapcsolati háló miatt sok esetben szignifikáns hatást gyakorol más régiók megfigyeléseire a függő változók tekintetében. A térbeli modellek adatgeneráló folyamatainak struktúrájából következően a magyarázó változók magyarázott változóra kifejtett hatásában a mechanizmusok pontosabb megfigyelése érdekében szétválasztás végezhető, ahogy arra fent is utaltunk. A közvetlen hatások esetében azt figyelhetjük meg, hogy a független változó adott régióbeli megfigyelésének változása mekkora módosulást okoz közvetlenül ugyanabban a régióban a magyarázott változó esetében, s ez az interpretáció analóg módon értelmezhető a tér nélküli modellek béta paramétereinek értelmezéseivel. A közvetett hatások azt mérik, hogy az adott magyarázó változó megfigyelésében beállt változások milyen hatást gyakorolnak a magyarázott változó más régiókban fellelhető megfigyeléseire a térstruktúrán keresztül. A közvetett hatások ebben az esetben úgy is értelmezhetők, mint a paraméterbecslések azon részei a magyarázó változók esetében, amelyek a térhatásoknak köszönhetőek. Értelemszerűen a kettő összege adja a teljes hatást, amelyet az adott független változó az eredményváltozóra gyakorol. Érdemes azt is megjegyeznünk, hogy ennek a specifikációnak a magyarázó ereje jóval meghaladja az előző modellépítési technikából származót a kelet-közép-európai régiók esetén.

A nyugat-európai régióknál ezzel ellentétben egy „kívánatos” eredményt kaptunk – azaz az eltérő megközelítések ugyanazon végső konklúzióhoz vezetnek. A tesztek alapján látható, hogy ebben az esetben elsőként jelölődik ki a véletlen hatásos panelmodell, amelyet később szükséges térbeli hiba modell környezetbe implementálni.

Ennek megfelelően a kelet-közép-európai régiókra vonatkozó kiválasztott specifikáció nagymértékben változott, amit a (8) egyenlet is érzékeltet:

$$\begin{aligned}
 ICT_PAT_{it} = & \delta \sum_{q=1}^Q W_{iq} \times ICT_PAT_{qt} + \alpha_0 + \alpha_1 ICT_PAT_STOCK_{it} + \\
 & + \alpha_2 RD_TOTAL_{it} + \alpha_3 RD_TOTAL_{it} \times ENQ_{it} + \alpha_4 HT_EMP_{it} + \beta_1 \sum_{q=1}^Q W_{iq} \times \\
 & \times ICT_PAT_STOCK_{qt} + \beta_2 \sum_{q=1}^Q W_{iq} \times RD_TOTAL_{qt} + \beta_3 \sum_{q=1}^Q W_{iq} \times \\
 & \times RD_TOTAL_{qt} \times ENQ_{qt} + \beta_4 \sum_{q=1}^Q W_{iq} \times HT_EMP_{qt} + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (8)
 \end{aligned}$$

Mindeközben a nyugat-európai régiók esetében a kiválasztott változat ugyanaz maradt [(7) egyenlet], méghozzá oly módon, hogy a becült koefficiensek változása sem figyelhető meg. Érdeemes azonban megfigyelni a magyarázó erő kiugróan magas voltát, ami mindenképpen gondolkodásra ad okot, azonban jelen vizsgálatban ebbe az irányba nem kívánunk elkanyarodni.

Összefoglalás és következtetések

Munkánk során igyekeztünk bemutatni, hogy amennyiben egy kutatás során az ökonometriai modellezés eszköztárához nyúlunk, a specifikációs tesztek alapján kiválasztott modellek felépítése során milyen problémába ütközhet a kutató. A kérdéskör azért is kiemelten fontos, mert a vonatkozó módszereket alkalmazó szakirodalom kisebb hányadának áttekintése után is azt láthatjuk, hogy sok esetben ez a diszkrepancia nincs megfelelően körüljárva, ami súlyos kétségekhez vezet a konklúziók levonása során.

