

MAJOR KLÁRA–TÉTÉNYI TAMÁS

Munkahelyteremtés és foglalkoztatás

A gazdaságfejlesztési programok általában a foglalkoztatás növelésének útjaként a munkahelyteremtést jelölik meg, pedig az csak egy a gazdaságpolitika transzmissziós csatornái közül. A szerzők munkapiaci térökonometriai modelljük keretei között – az elmúlt húsz év tényadataira és egy makrogazdasági prognózisra támaszkodva – azt vizsgálják, hogy milyen kapcsolat áll fenn a gazdaság munkaerőigénye és a foglalkoztatás között, mekkorák a munkahelyteremtés foglalkoztatási hatásai és lehetőségei. Területi összefüggések szerint, kistérségi paneladatokon identifikált modelljük a munkahelyteremtés szignifikáns, de enyhe hatását jelzi. Nagyságrenddel fontosabb tényező a munkaerő foglalkoztathatósága és a makrogazdasági konjunktúra. Az elemzések azt mutatják, hogy a munkahelyteremtéssel létrehozott munkahelyeknek csak kis része (többnyire kevesebb mint egytizede) növeli tartósan a foglalkoztatást, és azok többsége sem feltétlenül helyben, hanem adott esetben a fejlesztéssel szomszédos, olyan kistérségekben növeli a foglalkoztatást, ahol nagyobb a munkaerő-felesleg. A munkaerőpiacok – a nagyvárosok és kiemelkedően Budapest térségének kivételével – a foglalkoztatható munkaerő szűkösségét mutatják, és ezt a támogatások felfutása tovább erősíti. Az országos munkahely-teremtési programok foglalkoztatási kilátásai az évtized közepén kevéssé biztatók, ebben az időszakban célszerűbb a fejlesztéspolitika foglalkoztatási céljának eléréséhez a többi csatorna használata.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: C23, R15, R23.

Magyarországon 2007 és 2015 között a foglalkoztatás bővítése és a tartós növekedés feltételeinek megteremtése érdekében strukturális fejlesztésekre, beruházásokra és támogatásokra 7500 milliárd forint fejlesztési és támogatási keret áll rendelkezésre, e fejlesztések foglalkoztatási hatásainak becslésére és értékelésére kaptunk megbízást.

* A részjelentés a Foglalkoztatás növelését támogató fejlesztések értékelése című kutatás keretében készült, a Nemzeti Fejlesztési Ügynökség megrendelésére. A kutatás vezetője *Tétényi Tamás*, a projektigazgató *Balás Gábor* volt. Az értékelésben a szerzőkön kívül szakértőként közreműködött *Bognár Fruzsina*, *Csibe András*, *Herczeg Bálint*, *Kabai Gergely* és *Németh Nándor*. A kartogramokat *Czaller László* készítette. A szerzők köszönetüket fejezik ki továbbá *Polyánszky-Tamási Zoltán*, *Sebestyén Tamás* és egy névtelen felkért opponens értékes észrevételeiért.

Major Klára közgazdász, PhD, a Hétfa tudományos munkatársa (e-mail: majorklara@hetfa.hu).
Tétényi Tamás közgazdász, a közgazdaság-tudomány kandidátusa (e-mail: tamas@tetenyi.hu).

A fejlesztések foglalkoztatási hatásaira vonatkozó gazdaságpolitikai elvárások gyakran túlzók, így például „az Új Széchenyi Terv középpontjában a foglalkoztatás bővítése áll. Ez elsősorban azt jelenti, hogy az államnak a vállalkozásokat kell olyan helyzetbe hoznia, hogy egyre több embernek tudjanak munkát adni.” (*Új Széchenyi Terv* [2010] 266. o.) A foglalkoztatási programok valós lehetőségeinek felmérése irreális várakozásoktól és az ezekben való csatlakozásoktól óvja meg a gazdaságirányítást.

Hasonlóan a munkanélküliség területi eloszlásával kapcsolatos korábbi hazai kutatásokhoz,¹ a munkakínálat és a foglalkoztatás vizsgálatát – tekintettel arra, hogy a munkanélküliség területi tagoltságának leírásában a kistérségi szintű elemzések bizonyultak a legsikeresebbnek (*Nemes-Nagy-Németh* [2003] 20. o.) – a munkaerőpiac kistérségi szintjén végeztük. Számolnunk kellett viszont szignifikáns területi túlcsoportulással: a területi foglalkoztatási és kereseti különbségek kistérségek közötti, rövid távon ingázás formájában megvalósuló szomszédsági hatással (*Nemes-Nagy-Németh* [2003] 16. o. és az M4. és M7. táblázat). Az értékelés részeként ezért egy olyan, a térségi munkaerőpiacok működését és együttmozgását leíró területi modellt dolgoztunk ki,² amely alkalmas a fejlesztések foglalkoztatási hatásainak leírására és előrejelzésére. Tanulmányunkban először a modellt és az identifikáció adatháttérét mutatjuk be, majd áttekintjük a becslés és tesztelés eredményeit és a marginális hatásokat. Ezt követően egy előrejelzést ismertetünk, és bemutatjuk az abból levonható következtetéseket.

A térségi munkaerőpiacok modellje

Elemzési feladatunk a kistérségi munkahelyteremtés helyi foglalkoztatásra gyakorolt hatásának a vizsgálata. A feladat megoldása során felírunk egy helyi munkaerő-piaci telítődési modellt, ami a helyi munkaerő-kínálat és -kereslet közötti alkalmazkodást modellezi, majd néhány további, módszertani és tartalmi pontosítást teszünk.

– A vizsgálat során térben és időben különböző megfigyelésekkel dolgozunk, így valójában egy területi paneladatbázissal van dolgunk. A modell specifikációja során így tesztelni kell, hogy a panelmegközelítések közül az állandóhatás- vagy a véletlenhatás-modellek alkalmasak-e a vizsgált jelenség leírására.

– Kistérségi adatok jelentik a vizsgálat tárgyát, amelyek a területi túlcsoportulást (tovagyűrűző hatásokat) is tükrözik, így ezt korrigálni kell a becslés során. A térékonometriai irodalomban alkalmazott különböző modellek különbözőképpen végzik el ezt a korrekciót. Mivel a különböző modell típusok közül *a priori* nem lehet választani, ezért a becslési folyamat során választjuk ki, hogy a területi autokorreláció korrekciója melyik megközelítéssel tekinthető megfelelőnek.

¹ Átfogó helyzetképet adott a témakörben folyó kutatásokról a Munkaerőpiaci tükör 2003-ban (*Cseres-Gergely* [2003]).

² (*Nemes-Nagy-Németh* [2003] 16. o.) a felismerten erős „szomszédsági hatást” a foglalkoztatásra vonatkozó egyenleteiben a multikollinearitás miatt nem tudta szerepeltetni, ezt a módszertani hiányosságot térékonometriai eszközök (*Varga* [2002]) alkalmazásával hidaltuk át.

– Végül természetesen az a kérdés is felmerülhet, hogy területi állandó hatások beépítése esetén a modellben egyáltalán szükség van-e még a területi túlcsoportulást kifejező területi autokorrelációs tagokra, vagy ezek beépítésével a helyi sajátosságokat megfelelően tudjuk kezelni.

Telítődési modell

A kistérségi munkaerőpiac működését telítődési modell segítségével vizsgáljuk, ami a működést a keresett és kínált mennyiségek közötti alkalmazkodásként írja le. A munkaerő keresletét az adott kistérségbe települt vállalkozások által létesített álláshelyek, a munkaerő kínálatát a kistérségben lakóhellyel rendelkezők adják. A nemzetközi összehasonlításban is igen alacsony földrajzi mobilitás (Cseres-Gergely [2003] 105. o.) mellett feltételezhetjük, hogy a kínálat lassabban alkalmazkodik: a kereslet növekedése egyre nehezebben találja meg a megfelelő helyi munkaerőt, így egyre inkább csak más munkahelyek rovására talál megfelelő végzettségű, képzettségű foglalkoztatható alkalmazottat. Az álláskínálat növekménye egyre kevésbé növeli a foglalkoztatást inaktívak vagy munkanélküliek alkalmazásával, ehelyett a már aktívak számára teremt többlet-munkalehetőséget, növelve munkaidejüket, foglalkoztatásuk gyakoriságát, újraosztva őket a vállalkozások között (Surányi [2002] 141. o.). A telítődés jellegéből fakadóan a két változó közötti kapcsolatot logisztikus függvény írja le:

$$y_{it}^* = \alpha_{it} \left(1 - \chi^* e^{\beta x_{it}}\right), \quad (1)$$

ahol x_{it} jelöli a helyi álláshelyek számát az i -edik területegységben és a t -edik időpontban, y_{it}^* a helyben lakók közül a foglalkoztatottak száma. Az egyenlet paraméterei közül β együttható méri a helyi álláskínálatnak a helyi foglalkoztatásra gyakorolt hatását, α_{it} pedig a térség méretét kifejező állandó, például a munkaképes korú lakosság száma. Az ismeretlen χ^* változó feltevés szerint konstans. Mindkét utóbbi paraméter a logisztikus függvény pozícióját határozza meg. Az egyenletben szereplő β paraméter értéke negatív, $\beta < 0$, mivel feltevésünk szerint a magyarázó változó, azaz az álláshelyek számának növekedésével a foglalkoztatottak száma is növekszik.

A telítődési modellben a függő és független változó közötti feltételezett logisztikus kapcsolat miatt a függő változó transzformáltját használjuk az elemzéshez. A logisztikus transzformáció hatására a két változó között lineáris kapcsolat jön létre. A $\chi = \ln(\chi^*)$ helyettesítéssel kapjuk, hogy

$$y_{it} := \ln \left(\frac{\alpha_{it} - y_{it}^*}{\alpha_{it}} \right) = \chi + \beta x_{it}, \quad (2)$$

ahol az új függő változó, y_{it} az adott térség foglalkoztatási rátájának logisztikus transzformáltja, ami telítődési modellünk elgondolása szerint lineárisan függ a helyben lévő álláshelyek számától. Empirikus vizsgálatunkban az y_{it} változót fogjuk becsülni, mivel ez az, ami lineáris kapcsolatban van a magyarázó változóval, ugyanakkor az y_{it} változóban mért hatást majd minden esetben vissza kell konvertálni az eredeti y_{it}^* változóra, azaz a helyi foglalkoztatottságra, ami így nemlineáris átalakítást igényel.

Területi Durbin-modell

A lakóhely és munkahely területi elhelyezkedései eltérő mintát követnek, hiszen a kistérségi munkaerőpiacok nem zártak, így az egyikben lakó munkavállaló egy másik kistérségben is vállalhat munkát. Modellünkben feltételezzük, hogy a kistérségben található álláshelyek (munkakereslet) számának növekedésével vagy a helyi foglalkoztatási szint nő (például azért mert van munkaerő-tartalék); vagy vonzóvá válnak a kistérségben lévő új álláshelyek a közel lakóknak, és ez ingázást generál; vagy más munkahelyeket vált ki. Telítődési modellünkben tehát a helyi munkaerőpiacoknak azt az együttes tulajdonságát vizsgáljuk, hogy a helyben létrejövő többletálláshely hatása hogyan oszlik meg lokális, illetve a közeli kistérségekben végbemenő többletfoglalkoztatásra, illetve osztja újra a foglalkoztatottakat. Emiatt és a telítődési hatás miatt az álláshelyek számának növekedése különböző kistérségekben különböző mértékben hat a helyi foglalkoztatásra.

A területi hatások modellbe történő beillesztéséhez az egyes változók úgynevezett területileg késleltetett (*spatially lagged*) értékeit használjuk fel. A területi késleltetés az időbeli késleltetéssel analóg, de attól némileg eltérő változó. Míg az időbeli késleltetés során időben egymáshoz közeli megfigyelések egymásra gyakorolt hatását mérjük, kontrolláljuk, addig ebben az esetben térben egymáshoz közeli egységek egymásra gyakorolt hatását mérjük, illetve kontrolláljuk. Ennek a mérésnek a módszertani eszköze az úgynevezett *szomszédsági mátrix*. Ha N területegység van, akkor a W szomszédsági mátrix egy olyan $N \times N$ -es mátrix, amelynek egyes celláiban akkor szerepelnek csak 0-tól különböző értékek, ha az adott területegységeket egymáshoz közelinek, azaz „szomszédosnak” gondoljuk. (Definíció szerint egy kistérség önmagával nem szomszédos.)

