

Magyarország városai közötti egészségegyenlőtlenségek

Health Inequalities Between Urban Areas in Hungary

Egri Zoltán

Szent István Egyetem
E-mail: egri.zoltan@gk.szie.hu

Tanulmányunkban az egészségegyenlőtlenségek vizsgálatának egy speciális megfigyelési terét, a városokat választottuk. Hazai és nemzetközi források rámutatnak a városoknak és a városias területeknek az egészség terén megfigyelhető előnyös helyzetére, viszont a városokon belüli egyenlőtlenségi elemzések egyaránt jelzik az erőteljes területi differenciáltságot is. Tanulmányunkban a hazai városhálózatot vizsgáljuk, az egészségi állapot általános, területi és térbeli különbségeit ismertetjük. Majd többváltozós térbeli regressziók alkalmazásával az aggregált egészségi állapot hatását teszteljük a városi gazdasági fejlettség összefüggésében. Városi egészségegyenlőtlenségi elemzéseink értelmezhető és megbízható összefüggéseket eredményeztek, kiegészítő információt nyújtva az egyéni és a magasabb aggregáltságú területi szintek hasonló témájú vizsgálataihoz.

Kulcsszavak:

városi egyenlőtlenségek,
korai halandóság,
térbeli ökonometria

For our study the special field of observation of health inequalities has been chosen, i.e. the cities. Domestic and international sources show the favourable situation of cities and urban territories in the area of health, however the territorial inequality analyses show strong regional differences in the cities as well. In our study the domestic urban network is examined, furthermore the general, territorial and spatial differences of health condition are presented. Finally, with the help of using multivariate spatial regressions, the effect of the aggregated health condition has been tested in relation to the urban economic development. As a conclusion, our urban health inequality analyses resulted in interpretable and reliable relations in context, supplying additional information to the examinations of the individual and higher aggregated territorial levels, which have similar themes.

Keywords:

urban inequalities,
premature mortality,
spatial econometrics

Beküldve: 2017. május 30.

Elfogadva: 2017. július 31.

Bevezetés

A városok teljesítménye nemcsak a nemzeti átlagokat meghaladó termelékenységben, foglalkoztatásban, képzettségben, innovációban, a térségi gazdaság befolyásolásában jelenik meg (ESDP 1999, EC-UN 2016), hanem az egészségi állapotban is. Az Urban Age jelentés (2011) szerint *az urbanizációs előnyök a jobb egészséget is jelentik*. Ennek hátterében egyrészt a gazdasági jólét koncentrációja, másrészt az egészségügyi és az egészséget támogató infrastruktúra (képzési lehetőségek, higiéniai körülmények stb.) méretgazdaságos jelenléte húzódik meg. Magyarországon több kutató rámutatott a városok, városias térségek előnyére az egészségi állapot összefüggésében, bármilyen közvetítő változó vagy kategória (például olyan településen élők aránya, ahol nincs jegyző, a kistérség legnagyobb településén élők aránya, népsűrűség, átlagos népességszám, népességnagyság-kategóriák, településtípusok) esetén is végeztek vizsgálatokat (Klinger 2006, Csíte–Németh 2007, Bálint 2010, Bódi et al. 2014, Pál 2017). Pál (2017) településnagyság-kategóriák alapján mutatja be a születéskor várható átlagos élettartam, a standardizált halálozási arányszám (SHA),

az elvesztett életévek, a szív- és érrendszeri okok, a daganatok százezer lakosra jutó halálozása mutatók alakulását, amelyek differenciált értékei egyértelműen jelzik a településméret hatását. A városok *belső egyenlőtlenségeinek elemzése* is gyakran előfordul a szakirodalomban. Vlahov és szerzőtársai (2007) kimutatták, hogy a városok ugyan a gazdasági fejlettség hordozói, de a fejlettség szintjétől teljesen függetlenül válik az egészségi állapottal meglévő pozitív korreláció, ha a nagyvárosi lepusztult negyedek (slum) arányát is bevonjuk a vizsgálatba. Burdett és szerzőtársai (2011) Hongkong Új Területeinek régióján mutatták be a csecsemőhalandóság 4–8-szoros többletét a városállam átlagához képest. Klinger (2006) Budapest kerületi szintű egészségügyenlőtlenségeinek standardizált halálozási arányszám segítségével történő vizsgálatából megállapította, hogy a fővároson belül nagyobbak a különbségek, mint a vidéki kistérségek között. (Például a férfiaknál 1996 és 2000 között a legmagasabb értékű VIII. kerület arányszáma kétszerese a II. kerületinek.) Borell és Arias tanulmányukban (1995) a barcelonai városrészek között mutattak ki szignifikáns élet-esély-különbséget, ezen kívül a szocioökonómiai indikátorokat is összehasonlították. A népességszám szerint (1 715 főtől 113 900 főig) nagy változékonyságot mutató városrészekre többféle egészségváltozót számoltak (születéskor várható átlagos élettartam, potenciális elvesztett életévek aránya, standardizált halálozási arány), amelyek megbízható és értékelhető korrelációban álltak a munkanélküliséggel, továbbá a vagyoni helyzet és a képzettség mutatóival. Többváltozós lineáris regressziós modellel a képzettséget és a korstruktúrát tartották olyan szignifikáns prediktornak, amely képes megmagyarázni a halálozási arány városon belüli szóródását. Hermsillo mexikói város közkedvelt terepe az egészségügyenlőtlenségek vizsgálatának, az elemzések területi egysége a népszámlálási körzet. Carvalho (2009) regresszióelemzéssel tesztelte a marginalitás (az alacsony szocioökonómiai státus) hatásait a korstandardizált mortalitásra, Lara-Valencia és szerzőtársai (2012) a csecsemőhalandóság és a környezeti sérülékenység komplex mutatójának térbeli összefüggéseit vizsgálták. Nolasco és szerzőtársai (2014) három spanyol város (Alicante, Castellón, Valencia) belső egészség- és szocioökonómiai differenciáltságát mutatták be Poisson-regresszió segítségével, az alacsony népességszámú népszámlálási körzetekre alapozva. Az egészségügyenlőtlenségek, vagyis az elkerülhető mortalitás kockázata a deprivációval és az egészségügyi szolgáltatásokkal mutatott összefüggést. Az egészségi állapotot, az egészségügyet figyelembe vevő *városi szintű összehasonlító vizsgálatok* is megtalálhatók, főként nagyvárosokra specializálódva. Burdett és szerzőtársai (2011) a világ – hozzávetőlegesen 1,2 milliárd embert magában foglaló – nagyvárosias régióinak jóllét-indexét mutatták be az emberi fejlettségi index (Human Development Index – HDI) analógiára. A felhasznált adatbázis nem teljesen koherens (nem érhető el minden egészségváltozó a területi egységek teljes körére), de megállapítható belőle, hogy az egészség terén a városrégiók közel 90%-a felülteljesít a nemzeti átlagokhoz képest. Az e téren lemaradó térségek a szubszaharai országok-

ban, főként Nigériában, Zambiában és Zimbabwében helyezkedtek el. A The Economist Intelligence Unit kiadványa (2013) „hot spot”-oknak nevezi a versenyképes nagyvárosi régiókat, amelyek teljesítményében az egészségügy minősége is meghatározó tényező napjainkban és várhatóan a jövőben is. A hazai kis- és középvárosok területitőke-teljesítményét állítja középpontba Tóth (2011). Az egészséget érintő mutatók egyrészt az infrastruktúra elérhetőségéhez (házi orvosok, házi gyermekorvosok, kórházi ágyak), másrészt az egészségi állapot társadalmi deprivációs helyzetéhez kötődik (közgyógyellátási igazolvánnyal rendelkezők aránya). A komplex módszertan (faktorelemzés) alapján nem egyértelmű az egészségváltozók szerepe a területi töke városi egyenlőtlenségeinek alakításában. Az viszont megállapítható, hogy a változóknak jelentős a befolyásuk a „befogadó” faktorokra (szolgáltatás, társadalom), azokkal erős-közepes kapcsolatban állnak. Így a városi különbségek meghatározó szereplői lehetnek az említett változók. Uzzoli és Egedy (2016) szerint az egészség egyenlőtlenségek „térbeli megjelenése és a városok versenyképessége között összefüggés van, hiszen egy gazdaság – legyen az akár nemzetgazdaság, akár egy város gazdasága – akkor versenyképes, ha az ott nagy arányban foglalkoztatott és magas jövedelemmel rendelkező munkaerő termelékeny, illetve számára a gazdaság jó életszínvonalat és életminőséget biztosít”. A szerzőpáros megjegyzi továbbá, hogy ha egy város az egészség egyenlőtlenségi versenyben alulteljesít, annak társadalmi és gazdasági következményei lehetnek.

A hazai és a nemzetközi eredmények rámutatnak a városi szintű egészség egyenlőtlenségi vizsgálatok sokszínűségére, illetve felhívják a figyelmet a téma fontosságára. Tanulmányunk alapvető célja a magyarországi városok főbb egészség egyenlőtlenségi összefüggéseinek ismertetése. Véleményünk szerint a vizsgálat középpontjában álló kutatási irányzat mellőzött hazánkban.

