KÖZGAZDASÁGI SZEMLE, LXII. ÉVF., 2015. SZEPTEMBER (881–908. o.)

VARGA ATTILA–SEBESTYÉN TAMÁS

Innováció Kelet-Közép-Európában

Az EU keretprogramjaiban való részvétel szerepe az innovációs teljesítményben

A tanulmány azt vizsgálja, hogy a nagyobb távolságokra elérő tudáshálózatok képesek-e ellensúlyozni az innováció lokális forrásainak hiányosságait Kelet-Közép-Európa lemaradó régióiban. Az EU-keretprogramok hálózatát alapul véve, a Romer-féle tudástermelési függvénnyel az információtechnológiai iparra vizsgálja a régiók hálózatának minősége és a regionális szabadalmi tevékenység kapcsolatát. Két részmintára – az 1. célkitűzéshez (az európai ipar tudományos és technológiai bázisának szélesítése) tartozó 51 kelet-közép-európai régió, valamint 211, az 1. célkitűzéshez nem tartozó kelet-közép-európai régió és más EU-tagországok régiói – végez ökonometriai elemzést. A keretprogram-hálózatokból elérhető tudást az *ENQ* indexszel méri, a lokális tudásáramlásra pedig szisztematikus térbeli panelökonometriai módszereket alkalmaz. A tanulmány fontos különbségeket mutat meg a két részminta között: míg a kelet-közép-európai régiókban a hálózati együttműködésekből kinyerhető tudás pozitívan hat a régiók szabadalmi tevékenységére, addig a másik részmintában ez a tudás nem szignifikáns a szabadalmi tevékenység inputjai között.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C23, O30, R11.

Az Európai Unióhoz 2004-ben és 2007-ben csatlakozott kelet-közép-európai országok (KKE) lényegesen eltérő fejlődési utat jártak be a nyugat-európai tagállamokhoz képest, amelynek közös kiindulópontja a szovjet befolyás megszűnésével párhuzamosan bekövetkezett viszonylagosan gyors piacgazdasági átmenet. Jelentős

* A kutatást a 7. keretprogramban megvalósult Growth-Innovation-Competitiveness: Fostering Cohesion in Central and Eastern Europe (GRINCOCH) (290657), valamint az OTKA-K101160 kutatási projektek támogatták. Köszönettel tartozunk *George Chorafakisnak*, aki a nyers adatokat rendelkezésünkre bocsátotta, *Farkas Richárdnak, Horváth Mártonnak, Longauer Dórának, Szabó Norbertnek* és *Pusztai Rékának,* akik az adatok előkészítésében és tisztításában működtek közre, továbbá a tanulmány anonim bírálójának, valamint *Harasztosi Péternek* és *Muraközy Balázsnak* a tanulmány korábbi verzióihoz fűzött hasznos tanácsaikért. A jelen tudományos közleményt a szerzők a Pécsi Tudományegyetem alapításának 650. évfordulója emlékének szentelik.

Varga Attila, Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete és MTA–PTE Innováció és Gazdasági Növekedés Kutatócsoport, Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar.

Sebestyén Tamás, MTA–PTE Innováció és Gazdasági Növekedés Kutatócsoport és Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete, Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar.

A kézirat első változata március 15-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2015.9.881.

szakirodalom foglalkozik ezen átmeneti gazdaságok jellemzőivel, amelynek ismertetése itt nem célunk (lásd például *Mervelede* [2000] irodalomismertetőjét vagy *Grinberg és szerzőtársainak* [2008], illetve *Havlik és szerzőtársainak* [2012] tanulmányát a strukturális átmenet és a termelékenységnövekedés viszonyáról).

Bár nemzeti szinten jelentős érdeklődés övezte és övezi az átmeneti gazdaságokat, lényegesen kevesebben kutatják az átmenet regionális jellemzőit. *Petrakos* [2001] a regionális egyenlőtlenségek alakulását vizsgálta az átmenet folyamán, kiemelve, hogy ezek a folyamatok kedvezően hatottak a nagyvárosi és a nyugati határ menti régiókra. *Tondl–Vuksic* [2003], illetve *Varga–Schalk* [2004] megmutatta, hogy a külföldi működőtőke-beruházás kritikus szerepet játszik a regionális növekedésben, és megerősítette, hogy a fővárosi és nyugati határ menti régiók jobban teljesítenek, mint mások. *Gorzelak* [1998] ezenfelül kiemelte a nyugat-európai piacokhoz való hozzáférés jelentőségét, *Kallioras–Petrakos* [2010] pedig a kezdeti szerkezeti és földrajzi adottságok felzárkózásban betöltött szerepére hívták fel a figyelmet.

A gazdasági felzárkózás folyamata mellett az innovációs aktivitás is érdemben más trendeket követ Kelet-Közép-Európában, mint az EU többi országában. *Von Tunzelmann–Nassehi* [2004] amellett érvelt, hogy az EU innovációs politikája a centrumországok számára kedvező, míg Kelet-Közép-Európában hatástalan. Mindamellett ezen országok gazdasági növekedése – sem az átmenet évtizedeiben, sem azóta – nem épült az innovációra (*Varblane és szerzőtársai* [2007]). Továbbra is fontos kérdés a kelet-közép-európai és a nyugati országok közötti hatalmas különbség az innovációs kibocsátásban (*EC* [2009]). *Radosevic–Yoruk* [2014] más régiókkal összehasonlítva növekvő trendről számolt be a publikációs és hivatkozási indexek tekintetében, ennek ellenére továbbra is jelentős lemaradás látható a kelet-közép-európai országok e mutatóiban a világ más régióihoz (Észak-Amerika, Ázsia, EU más tagállamai) képest. Mindez felveti a térség regionális innovációs rendszerei létezésének és hatékony működésének kérdését, amely területen még kevesebb kutatási eredmény született eddig.

Gorzelak [1996] kiemelte, hogy a szocialista rendszer a régiók fővárosoktól való erős függését alakította ki, aminek következtében a posztszocialista időszak gazdasági fejlődése a fővárosi régiókra koncentrálódott. Ez a koncentráció szintén fővárosközpontú innovációs rendszereket hozott létre (*Radosevic* [2002]). *Inzelt* [2004] hangsúlyozta, hogy a K + F-kapacitások (beleértve az elérhető magán- és közösségi erőforrásokat is) jelentősen erodálódtak az átmenet első éveiben, aminek következtében a kelet-közép-európai országok innovációs rendszerei jelentős mértékben támaszkodnak a külföldi tőkére és a multinacionális vállalatok által betelepített K + F-tevékenységre. Így innovációs rendszereik kifejezetten a külföldi vállalatok és a hazai üzleti csoportok közelségében alakultak ki (*Radosevic* [1999]). Annak ellenére, hogy a vállalatok közötti kooperáció szintje még mindig alacsony (*Inzelt–Szerb* [2006]), valamint az egyetemek és az ipar közötti kapcsolatok gyengék (*Inzelt* [2004]), arra is akad bizonyíték, hogy az egyetemek és az állami irányítású szolgáltatások megőrizték szerepüket a lemaradó régiók innovációs rendszereiben (*Lengyel–Leydesdorff* [2011]).

Capello–Perrucca [2013] a régión kívüli kapcsolatok innovációban betöltött szerepét vizsgálta, és megállapította, hogy azok a régiók „vezették" a felzárkózási folyamatot

országukban, amelyek megfelelő kapcsolatokat tartottak fenn a világ más részeivel (kiemelten az EU-n kívül), és növekvő szektorokra specializálódtak. A kelet-közép-európai régiók innovációs szereplőinek külső (régión kívüli) kapcsolatairól alkotott tudásunk egyelőre meglehetősen korlátozott. *Radosevic* [2011] kiemelte, hogy a külföldi tulajdonú és a hazai vállalatok közötti kapcsolatok gyengék a kelet-közép-európai régióban, *Lengyel és szerzőtársai* [2006] pedig nem talált szignifikáns helyi hatást az egyetemi professzorok nemzetközi projektekben való egyéni részvétele kapcsán. *Lengyel és szerzőtársai* [2013] ezenfelül megmutatták, hogy az Egyesült Államok szabadalmi hivatalához (USPTO) kapcsolódó szabadalmi tevékenység a kelet-közép-európai országokban szorosan kötődik nemzetközi együttműködésekhez, továbbá az Egyesült Államokban bejegyzett szabadalmak alig kötődnek kizárólag Kelet-Közép-Európában tevékenykedő feltalálókhoz.

Tanulmányunkban a régiók közötti tudástranszfer lokális innovációs teljesítményre gyakorolt hatását vizsgáljuk a kelet-közép-európai régiók esetében egy speciális nézőpontból, nevezetesen az Európai Unió keretprogramjaiban (FP) való részvétel szabadalmi tevékenységre gyakorolt hatásán keresztül. Tudomásunk szerint ez az első ilyen kísérlet a szakirodalomban. Bár a keretprogramokban való részvételen keresztül zajló tudástranszfer és a regionális innováció közötti összefüggést többen is vizsgálták (*Maggioni és szerzőtársai* [2007], *Hazir–Autant-Bernard* [2013], *Varga és szerzőtársai* [2014], *Sebestyén–Varga* [2013*a*], a kelet-közép-európai régió speciális szempontja egyelőre kimaradt ezekből a vizsgálatokból.

A régión kívüli kapcsolatok potenciális előnyt jelenthetnek a lemaradó régiók számára a fejlődésben (*Johansson–Quigley* [2004]). Ahogy a bevezető korábbi részeiben már kiemeltük, a kelet-közép-európai országok fővárosi régiói speciális, a többi régiótól különböző fejlődési trendet követtek az átmenet során és azt követően is: e régiók jellemzően magasabb, a korábbi EU-tagállamok átlagával összevethető fejlettséget mutatnak. A fővárosi régiók éppen ezért kivételesek, és nem reprezentálják az általános trendeket a kelet-közép-európai régiók többségében. Ezért tanulmányunkban azon „lemaradó" régiókra koncentráltunk ezekben az országokban, amelyek az 1. célkitűzés – az európai ipar tudományos és technológiai bázisának szélesítése – alá tartoznak. E régiók innovációs mintáját a tanulmány szisztematikusan összeveti a többi európai régió mintáival, hogy minél teljesebb képet kapjunk a vizsgált országok lemaradó régióinak innovációs rendszereiről.

A keretprogramok kapcsolati rendszerei által közvetített tudás mérésére a korábban kidolgozott *Ego Network Quality* (*ENQ*) indexet használjuk (*Sebestyén–Varga* [2013*a*], [2013*b*]). Az index használatával az a célunk, hogy kiküszöböljük az innováció földrajzával foglalkozó korábbi tanulmányok egy gyakori korlátját, nevezetesen, hogy ezek a tanulmányok kizárólagosan a közvetlen partnerek tudásszintjét vizsgálják, miközben a mögöttes tudáshálózatok fontos strukturális tulajdonságait figyelmen kívül hagyják. Az *ENQ* index használatával lehetőségünk van arra is, hogy megragadjuk a régiók közötti tudáshálózatok dinamikus jellemzőit is, szemben a szokásos megközelítéssel, ami időben rögzített együttműködési struktúrákat vizsgál (*Hazir–Autant-Bernard* [2013]). A földrajzi közelség által generált tudásáramlás figyelembevétele érdekében a tanulmány szisztematikus térbeli panelökonometriai elemzést alkalmaz. Három

egymást követő (5., 6. és 7.) keretprogram adatait használtuk fel. A regressziós elemzésekkel két részminta segítségével vizsgáljuk a regionális szabadalmi tevékenységet 2000 és 2009 között. Az egyik részminta tartalmazza az 1. célkitűzés alá tartozó kelet-közép-európai régiókat (51 régió), míg a másik részminta az összes többi EU-régiót, beleértve a kelet-közép-európai országok 1. célkitűzés alá nem tartozó (gyakorlatilag fővárosi) régióit. Az elemzésbe azokat a keretprogramprojekteket vontuk be, amelyek az információtechnológia területéhez tartoznak.