A szomszédsági mátrix ismeretében könnyedén meg tudjuk határozni a területi interakciós hatásokat. Egy x változó területi késleltetett hatásainak (*spatially lagged*) értékét megkapjuk akkor, ha megszorozzuk egy W szomszédsági mátrixszal: Wx . Ezzel egy olyan vektort kapunk, amelynek elemei az adott kistérséggel szomszédos (illetve ahhoz „közeli”) kistérségek átlagos értékeit mutatják. Ezt is figyelembe vesszük a regresszió során, és beépítjük a magyarázó változók közé. Ezzel nemcsak a helyben megjelenő álláskínálat, de a közeli kistérségekben megjelenő álláskínálat is a helyi foglalkoztatást meghatározó tényező lesz. Ennek segítségével tudjuk mérni az adott helyen megjelenő addicionális munkaerő-kereslet tovaggyűrűző hatásait.

A területi hatások modellbe történő beillesztése alapvetően háromféle úton lehetséges. Mindegyik esetben az egyes változók területileg késleltetett értékeit illesztjük be a modellbe. Akkor mondjuk azt, hogy az ökonometriai modell területi túlcsoportulási tagot tartalmaz, ha W szomszédsági mátrixszal szorzott változót tartalmaz. A területi túlcsoportulási tag háromféle lehet:

1. *endogén területi interakciós hatások* jelenlétéről beszélünk, ha a függő változó területileg késleltetett értékeit is beépítjük a modellbe;
2. *exogén területi interakciós hatások* jelenlétéről beszélünk, ha a független változó területileg késleltetett értékeit is beépítjük a modellbe;
3. a *hibatagok területileg késleltetett értékeit* tartalmazó modellek.

Amint azt *Elhorst* [2010a] bemutatja, mind a három fenti területi túlsordulási irány egyszerre egy modellbe nem illeszthető be, legalább az egyiket ki kell hagyni (ellenkező esetben a paraméterek értékét nem lehet egyértelműen meghatározni). A leggyakrabban alkalmazott megoldás az úgynevezett Durbin-modell-féle felírást jelenti, amelyben az endogén és az exogén területi interakciós hatások jelennek meg.

Ha a vizsgálat paneladatbázisokon történik, akkor a fenti modellspecifikációkat még kiegészíthetjük fixhatás-változókkal, amelyek akár a területi, akár az időben állandó hatások kiszűrésére képesek. A jelen alkalmazásban fixhatás-panelmodelleket alkalmazunk a hatásvizsgálat elvégzése, amelyeket – tekintettel a probléma területi jellegére – területi interakciós tagokkal bővítünk.

A területi Durbin-modell fix hatásokkal történő kiegészítésével jutunk el az alábbi (3) modellspecifikációhoz. Ebben fehérzaj-hibatag feltevése mellett endogén és exogén területi interakciós tagokat is feltételezünk, azaz a modell egyenlete formálisan K számú magyarázó változó esetén:

$$y_{it} = \chi + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{itk} + \sum_{k=1}^K \left(\theta_k \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{jtk} \right) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

ahol ρ méri a függő változó területileg késleltetett értékének együtthatóját (endogén túlsordulási hatás), míg θ_k a k -adik független változó területileg késleltetett értékeinek együtthatója (exogén túlsordulási hatás).

Az így specifikált panelmodell azonban nem illeszkedik nyilvánvalóan egy adott problémára, így a specifikációra vonatkozó kérdések merülnek fel. Szükség van-e területi interakciós változókra a fix hatás változó(i) mellett? Ha a válasz igen, akkor még mindig nem nyilvánvaló, hogy a területileg késleltetett változók közül mindegyikre szükség van-e. E kérdések megválaszolása modellspecifikációs tesztek alapján történik, ezt foglaljuk össze röviden a következőkben.

A modellspecifikáció lépései

A fix hatások beépítése során kontrollálunk azokra a (gyakran nem megfigyelt) területi jellemzőkre, amelyek a vizsgálati időszak alatt állandók, nem változnak. Ezzel a kistérségek közötti különbségek jelentős részét ki is szűrjük. Felmerül a kérdés, hogy egy ilyen kontrollálás után szükség van-e még területi interakciós tagok alkalmazására. Ha a szomszédos (közeli) kistérségek hasonlóak, akkor a fix hatások is hasonlóak lesznek, elvben tehát a fix hatások éppen úgy képesek kiszűrni a területi közelség hatását, mint a területi interakciós változók. Elképzelhető ugyanakkor, hogy a területegységek időben állandó jellemzői nem ragadnak meg minden olyan hatást, amelyet a közelség jelent, ez fordulhat elő például akkor, ha a nem megfigyelt, időben állandó tulajdonságaiban egyébként igen különböző kistérségek lesznek szomszédosak, és a területi túlsordulási hatások a függő vagy független változók hasonulását eredményezik. Ilyen esetekben a fix hatások nem ragadják meg a teljes hatást, amit a földrajzi közelség „okoz”, ezért ilyenkor a terü-

leti interakciós tagok még a fix hatás mellett is relevánsak. Mivel ez *a priori* nem nyilvánvaló, ezért ennek szükségességét formálisan is tesztelnünk kell.

A modellspecifikáció kiválasztása paneladatok esetében kétlépcsős tesztelést igényel (Elhorst [2010a], [2010b]). Első lépésben azt kell megvizsgálni, hogy a fix hatásokat tartalmazó panelmodellben szükség van-e még területi interakciós tagokra is. Ha a területi interakció a fix hatásokra történő kontrollálás után is jelen van, akkor második lépésként a megfelelő modellspecifikáció kiválasztása a feladat. Ennek során azt vizsgáljuk, hogy az általánosabb Durbin-modell illesztése indokolt-e a kevesebb területi késleltetést tartalmazó modellekkel szemben. Vizsgálatunkban ezt a kétlépcsős modellszelekciós eljárást alkalmaztuk a megfelelő modellspecifikáció kiválasztásához. Modellspecifikációs eljárásunk igen robusztus eredményei abba az irányba mutattak, hogy a jelen vizsgálatban a fix hatásokkal kiegészített Durbin-modell a legmegfelelőbb specifikáció, így a továbbiakban részletesen már csak ezt a modellt és a becslési eredményeket mutatjuk be. A modellspecifikációs tesztet és a modellbecsléseket egyaránt Elhorst [2010b] programjainak felhasználásával végeztük.

Változók és adatsorok

Területi modellek becsléséhez a szokásos függő és független változókön túlmenően a térszerkezetre vonatkozóan is szükség van adatokra. A következőkben ebben a bontásban mutatjuk be a vizsgálathoz rendelkezésünkre álló adatokat.

Foglalkoztatás és a magyarázó változók

A magyarázó és a függő változók az Országos Területfejlesztési és Területrendezési Információs Rendszer (TeIR) adatbázisából – a NAV által szolgáltatott személyi jövedelemadó- és társaságiadó-bevallásokból – származnak. Ebből az adatbázisból az 1992–2010 közötti településsoros adatokat kistérségi szintre aggregáltuk, és az így kapott, időszakonként és változónként 174 megfigyelést tartalmazó adatsorokkal dolgoztunk.³ A *foglalkoztatottak számát* az adott évben a személyi jövedelemadó bevallásában nem önálló jövedelmet feltüntető adóalanyok számával azonosítottuk. Legfontosabb magyarázó változónk az *álláshelyek száma*, amelyet a társaságiadó-bevallásban szereplő átlagos statisztikai állományi létszám változójával mértünk. A T-Star adatbázisból származik a munkaképes korú lakosság (18–59 évesek) száma.

Az adatok értelmezésekor fontos kitérni arra, hogy a függő és a legfontosabb magyarázó változónk mérési problémákat rejt magában. Míg a foglalkoztatást a személyi jövedelemadó bevallásában szereplő értékekkel mérjük, addig az álláshelyek

³ Sajnos a TeIR adatbázisról nem találtunk módszertani leírást, és kérésünkre a VÁTI sem tudott ilyennel szolgálni, ezért az egyes változók alkalmazása során feltételezzük, hogy azok tartalma nagyjából megfelel az elnevezés szokásos értelmezésének.

számát a társaságiadó-bevallásból, ami több ponton is *eltérő módon* méri a foglalkoztatást, és *eltérő a számbavételi kör* is.⁴

Egyrészt, az álláshelyek számánál csak a társaságiadó-bevallást készítő vállalkozások jönnek szóba, azok, amelyek kettős könyvvitel vezetésére kötelezettek, és ezért ilyen bevallást készíteniük kell. Ezért az egyik legfontosabb foglalkoztató, az állami szektor teljes mértékben hiányzik a magyarázó változó (azaz az álláskínálat) változójából, és javarészt hiányoznak az egyéni vállalkozók és mikrovállalkozásokban dolgozók is.

Másrészt, lényeges eltérés, hogy az álláshely változója átlagos statisztikai állományi létszámot ad meg, azaz egy félállásban foglalkoztatott személy 1/2-nek, két félállásban foglalkoztatott személy 1-nek minősül, miközben szja-bevallást mindketten adnak be, így az egyenlet bal oldalán ugyanez a tétel 2-nek fog megjelenni.

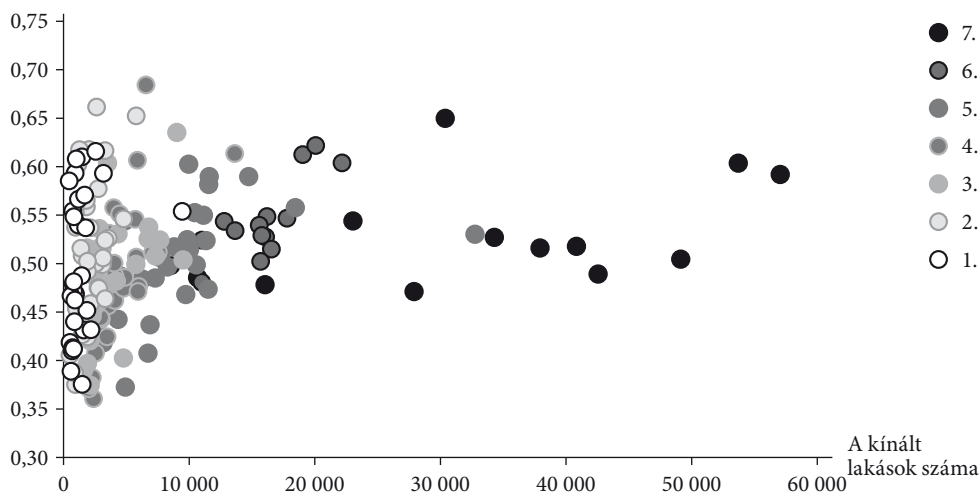
Mivel sem a részfoglalkoztatásra, sem az adatok által lefedett foglalkozási viszonyok eltéréseire vonatkozóan semmilyen kiegészítő információ nem áll rendelkezésünkre, ezért e mérési különbségeknek a becslt együtthatókban és a becslt hatásokban kell lecsapódniuk. Emiatt az állami foglalkoztatás vizsgálata elemzésünkön kívül kerül, az elemzés arra szűkül, hogy a magánszektor álláskínálata (amit az álláshelyek száma jellemez) hogyan változtatja a kistérségben élők foglalkoztatásának esélyeit: egy esetleges álláskínálati többlet csak a már munkaviszonyban állók foglalkoztatásának intenzitását növeli, avagy esélyt ad a munkanélküliek és inaktívok foglalkoztatására is.