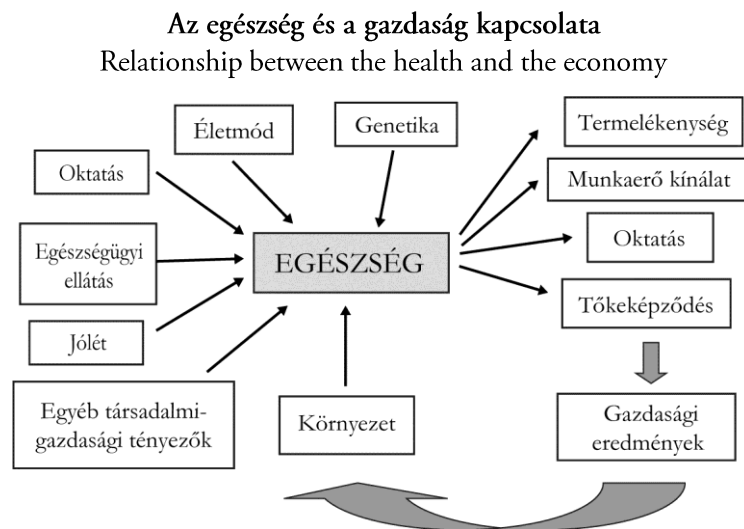
Kutatási célok

Az egészség és a gazdaság egyenlőtlenségeinek összefüggései kétirányúak, azokra kettős ok-okozati, egymást erősítő kapcsolat jellemző (WHO 2002, Egri–Kőszegi 2016) (1. ábra). Az egyén egészsége számos tényező függvénye: genetikai adottságok, életmód, élet- és munkakörülmények (egészségügy, képzettség, jólét, lakhatás, foglalkozás), továbbá egyéb társadalmi-gazdasági, kulturális és környezeti adottság. A felsorolt tényezők többsége közpolitikával befolyásolható (EC 2005, Wilkinson–Marmot 2003, WHO 2013a).

Egyéni, térségi és makroszinten az egészség is befolyásolja a gazdaság teljesítményét, ami alapvetően négy csatornán keresztül érvényesül. A kedvezőbb egészségi helyzet nagyobb termelékenységet és munkaerő-kínálatot jelent, a kognitív képességek és a képzettségi szintek fejlődését, a megtakarítások és a fizikai, szellemi beruházások magasabb szintjét vonja maga után. Emellett az egészségi állapot javulása a termékenység csökkenését és a korstruktúra előregedését, valamint hosszú távon

magában hordozza a megtakarítások és a beruházások növekedését (WHO 2001, OECD–WHO 2003, EC 2005, Barro 2013). Grossman (1972) termelési tényezőként definiálta az egészséget, amellyel a piaci és a nem piaci tevékenységekkel eltöltendő idő növelhető. Véleménye szerint a fizikai tőkéhez hasonló működés jellemzi az egészségi állapotot: amortizálódik, de pótlólagos befektetésekkel javítható a kondíció, az öregedési folyamat ellensúlyozható.

1. ábra



Forrás: Egészségügyi Stratégiai Kutatóintézet honlapja: eski.hu.

Tanulmányunk ezt az irányt viszi tovább, az egészségi állapot közvetlen hatásának hazai feltérképezésének céljából. A területi szint egy speciális változatát, a városi tereket kiválasztva az elemzést három lépésben végeztük el.

Elsőként a városi szintű egészségi állapot területi és térbeli egyenlőtlenségeit mutatjuk be. Ez a kutatási fázis lehetőséget ad arra, hogy a választott területi szintet és az egészségváltozók alkalmasságát teszteljük. A területi egyenlőtlenségi vizsgálatokkal azt mutatjuk be, hogy hazánk térségi határai mentén hogyan differenciálódik a városokban élők egészségi állapota. Emellett a kiválasztott egészségváltozók speciális szabályszerűségeit, a térbeli függőség sajátosságait elemezzük.

Második lépésben a városi gazdasági fejlettség és az egészségi állapot általános kapcsolatát (korrelációját) vizsgáljuk, bemutatva annak árnyaltabb összefüggéseit. A gazdasági fejlettség háromtényezős felbontásán alapuló várostipológia segítségével ismertetjük a korai mortalitás különbségeit. Hipotézisünk szerint az egészségi állapot a városi jövedelmi helyzet összetett teljesítményével mozog együtt.

Harmadik lépésben – Grossman (1972) alapján – az aggregált egészségi állapotot inputtényezőnek tekintve, annak közvetlen hatását vizsgáltuk a gazdasági fejlettség

városi egyenlőtlenségének alakításában. E tevékenység során aprólékos megközelítéssel éltünk, térökonometriai modellek segítségével végeztük el a feladatot. Feltételezésünk szerint az egészségi állapotot a városi gazdasági fejlettség fontos faktora, önálló hatást gyakorol annak területi alakulására.

Módszertani felvetések

Előzetesen két téma köré szerveztük tanulmányunk kutatómódszertant érintő megjegyzéseit, a későbbiekben egyes kutatási feladatoknál ennél részletesebb specifikációt is alkalmaztunk. Először a megfigyelés terét definiáltuk, majd pedig az egészségi állapot méréséhez kapcsolódó megfontolásokat foglaltuk össze.

Tanulmányunkban egy absztrakt tér vizsgálatát tűztük célul. Ez a modellter a magyar városhálózatot jelenti. A várossá nyilvánítás gyakorlatát számos kritika és vita övezi (Tóth 2009). A vonatkozó jogszabály (2011. évi CLXXXIX. törvény) értelmében a térségi szerepkör és a fejlettségi szint (sok esetben szubjektív elbírálás, <http://www.varossanyilvanitas.hu/hazai-gyakorlat.html>, é. n.) alapján meghatározott városokat elemeztük. Nem differenciáltunk népességszám alapján¹, illetve nem vizsgáltuk, hogy a városi rang és a városi szerepkör egybeesik-e (Beluszky–Győri 2006). Nemes Nagy–Németh (2003), Péntes (2014) és Szilágyi–Gerse (2015) vizsgálatai alapján a meglévő városhálózatot fogadtuk el elemzési keretként.

A társadalmi-gazdasági átalakítás által sújtott országok régióinak jelentős része még napjainkban is érintett a kelet-közép-európai egészségparadoxon által (Egri 2017). A paradoxon lényege, hogy a térségben rendkívül magas a korai halálozások aránya, a lakosság egészségi állapota kedvezőtlenebb a gazdasági mutatók által meghatározottnál (Kopp–Réthelyi 2004, Cornia 2016). A halálozás mennyiségi változása mögött egyértelmű minőségi különbségek is fellelhetők, a többlethalandóság főleg a keringési, a daganatos, az emésztőrendszeri és az úgynevezett külső okokkal összefüggésben (Caselli et al. 2002, Meslé 2004, Grigoriev et al. 2014, Egri 2017). Elemzésünk szempontjából nem elhanyagolható a korai jelző, hiszen az érintett korosztály a munkaképes korúakat jelenti, akik közvetlen hatással bírnak a gazdaság állapotára (Vanicsek et al. 2003, Grigoriev et al. 2014, Cornia 2016). A 65 évesnél fiatalabb aktívak kitüntetett fontosságú szereplői a hazai és az európai egészségstratégiáknak (EMMI 2014, WHO 2013b), főképp a nem fertőző krónikus betegségek kapcsán. Emiatt a 0–64 évesek standardizált halálozási arányszámát alkalmaztuk az aggregált

¹ A 321/2012. (XI. 16.) Korm. rendelet, illetve annak módosítása, a 61/2015. (III. 24.) Korm. rendelet rendelkezik a térségi szerepkör és a városi fejlettségi szint kritériumairól, ahol például a lakosságszámra vonatkozóan megjelenik a tízezer főt meghaladó érték, illetve annak növekedési dinamikája iránti igény. Ezt a megközelítést elvetettük, hiszen „ugyanaz a lélekszámú, gazdasági vagy társadalmi fejlettségű nagyközség egészen „mást jelent” a mezővárosias alföldi, az aprófalvas dunántúli vagy az agglomerálódó fővárosi környezetben: amíg adott értékek a központi szerepeket jelezhetik az egyik térségben, nem biztos, hogy kiemelik a másokban.” (<http://www.varossanyilvanitas.hu/hazai-gyakorlat.html>)

egészségi állapot kifejezésére. A mutató az Eurostat 2012. évi standard európai népességének kormegoszlásával súlyozott nyers halálozási arányszám.²

Fontos megemlíteni az alacsony lélekszám, az ebből fakadó stabilitási hiány (Bálint 2010) jelenségét. A kis népességszámú területegységek esetén a halandósági mutatók tévkövetkeztetésekhez is vezethetnek, jelen esetben ez a probléma részben relevánsnak tekinthető. A vizsgált városi térség népességének minimális értékét Pálháza (1103 fő), a maximumot pedig Budapest jelentette (1 704 649 fő). Ez igen szélsőséges eloszlást jelent, ami feltehetően befolyásolja a halandósági mutatók számítását is. A térbeli epidemiológia az instabilitás problémájára a Bayes-i hierarchikus modellen alapuló térbeli simítást javasolja (Juhász et al. 2010, Juhász 2010), amely többféle specifikációval is elvégezhető (Balku–Vitrai é. n.). A bizonytalanságok kezelése mellett a különféle területi mintázatok feltárására is alkalmas a módszer (Juhász 2010), de tanulmányunkban nem éltünk ezzel a lehetőséggel. Ennek oka egyrészt az, hogy a kis lélekszámú települések okozzák az instabilitást, és ezek nem szerepelnek az elemzésben. Másrészt, a városokat a térségi szerepkör miatt választottuk, ezért nem szándékoztunk különbségeket ilyen módon (a szomszédsági értékek bevonásával) eltüntetni, vagy éppen felnagyítani. Vincze és szerzőtársai (2000) magyar településeken alapuló vizsgálata alapján a következő megoldást követtük. *Egyrészt hosszabb vizsgálati időszakot választottunk: a halálozások alacsony számából, azok évenkénti ingadozásából adódó problémákat a többéves átlag alkalmazásával kerültük el. A középtértek 6 évre (2005–2010) vonatkozott. Másrészt a kisebb lélekszámú városokat kihagytuk az elemzésből.* Az idézett fenti tanulmányban 2 ezer főben állapították meg a szerzők azt a minimális populációt, amely mellett a statisztikai bizonytalanság elkerülhető. Ennek megfelelően az említett népességszámot el nem érő városokat – Pálháza, Óriszentpéter, Igal, Visegrád, Gyöngyös, Pacsa – kizártuk. Megjegyezzük, hogy a nemzetközi szakirodalomban több hasonló példa is található (Borell-Arias 1995, de Carvalho 2009) az alacsonyabb népességszámú városrészek, népszámlálási körzetek halandóságának „simítatlan” elemzésére, akár többváltozós módszerekbe való bevonására is. *Harmadrészt olyan betegség vagy betegségcsoport kiválasztása vált indokolttá, amelynek a halálozási gyakorisága magas.* Ezen kitételeknek való megfelelés érdekében egyrészt a teljes, valamint a nagyobb arányú kerületi halandóság (a vizsgált időszakban átlagosan 30,8%) mutatóit választottuk elem-

² A standardsúlyokat az Eurostat standard európai népességének öt éves korcsoportos népessége jelenti, míg a korcsoportos arányszámok a 2005–2010 évek átlagának adott öt éves korcsoportjában bekövetkezett halálozások és a korcsoport 2005–2010 évek átlagnépességének hányadosa. A fentiek felhasználásával a standardizált halálozások száma a standardsúlyok és a korcsoportos halálozási arányszámok szorzatának összege. Képlete:

$$SHA = \frac{\sum \text{Halálozások száma}_{t,i} * (\text{EU népesség}_i / \text{évközi népesség}_{t,i})}{0-64 \text{ éves EU népesség}} * 100\,000$$

ahol t a települést (a 2005. január 1-jei közigazgatási besorolás alapján), az i pedig a korcsoportot jelenti.