Látható, hogy ugyanazon probléma (az Európai Unió keretprogramjainak hatása a regionális innovációra) vizsgálatára/számszerűsítésére tett kísérletünk végeredménye nagyban függ a probléma megközelítésétől, ez pedig további komoly problémákhoz vezet mind a specifikáció, mind a gazdaságpolitikai ajánlások szempontjából. A bejárt különböző utak eredményei nem csupán a változókhoz tartozó paraméterek értékében vagy szignifikanciaszintjében adtak különböző eredményeket. Olyan példát mutattunk be, ahol a kiválasztott modell struktúrája és formája alapvetően különbözött akkor, amikor ugyanolyan formát „kellene öltenie”.

Sajnálatos módon a szakirodalomban nincs egyértelmű állásfoglalás arra vonatkozóan, hogy mikor melyik hatást kell először vizsgálni: minden kutató saját preferenciával rendelkezik. Munkánk eredményei alapján arra kívánjuk elsődlegesen felhívni a figyelmet, hogy az itt részletezett probléma sürgető megoldást kíván mind tudományos, mind szakpolitikai szempontból.

Hivatkozások

- ANSELIN, L. [1988]: *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic, Boston, MA, <https://doi.org/10.1007/s43071-021-00016-1>.
- ANSELIN, L.–REY, S. [1991]: Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models. *Geographical Analysis*, Vol. 23. No. 2. 112–131. o. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1991.tb00228.x>.
- BALTAGI, B. H.–CHANG, Y. J.–LI, Q. [1999]: Testing for random individual and time effects using unbalanced panel data. *Advances in Econometrics*, Vol. 13. 1–20. o. [https://doi.org/10.1108/s0731-9053\(1999\)0000013003](https://doi.org/10.1108/s0731-9053(1999)0000013003).
- ELHORST, J. P. [2010]: *Spatial Panel Data Models*. Megjelent: *Fischer, M.–Getis, A. (szerk.): Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer, Berlin–Heidelberg, 377–407. o. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-03647-7>.
- GIBBONS, S.–OVERMAN, H. G. [2012]: Mostly Pointless Spatial Econometrics? *International Regional Science*, Vol. 52. No. 2. 172–191. o. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2012.00760.x>.
- HAUSMAN, J. [1978]: Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, Vol. 46. No. 6. 1251–1271. o. <https://doi.org/10.2307/1913827>.
- JONES, C. [1995]: R&D-based Models of Economic Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 103. No. 4. 759–784. o. <https://doi.org/10.1086/262002>.
- KOPCZEWSKA, K.–KUDEŁA, J.–WALCZYK, K. [2017]: Strategy of Spatial Panel Estimation: Spatial Spillovers Between Taxation and Economic Growth. *Applied Spatial Analysis*, Vol. 10. 77–102. o. <https://doi.org/10.1007/s12061-015-9170-2>.
- LESAGE, J.–PACE, R. [2009]: *Introduction to Spatial Econometrics*. Chapman and Hall/CRC Press, Oxfordshire, <https://doi.org/10.1201/9781420064254>.
- MANSKI, C. F. [2000]: Economic Analysis of Social Interactions. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14. No. 3. 115–136. o. <https://doi.org/10.1257/jep.14.3.115>.
- ROMER, P. M. [1990]: Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, Vol. 98. No. 5. 71–102. o. <https://doi.org/10.1086/261725>.
- SEBESTYÉN TAMÁS–VARGA ATTILA [2013a]: Research productivity and the quality of interregional knowledge networks. *Annals of Regional Science*, Vol. 51. No. 1. 155–189. o. <https://doi.org/10.1007/s00168-012-0545-x>.
- SEBESTYÉN TAMÁS–VARGA ATTILA [2013b]: A novel comprehensive index of network position and node characteristics in knowledge networks: Ego Network Quality. Megjelent: *Scherngell, T. (szerk.): The geography of networks and R&D collaborations*. Springer, series: *Advances in Spatial Science*. 71–97. o. https://doi.org/10.1007/978-3-319-02699-2_5.
- VARGA ATTILA [2002]: Térökonometria. *Statisztikai Szemle*, 80. évf. 4. sz. 354–370. o.
- VARGA ATTILA–SEBESTYÉN TAMÁS [2016]: Does EU Framework Program Participation Affect Regional Innovation? The Differentiating Role of Economic Development. *International Regional Science Review*, Vol. 40. No. 4. 1–35. o. <https://doi.org/10.1177/0160017616642821>.
- WOOLDRIDGE, J. M. [2001]: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press Books. The MIT Press, Cambridge, <https://doi.org/10.1007/s00712-003-0589-6>.
- WOOLDRIDGE, J. M. [2012]: *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 5th Edition. South-Western, Cengage Learning, Mason, OH.