A jelzett mérési problémák ellenére is az adatok nyers vizsgálata alapján feltételezhető a telítődési jelleg. Az 1. ábra mutatja a kistérségi foglalkoztatásban jelentkező telítődési jelleget. Az ábrán a 2000-es év esetében az álláskínálat (a kínált állások száma) és a foglalkoztatási ráta közötti kapcsolatot láthatjuk. Az ábra elkészítése során a különböző méretű kistérségeket különböző tónusú pontokkal jelöljük. Az egyes kategóriák határát az 1. táblázat szerint választjuk meg. (A 8. kategóriához tartozó pontot, Budapest kistérség értékét a jobb ábrázolhatóság kedvéért nem tüntetjük fel a grafikonon.) Az ábra alapján kivehető, hogy a kistérségek igen jelentős méretbeli különbségei egyben igen jelentős álláskínálatbeli különbséggel is együtt járnak. Általában a nagyobb számú munkaképes korú lakosságot tartalmazó kistérségben az álláshelyek száma is több, amit az jelez, hogy az ábra vízszintes tengelyén eléggé csomósodva találjuk az azonos színű pontokat. Ebből az következik, hogy a méret is fontos meghatározó tényezője a helyi álláskínálat nagyságának.

⁴ Emiatt az eltérő számbavétel miatt sem tudjuk elfogadni az egyik opponens azon véleményét, amely szerint „az álláshelyek száma és a foglalkoztatottak száma logikailag ugyanazt mérik”. Elvileg azonos számbavételi kör és adatfelvételi mód esetén az aggregált (országos összesen) értékek akár mérhetnék is ugyanazt a jelenséget, azonban a jelen vizsgálatban a munkaerő-kereslet és munkaerő-kínálat területi mintázatának eltéréseire vagyunk kíváncsiak, azaz kifejezetten nem az aggregált szinten mért értékek magyarázata a cél. Az eltérő számbavétel miatt azonban még aggregált szinten sem tekinthetjük tehát mérési hibának a két (területileg aggregált) adatsor idősorainak eltérését, azok dinamikája között jellegzetes eltérések vannak (bár például a személyijövedelemadó-bevallások térségileg bontott és nem azonosított adatsora közötti különbség valóban nem mutat értelmezhető tendenciát). Ugyanakkor a függő változó paneljének vizsgálatából kiderül, hogy az – adatsor információtartalmával arányos – variancia 98,5 százaléka a területi eltérésekből, 1,25 százaléka a térségi idősorokból adódik, és csupán egynegyed százaléka származik az aggregált időbeli változásokból.

1. ábra

A foglalkoztatási ráta és az álláshelyek száma közötti kapcsolat 2000-ben az egyes kistérségek esetében



Megjegyzés: a nagyobb munkaképes korú lakossággal jellemezhető kistérségeket sötétebb tónus jelöli.

1. táblázat

Kategóriahatárok és kistérségek

	A munkaképes korú lakosság száma	A kistérségek száma
1. kategória	0–11 000	30
2. kategória	11 001–17 000	33
3. kategória	17 001–23 000	26
4. kategória	23 001–30 000	30
5. kategória	30 001–46 000	27
6. kategória	46 001–70 000	15
7. kategória	70 001–183 000	12
8. kategória	183 001–	1

Az empirikus vizsgálat során mindenképpen ki kell szűrni a méretbeli eltérések hatását, azaz kontrollálni kell a méretre. Ha pusztán a nagyobb méret miatt lesz egyrészt több álláshely, másrészt több foglalkoztatott, akkor a foglalkoztatottak száma és az álláshelyek száma között kimutatott kapcsolat nem feltétlenül jelent közvetlen kapcsolatot. Ezt a problémát kétféleképpen „kezeljük”. Egyfelől a paneladatokra állandóhatás-modelleket illesztünk, amelyek lehetővé teszik, hogy az egyes kistérségek esetén egyedi konstans értékek felvegyék a helyi jellegzetességek – például a különböző méret – hatását is. Másfelől a függő változót „normáljuk” a munkaképes korú lakossággal, így rátákat számítunk, ami a (0, 1) intervallumban vesz fel értéket, tehát nem függnek a kistérség méretétől. A cikk terjedelmi korlátai miatt azt a modellvál-

tozotat mutatjuk be, amelyikben a függő változónak a foglalkoztatási ráta logisztikus transzformáltját, magyarázó változónak az álláshelyek számát választottuk.

A foglalkoztatást meghatározó fontos tényezők továbbá a munkaerő termelékenysége és a munkaerő bére, illetve leginkább ezek egymáshoz viszonyított aránya. A *munkaerő termelékenységét* az egy foglalkoztatottra jutó hozzáadott értékkel mérjük. A társaságiadó-bevallás kistérségi szintű adatsorában meghatározzuk kistérségenként az egy foglalkoztatottra (azaz az egységnyi átlagos statisztikai állományi létszámra) jutó bruttó hozzáadott értéket, majd kiszámítjuk, hogy ennek adott évi értéke hány százaléka az adott évben az országosan jellemző értéknek. Így valójában a munka termelékenységének területi eloszlását mutató számot kapunk, amely az országos átlag százalékában mutatja meg, hogy az adott kistérségben foglalkoztatott személyek átlagosan milyen mértékű vállalati hozzáadott érték termelésére képesek.

Hasonlóan járunk el a *reálbér* esetében is, a társaságiadó-bevallásban szereplő személyi ráfordítások értékét osztjuk el az átlagos statisztikai állományi létszámmal, így egy főre jutó nominális bérköltséghez jutunk. Az értékeket ezt követően még elosztjuk az országos átlagos egy főre jutó bérköltséggel is, ezzel a relatív bérszínvonal egy mutatószámát kapjuk meg, amelyik jellemzően 1 körül vesz fel értékeket, a magasabb bérszintű kistérségekben 1-nél nagyobbat, az országos átlagtól elmaradó bérszínvonalú kistérségekben ennél alacsonyabbat.

Területi késleltetés

A szomszédsági mátrix létrehozásának többféle módja is ismert, itt az általunk alkalmazott megoldást ismertetjük. A W szomszédsági mátrix jellemzően a földrajzi közelséget ragadja meg, ezért gyakran úgy áll elő, hogy a szomszédos terület egységek esetén a mátrix megfelelő celláinak értéke 1, egyébként 0. Innen ered a mátrix elnevezése is: szomszédsági mátrix. Másik megoldás esetén a szomszédsági mátrix értéke akkor vesz fel 1-et, ha két terület egység közötti távolság kisebb, mint egy megadott küszöbérték. Mi ez utóbbi eljárást alkalmaztuk.

Vizsgálatunkban a földrajzi térszerkezettről a kistérségi központok közötti közúti távolság adataival rendelkezünk,⁵ amelyek percben mutatják a távolságot akkor, ha az utat a megengedett maximális sebesség mellett tennék meg (azaz például nincsenek közlekedési dugók, amelyek lassíthatnánk az utazást, és gyorsajtás sincs). A percben adott távolságadatokból egy megfelelően megválasztott küszöbérték segítségével határozzuk meg a szomszédságot oly módon, hogy az i -edik és a j -edik kistérség szomszédos, ha a köztük lévő távolság kisebb, mint a küszöbérték. A szomszédsági mátrix generálásához alkalmazott küszöbérték meghatározása a modellspecifikáció egyik fontos kérdése. Ezt ugyan a becslést megelőzően meg kell határozni, lehetőségünk van ugyanakkor utólagos tesztelésre oly módon, hogy különböző küszöbértékek mellett becsült modell log-likelihood értékeit összehasonlítjuk. A log-likelihood

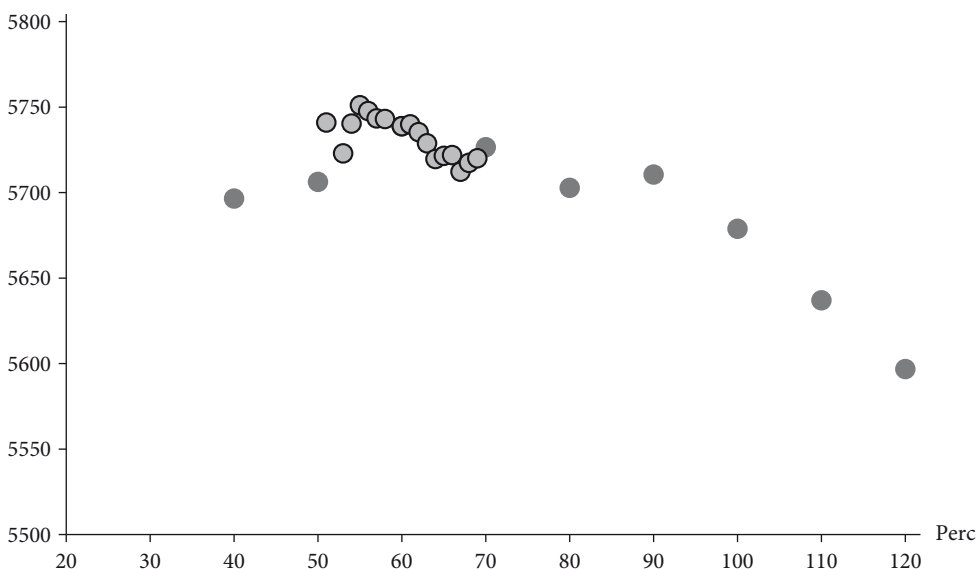
⁵ A 2010-es távolságmátrixot a Terra Stúdió területi kutató-, tervező tanácsadó iroda bocsátotta rendelkezésünkre.

értéke mutatja az illeszkedés jóságát, azaz annak a valószínűségét, hogy a modell paraméterei együttesen milyen valószínűvé teszik a becsült modellt.

A különböző kistérségek közötti távolság minimuma 8,3 perc, de 10 perces küszöbérték alkalmazásával mindössze két szomszédsági relációt találunk. A területi késleltetést tartalmazó modellek megbízható becsléséhez szükséges, hogy kellő számú szomszédsági reláció létezzen. Ezért a vizsgálat során minimum 20 perces távolságot vizsgáltunk. Ugyanakkor feltettük, hogy az ingázás során jellemzően 120 percnél nagyobb távolságra lévő kistérségek munkapiacai között nem lesz statisztikai értelemben számottevő kapcsolat.⁶ A 20 és 120 perc közötti intervallumot felosztottuk 10 perces időközökkel 11 távolsági küszöbértékre és mindegyik mellett megvizsgáltuk a modellünk illeszkedését. Mivel a legmagasabb likelihood értéket 60 percnél mutatta a modell, ezért a 60 perc környezetében 1 perces felosztásra is megismételtük a vizsgálatot. Ezzel az eljárással megállapítható, hogy a legszorosabb területi kapcsolatot 55 perces távolság érték alkalmazásánál kaptuk. A becsült modellünk log-likelihood becsült értékei és a szomszédsági mátrix generálásához alkalmazott küszöbérték közötti kapcsolatot mutatja a 2. ábra.

2. ábra

A Durbin-modell becslésének log-likelihood értéke (függőleges tengely) és a szomszédsági mátrix létrehozásához alkalmazott távolsági küszöbérték (vízszintes tengely, perc) közötti kapcsolat



A látszólag zűrzavarosan elhelyezkedő pöttyök az 50–70 perc közötti tartományban abból adódnak, hogy a log-likelihood értékek ebben a tartományban nem mutatnak

⁶ Bartus 2001. évi kérdőíves adatfelmérés alapján és tömegközlekedési kapcsolatokat is figyelembe véve csak kivételesen talált napi három órát (kétszer kilencven percet) meghaladó idejű ingázást vállaló újra elhelyezkedett munkanélkülieket (Bartus [2003] 98. o.), amit a közúti megközelíthetőség elemzésünkben figyelembe vett 120 perces maximuma bizonyosan felülbecsül.

monoton viselkedést a távolság változásával. Ennek a magyarázata az lehet, hogy ha csak egy-egy percet változtatunk a küszöbértéken, akkor csak néhány szomszédsági relációval lesz több, mint korábban, ezek területi elhelyezkedése pedig sok véletlen elemet tartalmaz. Egyrészt a rendelkezésre álló adataink a kistérségek középpontjainak a távolságait mérik, miközben a tér folytonos, egy adott álláshely esetén annak a szomszédos kistérség egy tetszőleges pontjától való távolsága a kistérség-középpontok távolságától akár teljesen különböző érték is lehet. Másrészt az ingázás (a munkanélküliség után újra elhelyezkedettek körében mért) majdnem fele tömegközlekedési eszközzel történik (Köllő [2002]), aminek időigényét az elérhetőségi mátrix alulbecsüli. Ezért a kistérségi központok távolsága nem pontosan méri a térszerkezetet, hanem *megközelítően*. Az hihető, hogy két kistérség, amelyek központja 120 perc távolságra van egymástól, sokkal távolabb van egymástól, és ezért munkaerőpiacainak kevesebb az egymásra hatása, mint két olyan kistérségé, amelyek közötti távolság 60 perc. Ugyanez az összefüggés 62 és 60 perc vonatkozásában már nem biztos, hogy igaz.