Jelen tanulmány a Központi Statisztikai Hivatal (www.ksh.hu) „korai halandósági adatok” egyedi kérésre összeállított táblázatos adatállományának felhasználásával készült.

zéseinkhez. Másrészt a módosítható területi egység problémája (Dusek 2004) is természetesen velejárója elemzésünknek. Tanulmányunkban csak a városokat vizsgáltuk, így a következtetések eltérhetnek az egyéni vagy a magasabb aggregátsági szinten értelmezett vizsgálatok eredményeitől.

A korai halálozás általános és területi egyenlőtlenségei

Az egészségi állapot városi szintű egyenlőtlenségi vizsgálatait elsődlegesen az egyváltozós elemzések (Sajtos–Mitev 2007), valamint a területi polarizáltság mérőszámai (Nemes Nagy 2005) segítségével végeztük el. A helyzetmutató számok közül az átlagot és a mediánt közöltük, a szóródási mutatószámok közül a terjedelmet és a szórás; az alakmutató számokat a csúcosság és a ferdeség képviselte, a normális eloszlás statisztikai próbáját a Kolmogorov–Smirnov-teszt biztosította. Úgy véljük, hogy a főbb alapvető egyváltozós statisztikák – összehasonlítva a teljes településkörrel – képesek jelezni az instabilitás esetleges fennállását. Emellett a relatív szórás és a range-arány értékeit közöltük (1. táblázat).

1. táblázat

Magyarország korai halálozásának városi szintű egyenlőtlenségei
Urban inequalities of premature mortality in Hungary

Megnevezés	Teljes korai SHA	Korai keringési SHA
Minimum	245,98	48,80
Maximum	806,62	294,29
Átlag	470,17	138,16
Medián	462,93	135,33
Terjedelem	560,64	245,48
Szórás	98,52	39,98
Ferdeség ^{a)}	0,581 (8,646)	0,605 (20,607)
Csúcosság	0,423 (191,921)	0,436 (745,036)
Kolmogorov-Smirnov-teszt szign.	0,250 (0,000)	0,217 (0,000)
Range-arány	3,28	6,03
Relatív szórás	20,95	28,93

^{a)} A városi ferdeség standard hibája 0,132, a csúcosságé pedig 0,264. Zárójelben a teljes településkörre vonatkozó információk találhatóak. Csak azon településeket vontuk be, ahol volt mortalitás a fenti halálokok szerint 2005–2010 között. (Az elemszám a teljes korai halálozás esetén 3140; a korai keringési SHA-nál 2965.)

Magyarországon a városi átlag a teljes korai halálozás esetén 470,17, a keringési betegségek okozta mortalitás vonatkozásában 138,16 százezer főre vetítve. A válasz-

tott területi egységek (városok) jobban teljesítenek a magyar (súlyozatlan) átlagnál, előbbi 18, utóbbi 21 százalékponttal vesz fel kedvezőbb értéket. A városi szintű medián kismértékben, de elmarad az átlagtól, tehát az eloszlások kissé jobbra elnyúlnak (bal oldali aszimmetriával írhatók le), erre utalnak a ferdeségi értékek is (0,581 és 0,605). Enyhe csúcsosság is megfigyelhető a két adatsor esetében. A két alakmutató szám nem haladja meg a +1 értéket, ugyanakkor a ferdeség értékének és standard hibájának hányadosa meghaladja a $\pm 1,96$ határértéket. (A csúcsosságnál ez nem figyelhető meg.) A normalitás kimutatására alkalmas Kolmogorov–Smirnov-teszt szignifikanciáértéke alapján mind a teljes, mind a keringési mortalitás eloszlása normálisnak tekinthető. A halandósági mutatókat standardizáltuk, majd azok gyakoriságát vizsgáltuk, kiugró értékeket keresve. A teljes korai SHA esetén két város (Dombrád, Belpátfalva), a korai keringési SHA esetében egy város (Komádi) haladta meg a +3-as standardizált értéket (negatív előjelű nincs), vagyis ők számítanak kiugró értékeknek³.

Összességében tehát a városi minta vonatkozásában a normális eloszlást elfogadtuk a vizsgált jelenségeknél. A teljes településkörnél a ferdeség igen erőteljes jobbra ferde eloszlást mutat, a csúcsosság is igen markáns pozitív értékkel bír. Az alakmutatók, illetve standard hibáik hányadosa hasonló szélsőségeségeket jeleztek. (A ferdeség esetében a teljes SHA 196,5, a keringési SHA 457,9; a csúcsosság az előbbinél 2180,9; utóbbinál 8278,2 értéket vett fel.) A Kolmogorov–Smirnov-teszt szignifikanciája ezek tükrében – nem meglepő módon – nem mutatott normális eloszlást. Mindkét adatsor 150 feletti extrém, kiugró értékekkel rendelkezett.⁴ Az említettek függvényében úgy értékeltük, hogy a városi mintánk alkalmas további, akár komplexebb vizsgálatok lefolytatására is.

A szélsőértékek összevetésére alkalmas range-arány szerint a teljes korai standardizált halálozási arány alapján 3,28-szoros különbség fedezhető fel a magyar városok esetében, a legnagyobb aránnyal Dombrád (a városi átlag 1,72-szeresével), míg a legkisebbel Zalakaros (a városi átlag felével) rendelkezett. A korai keringési elhalálozás esetében jóval nagyobb egyenlőtlenség tapasztalható, Komádi értéke 6-szor magasabb, mint Villányé. (Előbbi a városi átlag kétszerese, utóbbi az egyharmada.) A kiugró adatok kiszűrésével a teljes korai SHA range-aránya 3,10-re, a keringési mortalitása 5,22-re változott. A variációs koefficiens erős változékonyságot mutatott mindkét változó esetén, a keringési SHA esetében magasabbat. A két változó közötti

³ A z-értékek Dombrádnál 3,42; Belpátfalvánál 3,06; Komádinál 3,90.

⁴ A Veszprém megyei Megyer településen a legmagasabb mindkét halandósági mutató. (Átlagos népessége 57,8 fő a megfigyelés időszakában.) A teljes korai SHA 27,5, a korai keringési SHA pedig 38,4 szórásnyi távolságra van az átlagtól. (Az ezt követő településeknek „csak” 10 körüli a szórástávolsága.) Ezen érték eltávolításával mind a ferdeségi, mind a csúcsossági értékek lecsökkennek. (Teljes korai SHA ferdeség: 3,068; csúcsosság: 18,968; korai keringési SHA ferdeség: 4,028; csúcsosság: 36,465. A standard hibákkal való osztás eredménye meghaladta a $\pm 1,96$ -es értéket minden esetben.) A Kolmogorov–Smirnov-teszt továbbra is szignifikáns maradt, vagyis a normális eloszlás továbbra sem biztosított.

Pearson-féle korrelációs együttható értéke $+0,816$ ($p < 0,01$ mellett), vagyis ahol a keringési mortalitás átlag feletti, ott várhatóan a teljes korai halálozás is meghaladja az átlagot.

A területi különbségek elemzését az általános lineáris modell (General Linear Model – GLM) alkalmazásával végeztük el. Vizsgálataink során azt mutattuk be, hogy a hazai városaink egészségi állapota miként differenciálódik nagytérsegi és regionális szinten. A függő változók minden esetben a korai halandósági mutatók, a független változók a területegységek numerikus kódjai. A modell nyújtotta varianciaelemzéssel (Analysis of variance – ANOVA) nemcsak a regionális különbségek általános meglétét ismertettük („vannak-e, szignifikánsak-e az eltérések?”), hanem az eredményeket is ellenőriztük az úgynevezett post-hoc teszttel, választ adva a „mely átlagok között megbízható az eltérés?” kérdésre). A post-hoc tesztek közül azokból választottunk, amelyek nem igényelték az azonos csoportméret-kritériumokat, emellett a függő változó varianciaegyenlősége/egyenlőtlensége alapján differenciáltunk. Ahol megvalósult az egyenlőség, ott a konzervatív Scheffé-, ahol nem, ott a Games–Howell-próbát alkalmaztuk (Shingala–Rajyaguru 2015). Mivel a GLM a varianciaanalízis és a regresszioelemzés ötvözete (Sajtos–Mitev 2007), ezért utóbbi segítségével arra is rámutattunk, hogy milyen mértékben magyarázza a térbeli elkülönülés a városok egészségi állapotát.