A következő fejezet az alkalmazott modellt és módszertant mutatja be, külön kiemelve a lokalizált és hálózatokon keresztül áramló tudás mérésére szolgáló módszereket. Ezután ismertetjük a felhasznált adatokat, és elvégezzük azok leíró elemzését, majd az empirikus vizsgálatok eredményeit mutatjuk be. A tanulmányt rövid összegzéssel zárjuk.

Az alkalmazott módszertan

Az empirikus modell

A tanulmány *Romer* [1990] tudástermelési függvényére épül, melyet később *Jones* [1995] fejlesztett tovább:

$$\frac{dA_t}{dt} = \theta H_i^{\alpha_1} A_i^{\alpha_2}, \tag{1}$$

ahol dA_t/dt a technológiai tudás változását jelöli, H_i a kutatásban alkalmazott emberi tőke, A_i pedig a már meglévő technológiai és tudományos tudás szintjét mutatja (a publikációkban, szabadalmakban stb. kodifikált tudás), az *i* index a térbeli egységet jelöli, θ, α_1 és α_2 pedig konstans paraméterek. Ennek értelmében a technológiai tudás változását a kutatásra fordított erőforrások és a már meglévő tudás nagyságához kötjük: ugyanaz a kutatásban alkalmazott emberi erőforrás más-más outputhoz vezethet a meglévő tudás nagyságától függően.

Az (1) tudástermelési függvény empirikus teszteléséhez a régiók közötti (keretprogram-hálózatokon keresztüli) tudásáramlás és a szabadalmaztatás kapcsolata tekintetében a (2) empirikus specifikációt használjuk:

$$\log(PAT_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(RD_i) + \alpha_2 \log(PATSTOCK_i) + \alpha_3 Z_i + \varepsilon_i, \tag{2}$$

ahol PAT_i az új technológiai tudást méri a szabadalmi bejelentéseken keresztül, RD_i a kutatás-fejlesztésre fordított erőforrásokat adja meg, míg $PATSTOCK_i$ a szabadalmak állományát adja meg az *i*-edik régióban. A szokásos interpretációnak megfelelően α_1 mutatja meg a helyi vállalatok kutatás-fejlesztési tevékenységéből eredő lokális tudásáramlás hatását a régió szabadalmi tevékenységére, α_2 pedig a tudásállomány szabadalmazásra gyakorolt hatását közelíti. A Z_i vektor regionális kontrollváltozókat tartalmaz, valamint itt építjük be a modellbe a két régión kívüli tudásáramlási csatornát: a földrajzi közelség által generált átszivárgást és a keretprogram-hálózatokon keresztül elérhető tudásszintet. A következő két alfejezet e két tudásforrás mérését mutatja be.

A régión kívüli forrásokból a hálózatokon keresztül elérhető tudás mérése – az Ego Network Quality (ENQ) index

Annak érdekében, hogy a későbbi elemzésekben mérhetővé tegyük az egyes régiók számára a keretprogram-hálózatokon keresztül elérhető tudást, az *Ego Network Quality* (*ENQ*) indexet alkalmazzuk, melyet *Sebestyén–Varga* [2013*a*] és [2013*b*] fejlesztett ki és alkalmazott először. Az *ENQ* index elve három jelenségre épül, amelyeket az innovációelmélet fogalmaz meg:

1. egy adott szereplő partnereinél elérhető tudás pozitív kapcsolatban áll az adott szereplő termelékenységével az új tudás létrehozásában;
2. az adott szereplő hálózatának struktúrája többletértéket nyújthat (lásd például *Coleman* [1986], *Burt* [1992]);
3. az adott szereplő közvetlen kapcsolatai hozzájárulhatnak a tudásforrások sokféleségéhez is azáltal, hogy ezek a kapcsolatok a hálózat egészének elkülönülő csoportjaihoz jelentenek összeköttetést.

Az *ENQ* index két dimenzióra épül, amelyek kiegészülnek egy harmadik, ezekre épülő dimenzióval:

1. TUDÁSPOTENCIÁL, amely az adott szereplő partnereinél felhalmozott tudást méri;
2. LOKÁLIS STRUKTÚRA, amely a partnerek közötti kapcsolatháló struktúráját számszerűsíti;
3. GLOBÁLIS BEÁGYAZOTTSÁG, amely a hálózat közvetlen partnereken túli minőségét méri úgy, hogy az előző két dimenzió számítási módját alkalmazza a vizsgált szereplőtől egyre távolabb fekvő „szomszédságokra".[1]

Itt csak egy rövid ismertetőt közlünk az index számítási módjáról, a részletes levezetések és a módszertani háttér megtalálható magyar nyelven a *Sebestyén–Varga* [2015], valamint angol nyelven a *Sebestyén–Varga* [2013*a*], [2013*b*] tanulmányokban.

A jelöléseket tekintve a mögöttes hálózatot a szokásosnak megfelelően az $\mathbf{A} = [a_{ij}]$ kapcsolati mátrix adja meg, amelynek általános a_{ij} eleme az i-edik és j-edik csomópontok közötti kapcsolatot írja le.[2] A kapcsolati mátrix definiálja a csomópontpárok közötti legrövidebb utak mátrixát, amelyet a továbbiakban $\mathbf{R} = [r_{ij}]$ jelöl. Annak érdekében, hogy az egyes szereplők (csomópontok) tudásszintjét mérni tudjuk, a $\mathbf{k} = [k_j]$ vektort vezetjük be. Ezeket a jelöléseket használva a korábban bemutatott *ENQ* index tartalmát a (3) módon formalizálhatjuk:

$$ENQ_i = \sum_{d=1}^{M-1} W_d LS_d^i KP_d^i = LS_1^i KP_1^i + GE^i, \tag{3}$$

[1] Hálózati terminológiát használva egy adott i-edik csomópont d távolságra lévő szomszédságán azon csomópontok halmazát és a köztük lévő kapcsolatokat értjük, amelyek a vizsgált csomóponttól adott távolságra helyezkednek el a hálózatban.

[2] A hálózatról nem szükséges feltennünk sem azt, hogy irányítatlan, sem azt, hogy súlyozatlan, vagyis a_{ij} tetszőleges (tipikusan pozitív) valós szám lehet.

ahol az *i* felső index jelöli azt a csomópontot, amelyre az *ENQ* indexet kiszámítjuk, a *d* alsó index pedig a hálózatban mért távolságok jelölésére szolgál. Az *M* a hálózat mérete, a W_d pedig egy súlyszám, amelyet a vizsgált csomóponttól *d* távolságra lévő szomszédságokra kiszámolt értékek diszkontálására használunk.[3] KP_d^i és LS_d^i rendre a TUDÁSPOTENCIÁL és a LOKÁLIS STRUKTÚRA értékei, amelyeket az *i*-edik csomóponttól *d* távolságra lévő szomszédságra számítunk ki. A (3) formulát úgy értelmezhetjük, hogy valamennyi szomszédságra kiszámítjuk a TUDÁSPOTENCIÁL értékeket, és ezeket súlyozzuk az adott szomszédság LOKÁLIS STRUKTÚRA értékével. Majd ezeket a súlyozott tudásszinteket a távolságoknak megfelelő súlyokkal diszkontáljuk és a különböző távolságokra kapott diszkontált értékek összegét kiszámítva kapjuk az *ENQ* indexet. A második egyenlőség (felhasználva, hogy definíció szerint $W_1 = 1$) azt mutatja, hogy az *ENQ* index miként bontható fel a vázolt három dimenzióra. A TUDÁSPOTENCIÁL (*KP*) és a LOKÁLIS STRUKTÚRA (*LS*) értékek a közvetlen partnereket (az első szomszédságot) jellemzik, míg a GLOBÁLIS BEÁGYAZOTTSÁG (*GE*) összegzi ezeket az értékeket a közvetlen partneri körön túl. A következőkben az index két alapelemének, a TUDÁSPOTENCIÁLnak és a LOKÁLIS STRUKTÚRÁNAK a számítási módját mutatjuk be.

TUDÁSPOTENCIÁL

A fent bevezetett jelöléseket alkalmazva a TUDÁSPOTENCIÁLra a (4) definíciót adjuk:

$$KP_d^i = \sum_{j:r_{ij}=d} k_j. \tag{4}$$

Ennek értelmében a TUDÁSPOTENCIÁL kiszámítható minden *d* szomszédságra, és ez nem más, mint az adott szomszédságban található (az *i*-edik csomóponttól *d* távolságra lévő) csomópontok tudásszintjeinek összege.

LOKÁLIS STRUKTÚRA

A LOKÁLIS STRUKTÚRA definiálásával egy adott csomópont különböző szomszédságainak hálózati struktúráját kívánjuk számszerűsíteni. Mivel ez a mutató a tudásszintek súlyfaktoraként jelenik meg az *ENQ* indexben, ezért fontos tisztázni, hogy mit értünk „jó" struktúrán, vagyis mikor súlyozzuk pozitívan, és mikor negatívan az adott szomszédság kapcsolatrendszerét. A társadalmi tőke és hálózati pozíció szakirodalma komoly vitát mutat a tekintetben, hogy a kohézív, sűrű kapcsolatrendszerek kedvezők-e (lásd például *Coleman* [1986]), vagy ezzel némileg ellentétesen, az úgynevezett strukturális lyukak jelentik-e a kedvező hálózati pozíciót, ahol a vizsgált csomópont egyébként össze nem kapcsolt csoportok között teremt hidat (*Burt* [1992]). Az *ENQ* index fent definiált formája rugalmas abban a tekintetben, hogy a LOKÁLIS STRUKTÚRA mutatót milyen tartalommal töltjük meg: használható a kohéziós vagy a strukturális lyukakat előnyben részesítő megközelítésben is.

Ebben a tanulmányban a kohéziós megközelítést alkalmazzuk, vagyis nagyobb súlyt rendelünk azon szomszédságokhoz, amelyekben több és erősebb kapcsolat

[3] Ebben a tanulmányban exponenciális súlyozást használunk, ahol $W_d = e^{1-d}$. A különböző súlyozások hatásáról bővebben *Sebestyén–Varga* [2013*b*] ad összefoglalót.

található. A strukturális lyukak szerepét hangsúlyozó megközelítés a hálózati szerkezetnek a hatalomban betöltött szerepét emeli ki: ebben az esetben a kulcspozíciók birtoklása, az információáramlás kontrollálása olyan lehetőségek, amelyek hatalmi pozícióhoz vezetnek. Ezzel szemben a kohéziós megközelítés arra épít, hogy a partnerek közötti kapcsolatnak is van valamilyen hasznossága, értéke. Ez kifejezetten igaz a tudástermelés szempontjából. Egy példával élve: ha *A* kutató együtt dolgozik *B* és *C* kutatókkal, akkor ezekből a kutatói kapcsolatokból valamilyen hasznos új tudás jöhet létre. Ha azonban *B* és *C* is együtt dolgoznak, akkor a közöttük történő együttműködésben létrejövő új tudás több szempontból is hasznos lehet *A* számára: egyrészt a *B*-hez vagy *C*-hez fűződő kapcsolaton keresztül ez az új tudás hozzájárulhat *A* tudásszintjének növekedéséhez, másrészt pedig *B* vagy *C* ezt az új tudást felhasználhatja a közös munkában, így *A* együttműködése *B*-vel és *C*-vel produktívabbá válhat. Ez a megközelítés ugyanakkor lényegesen nagyobb szerepet hagy az inkrementális innovációnak.[4]

Radikális innováció esetén felértékelődik az információközvetítői pozíció, vagyis az a lehetőség, amikor *A* kutató *B*-vel és *C*-vel történő együttműködése révén különböző, eddig nem összekapcsolt területeket köt össze. Ehhez viszont általában az vezet, ha *B* és *C* külön területeken működnek, vagyis közöttük kis valószínűséggel figyelhetünk meg kapcsolatot. *Sebestyén–Varga* [2015] olyan eseteteket is bemutat, amikor a strukturális súlyozás a szomszédságok össze nem kapcsolt komponenseinek számával történik – ugyanakkor felhívja a figyelmet arra is, hogy az információ-összekapcsoló pozíció számszerűsítése jelentős nehézségekbe ütközik, mert súlyozott hálózatokon az összekapcsoltság kritikus szintjének meghatározása valamilyen exogén választáson alapul.