Ha 10 percenként léptetjük a küszöböt (azaz a 20, 30, 40, 50, 60 stb. perceket vizsgáljuk), akkor jobban látható, ahogyan a becsült modell illeszkedése egy ideig javul, majd 60 perc után elkezd romlani (és 90 perc környékén egy kicsit megint javul). Az 55 perc körüli távolságérték globális maximumnak tűnik, ezt érdemes tehát választani küszöbértéknek. Ennek megfelelően a további számítási eredményeket mind az 55 perces küszöbérték alkalmazásával előálló szomszédsági mátrix mellett kapjuk.

A területi hatásokat leíró szomszédsági mátrixot normalizáljuk. Az úgynevezett sornormalizálási eljárás során a szomszédsági mátrix minden egyes elemét elosztjuk a saját sorának összegével. Így a mátrix soraiban szereplő értékek összege 1. A Wx szorzat számítása során tehát minden egyes kistérséghez a vele „szomszédos” kistérségekre jellemző értékek *átlagát* rendeljük hozzá.⁷

A térségi modell becslése

A kistérségi telítődési modell becslésének eredményeit a 2. táblázat foglalja össze. A táblázatban a becsült együtthatók alatt zárójelben feltüntettük a becsült aszimptotikus t -statisztika értékét is. Ezek alapján a becsült együtthatók többségük-

⁷ A sornormalizált szomszédsági mátrix alkalmazása akkor indokolt, ha feltételezhetjük, hogy az i -edik kistérség foglalkoztatása szempontjából szomszédai hasonlóak, azaz hatásuk az i -edik kistérség foglalkoztatására azonos mértékű. Teljesen mindegy tehát, hogy egy kistérség melyik szomszédjában növeljük egységnyivel az álláshelyek számát, annak az i -edik kistérség foglalkoztatására gyakorolt hatása ugyanaz lesz. Ahogyan erre Elhorst [2010a] rámutat, az alkalmazott kutatásokban elterjedt oszlopnormalizált szomszédsági mátrix alkalmazása, ahol a szomszédsági mátrix egyes elemeit a hozzá tartozó oszlopban szereplő értékek összegével osztjuk el. Ez akkor indokolt, ha azt feltételezhetjük, hogy egy-egy kistérség azonosan hat minden szomszédjára. (Ebből az is következik, hogy egy kistérségnek az összes többire gyakorolt összes hatása éppen meg fog egyezni a kistérségre jellemző értékkel, tehát a kistérségre jellemző álláshelyek számát „szétosztjuk” a szomszédosak között.) A statisztikai-ökonometriai módszertan nem határozza meg *a priori*, hogy a szomszédsági mátrix melyik felírása lenne a megfelelő egy-egy probléma esetében, ezért megismételtük a számításokat oszlopnormalizált szomszédsági mátrixszal is, de az eredmények lényegesen nem módosultak.

ben erősen szignifikánsak. Likelihood-hányados teszt alkalmazásával azt mértük, hogy elutasítható-e a Durbin-modell az egyszerűbb, területi késleltetést csak az exogén vagy a látens változóban tartalmazó modellhez képest. A tesztstatisztikák egyik modellváltozatunk esetén sem utasítják el a Durbin-modellt, így számolnunk kell az exogén és az endogén területi hatások együttes jelenlétével.

2. táblázat

A Durbin-modell becslési eredményei az alapmodellben. Területi és állandó hatásokat tartalmazó területi panelmodell (sornormalizált szomszédsági mátrix, 55 perces küszöb)

	Alapmodell	Bővített-1	Bővített-2	Bővített-3
ρ (a függő változó területi késleltetése)	0,674868*** (36,0857)	0,682714*** (37,0660)	0,66995*** (35,4812)	0,67487*** (36,0887)
β_1 állások száma (ezer fő)	-0,000230 (-1,5044)	-0,000235 (-1,5376)	-0,000258* (-1,6790)	-0,000227 (-1,4855)
β_2 relatív termelékenység		-0,000052** (-2,0995)		
β_3 relatív bér			-0,017253** (-2,0175)	
β_4 relatív bér/relatív termelékenység				0,026132* (1,7375)
θ_1 : $W \times$ állások száma (ezer fő)	-0,002518*** (-6,2941)	-0,002477*** (-6,153151)	-0,002546*** (-6,3462)	-0,002537*** (-6,3406)
θ_2 : $W \times$ relatív termelékenység		0,000090 (1,102578)		
θ_3 : $W \times$ relatív bér			-0,02455 (-0,9783)	
θ_4 : $W \times$ relatív bér/relatív termelékenység				-0,038281 (-0,4764)
σ^2	0,0018	0,0018	0,0018	0,0018
R^2	0,9482	0,9484	0,9482	0,9482
Korrigált R^2 [#]	0,0908	0,0934	0,0935	0,0919
logL	5748,131	5750,97	5751,03	5749,86

Megjegyzés: zárójelben az aszimptotikus t -statisztika értéke szerepel.

[#] A jelen táblázatban szereplő korrigált R^2 statisztika a panelmodellek becslő algoritmusához igazodva az időbeli és területi időbeli átlagokat nem tartalmazó adatsorokon futtatott regressziós egyenlet R^2 értékét mutatja meg.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

A négy modellváltozat alapján kiemelhetjük, hogy a területi interakciós tagok mindegyik modellváltozatban szignifikánsak, és előjelük megfelel az előzetesen, az intuíció alapján várhatónak. A foglalkoztatási ráta területileg késleltetett értékének együtt-hatója, ρ általában 0,68 körüli értéket vesz fel. Ez a pozitív érték azt fejezi ki, hogy

azon kistérségek, amelyekhez közeli kistérségekben magas a foglalkoztatási ráta, jellemzően szintén magas foglalkoztatási rátával jellemezhetők.

Az *álláskínálat változójának* β_1 együtthatója nem szignifikáns minden modellváltozatban, értéke kicsi és – várakozásunknak megfelelően – negatív. Ez telítődési modellünk korlátozott lokális érvényességét mutatja: nem biztos, hogy azon kistérségekben, ahol magasabb a felkínált álláshelyek száma, a foglalkoztatási ráta is magasabb lesz. Alapmodellként azt a modellváltozatot választottuk, amiben a telítődési modell lokálisan is érvényesül.⁸

Az *álláskínálat területileg késleltetett változójának* θ_1 együtthatója viszont szignifikáns és negatív minden modellváltozatban. Ez a negatív együttható a foglalkoztatási ráta logisztikus transzformációja miatt azt jelenti, hogy a kapcsolat az álláskínálat területi késleltetett értéke és a foglalkoztatási ráta között pozitív: jellemzően azon kistérségek esetében, amelyekhez közeli kistérségekben magasabb a felkínált álláshelyek száma, a foglalkoztatási ráta is magasabb lesz.

Az alapmodell mellett további magyarázó változókat is be kívántunk vonni az elemzésbe. A munkaerő minőségét, képzettségét nem tudtuk mérni, azonban a munkaerő bére és annak képzettsége, termelékenysége összefügg egymással (lásd Köllő [2003] 77. o.). Ezért arra számítunk, hogy akár a munkaerő bére, akár annak termelékenysége képes lesz megragadni ezeket a hiányzó elemeket. Hipotézisünk szerint minél alacsonyabb a munkaerő termelékenysége egy kistérségben – az álláshelyek adott száma mellett –, annál kisebb lesz a foglalkoztatottság. Hasonlóan, ha a bér a képzettséget tükrözi, akkor minél alacsonyabb a munkaerő képzettsége, azaz bére egy kistérségben – az álláshelyek adott száma mellett –, annál kisebb lesz a foglalkoztatottság.

Ennek a hatásnak a létezését három modellspecifikációban vizsgáltuk: vagy a relatív bért, vagy a relatív termelékenységet, vagy e kettő arányát tettük bele a modellbe magyarázó változónak (mindkettőt nem lehetett, mivel olyan mértékben szorosan együtt mozognak, hogy nem lehet értelmezni a kapott eredményeket). A kapott becslési eredmények arra utalnak, hogy a foglalkoztatásnak, illetve jelen esetben a foglalkoztatás területi megoszlásának igen fontos meghatározó tényezője a munkaerő *képzettsége*, illetve *termelékenysége*. Mindkét változó külön-külön

⁸ A modellnek elkészítettük azt a változatát is, amelyben a foglalkoztatási rátát a helyi álláskínálati rátával és a területi túlcsoportulási hatásokkal magyarázzuk. Ez a modellvariáns természetesebb módon kezeli a kistérségek különböző méretéből fakadó különbségeket, ugyanakkor a nemlinearitás miatt az eredményeket sokkal nehezebb értelmezni. Összességében ez a modellvariáns nagyon hasonló eredményeket ad, mint az alapmodell, a számszerűsített hatások tekintetében nem mutat jelentős eltérést, de a munkaerő minőségét és az álláskínálatot jelző változók szignifikanciája egyaránt javult. Ez azt jelenti, hogy az álláskínálat nemcsak túlcsoportuló hatásként meghatározó tényezője a helyi munkaerőpiaci foglalkoztatásnak, hanem a helyi, közvetlen hatása is jelentős. A negatív előjel arra utal, hogy nagyobb helyi álláskínálati ráta nagyobb helyi foglalkoztatási rátával jár együtt. Hasonlóképpen a túlcsoportulási hatások iránya is a területi kiegyenlítődés irányába mutat: amelyik kistérségben nagyobb a foglalkoztatás, annak közelében nagyobb a foglalkoztatási ráta (pozitív ρ), illetve ahol nagyobb a helyi álláskínálati ráta, annak közelében is nagyobb a foglalkoztatási ráta (negatív θ). Emellett azt is láthatjuk, hogy az egyes kistérségek között megfigyelhető jelentős különbségek a bérezésben is fontos összetevői a foglalkoztatás területi eltéréseinek: az átlagosan magasabb béreket fizető térségekben általában nagyobb a foglalkoztatási ráta.

lön szignifikánsnak bizonyult, méghozzá a várt negatív előjellel (magasabb bér, illetve termelékenység ekkor magasabb foglalkoztatást jelez előre). Ugyanakkor azt lehet látni, hogy a területileg késleltetett változók esetében a kép nem ennyire egyértelmű. E két változó különbsége egyáltalán nem szignifikáns, és a területileg késleltetett értékek közül is csak a relatív bér együttthatója az. Ebből az következik, hogy a két változó között meglévő különbségek érintik a területi összefüggéseket is. Általánosságban inkább az a valószínű, hogy a relatív bérek, illetve a termelékenység területileg késleltetett értékei e modellben nem fontosak. További probléma, hogy ugyan a relatív bér területileg késleltetett változójának együttthatója szignifikáns, de előjele pozitív, amit nem könnyű értelmezni.