Nemes Nagy József (2005) városi szintű fejlettségvizsgálatára alapozva elsőként a hagyományos kelet-nyugat megosztottságot elemeztük, külön kezelve a központi régiót⁵. A varianciahomogenitás statisztikai vizsgálata a Levene-teszttel történt. A teljes korai mortalitás esetében fennállt a szórások egyezősége (szign.: 0,478), míg a korai keringési halálozás esetén nem (szign.: 0,022). Az ANOVA alapján az ország-részek között megbízható az elkülönülés mindkét egészségváltozó esetén⁶. Annak mértéke ugyanakkor nem túl magas, a teljes korai SHA parciális eta-négyzete 16,1%, a korai keringési SHA esetében 16,7%. A kelet-magyarországi városok középpértékei (teljes SHA: 510,2; keringési SHA: 154,7) meghaladták a városi átlagértékeket, míg a dunántúli és a közép-magyarországi városok nem érték el azokat. A nyugat-magyarországi városok a teljes korai halandóság tekintetében teljesítettek a legjobban (HU2 SHA: 428,5; HU1 SHA: 433,8), a központi régió városai viszont a korai keringési halálozásban mutattak kedvezőbb átlagos pozíciót (HU1 SHA: 119,1; HU2 SHA: 122,9).⁷ A Scheffé-, illetve a Games–Howell-teszt alapján mindkét változó mentén csak a kelet-magyarországi városok különülnek el megbízható mértékben a

⁵ A NUTS struktúrából az első régiókat (a statisztikai nagyrégiókat) használtuk. Kelet-Magyarországon Alföldet és Északot (HU3), Nyugat-Magyarországon Dunántúlt (HU2) értjük. A központi régiót Közép-Magyarország (HU1) reprezentálja.

⁶ Korai halandóság F-próba = 33,5, szign.: 0,000; keringési halandóság F-próba = 34,9, szign.: 0,000.

⁷ Nem rendelkezünk egyéb városi szintű halálhálók statisztikákkal, a megyei és a járási adatok alapján feltételezzük, hogy a központi régió városaiban a magasabb daganatos halálozás emeli a teljes halálozás mértékét.

másik két nagyrégió városaitól, Dunántúl és Közép-Magyarország városai között szignifikáns eltérés nem tapasztalható.

A tervezési-statisztikai régiókat vizsgálva (a nagyobb térségszámnak köszönhetően) jóval nagyobb különbségekkel szembesültünk (2. táblázat). A varianciák egyenlősége továbbra is csak a teljes korai halandóság esetén állt fenn (Levene-teszt szign.: 0,072, a korai keringési mortalitás esetében 0,002). A szórásanalízis alapján megbízható a városi egészségi állapot NUTS 2 régiók szerinti megosztottsága⁸, ennek mértéke viszont kissé nagyobb, mint a nagyrégiók esetében, de egyik mutató parciális eta-négyzete sem érte el a 20%-ot. A rangsor mindkét változó esetén ugyanaz: a legkedvezőbb városi értékek Nyugat-Dunántúlt jellemzik, majd Dél-Dunántúl, Közép-Magyarország és Közép-Dunántúl következik, a rangsor végén Dél-Alfölddel, Észak-Alfölddel és Észak-Magyarországgal (2. táblázat).

2. táblázat

**A korai halálozás regionális (NUTS 2 szintű) különbségei
a városi átlagok alapján**

Regional differences (NUTS2 level) of premature mortality by the city averages

Régió	Teljes korai halálozás	Korai keringési halálozás
Közép-Magyarország	433,80 ⁽²⁾	119,05 ⁽³⁾
Közép-Dunántúl	455,34 ⁽¹⁾	137,05 ⁽¹⁾
Nyugat-Dunántúl	393,18 ⁽³⁾	110,93 ⁽⁴⁾
Dél-Dunántúl	427,99 ⁽²⁾	117,04 ⁽³⁾
Észak-Magyarország	542,84 ⁽⁴⁾	161,75 ⁽³⁾
Észak-Alföld	506,09 ⁽²⁾	154,05 ⁽³⁾
Dél-Alföld	488,35 ⁽¹⁾	149,51 ⁽³⁾

Megjegyzés: zárójelben az adott régióhoz tartozó szignifikáns átlagos különbségek száma.

Az Eurostat által – ugyanazon módszertan alapján – közölt regionális értékekhez képest a városok vonatkozásában másként alakult a sorrend a vizsgált időszakban. NUTS 2 szinten a központi régió és Nyugat-Dunántúl adja a legkedvezőbb értékeket, Dél-Dunántúl a teljes halandóság esetén az 5., a keringési betegségek tekintetében a 3. a vizsgált időszakban. A dél-dunántúli városias térségek kedvező pozícióját egy korábbi vizsgálat is megerősítette (Egri 2015). Összesítve Közép-Dunántúl kedvező elhelyezkedése ellenére is csak a 3–4. pozícióra elegendő, csakúgy, mint a városok esetében.

Az összes korai mortalitás vonatkozásában Észak-Magyarország városainak elkülönülése a legmegbízhatóbb, és a központi, a dunántúli régióktól való lemaradása tekinthető szignifikánsnak. Emellett Nyugat-Dunántúlon jelentős elkülönülést fi-

⁸ Korai halandóság F-próba=14,8, szign.: 0,000; korai keringési halandóság F-próba=14,4; szign.: 0,000.

gyeltünk meg, ezen városok és a keleti országrész városai között találtunk szignifikáns eltéréseket. Ezen kívül Észak-Alföld városai vesznek fel megbízhatóan magasabb értéket Közép-Magyarország és a Dél-Dunántúl városaihoz viszonyítva. A korai keringési standardizált arányok vonatkozásában a megbízható különbségek száma átlagosan magasabb. A keleti régiók mindegyike a központi, illetve a dél- és a nyugat-dunántúli városoktól különbözik szignifikánsan. Nyugat-Dunántúl városainak átlagos értéke ezen kívül a közép-dunántúli régióhoz képest nyújtanak kedvezőbb és megbízható eltérést.

Térbeli autokorrelációs vizsgálatok

A statisztikai nagyrégiók és a tervezési-statisztikai régiók határai mentén szerveződő vizsgálatok területi egyenlőtlenségi elemzése rámutat néhány fontos térségi összefüggésre és sajátosságra, összességében mégsem tekinthetők eléggé hatékonyak a vizsgálati cél szempontjából. (Erről tanúskodnak a parciális eta-négyzetek.) Ezért a térbeli adatok feltáró módszerét (explanatory spatial data analysis – ESDA) vettük igénybe a városi egészségi állapot spaciális eloszlásának vizsgálatára. A korai halandóság térbeli függőségének tesztelésére a globális autokorrelációs tesztet használtuk. A globális megközelítéssel a vizsgált városi kör egészségi állapotára vonatkozó átlagos mintázatot tártuk fel. Ezt a Moran-féle I segítségével mutatjuk be.

$$I = \frac{n}{2A} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \delta_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2},$$

ahol n a területegységek száma, y_i és y_j a vizsgált változó értéke az egyes területegységekben, a \bar{y} a vizsgált mutató számtani átlaga, A a szomszédsági kapcsolatok száma, a δ_{ij} együttható értéke pedig 1, ha i és j szomszédosak, egyébként pedig 0. Az n az elemszámot jelzi (Tóth 2014). Ha $I > -1/n-1$, akkor pozitív, ha $I < -1/n-1$, akkor negatív az autokorrelációs kapcsolat. Ha $I = -1/n-1$, nem áll fenn autokorrelációs kapcsolat az egyes területi egységek között. (Jelen esetben $-1/n-1 = -0,0029$.) Tanulmányunkban a szomszédsági kapcsolatok operacionalizálásához a legközelebbi szomszéd- és távolságalapú súlymátrixokat alkalmaztuk, a királynő-, a futó- és a bástyaszomszédság a térelemek elhelyezkedése és azok kapcsolódása miatt (nem minden esetben rendelkeznek közös határszakasszal a bevont települések) nem használható.

A helyi tendenciák, összefüggések és a térbeli mintázatok ismertetésére a térbeli autokorreláció lokális próbafüggvényét, az Anselin (1995) által létrehozott Local Moran I statisztikáját alkalmaztuk. A Local Moran statisztika alkalmas arra, hogy kimutassa azokat a területeket, melyek hasonlóak a szomszédaikhoz, illetve különböznek tőlük (Tóth 2014). A Local Moran I képlete az alábbi:

$$I_{i,t} = z_{i,t} \sum_j W_{ij} z_{j,t},$$

ahol $z_{i,t}$ és $z_{j,t}$, a megfigyelési egységek standardizált értékei t időpontban. Az egyváltozós Local Moran esetében $z_{i,t}$ és $z_{j,t}$ ugyanarra az adatbázisra vonatkozik. W_{ij} a területi súlymátrix (Anselin 1995). A próba által létrehozott Moran-szórásdiagram négy csoportba sorolja a településeket az adott síknegyedekbe történő elhelyezkedésük alapján: (1) Magas–magas (HH): magas értékkel rendelkező területegységek, amelyek esetén a szomszédság is magas értékkel rendelkezik. (2) Magas–alacsony (HL): magas értékkel rendelkező területegységek, melyek esetén a szomszédság alacsony értékkel rendelkezik. (3) Alacsony–alacsony (LL): alacsony értékkel rendelkező területegységek, ahol a szomszédság is alacsony értékkel rendelkezik. (4) Alacsony–magas (LH): alacsony értékkel rendelkező területegységek, melyek esetén a szomszédság magas értékkel rendelkezik (Tóth 2014). A lokális Moran szignifikanciafilterét 0,0001 és 0,05 között határoztuk meg, a permutációk számát pedig 999-ben.

A térbeli függőség tartósságának tesztelésére, illetve vizuális megjelenítésére a korrelogramot vettük igénybe (Bálint 2011). Ez gyakorlatilag a Global Moran I értékeinek ismertetése a szomszédsági távolság növelésének függvényében. Futtatásának célja, hogy kiválasszuk, melyik az a távolság, ahol a területi autokorreláció leginkább mérhető (Tóth 2014). Elemzésünkben a legkisebb távolság (beginning distance) az egyes városok centroidjaitól mért 30 kilométer, ez biztosítja, hogy minden egyes városnak legalább egy szomszédja legyen. A maximális távolság 160 kilométer, a legkisebb és a legnagyobb távolság között 5 kilométerenként számoltuk a térbeli függőség mértékét.