Mindezek alapján a LOKÁLIS STRUKTÚRA mutatót (a kohéziós értelmezés alapján) az (5) módon formalizáljuk:

$$LS_d^i = \frac{1}{N_d^i}\left(\sum_{j:r_{ij}=d-1} \sum_{l:r_{ij}=d} a_{jl} + \frac{\sum_{j:r_{ij}=d} \sum_{l:r_{ij}=d} a_{jl}}{2} \right), \tag{5}$$

ahol N_d^i mutatja azon csomópontok számát, amelyek pontosan d távolságra találhatóak az i-edik csomóponttól. A zárójelben lévő kifejezés két tagból áll. Az első tag összegzi a $d-1$ és d távolságra lévő szomszédságokat összekötő kapcsolatok számát/erősségét, így azt mutatja meg, hogy két szomszédság milyen erősen van összekapcsolva. A második tag összegzi a d távolságra lévő csomópontok közötti kapcsolatok számát/erősségét.[5] A mutató így a kapcsolatok számát és erősségét súlyozza, ahogy az egyes szomszédságok önmagukban és egymással összekapcsolódnak. A mutató súlyfaktor jellege abban mutatkozik meg, hogy értéke egységnyi, ha az

[4] A szerzők köszönettel tartoznak a tanulmány egy bírálójának a radikális és inkrementális innováció, valamint a hálózati szerkezet összefüggése kapcsán tett értékes megjegyzéséért. Megjegyezzük továbbá, hogy az *ENQ* index egy fontos továbbfejlesztési iránya a kétféle megközelítés közötti átváltás *(trade-off)* alkalmas beillesztése.

[5] A kettővel történő osztás abban az esetben szükséges, amikor irányítatlan hálózattal dolgozunk és így elkerülhetjük a kapcsolatoknak a kapcsolati mátrix szimmetriájából fakadó duplikálódását.

adott szomszédságon belül nem található kapcsolat, és a szomszédságot az eggyel megelőző szomszédsággal éppen annyi kapcsolat köti össze, amekkora a szomszédság száma. Belátható, hogy az az elképzelhető legkevesebb kapcsolat, aminek jelen kell lennie, minden további kapcsolat vagy a kapcsolatok erősebbé válása a mutatót növeli, így valóban a kohéziós megközelítésnek felel meg.

Az ENQ index értelmezése

Az előbbiekben bemutatott hálózati mutató legalkalmasabban a speciális esetek bemutatásával interpretálható. A következőkben néhány ilyen esetet mutatunk be röviden, ezek (és további esetek) részletes kifejtése megtalálható a *Sebestyén–Varga* [2015] tanulmányban. A speciális esetek abból a logikából kiindulva vezethetők be, hogy az *ENQ* index tulajdonképpen háromféle súlyozást alkalmaz. Egyfelől a hálózat csúcsait azok belső jellemzőjével, tudásszintjével súlyozza, vagyis a csúcsok önmagukban is különbözhetnek, nem csak a hálózatban elfoglalt pozíciójuk tekintetében. Másodszor, a hálózati kapcsolatok szerkezete (sűrűsége, kohéziója) is egy súlyszámot jelent a mutatóban – ez a lokális struktúra. Harmadszor, a különböző csúcsokat, és szerkezeteket azok távolságával is súlyozzuk. Megvizsgálhatjuk, hogy azokban a speciális esetekben, amikor nem használunk súlyozást, vagy csupán egy dimenzió mentén súlyozunk, milyen értéket mutat az *ENQ* index.

– Ha sem az egyedi tudásszinteket, sem a struktúrát, sem a távolságot nem súlyozzuk (vagy másként: $k_i = 1$ minden i-re, $LS_d^i = 1$ minden i-re és d-re és $W_d = 1$, minden d-re), akkor könnyen belátható, hogy az *ENQ* index értéke $N - 1$ lesz, ahol N a hálózat elemeinek száma. Ekkor tehát az *ENQ* index a hálózatban elérhető partnerek számára egyszerűsödik.

– Ha a tudásszintbeli különbségeket figyelembe vesszük (vagyis k_i értéke különböző lehet minden csúcs esetén), de a struktúrával és a távolsággal nem súlyozunk, akkor szintén könnyen belátható, hogy az *ENQ* index értéke a hálózati partnereknél lévő összes tudást adja eredményül (a hálózatban lévő összes tudás, nem beleszámítva a vizsgált csomópont saját tudását).

– Ha csak a struktúrával súlyozunk, vagyis a tudásszinteket azonosnak (egységnyinek) tekintjük, továbbá a távolság szerepétől is eltekintünk, akkor az *ENQ* index értéke a hálózatban lévő kapcsolatok számát fogja megmutatni (súlyozott kapcsolatok esetén a súlyszámok összegét).

– Végül, ha a tudásszintekkel és a hálózati kapcsolatok szerkezetével történő súlyozástól eltekintünk, csupán a távolság szerepét vesszük figyelembe ($W_d = 1/d$ súlyokkal), akkor az *ENQ* index a hálózatelemzésből ismert közelség-központiság *(closeness centrality)* értékét adja eredményül.

A fenti pontokban azt vizsgáltuk, hogy speciális esetekben mire hasonlít az *ENQ* index. Felmerülhet, hogy a kohéziós megközelítés miatt az index a klaszterezettség vagy másként lokális tranzitivitás fogalmához is közel áll. Megmutatható azonban, hogy a hasonlóság ellenére a két mutató meglehetősen különböző. Egyrészt, az *ENQ* index a csúcsok egyedi jellemzőivel (itt tudásszintekkel) is operál, míg a klaszterezettség mutatója ezt nem veszi figyelembe (ott minden csúcs azonos súllyal számít). Másrészt, a

klaszterezettség egy szomszédság sűrűségét jeleníti meg, nem veszi figyelembe a szomszédságokat összekötő kapcsolatokat, míg az (5) egyenlet alapján számolt *ENQ* index igen. Harmadrészt, a klaszterezettség (lokális tranzitivitás) egy lokális mutató, amely a közvetlen szomszédságra épít, az *ENQ* index viszont (csökkenő súllyal) az összes közvetett partnerre is figyelembe veszi azok tudását és kapcsoltságát. Mindezek alapján azt mondhatjuk, hogy az *ENQ* index egy speciális eseteként előáll a lokális tranzitivitás mutatója. Ehhez az szükséges, hogy a tudássúlyokat ne vegyük figyelembe ($k_i = 1$ minden i-re), a LOKÁLIS STRUKTÚRA (5) egyenletben leírt definícióját úgy módosítsuk, hogy a szomszédságok közötti kapcsolatokat ne vegyük figyelembe (a zárójelben lévő összeg első tagját elhagyjuk), valamint egy speciális távolság-diszkontfüggvényt alkalmazzunk, amelyben $d = 1$ esetén $W_d = 1$, és minden $d > 1$ esetén $W_d = 0$.

A lokalizált, régión kívüli tudástranszfer mérése – térbeli panelökonometriai specifikáció

A hosszabb időszakon keresztül elérhető térbeli adatok jelentős igényt támasztottak olyan ökonometriai eszközök iránt, amelyek alkalmasak a térbeli függőség panel-adatokban történő kezelésére. Az e területen elért módszertani fejlesztések (*Elhorst* [2003], *Anselin és szerzőtársai* [2008]. *LeSage–Pace* [2009], valamint ezek empirikus kutatásban való egyre gyakoribb alkalmazása (*Autant-Bernard* [2012]) a térbeli elemzések legfontosabb változásai közé tartoznak az utóbbi időszak.

A tanulmány ökonometriai elemzése során a következő specifikációs megoldásokat alkalmazzuk: hálózati hatások identifikációja, lokalizált tudásáramlás identifikációja és panelhatások identifikációja. A (6)–(11) egyenletek mutatják a korábban bemutatott (2) tudástermelési függvény konkrét becslésre használt térbeli panelreprezentációját. A (6)–(8) egyenletekben az *ENQ* index önmagában lép be a jobb oldali magyarázó változók közé. Ebben az esetben a keretprogram-hálózatokból elérhető tudás regionális szabadalmazásra gyakorolt közvetlen hatását mérjük. A lokalizált tudásátszivárgás regionális szabadalmazásra gyakorolt hatását három térbeli modell specifikálásán és egymással szembeni tesztelésével ragadjuk meg: térbeli késleltetéssel, térbeli hibával dolgozó és térbeli Durbin-modelleken keresztül. A térbeli késleltetéses modellnél a térbeli függőséget a térben késleltetett függő változó jeleníti meg [(6) egyenlet], a térbeli hibamodellnél a térbeli függőséget a hibatag ragadja meg [(7) egyenlet], míg a térbeli Durbin-modell esetén a függőséget mind a függő, mind a független változók térbeli késleltetése kezeli [(8) egyenlet].

$$\log\left(PAT_{it}\right) = \delta\sum_{q=1}^{Q} W_{iq}\log\left(PAT\right)_{qt} + \alpha_0 + \alpha_1\log\left(RD_{it-2}\right) + \\ + \alpha_2\log\left(PATSTOCK_{it-2}\right) + \alpha_3\log\left(ENQ_{it-2}\right) + \alpha_4\log\left(HTEMP_{it-2}\right) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

$$\log\left(PAT_{it}\right) = \alpha_0 + \alpha_1\log\left(RD_{it-2}\right) + \alpha_2\log\left(PATSTOCK_{it-2}\right) + \\ + \alpha_3\log\left(ENQ_{it-2}\right) + \alpha_4\log\left(HTEMP_{it-2}\right) + \mu_i + \lambda_t + \varphi_{it} \tag{7}$$

$$\varphi_{it} = \rho \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \varphi_{qt} + \varepsilon_{it}.$$

$$\begin{aligned}
&\log\left(PAT_{it}\right) = \delta \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \log\left(PAT\right)_{qt} + \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(RD_{it-2}\right) + \\
&+ \alpha_2 \log\left(PATSTOCK_{it-2}\right) + \alpha_3 log\left(ENQ_{it-2}\right) + \alpha_4 log\left(HTEMP_{it-2}\right) + \\
&+ \theta_1 \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \log\left(RD_{qt-2}\right) + \theta_2 \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \log\left(PATSTOCK_{qt-2}\right) + \\
&+ \theta_3 \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \log\left(ENQ_{qt-2}\right) + \theta_4 \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \log\left(HTEMP_{qt-2}\right) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}.
\end{aligned} \tag{8}$$

A fenti egyenletekben δ és θ a térbeli késleltetett változók együtthatói, W_{iq} a térbeli súlymátrix eleme az i-edik és q-adik régiók között, μ_i és λ_t pedig idő- és megfigyelésiegység-specifikus fix vagy véletlen hatásokat jelölnek. A $HTEMP_{it}$ a csúcstechnológiai iparágakban foglalkoztatottak száma egy adott régióban és évben. E változó becsült együtthatóján keresztül a régión belüli, nem kutatáshoz kapcsolódó ipari tudás szabadalmazásra gyakorolt hatását próbáljuk megragadni.