Lokális és globális hatások

A modell becslésének fontos célja, hogy a foglalkoztatás területi megoszlására hatást gyakorló tényezők hatását számszerűsítsük. Azt szeretnénk kiszámítani, hogy az x független változó, azaz az álláskínálat növekedése milyen mértékben hatott az egyes kistérségekben mért foglalkoztatási ráták változásaira. A hatások számszerű értékét jelentősen befolyásolja a területi túlcsoordulási hatások jelenléte. Ennek számszerűsítéséhez a következő csatornák nagyságát kell azonosítani. Tegyük fel, hogy az i -edik kistérségben az álláskínálat növekszik. Ennek hatására

- növekszik a foglalkoztatási ráta ugyanebben a kistérségben, hiszen vélhetően a megnövekedett munkaerő-kereslet a helyi kihasználatlan munkaerőforrás egy részét fogja lekötöni;

- az i -edik kistérségben megfigyelt foglalkoztatási ráta növekedése továbbá területi túlcsoordulási hatásokat is okoz, ami azért következik be, mert az i -edik kistérségben megjelenő új álláshelyeket részben a szomszédos kistérségekből ingázó munkavállalókkal fogják betölteni (úgynevezett endogén területi túlcsoordulási hatás); továbbá

- szintén területi túlcsoordulási hatásként növeli a szomszédos kistérségekben az álláskínálat nagyságát. Ezt a hatásmechanizmust a modell nem magyarázza, csak méri. A túlcsoordulásnak oka lehet a vállalati beszállítói hálózat bővülése vagy a munkahelyekről kiáramló többletjövedelem keresletnövelő hatása (ez az úgynevezett exogén területi túlcsoordulási hatás).

Ha azonban a szomszédos, mondjuk, j -edik kistérségben növekszik az álláskínálat, az ott helyben növeli a foglalkoztatási rátát, ami viszont nyilván visszahat majd az i -edik kistérségre. Körkörös folyamat indul el, amelynek teljes, visszacsatolásokat tartalmazó hatása a mérés tárgya.

Az exogén és endogén területi hatások jelenléte miatt a foglalkoztatási rátának az álláskínálat egységnyi változása hatására végbemenő bővülésének az értékét a becsült paraméterekből, a területi kapcsolatokat leíró szomszédosági mátrix segítségével lehet meghatározni. Az (egy magyarázó változós) Durbin-modell (3) egyenletéből kifejezve a függő változó értékét a független változóval, azt kapjuk, hogy

$$(I - \rho W)y = \beta x + \theta Wx + \varepsilon = (\beta I + \theta W)x + \varepsilon \quad (4)$$

$$y = (I - \rho W)^{-1}(\beta I + \theta W)x + (I - \rho W)^{-1}\varepsilon, \quad (5)$$

ahol I $N \times N$ -es identitásmátrix. Az álláskínálat egységnyi megváltozásának hatását tehát az (5) egyenlet jobb oldalán az x változó együtthatója mutatja. Ez egy $N \times N$ -es mátrix, amelynek diagonális elemei mutatják, hogy az i -edik kistérségben az álláskínálat megváltozása a foglalkoztatási ráta logisztikus transzformáltjának milyen mértékű változásával járt együtt a vizsgált időszakban ugyanebben az i -dik kistérségben. Ezt nevezi *LeSage–Pace* [2009] a magyarázó változó közvetlen hatásának. A főátlón kívüli elemek mutatják az átcsordulási hatásokat, például a mátrix i -edik sorának és j -edik oszlopának az eleme mutatja, hogy a j -edik kistérségben az álláskínálat egységnyi változása milyen mértékben növeli a foglalkoztatási ráta értékét az i -edik kistérségben. *LeSage–Pace* [2009] ajánlása szerint a közvetlen és közvetett hatások számítása során a fenti mátrix elemeiből kell kiindulni. A közvetlen hatáson az átlós elemek átlagát értik, a közvetett hatáson az átlón kívüli elemek sor- vagy oszlopösszegének átlagát. Mivel ezek az elnevezések az értékelésben már más célra foglaltak, a továbbiakban a lokális és globális hatások elnevezést használjuk. A globális hatások számításához az (5) egyenletből tehát deriválnunk kell túlcscordulási hatásokat is:

$$\frac{dy}{dx} = (I - \rho W)^{-1}(\beta I + \theta W) \equiv H, \quad (6)$$

ahol globális hatásokon a H mátrixot (illetve azok oszlopösszegeit), lokális hatásokon pedig a H mátrix diagonális vektorát értjük.

Két magyarázó változós modellünkben a magyarázó változóknak a függő változóra gyakorolt hatása:

$$\frac{dy}{dx_k} = H_k \equiv (I - \rho W)^{-1}(\beta_k I + \theta_k W), \quad (7)$$

ahol $k = 1, 2$ a magyarázó változó indexeit jelölik.

A logisztikus transzformáció, amit a becsléshez elvégeztünk, nemlineáris transzformáció, így a mért hatás is eltérő lesz attól függően, hogy mekkora a foglalkoztatási ráta változás előtti értéke. Továbbá negatív irányú kapcsolatot ír fel y és transzformáltja, y^* között. Ebből következően ugyanolyan mértékű változás y^* -ban eltérő mértékű változást fog jelenteni y -ben, attól függően, hogy mekkora volt y értéke a változás előtt. A foglalkoztatásra, vagyis y^* -ra kifejtett hatás számszerűsítéséhez még figyelembe kell venni, hogy y változása hogyan hat y^* változására. A két változó közötti (2) kapcsolatból kiindulva, annak y szerinti deriválásával és behelyettesítéssel kapjuk, hogy

$$\frac{dy_{it}^*}{dy_{it}} = -\alpha_{it} e^{y_{it}} = -\alpha_{it} e^{\ln\left(\frac{\alpha_{it} - y_{it}^*}{\alpha_{it}}\right)} = -(\alpha_{it} - y_{it}^*). \quad (8)$$

A (8) kifejezésből két fontos összefüggést vehetünk észre. Egyfelől itt nem kell kereszthatásokkal számolnunk, azaz ha vektorjelöléseket alkalmazunk, akkor a hatást egy diagonális mátrixszal tudjuk leírni. Másfelől a hatás nem állandó, azaz nem a modell becsült paramétereinek, hanem a kistérség mérete és a foglalkoztatottak száma közötti különbségnek a függvénye. Ebből fakadóan a hatás nagysága függ az időponttól is: ahogyan változik az időben a kistérségben foglalkoztatottak száma, illetve a munkaképes korú lakosság nagysága (valójában e kettő eltérése), úgy a logisztikus transzformált egységnyi változása eltérő hatást „fejt ki” a foglalkoztatottságra. Itt persze nem beszélhetünk hatásról, hanem csak arról van szó, hogy a logisztikus függvény nem lineáris, ezért a foglalkoztatás és annak logisztikus transzformáltja között nem lesz lineáris kapcsolat.

A (7) és a (8) egyenletről a magyarázó változónak a foglalkoztatásra gyakorolt *globális határhatása* tehát nem állandó, és a

$$\frac{dy^*}{dy} \frac{dy}{dx_k} = \langle y_i^* - \alpha_i \rangle H_k \quad (9)$$

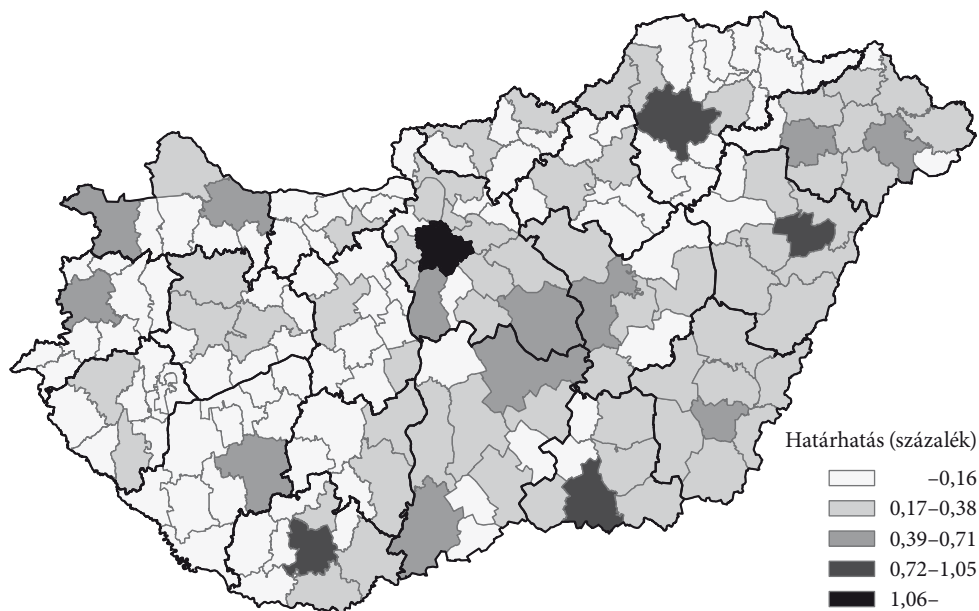
alakban lesz felírható. A mátrix diagonális elemeit nevezzük *lokális határhatásnak*. Mind a lokális, mind a globális határhatás függ a kistérségek tényleges foglalkoztatási rátáitól.

Az álláskínálat hatása a foglalkoztatási rátára meglehetősen alacsony, de pozitív: jellemzően azon kistérségek esetében, ahol magasabb a felkínált álláshelyek száma, ott a foglalkoztatási ráta is magasabb lesz. Attól függően azonban, hogy milyen kiinduló foglalkoztatási helyzetben lévő kistérségben valósul meg a munkahelyteremtés, a helyi foglalkoztatási ráta növekménye más és más. Ezt az összefüggést kartogramon ábrázolva, a 3. *ábra* mutatja meg, hogy az egyes kistérségekben mekkora esélye van a helyi foglalkoztatás növelésére irányuló munkahelyteremtésnek. A kartogramon eltérő tónusokkal ábrázoltuk a lokális határhatást, tehát azt, hogy a kistérségben létrehozott következő új munkahely milyen mértékben növelné meg a helyi foglalkoztatást. A hatások rendkívül kicsik, inkább ezrelékben mérhetők, a legnagyobb lokális marginális hatás (a legnagyobb munkaerő-piacú Budapesten) is alig haladja meg a 3 százalékot.

A területi interakciós tagok is szignifikánsak, és előjelük megfelel az előzetesen, az intuíció alapján várhatónak. Azon kistérségek, amelyekhez közeli kistérségekben magas a foglalkoztatási ráta vagy a felkínált álláshelyek száma, általában szintén magas foglalkoztatási rátával jellemezhetők. Ebből az összefüggésből következtethetünk arra, hogy mely kistérségekben lehet a foglalkoztatás növelésének esélyével munkahelyet teremteni (tehát ahol teremtett munkahelyek az adott és az ahhoz közeli kistérségekben bővíthetik foglalkoztatást). A 4. *ábra* mutatja a munkahely-teremtési csatorna lehetőségeit: azt, hogy egy további munkahely létesítése egy kistérségben mennyire növelné a foglalkoztatást helyben vagy a közeli kistérségekben. A magasabb és alacsonyabb globális foglalkoztatási határhatás perspektivikus és esélytelen övezeteket rajzol ki a munkahelyteremtés számára. A legnagyobb globális határhatás 20–22 százalék a Budapest környéki kistérségekben, de Nyugat- és Dél-Dunántúl kivételével majdnem mindenhol meghaladja az 5 százalékot.