3. táblázat

A térbeli autokorrelációs vizsgálatok globális és lokális eredményei

Global and local results of the spatial autocorrelation examinations

Megnevezés	Korai halandóság		Korai keringési halandóság	
	legközelebbi szomszédok módszere (5)	távolság (centroidok, 30 km)	legközelebbi szomszédok módszere (5)	távolság (centroidok, 30 km)
Moran I	0,345	0,313	0,289	0,268
Permutációk száma	999	999	999	999
Pseudo-p érték	0,001	0,001	0,001	0,001
Z érték	10,69	12,13	8,98	10,02
Szignifikáns	HH: 29	HH: 47	HH: 30	HH: 45
Local Moran klaszterek száma	LL: 58	LL: 77	LL: 46	LL: 68
	LH: 10	LH: 17	LH: 8	LH: 18
	HL: 8	HL: 13	HL: 11	HL: 15
Szignifikanciaszintek	0,0001–0,05	0,0001–0,05	0,0001–0,05	0,0001–0,05

A mortalitási mutatók térbeli függőségére és mintázataira vonatkozó információkat Szendi (2016) alapján összegezve mutatjuk be a 3. táblázatban. Mind a határértéket meghaladó Moran I, mind a statisztikailag szignifikáns Z-értékek arról tanúskodnak, hogy hasonló értékek csoportosulnak a vizsgált térben. A klasztereződés a Moran I alapján jelentősebb a legközelebbi szomszédok módszerénél mindkét változó esetében, ugyanakkor a Z-értékek a távolságalapú súlymátrix vonatkozásában vesznek fel magasabb értéket. A korai mortalitás meghatározóbb pozitív autokorrelációval bír mindkét módszerrel mérve, mint a keringési betegségek okozta korai halálozás.

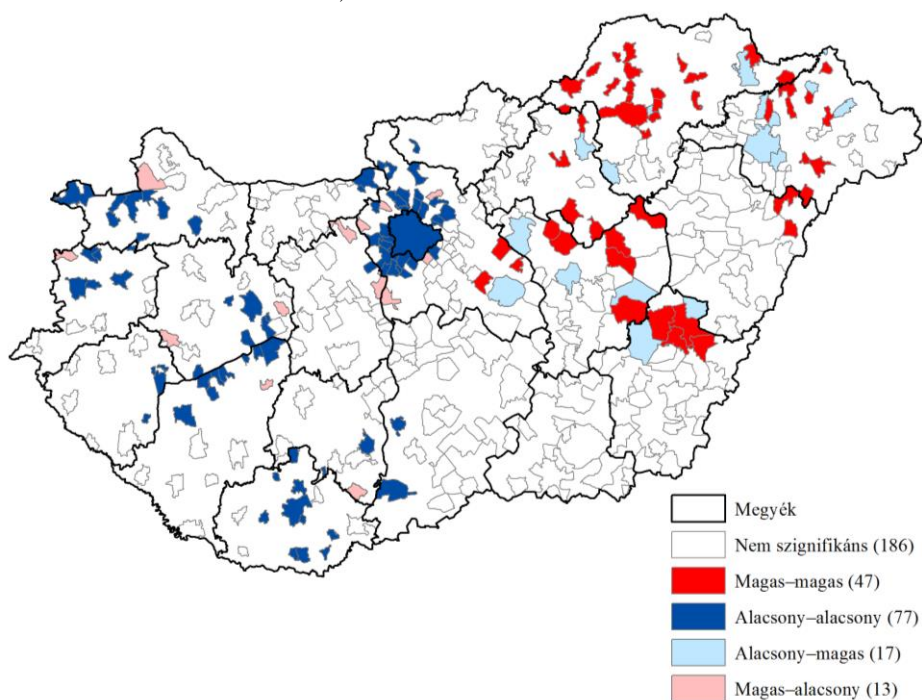
A lokális mintázatok, klaszterek számszerű elemzésénél azt tapasztaltuk, hogy hiába magasabb a Moran I a legközelebbi szomszédok módszerénél, az inszignifikáns klaszterek aránya is jelentékenyebb (átlagosan 70, a másik módszernél 55% a besorolt városok aránya). A klaszterek térképi ellenőrzése arra mutatott rá, hogy a távolságalapú szomszédság vonatkozásában rendezettebb, összefüggőbb a lokális térstruktúra. Ezt a változatot mutatjuk be a 2. ábrán.

2. ábra

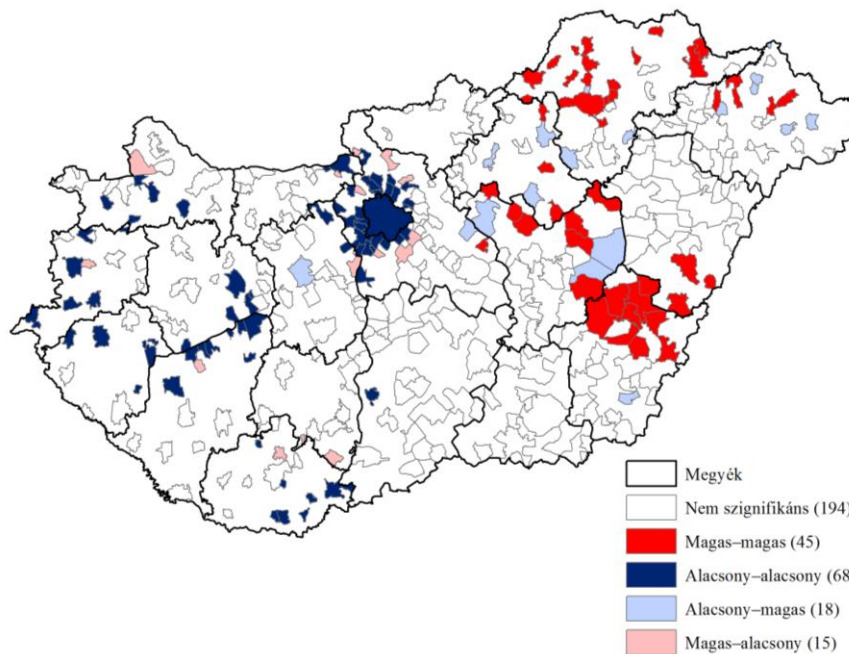
A korai halandósági mutatók lokális autokorrelációs mintázatai

Local patterns of the premature mortality indicators

a) Összes korai halálozás



b) Keringési betegségek okozta halálozás



Megjegyzés: A térbeli súlymátrix a 30 kilométeres távolságon alapul. A permutációk száma 999, $p < 0,05$ szignifikancia szint mellett.

Nemcsak az általános (Pearson-féle) korreláció mutat szoros, együttmozgó sztochasztikus kapcsolatot a két egészségváltozó között, hanem a térbeli klaszterek is hasonló mintázatot rajzolnak ki a 2. ábrán. A hot-, valamint a cold spotok alapján megerősítették a kelet–nyugat ellentétet, viszont a vizsgálat területe jóval tagoltabb a két égtáj szerinti megosztottságnál. Az LL klaszterek közül igen konzisztensnek tekinthetők a Budapest környéki és a Balaton menti városok. A dél-dunántúli egybefüggő LL terek előnyös helyzetét e módszer alkalmazásával is megerősítettük. (A korai SHA vonatkozásában markánsabban.) Továbbá a nyugati határ menti megyék (Győr-Moson-Sopron és Vas megye, a keringési betegségeknek kiegészülve Zalával) városai kiterjedt LL csoportosulást alkotnak. A korai halálozás esetén Kalocsa, Baja és Tolna, a keringési mortalitás kapcsán Kalocsa jelenik meg önálló LL klaszterként.

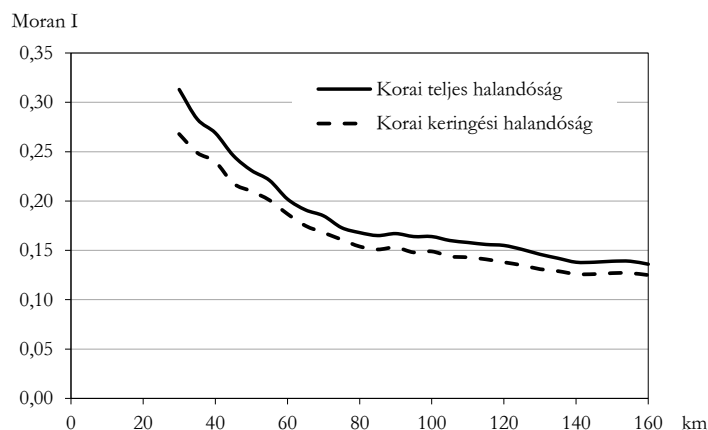
A HH városok – több mint 70%-a – Borsod-Abaúj-Zemplén, Szabolcs-Szatmár-Bereg (e kettőben közel fele), illetve Békés és Jász-Nagykun-Szolnok megyékben található. Szignifikáns különbség is kimutatható a két halálok térstruktúrája között: a teljes mortalitás Szabolcs-Szatmár-Bereg, a korai keringési halandóság pedig Békés és Hajdú-Bihar megyében mutat nagyobb kiterjedésű klasztert. A HL városok többsége Pest megyében található, jelezve a megye heterogenitását a vizsgált jellemzők

függvényében. Az alacsony–magas (LH) klaszterek főleg Szabolcs-Szatmár-Bereg, Borsod-Abaúj-Zemplén megyében törik meg a kedvezőtlen területi trendet, de előfordulnak Jász-Nagykun-Szolnok, Heves, Pest, Békés és Fejér megyében is. Ezek között található felsőfokú (Nyíregyháza, Székesfehérvár), középfokú (Eger, Gyöngyös, Cegléd, Jászberény), illetve jobb adottságú alsófokú központokat is (Kisvárd, Mátészalka, Vásárosnamény, Tiszaújváros).