A (9)–(11) egyenletek a fenti három specifikációtól eltérően az *ENQ* indexet nem önállóan, hanem a kutatás-fejlesztési ráfordításokkal interakcióban jelenítik meg a jobb oldalon. Ebben az esetben a keretprogram-hálózatokból elérhető tudás nem közvetlenül, hanem a regionális kutatás-fejlesztési tevékenység termelékenységének növelése révén vezet magasabb szabadalmi tevékenységhez az adott régióban. A hálózati hatások ezen eltérő specifikációja mellett is definiáljuk a térbeli hatások három lehetséges modelljét.

$$\begin{aligned}
&\log\left(PAT_{it}\right) = \delta \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \log\left(PAT_{qt}\right) + \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(ENQ_{it-2}\right) \log\left(RD_{it-2}\right) + \\
&+ \alpha_2 \log\left(PATSTOCK_{it-2}\right) + \alpha_3 \log\left(HTEMP_{it-2}\right) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}.
\end{aligned} \tag{9}$$

$$\begin{aligned}
&\log\left(PAT_{it}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(ENQ_{it-2}\right) \log\left(RD_{it-2}\right) + \alpha_2 \log\left(PATSTOCK_{it-2}\right) + \\
&+ \alpha_4 \log\left(HTEMP_{it-2}\right) + \mu_i + \lambda_t + \varphi_{it}, \qquad \varphi_{it} = \rho \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \varphi_{qt} + \varepsilon_{it}.
\end{aligned} \tag{10}$$

$$\begin{aligned}
&\log\left(PAT_{it}\right) = \delta \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \log\left(PAT_{qt}\right) + \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(ENQ_{it-2}\right) \log\left(RD_{it-2}\right) + \\
&+ \alpha_2 \log\left(PATSTOCK_{it-2}\right) + \alpha_3 \log\left(HTEMP_{it-2}\right) + \\
&+ \theta_1 \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \log\left(ENQ_{qt-2}\right) \log\left(RD_{qt-2}\right) + \theta_2 \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \log\left(PATSTOCK_{qt-2}\right) + \\
&+ \theta_3 \sum_{q=1}^{Q} W_{iq} \log\left(HTEMP_{qt-2}\right) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}.
\end{aligned} \tag{11}$$

A térbeli késleltetéssel, térbeli hibával dolgozó és térbeli Durbin-modellek között az úgynevezett közös faktor *(common factor)* hipotézis tesztelésével választottunk (*Anselin* [1988]):

$H_0: \theta = 0$ és $H_0: \theta + \delta\alpha = 0,$

ahol θ és α k-elemű paramétervektorok (k a modellspecifikációkban szereplő magyarázó változók száma). Az első hipotézis azt vizsgálja, hogy a térbeli Durbin-modell egyszerűsíthető-e térbeli késleltetéses modellé, míg a második azt, hogy egyszerűsíthető-e térbeli hibamodellé (*Burridge* [1981]). Az elemzések során a Wald-próbát használtuk a közösfaktor-hipotézis empirikus tesztelésére (*Elhorst* [2012]).

A panelhatások azonosítására likelihood arány (*LR*) próbákat futtatunk a térbeli és időbeli fix hatások szignifikanciájának ellenőrzésére (*Elhorst* [2012]), illetve Hausmann-próbával ellenőriztük a véletlen hatások validitását a fix hatásokkal szemben (*Lee–Yu* [2010]).

A felhasznált adatok

A tanulmány empirikus elemzése 262 európai NUTS2 régió mintájára épül. A felhasznált adatok e régiókra 2000 és 2009 között állnak teljes körűen rendelkezésre, így egy 10 évet és 262 régiót felölelő paneladatbázissal dolgozunk. A három keretprogramot átívelő adatbázis lehetővé teszi, hogy egy olyan területet vizsgáljunk, amely e három keretprogramon átível, ugyanakkor széles mintát ad, ez pedig azon támogatott projektek összessége, amelyek az „információs technológia és társadalom" széles tematikus terület alá tartoznak. A konkrét tematikus területek kiválasztásához a *Hoekman és szerzőtársai* [2012] tanulmányt vettük alapul, amelyben a szerzők a keretprogramok tematikus területeit tudományterületekhez rendelik, és ez alapján azonosítják azokat a tematikus területeket, amelyek összeköthetők a három vizsgált keretprogram között. Minthogy a hálózati hatásokat ennek megfelelően csak az információtechnológia (ICT) területén tudjuk megragadni, az elemzésben alkalmazott magyarázott változót, a szabadalmak számát is e területre szűkítettük. Ehhez az Eurostat klasszifikációját használtuk, amely az információtechnológiai szektor szabadalmait külön bontásban adja meg. A továbbiakban alkalmazott PAT_{it} változó tehát az információtechnológiai szektorhoz sorolt szabadalmi bejelentések számát adja meg az i-edik régióban és a t-edik évben. Bár a szabadalmi mutatók alkalmazása az innováció közelítő változójaként messze nem tökéletes, számos oka van, hogy továbbra is az egyik leginkább használt mérce a szakirodalomban (lásd például *Griliches* [1999] átfogó tanulmányát a kérdésben, vagy például *Acs és szerzőtársainak* [2002] elemzését a szabadalmi és más innovációs mutatók közötti kapcsolatról).

Romer [1990] nyomán többen is megerősítették, hogy a meglévő tudásállomány (vagy másként egyfajta „óriások vállán állni" effektus) valóban fontos input a tudástermelésben (*Furman és szerzőtársai* [2002], *Zucker és szerzőtársai* [2007]). Annak

érdekében, hogy ezt a hatást megragadjuk, regionális tudásállományokat számoltunk a szabadalmak alapján *(PATSTOCK$_{it}$)*, amelyhez a folytonos készletezés módszertét használtuk fel az 1995–2009-es időszakra. A számítás részletei megtalálhatók *Varga és szerzőtársai* [2014] tanulmányban.

A régiók közötti hálózati tudásáramlást az imént kiemelt információs technológia és társadalom tematikus területen létrejött, a keretprogramok által támogatott kutatási projektekben zajló együttműködésekkel ragadjuk meg. Jó okunk van feltételezni, hogy a keretprogramokban való részvétel megfelelő közelítője az európai régiók közötti tudásterjedés struktúrájának. A keretprogramokat eredendően a prekompetitív, együttműködésre épülő kutatások támogatására alakították ki, nemzeti irányú elkötelezettség nélkül mind a támogatott technológiai területek, mind az alapok elosztása tekintetében. A támogatások *prekompetitív jellege* biztosítja, hogy a források ne ütközzenek az Európai Unió közös piacának versenyszabályozásába, és hogy ne működhessenek egyfajta ágazati támogatásként. A támogatott kutatások *kollaboratív jellege* és a *költségmegosztási elvek* garantálják a technológiai újítások diffúzióját és a különböző szereplők bevonását a teljes tudástermelési spektrumról (nagy- és kisvállalkozások, egyetemek vagy más kutatóintézetek). Ugyanakkor a keretprogramok adatainak használata során potenciális hátrány, hogy bizonyos értelemben mesterséges adatokat jelentenek, vagyis a keretprogramokban együttműködő szereplők között adódó kapcsolatrendszer nem feltétlenül esik egybe azzal a kutatói hálózattal, amely természetes módon (támogatások hiányában) alakult volna ki (*Varga és szerzőtársai* [2014]).

A keretprogramokban részt vevő intézményekről rendelkezésre álló regionális információ (postai címek, irányítószámok) és az együttműködés (projektek) tartama lehetővé teszi egy olyan kétmódú hálózat kialakítását, ahol minden keretprogramban megvalósult projekthez hozzárendeljük azokat a régiókat, amelyekben az egyes partnerek székhelye található. Ez a kétmódú hálózat könnyen egymódúvá alakítható, ahol a csomópontok a régiók, két régió közötti kapcsolat pedig azt mutatja, hogy menynyi projektben vettek részt közösen a két régió intézményei. Ezt a konverziót azzal a feltételezéssel végezzük el, hogy egy projekt résztvevői valamennyien közvetlen kapcsolatban állnak, vagyis feltételezetten megvalósul közöttük valamilyen tudástranszfer. Így valamennyi évre rendelkezésünkre áll egy kapcsolati mátrix a régiók között, amelyeket felhasználva kiszámítható az egyes régiók *ENQ* indexe. Az *1. táblázatban* megtalálható a tanulmányban felhasznált változók leírása.

A *2. táblázatban* a legfontosabb változók leíró statisztikái láthatók a teljes és a két részmintán. Bár a kelet-közép-európai részminta csak azokat a régiókat tartalmazza, amelyek az 1. célkitűzés (az európai ipar tudományos és technológiai bázisának szélesítése) alá tartoznak, a könnyebb követhetőség érdekében ezt a részmintát a továbbiakban kelet-közép-európai (KKE) részmintának nevezzük, míg a második részmintánkat, amely a kelet-közép-európai fővárosi régiókat is tartalmazza, nyugat-európai (NYE) mintának fogjuk nevezni. A táblázat legfontosabb tanulsága a nyugat-európai régiók javára mutatkozó nagyon jelentős különbség valamennyi mutató tekintetében. A továbbiakban e változók időbeli alakulását vizsgáljuk meg röviden.

1. táblázat
A változók leírása

Változó neve	Leírás	Forrás
PAT_i	Az ICT-szektorhoz köthető szabadalmi bejelentések száma az Európai Szabadalmi Hivatalhoz (EPO), a feltalálók lakhelye szerint részértékeken alapuló regionalizációval	Eurostat-adatbázis
RD_{it}	Bruttó regionális kutatás-fejlesztési kiadások, 2000-es árakon, millió PPS euró	Eurostat-adatbázis
REG_FUND_{it}	Regionális keretprogram-támogatás összege az információtechnológia területen,* 2000-es árakon, millió PPS euró	Saját számítás az 5–7. keretprogram adminisztratív adatbázisa alapján, DG RTD, Dir A
$PATSTOCK_{it}$	Regionális szabadalmi állomány az ICT-szektor szabadalmaiból számítva	Saját számítás az Eurostat adatainak felhasználásával
ENQ_{it}	Ego Network Quality – a hálózatból elérhető tudás összegző mércéje. Az *ENQ*-értékek a régiók közötti keretprogram-együttműködési hálózatra kerültek kiszámításra az információtechnológia területén támogatott projektek alapján*	Saját számítás az 5–7. keretprogram adminisztratív adatbázisa alapján, DG RTD, Dir A
$HTEMP_{it}$	Regionális foglalkoztatotti létszám a csúcstechnológiai szektorban (Eurostat-besorolás alapján: csúcstechnológiai feldolgozóipar és csúcstechnológiai tudásintenzív szolgáltatások)	Eurostat-adatbázis

* 5. keretprogram: User Friendly Information Society; 6. keretprogram: Information Society Technologies; 7. keretprogram: Information and Communication Technologies.