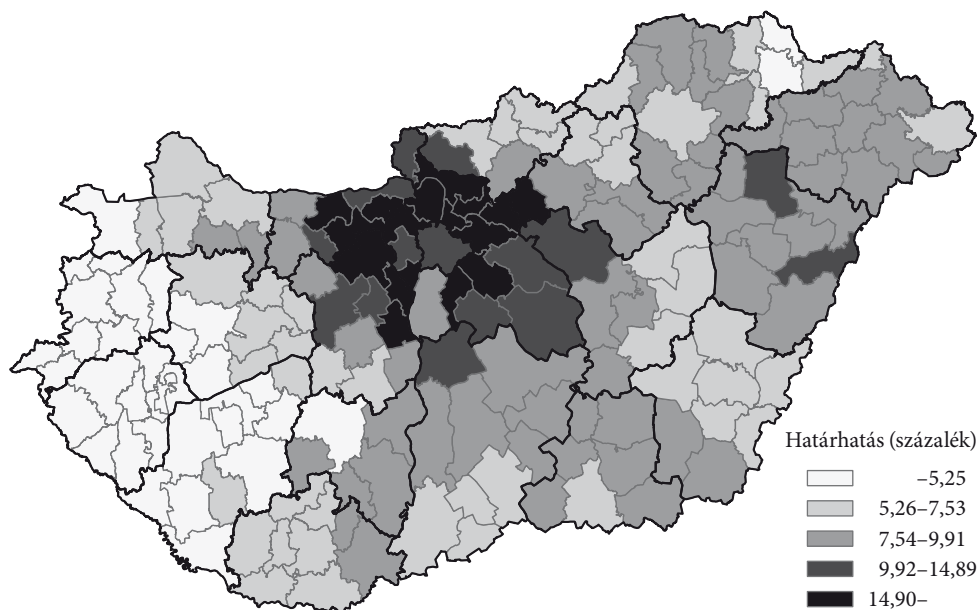
3. ábra

Munkahelyteremtés lokális foglalkoztatásnövelő határhatása 2007-ben, a jelenlegi tervperiódus kezdetén



4. ábra

Munkahelyteremtés globális foglalkoztatásnövelő határhatása 2007-ben, a jelenlegi tervperiódus kezdetén



Állandó hatások

A kistérségi modellben a helyi foglalkoztatás nagy részét a területi állandó hatások foglalják magukban, a (bár releváns és szignifikáns) magyarázó változók a foglalkoztatásnak csak kisebb részét ragadják meg. A területi állandó hatások az egyes területegységek sajátos jellemzőivel vannak összefüggésben, amelyek időben nem, vagy nem mérhetően változnak. Az egyik ilyen tényező a kistérségek kor szerinti összetétele. Bizonyos korcsoportokban alacsonyabb a foglalkoztatás, így ha az egyes kistérségekben nagyobb az adott korcsoport jelenléte, az eltérő foglalkoztatási szinthez vezethet még azonos álláskínálat mellett is. Ezért megvizsgáltuk, hogy a kistérségi átlagos korösszetételek részben vagy egészben magyarázzák-e az állandó hatásokat. A munkaképes korú népességet négy fő csoportba soroltuk: fiatalok (18–24 éves korig), középkorú férfiak (25–54 éves korig), középkorú nők (25–54 éves korig) és idősek (55–64 éves korig). Az egyes csoportok arányát a térségi teljes népességhez viszonyítottuk (így az arányszámok összege nem adta ki az egyet, például ahol a gyermekek száma nagyobb volt, ott a négy csoport együttesen kisebb értéket vett fel). További szempontként jelenítettük meg a megyeszékhelyet, illetve megyei jogú várost tartalmazó kistérségeket, mint központi jelentőségű városokat tartalmazó kistérségeket, valamint vizsgáltuk az állandó hatások összefüggését a kistérségi átlagos iskolázottsággal (átlagosan elvégzett osztályok száma).

Több modellvariációt vizsgáltunk. Az 1. és 2. modell a Durbin-modellnél egyszerűbb térökonometriai specifikációk, azt feltételezik, hogy a regresszió hibatagja területileg autokorrelált, amely hatást a γ becslült együttható méri meg.⁹ Általánosságban megállapíthatjuk, hogy a felírt modellek igen érzékenyen reagáltak a modellspecifikációra, az alkalmazott becslési eljárásra és a területi késleltetést tartalmazó tagok jelenlétére. Ennek vélhetően az az oka, hogy a választott magyarázó változók szorosan összefüggnek, például a kistérség központi jellege, korösszetétele és az ott lakók átlagos iskolázottsági szintje szorosan együtt mozog. Sok specifikáció nem mutatott összefüggést, mások hamis regresszió jelenlétére utaltak vélhetően a magas parciális korrelációs együtthatók miatt. Ezért a potenciálisan jelen lévő robusztus összefüggések felfedése érdekében minél egyszerűbb modellspecifikáció kialakítására törekedtünk.

A területi állandó hatások mintázata a vállalkozások telephelyválasztásának első (az inputokért történő versengést figyelembe nem vevő) közelítését mutatja, azt, hogy a tőkebefektetéstől hol várható munkaerő mobilizálása.¹⁰ Három következtetés is

⁹ A hibatag területileg késleltetett tagjait tartalmazó modelleket *SEM*-nek (*Spatial Error Model*) nevezik, bővebben lásd például *LeSage–Pace* [2009].

¹⁰ A munkaerőpiac kistérségi Durbin-modelljének függő változója a foglalkoztatási ráta logisztikus transzformáltja, vagyis ennek kisebb értéke magasabb foglalkoztatási rátát jelent helyi szinten. Az egyszerűbb kezelhetőség érdekében ezért állandó hatáson a

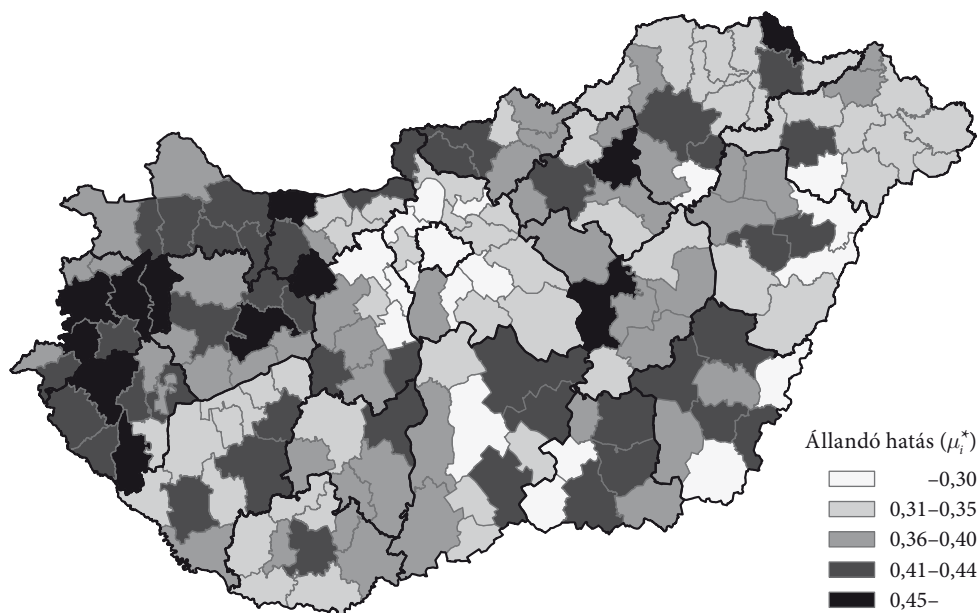
$$\mu_i^* = 1 - e^{\beta} e^{\mu_i} \quad (10)$$

származtatott paramétert értjük, és ezek szerepelnek az 5. ábra kartogramján is. Értékei azt mutatják, hogy egy új munkahely, eltekintve a munkaerő minőségével kapcsolatos (bérrel reprezentált) és

megfogalmazható az 5. ábra alapján. Egyrészt, feltűnő a főváros és környékének a tőkebefektetésre adott gyenge reakcióképessége, amit az aránylag magas bér vagy termelékenység kompenzál túl (hasonló összefüggést mutat ki *Köllő* [2003] 76. o.). Másrészt, kiugró a Nyugat- és Közép-Dunántúl, illetve a megyei jogú városok lakosságának jó mobilizálhatósága. Harmadrészt, a térkép nem tükrözi az ezredfordulón még igen hangsúlyos, de a válság nyomán halványuló északnyugat-délkeleti lejtőt, mutatva, hogy az inkább a gazdasági átalakulás és a telephelyválasztás területi hullámával, semmint tartós adottságokkal hozható összefüggésbe.

5. ábra

A becsült területi állandó hatások



Megjegyzés: a μ_i^* -t a (10) egyenletben definiáltuk.

Két összefüggés tűnik robusztusnak. Az egyik az, hogy bár a területi állandó hatások értékei maguk is térökonometriai modellből származnak, ezek területi elhelyezkedése nem véletlenszerű, így indokolt további *területi késleltetési tagok alkalmazása*. A másik összefüggés, hogy a *magasabb iskolázottság* és a *térség központi jellege* egyaránt *magasabb foglalkoztatást* jelent. A korösszetétel nem kellően robusztus változó, legegyszerűbb megközelítésben a középkorúak (férfi és nő összesen) arányát illesztettük a modellbe. A három leghihetőbb modellváltozat regressziós statisztikáit a 3. táblázat tartalmazza.

a telítődési hatástól *ceteris paribus* milyen mértékű foglalkoztatásnövekménnyel jár. Később, a 3. táblázatban azonban az eredeti μ_i állandó hatások becslései szerepelnek, interpretációjukhoz célszerű a (10) képletet használni.

3. táblázat

Állandó hatások azonosítása

Változó	1. modell	2. modell	Durbin-modell
	(4)–(5) egyenlet		(6) egyenlet
Konstans	0,520*** (4,211)	0,882*** (4,0142)	
A középkorúak aránya		-1,192** (-2,071)	
Iskolai végzettség	-0,098*** (-6,932)	-0,082*** (-5,166)	-0,038*** (-16,748)
Központ	-0,022 (-1,115)	-0,020 (-1,037)	-0,069*** (-3,920)
γ (a hibatag területi késleltetése)	0,974 (70,608)	0,975 (72,860)	
Az iskolai végzettség területi késleltetése			0,038*** (15,528)
A központ területi késleltetése			0,084 (1,225)
ρ (a függő változó területi késleltetése)			0,620*** (8,083)
n	174	174	174
R^2	0,716	0,723	0,566
$\log L$	252,565	254,566	262,085

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

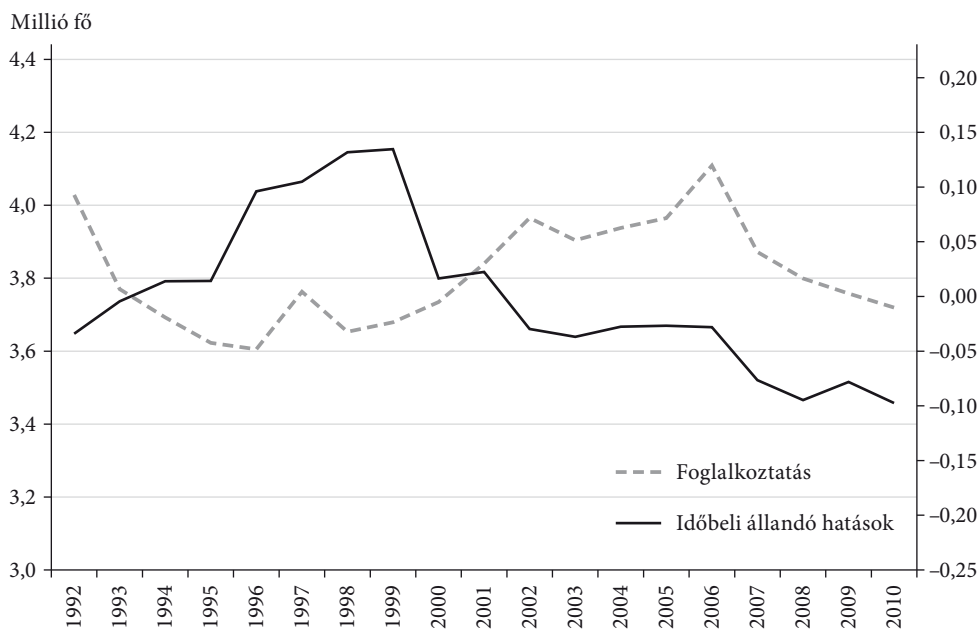
A foglalkoztatás előrejelzése és felbontása

A becsült modell és az exogén változók prognózisai alapján előrejelzést készítettünk a várható támogatások mellett, illetve nélkül az évtized végéig várható foglalkoztatási helyzetre. Az előrejelzés célja nem a foglalkoztatás prognosztizálása volt, hanem annak reális feltételek melletti elemzése,¹¹ hogy a támogatásoknak mekkora foglalkoztatási hatásai lehetnek. Modellünkben a foglalkoztatás időbeli hullámzásai a regresszió időbeli állandó hatásában csapódnak le. Ezt mutatja meg a 6. ábra, amely az Ameco-adatbázisból számított országos foglalkoztatás összesített értékét és az időbeli állandó hatásokat ábrázolja közösen az idő ellenében. A becslésből származó állandó hatások idősorát az 1995–2010 időszakra a foglalkoztatási adatok Ameco-idősorával, 1 időszaki késleltetéssel becsültük.