Megjegyezzük, hogy a magasabb területi aggregáltsági szinten elvégzett lokális autokorrelációs mintázatokkal (Bálint 2011, Egri 2015) összehasonlítva bizonyos szintű egyezőségeket is felfedezhetünk az egészségi állapot terén, például az északkeleti perifériák, a budapesti agglomeráció, a Balaton környéke, illetve az észak- és délnyugati terek tekintetében. Ezek alapján vélelmezhetjük a városok lényeges szerepét a területi egészségügyenlőtlenségek alakításában.

3. ábra

A korai mortalitási mutatók távolságalapú korrelogramjai
Distance-based correlograms of the premature mortality indicators



A 3. ábra korrelogramjai alapján megállapíthatjuk, hogy mindkét korai halandósági mutató esetében Moran I értéke a kezdő távolságnál a legnagyobb. Csakúgy, mint a két változó közötti korreláció, illetve a lokális térstruktúrák azonossága esetén, a távolság függvényében közölt globális autokorrelációs értékek között is szoros, szinte determinisztikus kapcsolat jellemző ($r = 0,997$, $p < 0,01$ mellett), lefutásuk görbéje nagyon hasonló. A keringési betegségek korai halálozás görbéje – a kezdőtávolság esetében is – a teljes halandóság alatt helyezkedik el, végig a 130 kilométeres távolságon. Az összes Moran I érték szignifikáns, a térbeli függőség az előre definiált végpontban is értékelhető eredményt ad. (Összes halandóság: 0,136; keringési mortalitás: 0,125.) Mindkét mutató vonatkozásában körülbelül 75 kilométerig erőteljes lefutásúak a görbék, ezt követően a meredekség jelentősen csökken.

Az egészségi állapot és a gazdasági teljesítmény kapcsolata

Ebben a fejezetben a gazdasági fejlettség és az egészségi állapot korrelációját, valamint főbb összefüggéseit ismertetjük. A két jelenség kapcsolatának egyik legelterjedtebb matematikai-statisztikai módszere a regressziós összefüggéseket bemutató, úgynevezett Preston-görbe (Preston 1975, 2007, Orosz–Kollányi 2016). Vizsgálatunkban nem alkalmaztuk ezt a módszert, ettől kissé eltérően, összetettebben és pontosabban valósítottuk meg a vizsgálati célt. Először korrelációelemzésbe vontuk be a halandósági mutatókat és a gazdasági értéktartalmú mutatókat. Majd a városi gazdasági teljesítmény komplexebb megközelítésével éltünk, a gazdasági fejlettség háromtényezős felbontását alkalmaztuk (Nemes Nagy 2005) annak érdekében, hogy a korai mortalitás differenciálódását kimutassuk a várostipológia függvényében. Végül a csoportosítás eredményeit és az egészségi állapot mutatóit általános lineáris modellbe vontuk be. A célunk az volt, hogy ez utóbbi összefüggéseket tovább pontosítsuk, az eredményeket statisztikai szabályok alapján is érvényesítsük.

A városi gazdasági fejlettség mutatójaként Preston (1975, 2007) és Tóth–Nagy (2013) hatására az egy főre jutó személyi jövedelemadó-köteles jövedelmet választottuk. A korrelációs vizsgálatok előtt elvégeztük az (2005–2010-es évek átlagára vonatkozóan) egy főre jutó jövedelem változó eloszlására utaló próbát (Kolmogorov–Smirnov-teszt, csúcosság, ferdeség, hisztogram, standardizált adatok gyakorisága⁹), eszerint a mutató követi a normális eloszlást, egy kiugró adat mellett (Paks). A korrelációelemzés alapján a jövedelmi helyzet és a korai halandóság között közepes erősségű, ellentétes irányú sztochasztikus kapcsolat fedezhető fel, vagyis általában a kedvezőbb gazdasági fejlettségű városokban szignifikánsan jobb az egészségi állapot is. A teljes korai mortalitás szorosabb kapcsolatban van az egy főre jutó jövedelemmel, mint a korai keringési betegségek okozta halálozások (4. táblázat).

4. táblázat

A korai halálozási mutatók korrelációs összefüggései az egy főre jutó jövedelem összefüggésében (2005–2010)
Correlation relationships between the premature mortality indicators and the income per capita (2005–2010)

Megnevezés	Teljes korai SHA	Korai keringési SHA
Pearson-féle korrelációs együttható (r)	–0,613**	–0,539**
Spearman-féle rangkorrelációs együttható (ρ)	–0,628**	–0,563**

Megjegyzés: ** – szignifikáns 0,01 szinten.

A komplexebb elemzésünk módszertanát Nemes Nagy József közli (2004, 2005), a fejlettség háromtényezős felbontása igencsak elterjedtnek számít a hazai, városokkal

⁹ A Kolmogorov–Smirnov-teszt szignifikanciája: 0,349, a csúcosság értéke: 0,249, a ferdeség értéke: 0,573.

foglalkozó szakirodalmi forrásokban (Nemes Nagy–Németh 2003, Tóth–Nagy 2013, Péntes 2014). A vizsgálat célja a bevont településkör gazdaságifejlettség-megközelítésű csoportosítása, de ez csak eszköz ahhoz, hogy a korai halálozás egyenlőtlenségeit elemezzük az egyes típusok függvényében. A gazdasági fejlettség egymutatós indikátora (például az egy főre jutó GDP) többféleképpen felbontható jól értelmezhető, világos összetevőkre. A háromtényezős (triadikus) felbontás a következő:

$$\frac{\text{GDP}}{\text{népesség}} = \frac{\text{GDP}}{\text{foglalkoztatottak}} * \frac{\text{foglalkoztatottak}}{\text{aktív korúak}} * \frac{\text{aktív korúak}}{\text{népesség}}$$

A fenti összefüggés azt jelzi, hogy a fejlettség az élőmunka-termelékenység, a foglalkoztatottság és egy korszerkezeti arányszám szorzatára bontható (Nemes Nagy 2004). A képlet átalakításával (logaritmizálás) a gazdasági fejlettség az egyes tényezők összegére bomlik, az egyes komponensek százalékos súlya is meghatározható (Nemes Nagy 2005).

$$\log \frac{\text{GDP}}{\text{népesség}} = \log \frac{\text{GDP}}{\text{foglalkoztatottak}} + \log \frac{\text{foglalkoztatottak}}{\text{aktív korúak}} + \log \frac{\text{aktív korúak}}{\text{népesség}}$$

Elemzésünkben a felsorolt szerzők munkái alapján a GDP-t helyettesítjük a bevont városok személyi jövedelemadó-köteles jövedelmeivel, a népességet az állandó népességgel, a foglalkoztatottakat az adófizetők számával, az aktív korúakat a 18–59 évesek arányával. (Péntes János [2013] az adófizetők számát a népszámlálások idején elérhető foglalkoztatottak számával helyettesíti. Mi az elemzés időszaka miatt ezt elvetettük.)

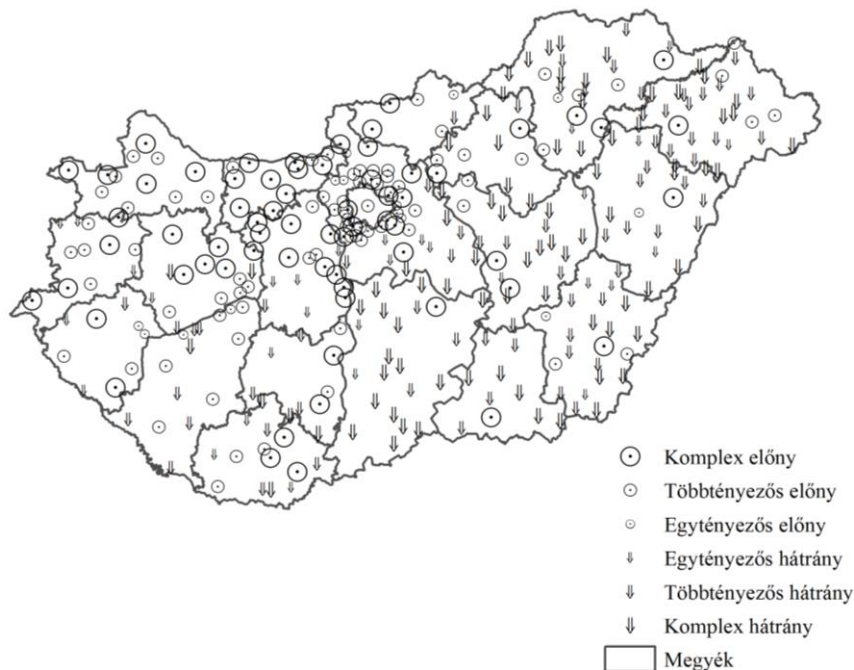
Számításainkat a Nemes Nagy József (2005) által ismertetett úgynevezett standard versenyképességi szempontú felfogás szerint vittük tovább, és a vizsgálatba vont városokat típusokba soroltuk. Fejlesztési irányok megfogalmazására nem törekedtünk, csak az egészségi állapot egyenlőtlenségeit értelmeztük a módszer segítségével. Elsőként úgy soroltuk be az egyes városokat, hogy az átlaghoz képest hogyan teljesítenek a gazdasági teljesítmény terén: ha az egy főre jutó jövedelem a kiválasztott településkör átlaga feletti, versenyelőnyös, ha átlag alatti, akkor versenyhátrányos az adott város. A további besorolás annak függvényében történt, hogy az egyes tényezők a számított középértékhez viszonyítva miként viselkedett. Ennek megfelelően mind a versenyelőnyös, mind a versenyhátrányos városokat egy-, többtényezős és komplex kategóriákba rendszereztük. Ha az egy főre jutó jövedelem mindhárom komponensének értéke átlag feletti, az komplex versenyelőnyre utal. Több-, illetve egytényezős a versenyelőny, ha kettő vagy csak egy tényező okozza az átlagot meghaladó jövedelmet. A versenyhátrányt ennek megfelelően értelmeztük. A hazai szakirodalomban (Nemes Nagy 2004) létezik ennél részletesebb felbontás is (14 kategória), ahol azt is meghatározzák, hogy mely tényezők okozzák pontosan a versenyelőnyt vagy a -hátrányt. Ezt az eljárást tanulmányunkban nem alkalmaztuk, de későbbi vizsgálataink során kitértünk a csoportosítás alapját képező jelenségekre, valamint az egészségi állapot részletesebb összefüggéseire.