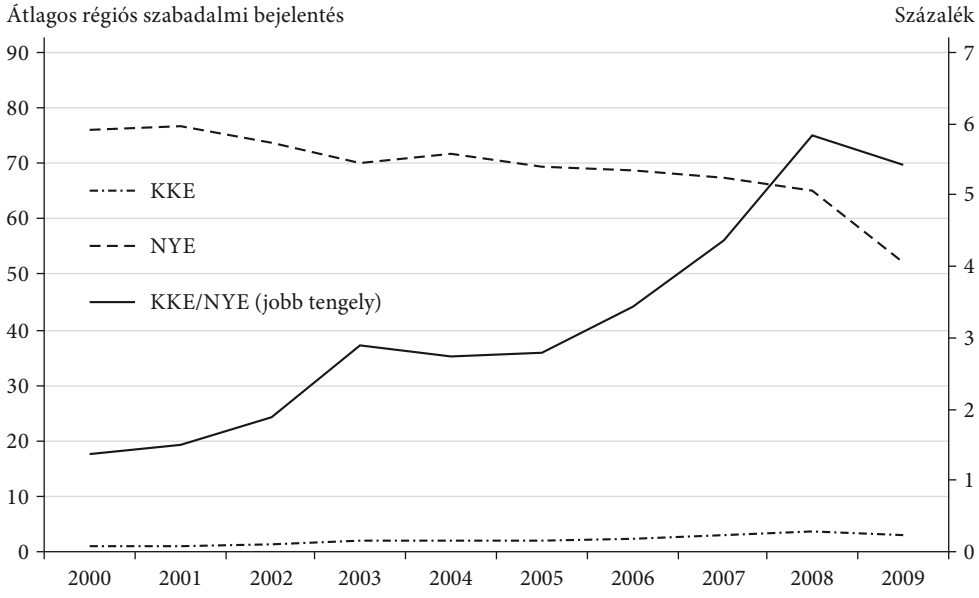
Az *1. ábra* a szabadalmi aktivitás alakulását mutatja a KKE- és NYE-régiókban. Először is jól látható, hogy nagyságrendi különbség van a szabadalmi tevékenység mértékében a nyugat-európai régiók javára. Amíg a nyugati régiók átlagosan 60-80 szabadalmat mutatnak a vizsgált időszakban (szaggatott vonal), Kelet-Közép-Európában ez az érték nem éri el az 5 szabadalmat (pontozott-szaggatott vonal). A folytonos vonal mutatja az ábrán a két idősor egyszerű arányát: a KKE-régiók szabadalmi tevékenységét a NYE-régiók szabadalmi tevékenységének százalékában. Ezen az látszik, hogy a jelentős abszolút lemaradás ellenére a vizsgált időszakban folyamatos felzárkózás figyelhető meg a KKE-régiókban, azonban a mintánk végén is mindössze a NYE-régiók 5 százalékát érik el a szabadalmazást tekintve.

A *2. ábra* a régiók átlagos keretprogram-támogatását mutatja az információtechnológia tematikus területén, az előzővel azonos struktúrában. Ezen az ábrán szintén azt látjuk, hogy a KKE-régiók a keretprogramokból nagyságrendileg kevesebb forrást tudnak mobilizálni, mint a fejlett régiókhoz tartozó társaik. Ennek ellenére, a relatív pozíciókat tekintetve, ismét látható a felzárkózás folyamata: 2000 és 2006 között 10 százalékról 25 százalékra emelkedik a KKE-régiók keretprogram-

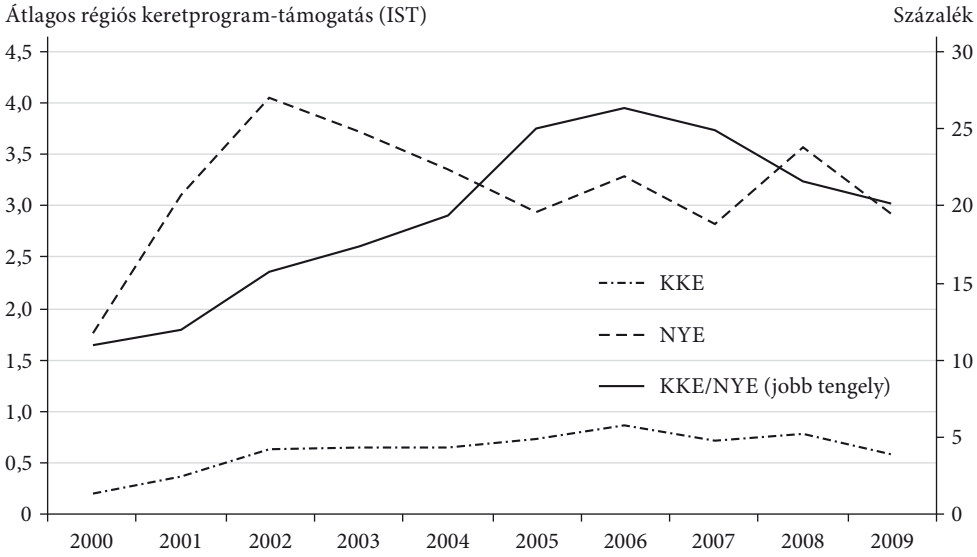
2. táblázat
A legfontosabb változók leíró statisztikái

	Teljes minta ($N = 2620$)					
	PAT	*RD*	*REG_FUND*	*PATSTOCK*	*ENQ*	*HTEMP*
Átlag	56,07	674,99	2,66	340,05	6655,40	35,01
Szórás	137,21	1166,34	5,56	856,23	7055,57	41,52
Minimum	0,05	1,06	0,00	0,14	0,18	0,86
Maximum	1926,59	13269,56	70,07	7582,23	25653,63	474,77
	KKE ($N = 510$)					
Átlag	2,14	123,91	0,62	9,03	2945,60	23,12
Szórás	2,71	169,22	1,13	8,58	4173,80	17,23
Minimum	0,06	4,16	0,00	0,70	0,18	5,47
Maximum	17,95	1245,06	5,72	61,81	23087,01	145,00
	NYE ($N = 2110$)					
Átlag	69,11	808,19	3,15	420,06	7552,08	37,88
Szórás	150,01	1261,39	6,07	936,71	7312,47	45,02
Minimum	0,05	1,06	0,00	0,14	0,18	0,86
Maximum	1926,59	13269,56	70,07	7582,23	25653,63	474,77

1. ábra
Átlagos (bal tengely) és relatív (jobb tengely) szabadalmi aktivitás a kelet-közép-európai (KKE-) és a nyugat-európai (NYE-) régiókban



2. ábra
Átlagos (bal tengely) és relatív (jobb tengely) keretprogram-támogatás a kelet-közép-európai (KKE-) és a nyugat-európai (NYE-) régiókban



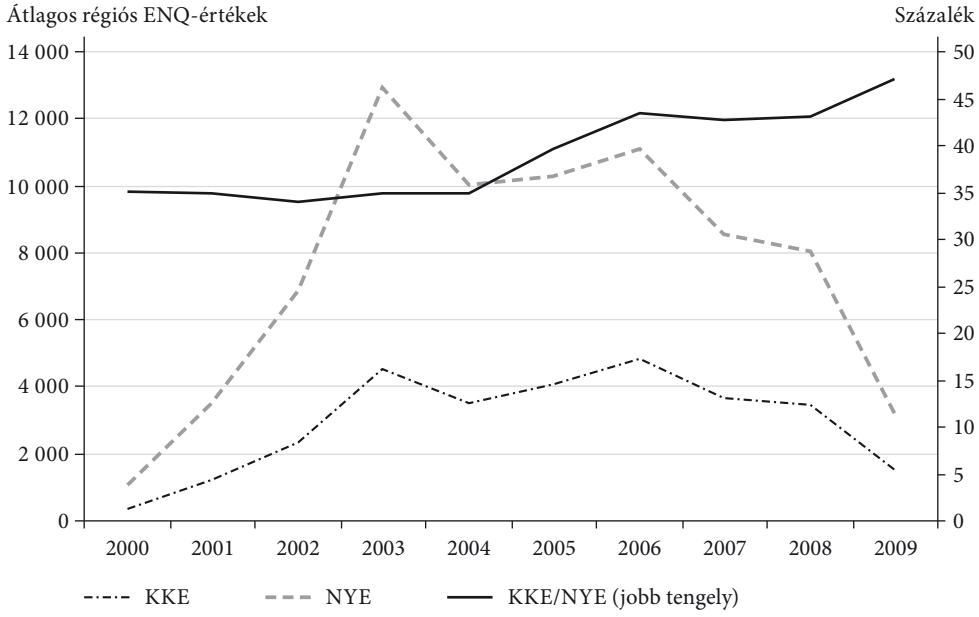
támogatása a NYE-régiókhoz képest. 2006 után azonban ez a felzárkózás megszakad, és a vizsgálati periódus végén a NYE-régiók még mindig átlagosan ötször annyi támogatást nyernek el, mint a KKE-régiók.

A *3. ábrán* látható az *ENQ* index alakulása az előbbi két ábrával megegyező módon.[6] A NYE-régiók magasabb *ENQ*-értékekkel rendelkeznek a teljes vizsgált időszak alatt, a különbség az időszak közepén abszolút értelemben a legnagyobb. A relatív különbséget nézve az látható, hogy a KKE-régiók pozíciója nagyon stabil 2004-ig, a NYE-régiók 35 százalékán. Ezt követően azonban jelentős növekedés tapasztalható, 2009-ben a KKE-régiók *ENQ*-értéke majdnem eléri a NYE-régiók átlagos értékének 50 százalékát. Érdekes összevetni ezt a képet a keretprogram-támogatásokra kapott tendenciákkal. A támogatások összegét tekintve jelentősen lemaradó KKE-régiók a régióközi hálózataik minőségét tekintve nem rendelkeznek akkora hátránnyal, sőt a 2000–2009-es időszakban jelentős és folyamatos javulás látható e téren – annak ellenére, hogy a támogatások szempontjából relatív pozíciójuk az időszak végén romlik.

Az *ENQ* két részindexe – a közvetlen partnerek tudását mérő TUDÁSPOTENCIÁL és a közöttük jellemző struktúrát számszerűsítő LOKÁLIS STRUKTÚRA – is érdekes tanulságokkal szolgál. A KKE-régiók LOKÁLIS STRUKTÚRA értéke jelentősen, 35 százalékról 50 százalékra növekszik az időszak alatt, ami azt mutatja, hogy e régiók kedvezőbb hálózati pozícióba kerülnek, ami a partnereik összekapcsoltságát illeti: a körülöttük lévő hálózat egyre sűrűbbé vált, és így e tekintetben egyre hasonlóbbak

[6] Itt szeretnénk hangsúlyozni, hogy az *ENQ* számítása során az egész mintát használtuk fel. Vagyis mind a KKE-, mind a NYE-régiók keretprogramokban vett partnerei között találunk mind KKE-régiós, mind NYE-régiós kutatási partnereket.

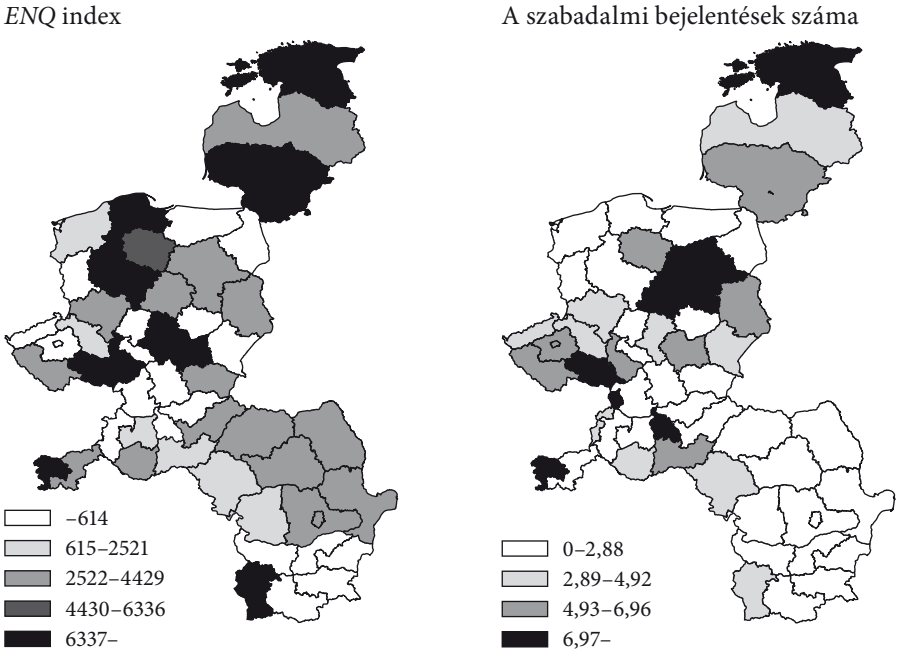
3. ábra
Átlagos (bal tengely) és relatív (jobb tengely) ENQ-értékek a kelet-közép-európai (KKE) és a nyugat-európai (NYE) régiókban



lesznek a NYE-régiókhoz. A TUDÁSPOTENCIÁL tekintetében tartós különbséget látunk a NYE-régiók javára, vagyis a KKE-régiók partnereinek tipikusan kisebb a tudásszintje, mint a NYE-régiók partnereinek. Ez könnyen magyarázható a hálózatfejlődés asszortatív jellegével, amely alapján a hasonló (esetünkben alacsony vagy magas) tudásszinttel rendelkező régiók tipikusan hasonló régiókhoz kapcsolódnak. Mindemellett a TUDÁSPOTENCIÁL relatív javulását látjuk a KKE-régiókban, az időszak végén 40-45 százalékos értéket érve el. Mindezeket egybevetve azt állapíthatjuk meg, hogy a KKE-régiók felzárkózása az *ENQ* indexet tekintve két tényezőre vezethető vissza: a TUDÁSPOTENCIÁL és a LOKÁLIS STRUKTÚRA javulására. Vagyis a periódus végén mért relatíve kedvezőbb *ENQ*-értékük a minta elejéhez képest részben abból fakad, hogy a közvetlen partnerek tudásszintje nagyobb (ami egyrészt a már meglévő partnerek intenzív tudásfelhalmozásának eredménye lehet, másrészt pedig a nagy tudású partnerekhez történő új kapcsolatok kialakításának/erősödésének köszönhető), részben pedig abból, hogy a partnerek között intenzívebb együttműködési struktúrák jönnek létre.