¹¹ Az alappálya előrejelzését Vincze [2011] prognózisából vettük át, a támogatott pálya előrejelzését az értékelés során úgy állítottuk össze, hogy az a rendelkezésre álló adatok mellett nagy valószínűséggel biztosítsa a rendelkezésre álló uniós források teljes felhasználását. Az előrejelzés hihetőségének vizsgálata nem képezte az értékelés tárgyát.

6. ábra

Az országos foglalkoztatás (bal skála, millió fő) és az időbeli állandó hatások (jobb skála) ellentétes mozgása

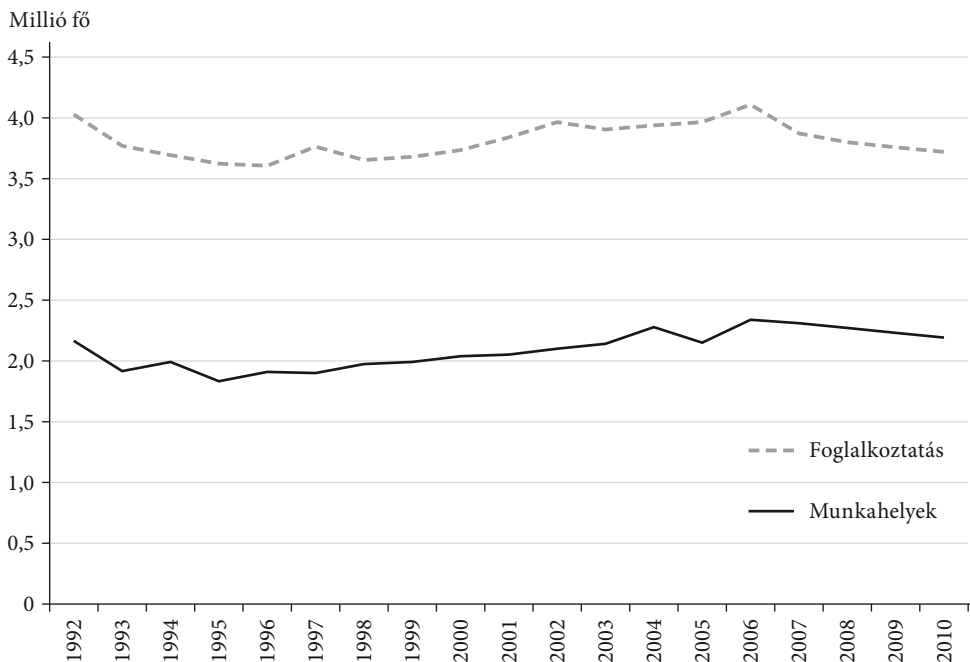


Konstans	Ameco	Késleltés1	R^2	Korrigált R^2
0,877145** (2,7215)	-0,00000023** (-2,7415)	0,771794*** (5,7860)	0,819461	0,791686

A foglalkoztatás makroadatsora és az álláshelyek (a mérlegkészítésre kötelezett vállalatok adóbevallásából összesített) idősora lazán mozog együtt; az időbeli állandó hatások funkciója éppen az aggregált értékek ingadozásának kiszűrése a területi folyamatokból. Ellentétesen mozognak, hiszen a kistérségi modell függő változója az szja-adatbázisból számított országos foglalkoztatás logisztikus transzformáltja, ezért amikor a foglalkoztatás növekszik, akkor a regresszió függő változójának értéke csökken. Előbbi tartalmazza, utóbbiból viszont hiányoznak – többek között – a köztisztviselők és közalkalmazottak és a kisebb cégeknél dolgozók. Megvizsgáltuk a két változó közötti ökonometriai kapcsolatot, és ezt használtuk fel az álláshelyek (támogatott és alappálya mentén történő) előrejelzésének elkészítéséhez. A tényidőszaki együttmozgást a 7. ábra mutatja.

7. ábra

A makromodellben szereplő foglalkoztatás és a munkahelyek száma



Konstans	Foglalkoztatás (Ameco)	Munkahelyek (TeIR)	R^2	Korrigált R^2
-1509840 (-1,8631)	0,622889 (2,5048)	0,598613 (3,7722)	0,775966	0,741499

A munkaképes korú lakosság előrejelzését az MTA KRTK Közgazdaság-tudományi Intézetben folyó TÁMOP 2.3.2 projekt keretében készült Varga [2012] tanulmányából vettük át. A tanulmányban a 2011–2020 közötti időszakra található regionális bontású prognózis a 20–64 éves korosztály lélekszámára. Ez eltérő populációt jelent a mi korábbi vizsgálatainkhoz képest, mivel a kistérségi modellben a 18–59 éves populáció lélekszáma szerepel, de az eltérés nem okoz jelentős törést az idősorban. A regionális létszámokat régió belül arányosítással osztottuk szét a kistérségek között. Az álláshelyek és a relatív bérek országos szinten előre jelzett adatait a foglalkoztatási, munkanélküliségi és aktivitási rátákat különböző megoszlásokban az ÁFSZ részére közlő MultiRáció Kft. által használt Lakossági igény módszer (Multiráció [2008] 9–10. o.) szerint osztottuk szét kistérségi szintre.

A korábbi összefoglalóban szereplő mátrixjelölésekkel:

$$y_f = \hat{\chi} + H_1 x_{1,f} + H_2 x_{2,f} + \hat{\mu} + (I - \rho W)^{-1} \hat{\lambda}_f, \quad (11)$$

ahol az f index jelöli a forgatókönyvet ($f = 0, 1$), azaz $f = 0$ a támogatás nélküli eset, $f = 1$ a támogatás melletti eset. Mivel az egyenlet konstans tagja és a területi állandó hatás független a támogatástól,

$$\Delta y_f = H_1 \Delta x_{1,f} + H_2 \Delta x_{2,f} + (I - \rho W)^{-1} \Delta \lambda_f, \quad (12)$$

ahol a differenciát a forgatókönyvek szerint kell érteni. A (12) egyenletből világosan látszik, hogy a foglalkoztatás logisztikus transzformáltjára gyakorolt hatás lineáris a hatástényezőkből, tehát azt a fentiek alapján egyértelműen fel tudjuk bontani. A foglalkoztatásban mért hatás azonban nem lineáris az inputokban, ezért a felbontás sem végezhető el egyértelműen: a foglalkoztatás változása

$$\Delta y_f^* = -\alpha (e^{y_1} - e^{y_0}) \quad (13)$$

nemlineáris függvénye a magyarázó változók változásának.

A teljes hatás felbontása érdekében az álláshelyek változásának a hatását a munkahely-teremtési csatornával, a relatív munkabérek változásának hatását a foglalkoztathatósági csatornával azonosítottuk, az időbeli állandó hatás ezek után az országos foglalkoztatás változásának, leginkább a keresleti csatornának a kistérségenként közös komponense. A szétbontást¹² a 8. ábrán látható időbeli lefutáson ábrázoltuk. A hatás szétbontása alapján megállapítható, hogy *a teljes hatás túlnyomó része, 93–98 százaléka a keresleti csatornán keresztül érvényesül, és a foglalkoztathatósági csatorna (egyidejű és rövid) hatása elhanyagolható mértékű.* A keresleti hatásnak ez a meghatározó súlya indokolja, hogy a források felhasználásának időbeli csúcsát jelentő 2013–2014-es évek miért olyan kiugrók a foglalkoztatási hatás tekintetében, és a hatások miért enyésznek szinte teljesen el a program lezárását követő évekre.

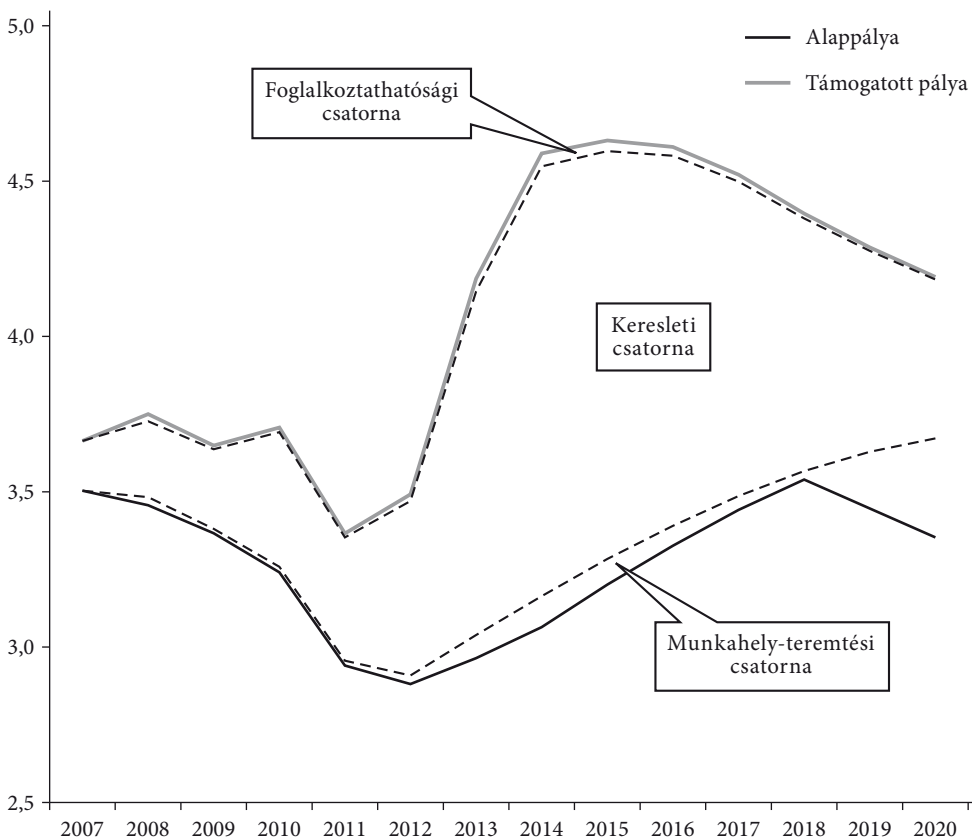
Láttuk, hogy a munkahelyteremtés lokális hatásai rendkívül kicsik, de azt is láthatjuk, hogy a foglalkoztatás növekedése tovább rontja a pótlólagos foglalkoztatási lehetőségeket. Az alappálya mentén is érzékelhető a lassú javulással együtt szűkülő munkahely-teremtési csatorna, de a fejlesztések átmenetileg felgyorsítják ezt a folyamatot, 2015-ben a legnagyobb városok kivételével nincs tere a pótlólagos helyi érdekű munkahelyteremtésnek, annak esélyei csak az évtized végére javulnak. 2020-ra a keresleti csatornán keresztül felgyorsított folyamat visszaesik, a foglalkoztatás visszasimul a támogatás nélkül is elérhető szintre, és így ismét tere nyílik a munkahelyteremtésen keresztüli foglalkoztatásbővítésnek. Ezt a folyamatot – a nagyobb lokális határhatás eltűnédezése 2015-re, majd részleges visszatérésük – jelzik a 9. ábra kartogramjai.