Feltételezésünk alapján az egyes típusokkal paralel módon alakul az aggregált egészségi állapot helyzete: amely város versenyelőnyben van (illetve ahol több tényező mentén előnyös), ott a helyi társadalom is egészségesebb. Míg a versenyhátrányos városi terek (a hátrány függvényében) kedvezőtlenebb egészségi állapotban vannak.

Az eredményeket a 4. ábra mutatja. A hazai városhálózat nem tekinthető teljesen szimmetrikus eloszlásúnak a gazdasági fejlettség háromtényezős felbontásán alapuló csoportosítás alapján. A városok 46%-ának egy főre jutó jövedelme átlag feletti, a versenyelőnyös terek a megtermelt városi személyi jövedelemadó-köteles jövedelmek és a népesség közel négyötödét foglalják magukba (jövedelem: 83,1%, népesség: 75,85%). Az egyes versenyképességi típusok közötti egyenlőtlenség mértéke a Robin Hood-index alapján 7,73%, vagyis ekkora arányú jövedelmet kellene átcsoportosítani, hogy a két jelenség megoszlása azonos legyen. A komplex, de különösen a többtényezős versenyelőnyös városok esetében figyelhető meg jelentősebb többletjövedelem a népesség koncentrációjához képest (ebbe a kategóriába tartozik Budapest) (5. táblázat).

4. ábra

A magyar városok versenyképességi helyzete (2005–2010)
Competitiveness positions of the Hungarian cities (2005–2010)



A komplex jellemzőkkel (előny, hátrány) rendelkező városok igen koncentráltan jelennek meg, versenyelőnnyel jellemezhető a vizsgált városhálózat 19,4, versenyhátránnyal jellemezhető a vizsgált városhálózat 19,4.

ránnyal a 25,3%-a. A kelet–nyugat megosztottságot megerősítette ez a vizsgálati keret is, a versenyhátrányos városok 73,8%-a Kelet-Magyarországon (Alföld és Észak-Magyarország NUTS 1 régióban) található. A vizsgált időszakban Bács-Kiskun, Csongrád és Hajdú-Bihar megye versenyelőnyös egy-két városa 10% alatti arányával a legalacsonyabb a megyék között.

5. táblázat

Az egyes versenyképességi típusok főbb jellemzői (2005–2010)
The main features of the competitiveness types (2005–2010)

Versenyképességi típus	Érintett városok száma, db	Előállított jövedelem aránya, %	Állandó népesség aránya, %
Komplex előny	66	30,63	28,92
Többtényezős előny	77	47,90	41,87
Egytényezős előny	14	4,61	5,02
Egytényezős hátrány	30	3,03	3,89
Többtényezős hátrány	67	6,65	9,32
Komplex hátrány	86	7,19	10,98

Jelentős a versenyelőnyös városok koncentrációja a budapesti agglomerációban, illetve a közép- és nyugat-dunántúli régiókban (különösen azok északi és középső részein, összességében a régiók városainak 80%-a versenyelőnyös besorolású). Győr-Moson-Sopron és Komárom-Esztergom megyében csak átlag feletti egy főre jutó jövedelemmel rendelkező városokat találtunk. Emellett több fontos közlekedési útvonal is kirajzódik a versenyképességi csoportosítás mentén: főként az M6-s autópálya, az M7 és az M3 mentén lévő versenyelőnyös városok tűnnek ki közvetlen környezetükből. Az M5 autópálya vonalán csupán két átlag feletti jövedelmű „megálló” (Dabas, Kecskemét) fedezhető fel Budapest és Szeged között. A bevont városok versenyképességi pozíciói népességnagyság-kategóriák¹⁰ alapján is elkülönültek. A tízezer fő alatti városok 69,4%-a átlag alatti jövedelemmel rendelkezik, az összes komplex versenyhátrányos város 72,1%-a ebben a népességkategóriában található. A 10 000–49 999 fő kategóriában már a városok 55,7%-a átlag feletti jövedelmű, előlött már egyetlen versenyhátrányos területi egység sem található. A komplex versenyelőnyös városok aránya a népességnagyság-kategória növekedésével emelkedik, 50 ezer fő felett már a városok 70%-a komplex előnnyel bírt. A főbb gyűjtőpontok, a megyei jogú városok és Budapest, e halmazból csak egy város, Hódmezővásárhely tartozott a versenyhátrányosak közé (ezen belül a komplex csoportba).

¹⁰ Az alkalmazott településhierarchiát a KSH (2015) alapján az alábbi megosztás szerint definiáltuk: 2 000–4 999 fő, 5 000–9 999 fő, 10 000–49 999 fő, 50 000–99 999 fő, 100 000–1 000 000 fő és 1 000 000–2 000 000 fő. Az eredményeket csak a főbb törésvonalak mentén közöltük.

A gazdasági fejlettség egyenlőtlenségeit befolyásoló tényezők súlyai nem különböznek a korábbi elemzések eredményeitől (Nemes Nagy–Németh 2003, Tóth–Nagy 2013): alapvetően az egy adózóra jutó jövedelmek determinálják a városi gazdaság különbségeit (közel 70%-ban), ezt követik a foglalkoztatottságból adódó hatások (27%), végül, a legcsekélyebb a korszerkezetre utaló komponensek szerepe.

Ezt követően az egyes versenyképességi kategóriák mentén értelmeztük az egészségi állapot differenciáltságát, számtani átlagot számoltunk csoportonként. A gazdasági fejlettségtípusok és a halandóság közötti összefüggés egyértelmű (minél fejlettebb egy város, annál alacsonyabb a teljes és a keringési mortalitás), ugyanakkor enyhe disszonancia is felfedezhető a komplex és a többtényezős versenyelőnyvel rendelkező városok között. (6. táblázat)

6. táblázat

**A korai halandóság differenciálódása a versenyelőny/-hátrány szerint
(2005–2010)**

Differentiation of the premature mortality by the competitive
advantage/disadvantage (2005–2010)

	Komplex	Többtényezős	Egytényezős
		Versenyelőny	
SHA (teljes, 0–64 évesek)	412,4	410,4	430,9
SHA (keringési, 0–64 évesek)	119,1	116,7	123,0
		Versenyhátrány	
SHA (teljes, 0–64 évesek)	534,9	509,6	495,3
SHA (keringési, 0–64 évesek)	163,6	147,8	147,5

További matematikai-statisztikai vizsgálatok segítségével validáltuk ezeket az eredményeket. Arra mutattunk rá, hogy a statikus versenyképességi csoportosítás mentén mennyire értelmezhetőek megbízhatóan a városi korai halálozás különbségei. Ehhez újra az általános lineáris modellt alkalmaztuk. Az egyes versenyképességi kategóriákat rangsorba állítottuk (kódoltuk), majd eszerint lefuttattuk a vizsgálatot. A Levene-teszt alapján a szóráshomogenitás feltétele megállta a helyét (teljes mortalitás szign.: 0,154; keringési halálozás szign.: 0,082). Az ANOVA elemzés szerint mindkét változó esetében az egyes csoportátlagok szignifikánsan különböztek egymástól¹¹, vagyis értelmezhető a versenyképességi csoportosítás szerinti differenciáltság az aggregált egészségi állapot mentén. A parciális eta-négyzet szerint a típusok hatása nem igazán jelentős a városi egészségi állapot megosztottsága tekintetében, értéke a teljes mortalitás esetén 30,4, a keringési halálozás esetén 23,4%. Ezt követően a középértékek összehasonlítására a Scheffe-típusú post-hoc tesztet alkalmaztuk.

¹¹ Korai halandóság: F-próba = 29,1; szign.: 0,000; korai keringési mortalitás: F-próba = 20,454; szign.: 0,000.

A próba alapján csupán a jövedelem szintje (átlag alatti/átlag feletti) mutatkozott differenciáló tényezőnek a halandósági mutatók esetében. Szignifikáns különbséget az egyes főkategóriákon (átlag feletti és alatti városok) belül nem fedeztünk fel, az átlag alattiak csak az átlagot meghaladó valamelyik (vagy éppen mindegyik) kategóriától különböztek megbízhatóan (*vica versa*).

Összességében tehát városi szinten egy közepes erősségű szignifikáns sztochasztikus kapcsolat jellemzi a két egyenlőtlenségi dimenziót, a csoportosításon alapuló kapcsolatalemzés kissé árnyaltabban, de hasonló – nem minden esetben megbízható – összefüggést mutatott. Mivel a vizsgálatok nélkülözik a „teret” (nem veszik figyelembe a térbeliséget), ezért ennek beemelésével – további kiegészítésekkel élve – az összefüggések kimutatására újabb módszert alkalmazunk.