Végül, a *4. ábra* a regionális szabadalmi aktivitás és az *ENQ* index (bal tengely) térbeli alakulását mutatja a KKE-régiókban a 2008-as évre (az 1. célkitűzés alá nem tartozó KKE-régiók fehér színnel jelölve nincsenek benne ebben a részmintában). Az ábra alapján jelentős különbségeket látunk mind az országok, mind a régiók között. Lengyelország, Csehország és a balti államok átlagon felüli *ENQ*- és szabadalmi értékeket mutatnak. Mindent egybevetve az ábráról pozitív korreláció érzékelhető az *ENQ* index és a szabadalmi tevékenység között.

4. ábra
Az *ENQ* index és a szabadalmi aktivitás térbeli eloszlása a kelet-közép-európai (KKE-) régiókban, 2008



A *3. táblázatban* a vizsgált régiók által alkotott hálózatok alapvető mutatóit mutatjuk be. Külön nézzük a KKE-régiók egymás közötti és a NYE-régiók egymás közötti hálózatát, valamint a két csoport közötti kapcsolatokat (a táblázat utolsó két oszlopa tulajdonképpen ugyanazt a hálózatot mutatja, csak a 3. számoszlop a KKE-, a 4. pedig NYE-nézőpontból). A táblázat számai a mintaidőszak átlagát mutatják, a vizsgált periódusban különösebb trend nem látható a hálózati mutatókban. Értelemszerűen a NYE-részminta nagyobb, így a vizsgált hálózatok mérete (a legalább egy kapcsolattal rendelkező régiók száma) ezt az eltérést tükrözi. Egy átlagos KKE-régió nagyjából hét másik KKE-régióval áll kapcsolatban, míg az átlagos NYE-régió 87 másik NYE-régióval. A csoportközi viszonyok esetén azt látjuk, hogy a KKE-régiók átlagosan mintegy 40 NYE-régióval állnak kapcsolatban, míg a NYE-régiók 9 KKE-régióval. Ez azt tükrözi, hogy a KKE-régiók erősebben támaszkodnak a NYE-régiókkal való kapcsolatokra, mint fordítva. Nagyságrendileg nagyobb különbség adódik a súlyozott fokszám esetén, amely azt mutatja, hogy egy átlagos régió hány keretprogramprojektben vett részt: a NYE-régiók 29-szer nagyobb értéket mutatnak, mint KKE-társaik. Az előbbi eredményt erősíti meg a csoportközi kapcsolatokra kapott érték is: amíg egy átlagos KKE-régió 141 közös projektet visz NYE-régiókkal, addig egy NYE-régió csak 33-at KKE-régiókkal. Jelentős különbséget mutat a sűrűség is: a NYE-régiók közötti hálózatban a potenciális kapcsolatok 40 százaléka jelen van, míg a KKE-régiók között ez csak 13 százalék. Viszonylag ritka, 18 százalékos sűrűséget figyelhetünk meg a két csoportot összekötő hálózat esetén. A klaszterezettségben nem látunk markáns eltérést, a NYE-régiók esetén valamivel intenzívebb a zárt struktúrák jelenléte.

3. táblázat
A minta alapvető hálózati mutatói

	KKE–KKE	NYE–NYE	KKE–NYE	NYE–KKE
Méret	40,00	201,30	44,70	184,00
Átlagos fokszám (bináris)	6,81	86,54	39,84	9,42
Átlagos fokszám (súlyozott)	25,19	723,03	141,71	33,50
Sűrűség	0,13	0,40	0,18	0,18
Klaszterezettség	0,68	0,76	–	–

Regressziós eredmények

A *4.* és *5. táblázat* tartalmazza a korábban bemutatott módszertan alapján lefuttatott szisztematikus regressziós modellek főbb eredményeit, rendre a NYE- és a KKE-régiókra. A regressziós modellekben – a (6)–(11) egyenleteknek megfelelően – a szokásos kétéves késleltetést használjuk a regionális tudástermelés inputjai és outputja között.[7]

A *4. táblázat* térbeli hatásokat nem tartalmazó LNM 1. modelljében a (2) egyenlet két fő változója jelenik meg a jobb oldalon: a regionális K + F-kiadások és a meglévő tudásállomány a szabadalmi állománnyal mérve. Mindkét magyarázó változónak pozitív és szignifikáns az együtthatója, a 0,89-es R^2 érték kifejezetten magasnak mondható, figyelembe véve az adatok panel jellegét. A 2–4. modellek a keretprogramok által közvetített külső tudás hatását vizsgálják különböző feltételek mellett. A 2. modellben az *ENQ* index önmagában szerepel, negatív szignifikáns együtthatóval, ami az *ENQ* index és a K + F-kiadások közötti szoros korrelációval magyarázható. A 3. modellben az *ENQ* index a K + F-kiadásokkal interakcióban jelenik meg [lásd a (9)–(11) egyenleteket], itt az együttható szignifikáns és negatív, ami arra utal, hogy a regionális K + F-termelékenységét az LNM-eredmények szerint negatívan befolyásolja a keretprogram-hálózatokban elért pozíció minősége. A 4. modellben egy alternatív megközelítéssel éltünk: itt az *ENQ* index a regionális keretprogram-támogatással (információtechnológiai terület) lép interakcióba, az így kapott együttható pedig pozitív és szignifikáns.[8] Ezek az eredmények tehát egyelőre azt mutatják, hogy a NYE-régiókban a keretprogramokon keresztül érkező támogatások felhasználási hatékonyságát pozitívan befolyásolja a régiók hálózati pozíciójának minősége.[9]

[7] Bár a kétéves késleltetés nem garantálja, hogy a néhány jobb oldali változó potenciális endogenitásából következő problémát tökéletesen megoldjuk, figyelembe véve azt, hogy mind a két modellben a térbeli Durbin-becslést használtuk, ésszerűnek tűnik az az érvelés, hogy regressziós eredményeink jelentősen jobbak, mint abban az esetben lennének, ha a potenciális endogenitás problémáját teljesen figyelmen kívül hagytuk volna (*Fingleton–Le Gallo* [2010]).

[8] Ebben a specifikációban a regionális K + F-kiadások értékéből értelemszerűen levonjuk a regionális keretprogram-támogatást, mivel az utóbbit felhasználjuk az *ENQ* számításánál.

[9] A támogatások hatékonyságán a specifikációból fakadóan itt a támogatások szabadalmi aktivitásra gyakorolt hatását értjük.

Az enyhén jobb illeszkedés miatt a 4. modellel folytatjuk az analízist. Az 5. modellben a csúcstechnológiai ágazatokban foglalkoztatottak száma mint addicionális magyarázó változó lép be az egyenletbe. Ennek hatása pozitív és szignifikáns. Eddig a pontig egyszerű LNM-becsléseket végeztünk, sem panel-, sem térbeli hatásokat nem vettünk figyelembe. Ezeket a hatásokat a 6. modellben építjük be a vizsgálatba.

A 6. modell alján látható térbeli késleltetéses és hibastatisztikák szignifikáns területi autokorrelációra utalnak, tekintet nélkül arra, hogy melyik súlymátrixot használjuk a tesztekhez. Mivel a legerősebb hatás az INV mátrixszal jelentkezik, ezt a mátrixot használjuk a térökonometriai becslések során. A szignifikáns LR-tesztek az oszlop alján igazolják, hogy az 5. modell térbeli és időbeli fix hatásokkal kiterjesztett változatát kell alkalmazni. A térbeli késleltetéses és térbeli hibamodellekre kapott szignifikáns Wald-statisztikák szerint ezeket a modelleket el kell utasítanunk a térbeli Durbin-modell javára. Következésképpen a térbeli és időbeli hatások, valamint a térbeli függőség figyelembevétele után a 6. modell mutatja a végső regressziós eredményeket.

Ugyan a log (*RD*) és log (*PATSTOCK*) változók paramétereinek nagysága kisebb a 6. modellben, a két paraméter továbbra is szignifikáns. Fontos változás az 5. modellhez képest, hogy a log (*REG_FUND*) × log ($ENQ_1$0) változó paramétere már nem szignifikáns. Ez az eredmény arra utal, hogy a NYE-régiókban az EU-keretprogramokból származó tudás nem játszik észlelhető szerepet a szabadalmaztatás során. Mindezeken túl még fontos eredmény, hogy mind a térbeli függő változó, mind a térben késleltetett *RD* és csúcstechnológiai foglalkoztatásváltozók szignifikáns és pozitív paraméterrel lépnek az egyenletbe. Mindezek, együtt azzal, hogy a keretprogramhatások nem szignifikánsak [sem a log (*REG_FUND*) × log ($ENQ_1$0), sem a *W*_log (*REG_FUND*) × log (*ENQ*) változó paramétere nem szignifikáns], azt jelzik, hogy a relatíve fejlettebb NYE-régiók a helyi tudásáramlásra és nem a keretprogram-hálózatokon keresztül nagyobb távolságokban mozgó tudásra építenek a szabadalmaztatás során.