Függelék

F1. táblázat

Modellspecifikációs eredmények, ha a térhatást teszteljük elsőként a kelet-közép-európai régiók esetében

Függő változó: *ICT_PAT*

	1. MODELL	2. MODELL	3. MODELL	4. MODELL
Becslés módszere	LNМ	LNМ	LNМ	Egyéni véletlen hatás
Konstans	-2,160*** (-9,47)	-2,090*** (-9,08)	-2,181*** (-6,72)	-2,041*** (-6,09)
<i>ICT_PAT_STOCK</i>	0,643*** (9,77)	0,612*** (8,53)	0,614*** (8,65)	0,515*** (7,05)
<i>RD_TOTAL</i>	0,312*** (5,62)	0,291*** (5,26)	0,259*** (4,30)	0,298*** (4,61)
<i>RD_TOTAL</i> × <i>ENQ</i>		0,003** (2,03)	0,002** (2,03)	0,003*** (2,89)
<i>HT_EMP</i>			0,075 (0,57)	0,024 (0,16)
<i>Theta</i>				0,489
Korrigált R^2	0,509	0,514	0,513	0,308
<i>LM-lag (INV)</i>			1,98	
<i>LM-lag (INV²)</i>			1,21	
<i>LM-lag (1. szomszéd)</i>			0,39	
<i>LM-lag (4. szomszéd)</i>			0,29	
<i>LM-error (INV)</i>			0,22	
<i>LM-error (INV²)</i>			0,20	
<i>LM-error (1. szomszéd)</i>			1,06	
<i>LM-error (4. szomszéd)</i>			0,48	
Robusztus <i>LM-lag (INV)</i>				
Robusztus <i>LM-lag (INV²)</i>				
Robusztus <i>LM-lag (1. szomszéd)</i>				
Robusztus <i>LM-lag (4. szomszéd)</i>				
Robusztus <i>LM-error (INV)</i>				
Robusztus <i>LM-error (INV²)</i>				
Robusztus <i>LM-error (1. szomszéd)</i>				
Robusztus <i>LM-error (4. szomszéd)</i>				
Breusch-Pagan			96,30***	
Breusch-Pagan idő fix hatás			0,00	

Az F1. táblázat folytatása

	1. MODELL	2. MODELL	3. MODELL	4. MODELL
Becslés módszere	LNM	LNM	LNM	egyéni véletlen hatás
Breusch–Pagan (egyéni és idő fix hatásra)				
Hausman-féle panelteszt ^a				8,69*
LR-lag (Durbin)				
LR-error (Durbin)				

^a A Hausman-teszt nem térbeli változatát alkalmaztuk.

Megjegyzés: a becült t -értékek a zárójelben, a standard hibák robusztusak a heteroszkedaszticitásra és az autokorrelációra; a térbeli súlymátrixok sorstandardizáltak; W_{\cdot} jelöli a térben késleltetett (függő és független) változót. LNM = általános legkisebb négyzetek módszere; LM = Lagrange-multiplikátor; LR = likelihood arány.

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

Forrás: saját számítás.