¹² A hatás nemlineáris, ezért a felbontás nem egyértelmű. Az alappálya mentén úgy bontottuk szét a hatásokat, hogy az alappályaéhoz elsőként a munkahely-teremtési, másodikként a foglalkoztathatósági, végül a keresleti hatásokat adtuk hozzá. A támogatott pálya mentén való szétbontáshoz a fordított utat követtük. A két eljárás eredménye között nem volt érdemi különbség.

8. ábra

A fejlesztéseknek a keresleti és a munkahely-teremtési csatorna által közvetített foglalkoztatási hatása 2020-ig

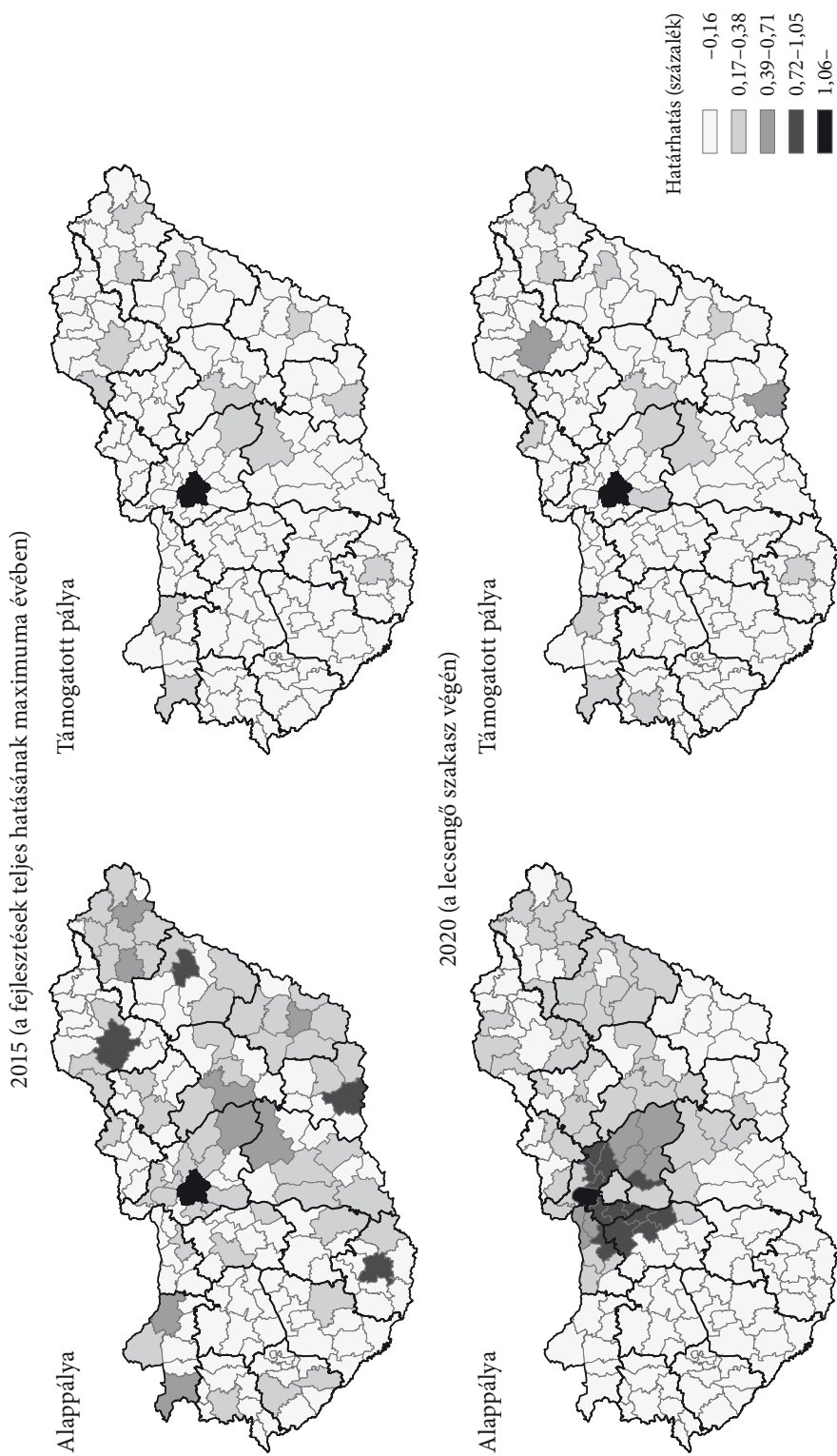
Millió fő



A globális teljes hatások hasonló, de magasabb arányai pedig a 10. ábrán azt mutatják, hogy az országos munkahely-teremtési programok foglalkoztatási hatásai az évtized közepén kevésbé biztatók, a közép-magyarországi régió kívül sehol nem éri el az 5 százalékos hatásfokot, célszerűbb ebben az időszakban a fejlesztéspolitika foglalkoztatási céljának eléréséhez a többi csatorna használata.

9. ábra

A munkahelyteremtés teljes lokális határhatai területi megoszlásának előrejelzése

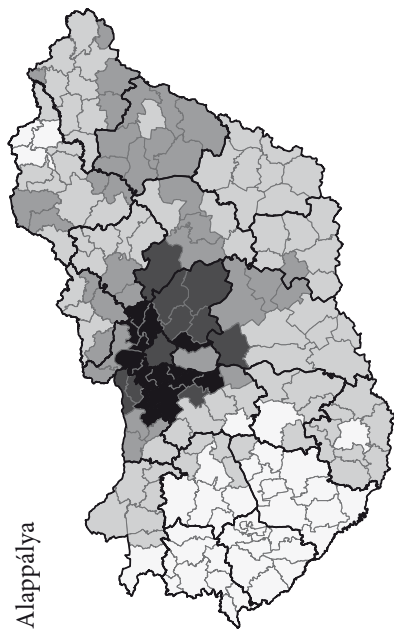


10. ábra

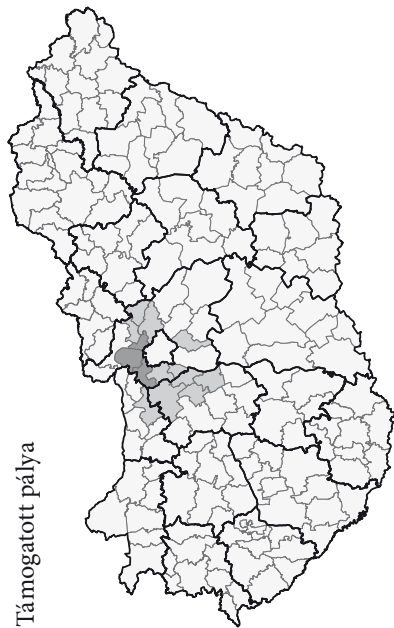
A munkahelyteremtés globális marginális hatásai térbeli megoszlásának előrejelzése

2015 (a fejlesztések teljes hatásának maximuma évében)

Alappálya

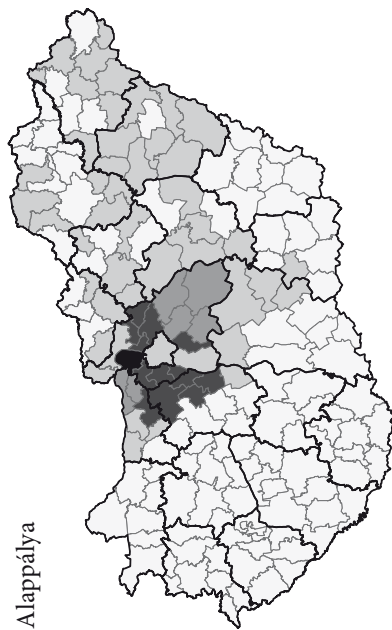


Támogatott pálya

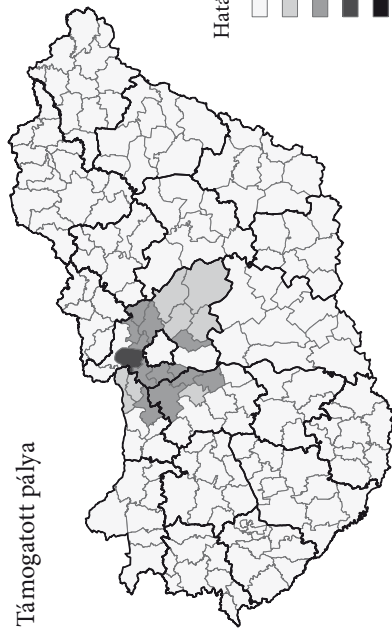


2020 (a lecsengő szakasz végén)

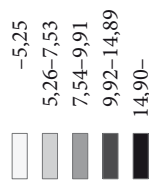
Alappálya



Támogatott pálya



Határhatás (százalék)



Hivatkozások

- BARTUS TAMÁS [2003]: Ingázás. Megjelent *Cseres-Gergely Zsombor* (szerk.) [2003] 88–101. o. <http://econ.core.hu/doc/mt/2003/hun/kozelkep.pdf>.
- CSERES-GERGELY ZSOMBOR (szerk.) [2003]: Munkaerőpiaci egyenlőtlenségek és földrajzi mobilitás Magyarországon. Közelkép. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Munkaerőpiaci tükrök. Budapest, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, 43–171. o.
- ELHORST, J. P. [2010a]: Spatial Panel Data Models. Megjelent: *Fischer, M. M.–Getis, A.* (szerk.): *Handbook of Applied Spatial Analysis*, Springer, Berlin–Heidelberg–New York, 377–407. o. <http://www.springerlink.com/content/u8086626076458v0/>.
- ELHORST J. P. [2010b]: Matlab Software for Spatial Panels. Presented at the IVth World Conference of the Spatial Econometrics Association (SEA), Chicago, június 9–12.
- KÖLLŐ JÁNOS [2002]: Az ingázási költségek szerepe a regionális munkanélküliségi különbségek fenntartásában. Becslési kísérlet. BWP, 2002/2. <http://www.econ.core.hu/doc/bwp/bwp/bwp0202.pdf>.
- KÖLLŐ JÁNOS [2003]: A regionális kereseti és bérköltség-különbségek. Megjelent *Cseres-Gergely Zsombor* (szerk.) [2003] 65–78. o. <http://econ.core.hu/doc/mt/2003/hun/kozelkep.pdf>.
- LESAGE, J.–PACE, R. K. [2009]: Introduction to spatial econometrics. Chapman and Hall–CRC, New York.
- MULTIRÁCIÓ [2008]: Kisterületi Munkaügyi Statisztikai Rendszer. Összefoglaló az előállítható adatokról és a módszertanról. MultiRáció Kft., <http://kisterseg.afsz.hu/include/static/hungarian/KMSRmodszertan2008.pdf>.
- NEMES-NAGY JÓZSEF–NÉMETH NÁNDOR [2003]: A „hely” és a „fej”. A regionális tagoltság tényezői az ezredforduló Magyarországon. BWP. 2003/7 <http://www.econ.core.hu/doc/bwp/bwp/bwp0307.pdf>.
- SURÁNYI ÉVA [2002]: Nemzetközi tapasztalatok. Közelkép. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Munkaerőpiaci tükrök 2002. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 138–142. o.
- ÚJ SZÉCHENYI TERV [2010]: 6. Foglalkoztatási program. Új Széchenyi Terv, 266–290. o. http://ujszechenyiterv.gov.hu/download/c/11/00000/006_Foglalkoztatás.pdf.
- VARGA ATTILA [2002]: Térökonometria. Statisztikai Szemle, 80. évf. 4. sz. 354–370. o.
- VARGA JÚLIA [2012]: A népesség várható iskolai végzettségének előrejelzése nemek, korcsoportok és régiók szerint, TÁMOP, 2.3.2-09/1 Műhelytanulmányok T/11. www.elorejelzes.mtakti.hu/_downloaddoc.php?docid=55&mode=articles.
- VINCZE JÁNOS [2011]: Ágazati kibocsátás. TÁMOP, 2.3.2-09/1. Műhelytanulmányok T/9. www.elorejelzes.mtakti.hu/_downloaddoc.php?docid=54&mode=articles.