Az *5. táblázat* az 1. célkitűzésbe (az európai ipar tudományos és technológiai bázisának szélesítése) tartozó kelet-közép-európai régiókra kapott eredményeket közli. Az 1. modellben a két fő magyarázó változó együtthatója pozitív és szignifikáns, akárcsak a NYE-régiók részmintáján. Ugyanakkor két fontos különbség is látható a NYE-régiók azonos modelljéhez képest: az együtthatók értéke alacsonyabb, valamint a modell magyarázóereje is kisebb (az R^2 0,44, szemben a NYE-régiókra kapott 0,89-cel). A 2. modellben azt látjuk, hogy az *ENQ* együtthatója pozitív és szignifikáns önmagában is, és ez a hatás megmarad a 3. modellben, ha a csúcstechnológiai foglalkoztatást is bevonjuk a magyarázó változók közé, amelynek együtthatója viszont most nem szignifikáns. Ez utóbbi eredmény a helyi ipari tudásforrások korlátozott jelentőségét mutatja a szabadalmazásban a KKE-régiókban, szemben a NYE-régiók részmintájával. A 4. modellben a nyugati határ menti régiókat kiemelő *WEST_BORDER* kétértékű változó együtthatója pozitív és szignifikáns, ami azt mutatja, hogy a KKE-régiók között is jelentős belső heterogenitás van: a nyugati határhoz közel fekvő régiók a KKE-országokban tipikusan hatékonyabban használják fel a rendelkezésre álló erőforrásokat a tudástermelésben, mint

4. táblázat
Regressziós eredmények a NYE-régiókra
[magyarázott változó: log (*PAT*), régiók száma: 211, időszak: 2000–2009, $N = 2110$]

	1.	2.	3.	4.	5.	6. (térbeli és időbeli fix hatás)
	modell					
Becslés	LNM	LNM	LNM	LNM	LNM	térbeli Durbin (INV)
Konstans	−2,329*** (−39,45)	−2,330*** (−40,26)	−1,387 (−35,48)	−2,334*** (−40,241)	−2,217*** (−37,46)	
W_LOG(PAT)						0,457*** (5,18)
LOG[RD(−2)]	0,338*** (20,06)	0,354*** (21,27)				
LOG[RD(−2)−REG_FUND(−2)]				0,328*** (19,74)	0,205*** (8,95)	0,091* (1,69)
LOG[ENQ_a10(−2)]		−0,015*** (−8,96)				
LOG[RD_TOTAL(−2)] × LOG(ENQ_a10(−2)]			−0,002*** (−5,15)			
LOG[REG_FUND(−2)] × LOG(ENQ_a10(−2)]				0,003*** (8,01)	0,003*** (7,46)	0,00 (0,33)
LOG[PATSTOCK(−2)]	0,712*** (53,31)	0,717*** (54,64)	0,951*** (111,83)	0,714*** (54,29)	0,688*** (51,20)	0,084** (2,06)
LOG[HTEMP(−2)]					0,233*** (7,75)	0,033 (0,47)
W_LOG[RD(−2)−REG_FUND(−2)]						1,812*** (3,31)
W_LOG[REG_FUND(−2)] × LOG(ENQ_a10(−2)]						0,001 (0,19)

A 4. táblázat folytatása

	1.	2.	3.	4.	5.	6. (térbeli és időbeli fix hatás)
	modell					
W_LOG[PATSTOCK(–2)]						–0,101 (–0,27)
W_LOG[HTEMP(–2)]						1,996*** (3,38)
Korrigált R^2	0,89	0,89	0,87	0,89	0,89	0,96
LIK	–2033,73	–1994,29	–2204,87	–2001,65	–1971,96	–960,31
LM-késleltetett (INV)						53,27***
LM-késleltetett (INV2)						31,596***
LM-késleltetett (szomszédsági)						43,576***
LM-késleltetett (4 legközelebbi szomszéd)						30,83***
LM-hiba (INV)						44,458***
LM-hiba (INV2)						22,045***
LM-hiba (szomszédsági)						36,142***
LM-hiba (4 legközelebbi szomszéd)						23,711***
LR-teszt: térbeli fix hatás együttes szignifikancia						1783,07***
LR-teszt: időbeli fix hatás együttes szignifikancia						86,003***
Wald-késleltetett (INV)						41,628***
Wald-hiba(INV)						46,048***
Hausman véletlen hatás teszt						329,105***

Megjegyzés: a becsült *t*-értékek a zárójelekben találhatók; a térbeli súlymátrixok sorstandardizáltak; INV és INV2 az inverz és inverznégyzetes távolságmátrixot jelöli; W_ jelöli a térben késleltetett (független és függő) változókat (a négy legközelebbi szomszéd súlymátrixszal számolva). *** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szignifikanciát jelöl.

5. táblázat
Regressziós eredmények a KKE-régiókra
[magyarázott változó: log (*PAT*), régiók száma: 51, időszak: 2000–2009, $N = 510$]

	1.	2.	3.	4.	5.	6. (térbeli és időbeli fix hatás)
	modell					
Becslés	LNM	LNM	LNM	LNM	LNM	térbeli Durbin (INV)
Konstans	−2,329*** (−39,45)	−2,330*** (−40,26)	−1,387 (−35,48)	−2,334*** (−40,241)	−2,217*** (−37,46)	
W_LOG(PAT)						0,457*** (5,18)
LOG[RD(−2)]	0,338*** (20,06)	0,354*** (21,27)				
LOG[RD(−2)−REG_FUND(−2)]				0,328*** (19,74)	0,205*** (8,95)	0,091* (1,69)
LOG[ENQ_a10(−2)]		−0,015*** (−8,96)				
LOG[RD_TOTAL(−2)] × LOG(ENQ_a10(−2)]			−0,002*** (−5,15)			
LOG[REG_FUND(−2)] × LOG(ENQ_a10(−2)]				0,003*** (8,01)	0,003*** (7,46)	0,00 (0,33)
LOG[PATSTOCK(−2)]	0,712*** (53,31)	0,717*** (54,64)	0,951*** (111,83)	0,714*** (54,29)	0,688*** (51,20)	0,084** (2,06)
LOG[HTEMP(−2)]					0,233*** (7,75)	0,033 (0,47)
W_LOG[RD(−2)−REG_FUND(−2)]						1,812*** (3,31)
W_LOG[REG_FUND(−2)] × LOG(ENQ_a10(−2)]						0,001 (0,19)

Az 5. táblázat folytatása

	1.	2.	3.	4.	5.	6. (térbeli és időbeli fix hatás)
	modell					
W_LOG[PATSTOCK(–2)]						–0,101 (–0,27)
W_LOG[HTEMP(–2)]						1,996*** (3,38)
Korrigált R^2	0,89	0,89	0,87	0,89	0,89	0,96
LIK	–2033,73	–1994,29	–2204,87	–2001,65	–1971,96	–960,31
LM-késleltetett (INV)						53,27***
LM-késleltetett (INV2)						31,596***
LM-késleltetett (szomszédsági)						43,576***
LM-késleltetett (4 legközelebbi szomszéd)						30,83***
LM-hiba (INV)						44,458***
LM-hiba (INV2)						22,045***
LM-hiba (szomszédsági)						36,142***
LM-hiba (4 legközelebbi szomszéd)						23,711***
LR-teszt: térbeli fix hatás együttes szignifikancia						1783,07***
LR-teszt: időbeli fix hatás együttes szignifikancia						86,003***
Wald-késleltetett (INV)						41,628***
Wald-hiba(INV)						46,048***
Hausman véletlen hatás teszt						329,105***

Megjegyzés: a becsült *t*-értékek a zárójelekben találhatóak; a térbeli súlymátrixok sorstandardizáltak; INV és INV2 az inverz és inverznégyzetes távolságmátrixot jelöli; W_ jelöli a térben késleltetett (független és függő) változókat (a négy legközelebbi szomszéd súlymátrixszal számolva). *** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szignifikanciát jelöl.

más KKE-régiók. A 5. modell a regionális és időbeli hatásokat is figyelembe veszi. Az oszlop alján található térbeli statisztikák azt mutatják, hogy térbeli függőség felfedezhető mind a késleltetésben, mind a hibákban. Az LR-tesztek, valamint a Hausman-teszt véletlen térbeli és fix időbeli hatások becslését teszik indokolttá, míg térbeli késleltetéses és térbeli hibamodellekre kapott szignifikáns Wald-statisztikák a térbeli Durbin-modell használatát támasztják alá. Az *5. táblázat* 5. modellje mutatja a végső regressziós becslés eredményeit a KKE-régiókra, figyelembe véve a térbeli és időbeli hatásokat, valamint a térbeli függőséget.

Összehasonlítva a *4.* és *5. táblázat* végső modelljeit, fontos hasonlóságok tapasztalhatók. Az egyik jelentős eredmény az, hogy a kutatás-fejlesztéssel kapcsolatos interakciók területi határai mind a NYE-régiókban, mind a KKE-régiókban átlépik a regionális kereteket, amire a szignifikáns térben késleltetett K + F-változók utalnak. Fontos további hasonlóság az is, hogy a közeli régiókból származó K + F-eredetű tudásáramlás innovációs jelentősége Európa mindkét területén nagyobb, mint a régión belüli tudástranszfereké, amit a regionális K + F-változókénál szisztematikusan magasabb késleltetett K + F-változó paraméterértékei jeleznek mind a *4. táblázat* 6. modelljében, mind az *5. táblázat* 5. modelljében.

A hasonlóságok ellenére jelentős különbségek is tapasztalhatók az innováció területi mintáiban a KKE- és a NYE-régiók között. Az első különbség az innovációs kapcsolatok területi kiterjedésében áll. A KKE-modellben szereplő inverz távolságnégyzet-alapú térbeli függőség azt sugallja, hogy az EU keleti felén a lokális interakciók kiterjedése kisebb, mint Nyugat-Európában, ahol az interakciók a kevéssé meredeken csökkenő inverz távolság mátrixot követve határozódnak meg. A következő különbség abban áll, hogy az innováció a NYE-régiókban homogénebb területi mintát követ: a *W*_log (*PAT*) és a *W*_log (*HTEMP*) változók pozitív és szignifikáns paraméterei a térbeli közelség előnyeit mutatják az innovációban. Ezzel szemben a KKE-régiókban a késleltetett szabadalmi és csúcstechnológiai foglalkoztatás negatív paraméterei egy érdekes sakktáblaszerű elrendeződésre utalnak: a relatíve innovatívabb régiókat kevéssé jól szereplő régiók veszik körbe. A következő különbséget a NYE-régiókban rendre magasabb és szignifikánsabb regionális és késleltetett K + F-változó paraméterek jelzik, amelyek intenzívebb helyi K + F-tudásáramlásra utalnak a NYE-régiókban, mint a KKE-régiókban.

A hálózati K + F-tudás abszorpcióját tekintve is fontos különbségekre utalnak a regressziós eredmények. Amint már megállapítottuk, a helyi K + F-tudásáramlás területileg több régiót foglal magában Európa mindkét felén. Erre utal mind a regionális, mind a késleltetett K + F-változók szignifikáns jelenléte a regionális innovációban. A hálózati tudás innovációs szerepében viszont eltérés tapasztalható Európa nyugati és keleti része között. A NYE-régiókban egyik hálózati K + F-változó [(log (*REG_FUND*) × log (*ENQ*)], valamint a [*W*_log (*REG_FUND*) × log (*ENQ*)] sem szignifikáns, ami arra utal, hogy a NYE-régiókban a keretprogram-hálózatokból való tanulás nem tartozik az innováció esszenciális inputjai közé. A KKE-régiókban más mintát tapasztalunk. A *W*_log (*ENQ*) változó pozitív és szignifikáns paramétere világosan mutatja, hogy a hálózati tudás lokális áramlása fontos szerepet kap a KKE-régiók innovációs teljesítményében.

Összefoglalás

A tanulmány az EU-keretprogramok által közvetített tudás regionális szabadalmi tevékenységre gyakorolt hatását vizsgálta. A romeri tudástermelési függvény keretét felhasználva azt teszteltük, hogy egy régió keretprogram-hálózatának minősége befolyásolja-e a szabadalmi aktivitást az adott régióban. A vizsgálatot a 2000 és 2009 közötti időszakot felölelő regionális adatbázison végeztük el úgy, hogy a régiók rendelkezésre álló teljes mintáját két részre osztottuk: az 1. célkitűzés alá tartozó kelet-közép-európai régiókra (összesen 51 régió) és a minta maradék része (211 régió), amely tartalmazza az 1. célkitűzés alá nem tartozó KKE-régiókat, valamint a nem KKE-országok régióit (NYE-régiók). Az információtechnológiai szektort vizsgáltuk. A keretprogram-hálózatokon keresztül elérhető tudást a korábban kifejlesztett *ENQ* mutató segítségével mértük, illetve szisztematikus térbeli panelökonometriai módszerekkel kontrolláltunk a lokalizált tudásáramlás hatására.

A talált eredmények jelentős különbségeket mutatnak a KKE- és NYE-régiók között a helyi és az interregionális hálózatokon keresztül elérhető tudás szerepét tekintve. Amíg a KKE-régiókban a keretprogram-hálózatokon keresztül elérhető tudás pozitívan hat a keretprogram-támogatások (szabadalmi tevékenységgel mért) hatékonyságára, addig az EU más régióiban ez a hálózati hatás nem szignifikáns inputja a szabadalmi aktivitásnak. A lokális tudásáramlás tekintetében szintén fontos különbség figyelhető meg: amíg ez a típusú tudásforrás erős a nyugat-európai és a kiemelkedő KKE-régiók számára, az első célkitűzés alá tartozó KKE-régiókban ennek a hatása kevésbé tűnik jelentősnek.