F2. táblázat

Modellspecifikációs eredmények, ha a térhatást teszteljük elsőként – nyugat-európai régiók

Függő változó: ICT_PAT

	1. MODELL	2. MODELL	3. MODELL	4. MODELL	5. MODELL	HATÁSSZÉTVÁLASZTÁS (5. modell)
Becslés módszere	LNM	LNM	LNM	térbeli hiba (inverz) egyesített ML	térbeli hiba (inverz) együttes hatásra	közvetlen hatás közvetett hatás teljes hatás
Konstans	-2,331*** (-12,71)	-2,390*** (-12,74)	-2,278*** (-12,68)	-2,285*** (-18,27)		a térbelihiba-modell típusa nem teszi lehetővé közvetett hatások kimutatását
Térbeli késleltetés						
Térbeli hiba				0,891*** (31,79)	0,559*** (6,94)	
ICT_PAT_STOCK	0,715*** (20,05)	0,724*** (19,88)	0,690*** (17,76)	0,645*** (45,55)	0,087** (2,23)	
RD_TOTAL	0,335*** (6,57)	0,360*** (6,91)	0,238*** (4,19)	0,186*** (8,39)	0,165*** (3,27)	
$RD_TOTAL \times ENQ$		-0,003*** (-8,60)	-0,003*** (-8,48)	0,001** (2,28)	0,000 (0,45)	
HT_EMP			0,239*** (3,24)	0,297*** (10,31)	0,159** (2,48)	

Az F2. táblázat folytatása

Becslés módszere	1. MODELL	2. MODELL	3. MODELL	4. MODELL	5. MODELL	HATÁSSZÉTVÁLASZTÁS (5. modell)		
	LNM	LNM	LNM	térbeli hiba (inverz) egyesített ML	térbeli hiba (inverz) együttes hatásra	közvetlen hatás	közvetett hatás	teljes hatás
<i>W_{JCT_PAT_STOCK}</i>								
<i>W_{RD_TOTAL}</i>								
<i>W_(RD_TOTAL × ENQ)</i>								
<i>W_{HT_EMP}</i>								
<i>Theta</i>								
Korrigált R^2	0,894	0,894	0,897	0,881	0,959			
<i>LM-lag (INV)</i>			227,23***					
<i>LM-lag (INV²)</i>			211,83***					
<i>LM-lag (1. szomszéd)</i>			60,18***					
<i>LM-lag (4. szomszéd)</i>			194,04***					
<i>LM-error (INV)</i>			681,35***					
<i>LM-error (INV²)</i>			365,31***					
<i>LM-error (1. szomszéd)</i>			89,55***					
<i>LM-error (4. szomszéd)</i>			231,68***					
Robusztus <i>LM-lag (INV)</i>			54,63***					
Robusztus <i>LM-lag (INV²)</i>								
Robusztus <i>LM-lag (1. szomszéd)</i>								
Robusztus <i>LM-lag (4. szomszéd)</i>								
Robusztus <i>LM-error (INV)</i>			508,75***					
Robusztus <i>LM-error (INV²)</i>								
Robusztus <i>LM-error (1. szomszéd)</i>								
Robusztus <i>LM-error (4. szomszéd)</i>								
Breusch–Pagan				1901,90***				
Breusch–Pagan idő fix hatás				463,45***				
Breusch–Pagan (egyéni és idő fix hatásra)				2365,40***				
Hausman-féle panelteszt				210,86***				
<i>LR lag (Durbin)</i>					7,38			
<i>LR-error (Durbin)</i>								

Megjegyzés: a becült t -értékek a zárójelben; a térbeli súlymátrixok sorstandardizáltak, a standard hibák robusztusak a heteroszkedaszticitásra és az autokorrelációra; $W_$ jelöli a térben késleltetett (függő és független) változót. LNM = általános legkisebb négyzetek módszere; LM = Lagrange-multiplikátor; LR = likelihood arány.

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

Forrás: saját számítás.

F3. táblázat

Modellspecifikációs eredmények, ha a panelhatást teszteljük elsőként a kelet-közép-európai régiók esetében

Függő változó: *ICT_PAT*

	1. MODELL	2. MODELL	3. MODELL	4. MODELL	5. MODELL	6. MODELL	HATÁSSZÉTVALASZTÁS (6. MODELL)		
Becslés módszere	LNМ	LNМ	LNМ	egyéni véletlen hatás	térbeli késleltetés (inverz) egyéni véletlen hatással	térbeli Durbin (inverz) egyéni véletlen hatással	közvetlen hatás	közvetett- hatás	teljes hatás
Konstans	-2,160*** (-9,47)	-2,090*** (-9,08)	-2,181*** (-6,72)	-2,041*** (-6,09)	-2,086*** (-7,16)	-1,826*** (-3,10)			
Térbeli késleltetés					0,212** (2,10)	0,090 (0,79)			
Térbeli hiba									
<i>ICT_PAT_STOCK</i>	0,643*** (9,77)	0,612*** (8,53)	0,614*** (8,65)	0,515*** (7,05)	0,483*** (7,25)	0,480*** (7,12)	0,480*** (7,29)	0,047 (0,82)	0,527*** (5,42)
<i>RD_TOTAL</i>	0,312*** (5,62)	0,291*** (5,26)	0,259*** (4,30)	0,298*** (4,61)	0,278*** (3,47)	0,292*** (3,65)	0,292*** (3,26)	0,029 (0,74)	0,320*** (2,87)
<i>RD_TOTAL</i> × <i>ENQ</i>		0,002** (2,03)	0,002** (2,03)	0,003*** (2,89)	0,002** (2,27)	0,002** (1,98)	0,002* (1,85)	0,000 (0,64)	0,002* (1,79)
<i>HT_EMP</i>			0,075 (0,57)	0,024 (0,16)	0,076 (0,53)	0,062 (0,43)	0,062 (0,41)	0,006 (0,20)	0,068 (0,39)
<i>W_ICT_PAT_STOCK</i>						-0,314*** (-2,49)			
<i>W_RD_TOTAL</i>						0,056 (0,46)			
<i>W_(RD_TOTAL</i> × <i>ENQ)</i>						0,003 (0,42)			
<i>W_HT_EMP</i>						-0,002 (-0,01)			
<i>Theta</i>				0,489	0,294*** (3,42)	0,294*** (3,43)			
Korrigált R ²	0,509	0,514	0,513	0,308	0,505	0,516			
Breusch-Pagan			96,30***						
Breusch-Pagan idő fix hatás			0,00						
Breusch-Pagan (egyéni és idő fix hatásra)									
Hausman-féle véletlen hatás			8,69*						
<i>LM-lag</i> (INV)				5,33**					
<i>LM-lag</i> (INV ²)				2,48					

Az F3. táblázat folytatása

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	HATÁSSZÉTVÁLASZTÁS (6. MODELL)		
	MODELL	MODELL	MODELL	MODELL	MODELL	MODELL			
Becslés módszere	LNM	LNM	LNM	egyéni véletlen hatás	térbeli késleltetés (inverz) egyéni véletlen hatással	térbeli Durbin (inverz) egyéni véletlen hatással	közvetlen hatás	közvetett-hatás	teljes hatás
<i>LM-lag</i> (1. szomszéd)				0,00					
<i>LM-lag</i> (4. szomszéd)				1,40					
<i>LM-error (INV)</i>				0,20					
<i>LM-error (INV²)</i>				0,03					
<i>LM-error</i> (1. szomszéd)				0,92					
<i>LM-error</i> (4. szomszéd)				0,17					
Robusztus <i>LM-lag</i> (<i>INV</i>)									
Robusztus <i>LM-lag</i> (<i>INV²</i>)									
Robusztus <i>LM-lag</i> (1. szomszéd)									
Robusztus <i>LM-lag</i> (4. szomszéd)									
Robusztus <i>LM-error (INV)</i>									
Robusztus <i>LM-error (INV²)</i>									
Robusztus <i>LM-error</i> (1. szomszéd)									
Robusztus <i>LM-error</i> (4. szomszéd)									
<i>LR-lag</i> (Durbin)					6,35				
<i>LR-error</i> (Durbin)					10,21**				

Megjegyzés: a becslt *t*-értékek a zárójelben, a standard hibák robusztusak a heteroszkedaszticitásra és az autokorrelációra; a térbeli súlymátrixok sorstandardizáltak; *W*_ jelöli a térben késleltetett (függő és független) változót. LNM = általános legkisebb négyzetek módszere; LM = Lagrange-multiplikátor; LR = likelihood arány.