Vizsgálataink alapján arra következtethetünk, hogy a lemaradó régiók interregionális tudáshálózatokban való részvétele sok szempontból pótolhatja az innováció helyben hiányzó erőforrásait. A tanulmány eredményei fontos üzenettel bírnak az innovációpolitika számára: azt mutatják, hogy a kutatási kiválóság és a nemzetközi tudományos hálózatosodás erősítése a lemaradó régiókban járható út lehet e régiók innovativitásának növelése felé.

Hivatkozások

Acs, Z.–Anselin, L.–Varga, A. [2002]: Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge. Research Policy, Vol. 31. No. 7. 1069–1085. o. http://dx.doi.org/10.1016/s0048-7333(01)00184-6.

Anselin, L.–Le Gallo, J.–Jayet, H. [2008]: Spatial panel econometrics. Megjelent: *Matyas L.–Sevestre P.* (szerk.): The econometrics of panel data, fundamentals and recent developments in theory and practice. Kluwer, Dordrecht, 627–662. o. http://dx.doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_19.

Anselin. L.[1988]: Spatial econometrics: methods and models. Kluwer Academic, Boston. http://dx.doi.org/10.1007/978-94-015-7799-1.

Autant-Bernard, C. [2012]: Spatial Econometrics of Innovation: Recent Contributions and Research Perspectives. Spatial Economic Analysis, Vol. 7. No. 4. 403–419. o. http://dx.doi.org/10.1080/17421772.2012.722665.

Burridge, P. [1981]: Testing for a common factor in a spatial autoregression model. Environment and Planning A, Vol. 13. No. 7. 795-400. o. http://dx.doi.org/10.1068/a130795.

Burt, R. S. [1992]: Structural Holes. Harvard University Press, Cambridge, MA.

Capello, R.–Perucca, G. [2013]: Globalization and growth patterns in Eastern European regions: from the transition period to the economic crisis. GRINCOCH Working Paper, WP1, Task3.

Coleman, J. S.[1986]: Social Theory, Social Research, and a Theory of Action. American Journal of Sociology, Vol. 91. No. 6. 1309–1335. o. http://dx.doi.org/10.1086/228423.

EC [2009]: European Innovation Scoreboard (EIS) 2009. Comparative analysis of innovation performance. European Commission. Pro Inno Europe Paper, No. 15.

Elhorst, J. P. [2003]: Specification and estimation of spatial panel data models. International Regional Science Review, Vol. 26. No. 3. 244–68. o. http://dx.doi.org/10.1177/0160017603253791.

Elhorst, J. P [2012]: Matlab Software for Spatial Panels. International Regional Science Review, Vol. 37. No. 3. 389–405. o. http://dx.doi.org/10.1177/0160017612452429.

Fingleton, V.–Le Gallo, J. [2010]: Endogeneity in a Spatial Context: Properties of Estimators. Megjelent: *Páez, A.–Le Gallo, J.–Buliung, R.–Dall'erba, S.* (szerk): Progress in Spatial Analysis. Methods and Applications. Springer, Berlin–Heidelberg, 58–73. o.

Furman, J. L.–Porter, M. E.–Stern, S. [2002]: The determinants of national innovative capacity. Research Policy, Vol. 31. No. 6. 899–933. o. http://dx.doi.org/10.1016/s0048-7333(01)00152-4.

Gorzelak G. [1998]: Regional development and planning in East Central Europe. Megjelent: *Keune, M.* (szerk.): Regional Development and Employment Policy. Lessons from central and eastern Europe. ILO–CEET, Genf–Budapest, 62–76. o.

Gorzelak, G. [1996]: The Regional Dimension of Transformation in Central Europe. Jessica Kingsley Publishers and Regional Studies Association, London.

Griliches, Z. [1990]: Patent statistics as economic indicators: a survey. Journal of Economic Literature, Vol. 28. No. 4. 1661–1707. o.

Grinberg, R.–Havlik, P.–Havrylyshyn, O. (szerk.) [2008]: Economic Restructuring and Integration in Eastern Europe. Experiences and Policy Implications. Nomos, Baden-Baden. http://dx.doi.org/10.5771/9783845210049-.

Havlik, P–Leitner, S.–Stehrer, R. [2012]: Growth resurgence, productivity catching-up and labour demand in Central and East European Countries. Megjelent: *Mas, M.–Stehrer, R.* (szerk.): Industrial Productivity in Europe. Growth and Crisis. Edward Elgar, Cheltenham–Northampton, http://dx.doi.org/10.4337/9780857932105.00016.

Hazir, C.–Autant-Bernard, C. [2013]: The Effect of Spatio-Temporal Knowledge Flows on Regional Innovation Performance: the case of ICT patenting in Europe. SEARCH Working Paper. WP4/25. http://www.ub.edu/searchproject/wp-content/uploads/2013/09/WP4.25.pdf.

Hoekman, J.–Scherngell, T.–Frenken, K.–van Oort, F [2012]: Acquisition of European research funds and its effect on international scientific collaboration. Journal of Economic Geography, Vol. 13. No. 1. 23–52. o. http://dx.doi.org/10.1093/jeg/lbs011.

Inzelt Annamária [2004]: The evolution of university–industry–government relationships during transition. Research Policy, Vol. 33. No. 6. 975–995. o. http://dx.doi.org/10.1016/j.respol.2004.03.002.

Inzelt Annamária–Szerb László [2006]: The innovation activity in a stagnating country in Hungary. Acta Oeconomica, Vol. 56. No. 3. 279–299. o. http://dx.doi.org/10.1556/aoecon.56.2006.3.2.

Johansson, B.–Quigley, J. [2004]: Agglomeration and networks in spatial economies. Papers in Regional Science, Vol. 83. No. 1. 165–176. o. http://dx.doi.org/10.1007/s10110-003-0181-z.

Jones, C. [1995]: R&D-based models of economic growth. Journal of Political Economy, Vol. 103. No. 4. 759–784. o. http://dx.doi.org/10.1086/262002.

Kallioras, D.–Petrakos, G. [2010]: Industrial growth, economic integration and structural change: evidence from the EU new member-states regions. The Annals of Regional Science, Vol. 45. No. 3. 667–680. o. http://dx.doi.org/10.1007/s00168-009-0296-5.

Lee, L.–Yu, J. [2010]: Some recent developments in spatial panel data models. Regional Science and Urban Economics, Vol. 40. No. 5. 255–271. o. http://dx.doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2009.09.002.

Lengyel Balázs–Leydesdorff, L. [2011]: Regional innovation systems in Hungary: the failing synergy at the national level. Regional Studies, Vol. 45. No. 5. 677–693. o. http://dx.doi.org/10.1080/00343401003614274.

Lengyel Balázs–Lukács Eszter–Solymári Gábor [2006]: A külföldi érdekeltségű vállalkozások és az egyetemek kapcsolata Győrött, Miskolcon és Szegeden. Tér és Társadalom, Vol. 20. No. 4. 127–140. o.

Lengyel Balázs–Sebestyén Tamás–Leydesdorff, L. [2013]: Challenges for regional innovation policies in CEE countries: Spatial concentration and foreign control of US patenting. Science and Public Policy (megjelenés alatt). http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2293845.

LeSage, J.–Pace, R. [2009]: Introduction to Spatial Econometrics. Chapman and Hall, London.

Maggioni, M. A.–Nosvelli, M.–Uberti, T. E. [2007]: Space vs. networks in the geography of innovation: a European analysis. Papers in Regional Science, Vol. 86. No. 3. 471–493. o. http://dx.doi.org/10.1111/j.1435-5957.2007.00130.x.

Mervelede, B. [2000]: Growth in Transition Economies, A review of the Literature. LICO Discussion Papers, 9300. LICOS – Centre for Institutions and Economics Performance, KU Leuven.

Petrakos, G. [2001]: Patterns of Regional Inequality in Transition Economies. European Planning Studies, Vol. 9. No. 3. 359–383. o. http://dx.doi.org/10.1080/09654310125190.

Radosevic, S. [1999]: Transformation of S&T Systems into Systems of Innovation in Central and Eastern Europe: The Emerging Patterns of Recombination. Path-Dependency and Change. Structural Change and Economic Dynamics, Vol. 10. No. 3–4. 277–320. o. http://dx.doi.org/10.1016/s0954-349x(99)00016-8.

Radosevic, S. [2002]: Regional Innovation Systems in Central and Eastern Europe: Determinants, Organizers and Alignments. Journal of Technology Transfer, Vol. 27. No. 1. 87–96. o. http://dx.doi.org/10.1023/a:1013152721632.

Radosevic, S. [2011]: Science-industry links in Central and Eastern Europe and the Commonwealth of Independent States: conventional policy wisdom facing reality. Science and Public Policy, Vol. 38. No. 5. 365–378. o. http://dx.doi.org/10.3152/030234211X12924093660435.

Radosevic, S.–Yoruk, E. [2014]: Are there global shifts in the world science base? Analysing the catching up and falling behind of world regions. Scientometrics, Vol. 101. No. 3. 1897–1924. o. http://dx.doi.org/10.1007/s11192-014-1344-1.

Romer, P. M. [1990]: Endogenous technological change. Journal of Political Economy, Vol. 98. No. 5. S71–S102. o. http://dx.doi.org/10.1086/261725.

Sebestyén Tamás–Varga Attila [2013*a*]: Research productivity and the quality of interregional knowledge networks. Annals of Regional Science, Vol. 51. No. 1. 155–189. o. http://dx.doi.org/10.1007/s00168-012-0545-x.

Sebestyén Tamás–Varga Attila [2013*b*]: 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, Vol. 51. No. 1. 155–189. o. http://dx.doi.org/10.1007/s00168-012-0545-x.

Sebestyén Tamás–Varga Attila [2015]: A hálózati szerkezet és a hálózati csúcsok jellemzőit integráló tudáshálózati mutató: az *ENQ* index. Területi Statisztika (megjelenés alatt).

Tondl, G.–Vuksic, G. [2003]: What makes regions in Eastern Europe catching up? The role of foreign investment, human resources and geography. ZEI Working Papers B 12-2003, ZEI – Center for European Integration Studies, University of Bonn.

Varblane, U.–Dyker, D.–Tamm, D.–von Tunzelmann, N. [2007]: Can the national innovation systems of the new EU member states be improved? Post-Communist Economies, Vol. 19. No. 4. 399–416. o. http://dx.doi.org/10.1080/14631370701680048.

Varga Attila–Pontikakis, D.–Chorafakis, G. [2014]: Metropolitan Edison and cosmopolitan Pasteur? Agglomeration and interregional research network effects on European R&D productivity. Journal of Economic Geography, Vol. 14. No. 2. 229–263. o. http://dx.doi.org/10.1093/jeg/lbs041.

Varga Attila–Schalk, H. [2004]: Knowledge spillovers, agglomeration and macroeconomic growth. An empirical approach. Regional Studies, Vol. 38. No. 8. 977–989. o. http://dx.doi.org/10.1080/0034340042000280974.

Von Tunzelmann, N.–Nassehi, S. [2004]: Technology policy, European Union enlargement, and economic, social and political sustainability. Science and Public Policy, Vol. 31. No. 6. 475–483. o. http://dx.doi.org/10.3152/147154304781779723.

Zucker, L. G.–Darby, M. R.–Furner, J.–Liu, R. C.–Ma, H. [2007]: Minerva unbound: Knowledge stocks, knowledge flows and new knowledge production. Research Policy, Vol. 36. No. 6. 850–863. o. http://dx.doi.org/10.1016/j.respol.2007.02.007.