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

Forrás: saját számítás.

F4. táblázat

Modellspecifikációs eredmények, ha a panelhatást teszteljük elsőként nyugat-európai régiók

Függő változó: *ICT_PAT*

Becslés módszere	1.	2.	3.	4.	5.	HATÁSSZÉTVALASZTÁS		
	MODELL	MODELL	MODELL	MODELL	MODELL	(5. MODELL)		
	LNM	LNM	LNM	együttes hatásra	térbeli hiba (inverz) együttes hatásra	közvetlen hatás	közvetett hatás	teljes hatás
Konstans	-2,331*** (-12,71)	-2,390*** (-12,74)	-2,278*** (-12,68)			A térbelihiba-modell típusa nem teszi lehetővé közvetett hatások kialakulását		
Térbeli késleltetés								
Térbeli hiba					0,559*** (6,94)			
<i>ICT_PAT_STOCK</i>	0,715*** (20,05)	0,724*** (19,88)	0,690*** (17,76)	0,034 (0,57)	0,087** (2,23)			
<i>RD_TOTAL</i>	0,335*** (6,57)	0,360*** (6,91)	0,238*** (4,19)	0,097 (0,94)	0,165*** (3,27)			
<i>RD_TOTAL</i> × <i>ENQ</i>		-0,003*** (-8,60)	-0,003*** (-8,48)	-0,000 (-1,27)	0,000 (0,45)			
<i>HT_EMP</i>			0,239*** (3,24)	0,158 (0,09)	0,159** (2,48)			
<i>W ICT_PAT_STOCK</i>								
<i>W RD_TOTAL</i>								
<i>W (RD_TOTAL × ENQ)</i>								
<i>W HT-EMP</i>								
<i>Theta</i>								
Korrigált R^2	0,894	0,894	0,897	-0,105	0,959			
Breusch-Pagan			1901,90***					
Breusch-Pagan idő fix hatás			463,45***					
Breusch-Pagan (egyéni és idő fix hatásra)			2365,40***					
Hausman-féle véletlen hatás			314,84***					
<i>LM-lag (INV)</i>				235,33***				
<i>LM-lag (INV²)</i>				136,29***				
<i>LM-lag (1. szomszéd)</i>				38,84***				
<i>LM-lag (4. szomszéd)</i>				69,14***				
<i>LM-error (INV)</i>				253,31***				
<i>LM-error (INV²)</i>				134,40***				
<i>LM-error (1. szomszéd)</i>				37,46***				
<i>LM-error (4. szomszéd)</i>				65,30***				

Az F4. táblázat folytatása

Becslés módszere	1. MODELL		2. MODELL		3. MODELL		4. MODELL		5. MODELL		Hatásszétválasztás (5. MODELL)		
	LNM	LNM	LNM	LNM	együttes hatásra	térbeli hiba (inverz) együttes hatásra	közvetlen hatás	közvetett hatás	teljes hatás				
Robusztus <i>LM-lag</i> (<i>INV</i>)					4,12**								
Robusztus <i>LM-lag</i> (<i>INV</i> ²)													
Robusztus <i>LM-lag</i> (1. szomszéd)													
Robusztus <i>LM-lag</i> (4. szomszéd)													
Robusztus <i>LM-error</i> (<i>INV</i>)					22,10***								
Robusztus <i>LM-error</i> (<i>INV</i> ²)													
Robusztus <i>LM-error</i> (1. szomszéd)													
Robusztus <i>LM-error</i> (4. szomszéd)													
<i>LR-lag</i> (Durbin)									4,23				
<i>LR-error</i> (Durbin)													

Megjegyzés: a becült *t*-értékek a zárójelben, a standard hibák robusztusak a heteroszkedaszticitásra és az autokorrelációra; a térbeli súlymátrixok sorstandardizáltak; *W*_· jelöli a térben késleltetett (függő és független) változót. LNM = általános legkisebb négyzetek módszere; LM = Lagrange-multiplikátor; LR = likelihood arány.

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

Forrás: saját számítás.