Magyarázó modellek/Regressziós vizsgálatok

Következő elemzésünk célja az egészségyenlőtlenségek hatásának tesztelése a városi gazdasági fejlettség alakulására. A téma elemzése makro- (ország) és területi (regionális, mikrotérési) szinten történt, az alkalmazott modellek általában az egészségi állapot pozitív hatását mutatták ki a gazdaság bővülésére és a munkaerőpiaci helyzetre (Bloom et al. 2001, Malmberg–Andersson 2006, Barro 2013, Blázquez–Fernández et al. 2015, Egri–Kőszegi 2016), bizonyos esetekben viszont negatív összefüggések is fellelhetők (Sen 1998, Granados–Ionides 2008, Noronha et al. 2010). Módszertani szempontból a feltételes konvergenciavizsgálat tekinthető a legelterjedtebb elemzési technikának (Bloom et al. 2004, Barro 2013). Ezen modellekben magyarázó tényezőként a kezdeti fejlettségi állapot és az aggregált egészségi változó mellett egyéb, a térségi szintnek megfelelő kontroll- és környezeti mutatók kerültek beemelésre, amelyek képesek a megfigyelési egység-specifikus hatásokat kiszűrni. Hasonló megoldással éltünk kutatásunkban, a fejezet részben több hagyományos és térökonometriai regressziós modellt építettünk fel, amelyek képesek – a hazai és a nemzetközi szakirodalmi eredményekre alapozva, azokat adaptálva – a következő szakmai elvárásoknak megfelelni:

- *Diverz módon közelítsék meg a gazdasági fejlettséget.* Mind az egyéni, mind a területi szintű egészség → gazdaság irányú hatásvizsgálatokban egyértelműen megjelenik a jövedelem, a termelékenység vagy a munkaerő-kínálat valamely mutatója (Barro 1996, Bloom et al. 2001, Bound et al. 2007, EC 2005).
- *Megfelelően azonosítsák be a területi gazdasági fejlettséget magyarázó feltételeket,* a városi szintű egyenlőtlenségek kontrolltényezőit. Ennek megfelelően vegyék figyelembe a fejlettségi változó endogenitását. Vagyis a modellek teszteljék a korábbi fejlettségi állapot hatását (a hosszú távú determinációkat), illetve mutassanak rá annak mértékére.
- *Releváns egészségváltozót alkalmazzanak:* a Módszertani felvetések c. fejezetben ismertetett kitételeknek megfelelő mutató bevonása.

- Az egészségi állapot szempontjából fontos humán tőke mutatókat (termékenység és/vagy korszerkezet, képzettség) is vonják be kontrollváltozóként.
- *A térbeliséget aktív szereplőként azonosítsák be*, reagáljanak Magyarország területi megosztottságára, mutassák ki a főbb téregyenlőtlenségi sajátosságokat.
- Adjanak lehetőséget *a magyarázó változók súlyának, szerepének értékelésére*.

Az előzőekben ismertetett elvárásoknak megfelelően térbeli regressziós modelleket építettünk fel, az alapegyenlet a következő:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t-x} + \beta_2 H_{i,t-x} + \beta_3 HC_{i,t} + \beta_4 AS_{i,t,i,t-x} + \varepsilon_{i,t},$$

ahol

$Y_{i,t}$ = a gazdasági fejlettség jelenlegi állapota;

$Y_{i,t-x}$ = a gazdasági fejlettség korábbi állapota, vagy az azt közvetítő változó;

$H_{i,t-x}$ = az egészségi állapot (health);

$HC_{i,t-x}$ = az egészség szempontjából releváns további humán erőforrás-dimenziók (human capital);

$AS_{i,t-x}$ = az aktív térbeliség (elérhetőség, szomszédsági hatások, méretgazdaságosság, térséghez tartozás), a térbeli interakciók esetében a területileg késleltetett tetszőleges x változók is itt találhatóak (active spatiality);

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ = a magyarázó változók a regressziós koefficiensek, β_0 a konstans tag;

$\varepsilon_{i,t}$ = a véletlen hibtag.

Az i a megfigyelési egységet, míg a t és a $t-x$ a megfigyelés időpontját jelenti.

A városi gazdasági fejlettség függő változóinak az egy főre jutó személyi jövedelemadó-köteles jövedelmet, az egy adózóra jutó személyi jövedelemadó-köteles jövedelmet (termelékenység), a munkanélküliségi rátát és a rendszeres munkajövedelemmel nem rendelkezők arányát (a 15–59 évesek korcsoportján belül) választottuk. A változók könnyen azonosíthatók a korábbi vizsgálatok függő jelenségeivel, azok városi szintű adaptációja is megvalósítható. Emellett a kiválasztott jövedelmi és munkaerőpiaci mutatók a városi gazdasági egyenlőtlenségek főbb dimenzióit is megfelelően kifejezik az alkalmazott területi egység és módszertan függvényében (Nemes Nagy–Németh 2003). Makro- és területi szinten az egy főre jutó GDP, az egy főre jutó bruttó hozzáadott érték (GVA), illetve annak növekedése is elfogadott mutató (Bhargava et al. 2001, Blázquez-Fernández et al. 2015). Ezen mutatók alkalmazását (ahol szükséges becslését) a lokalizációs nehézségek (Dusek–Kiss 2008) miatt elhagytuk.

A bevont városi kör fejlődési útjainak, illetve a fejlettség endogenitásának vizsgálatára az 1970-es évek, a munkaerőpiaci változók esetén a piacgazdasági átmenet fejlettségi változóit alkalmaztuk Győri (2007) és Németh (2008) munkái alapján. Az ipari foglalkoztatottak aránya, az érettségizettek aránya, illetve a népességváltozás üteme mutatók települési és mikrotérségi (kistérség, járás) szinten „jelezték”, hogy képesek az új évezred eleji fejlettség endogenitását kifejezni (Győri 2007, Németh

2008, Egri–Kószegi 2016), vagyis a korábbi fejlettségi állapot hosszú távú hatásait kiszűrni. Németh Nándor (2008) munkájától kissé eltérve, a népességváltozás esetében a Országos Településhálózat-fejlesztési Konceptió (OTK) életbelépése közeli időponttól napjainkig tartó változás arányát vontuk be. Ennek oka az, hogy az OTK volt az első kormányzati szintű, a magyar urbanizációt szakpolitikává emelő dokumentum, amelynek a kritikák ellenére is máig tartó hatása fellelhető (Izsák et al. 2011, Rechnitzer–Smahó 2011). Azt feltételeztük, hogy azon városokban, ahol az elmúlt negyven évben nagyobb lélekszám-növekedés figyelhető meg, ott a gazdasági fejlettség is kedvezőbb értéket vett fel.

Az egészségváltozók közül csak a teljes halandóság standardizált aránymutatóját vontuk be a regressziókba. A korábban ismertetett megfontolások miatt ezen indikátort tartottuk eléggé stabilnak arra, hogy összetettebb matematikai-statisztikai vizsgálatokban is megjelenjen. A humán tőke változóit a felsőfokú végzettségűek aránya, illetve a termékenységre utaló fiatal korcsoportot (15 év alattiak) kiemelő mutatók reprezentálják (fiatalkori függőségi ráta, fiatalodási index, fiatal korcsoport aránya¹²). A cigány népesség arányát is megjelenítettük az elemzésben, mind a jövedelmi pozíció, mind a munkanélküliség magyarázatában jelentős befolyásoló tényezőnek számít Magyarországon és Kelet-Közép-Európában. A mutató bevonásával számos olyan térbeli sajátosság (alacsony képzettség, területi hátrányok, munkaerőpiaci diszkrimináció) fejezhető ki, amelynek jelentős hatása van a gazdasági fejlettségre (Ábrahám–Kertesi 1996, Németh 2008, Pásztor–Pénzes 2012). Ugyanakkor felvetődik az a kérdés is, hogy jelen vizsgálati körülmények között és városi szinten a cigányság megjelenik-e önálló szignifikáns prediktorként a gazdasági fejlettség magyarázatában. Ez azért lehet vizsgálat tárgya, mert a szocioökonómiai jellemzőket (például munkaerőpiaci helyzet, képzettség, jövedelem, egészségi állapot) és a cigány népesség arányát tartalmazó regressziós vizsgálatokban (Ábrahám–Kertesi 1996, Rosicova et al. 2009) az etnikai indikátort vagy kiszűrik (inszignifikánssá teszik), vagy megelőzik a társadalmi-gazdasági státus változói.¹³

Az aktív térbeliséget távolságváltozókkal (osztrák–magyar határátkelőtől, Budapesttől), illetve területi dummy változókkal fejezzük ki. A belső és a külső perifériák lehatárolási alapját a 290/2014. (XI. 26.) Kormányrendelet alapján meghatározott a kedvezményezett¹⁴ és a komplex programmal fejlesztendő járások jelentik¹⁵. Azokat a városokat, melyek e járásokban helyezkedtek el, külön-külön kiemeltük. A magyar

¹² Fiatalkori függőségi ráta: A fiatalkorúaknak (0–14) az aktív korúakhoz (18–59) viszonyított aránya. Fiatalodási index: a 15 évesnél fiatalabbak a 60 évnél idősebbek arányában.

¹³ Ahogy Ábrahám Árpád és Kertesi Gábor (1996) fogalmaz a munkanélküliséget középpontba állító mikrotérségi szintű elemzésben (a piaczgazdasági átmenet kezdeti éveit vizsgálva): „Az elsősorban etnikumfüggő regionális egyenlőtlenségekből az elsősorban emberi tőke függő egyenlőtlenségekbe való átmenet nagyon egyenletesnek bizonyult.” (672.old.)

¹⁴ Az átlag alatti pozícióval jellemezhető járások.

¹⁵ A legelmaradottabb járások kategóriája.

(jövedelmi és munkanélküliségi) térszerkezet megosztottságára utalva a konvergenciaklub dummykat alkalmaztuk. Közép-Magyarország, Közép- és Nyugat-Dunántúl a piacgazdasági átalakulás egyértelmű nyerteseinek tekinthetők, mára Magyarország GDP-jének közel 70%-át itt termelik meg, míg az ország többi része más pályát (leszakadás, stagnálás) követ (Lócsei 2010, Péntes 2013). Az északnyugati és a központi régiók egyes értéket, a többi pedig nullát kapott (7. táblázat). Megjegyezzük, hogy a képlet, illetve a bevont mutatók részben reagáltak a területi és a városi versenyképesség modelljeire is (Lengyel 2012, ESPON 2013). A függő változók a versenyképesség főbb eredménymutatóit (például Lengyel 2017 versenyképességi piramisának alapkategóriáit) tartalmazták, a magyarázó tényezők („driver”) főbb sajátosságait is kifejezték (humán tőke, elérhetőség, életminőség, innováció, útfüggő jelenségek, térbeli externáliák stb.) (ESPON 2013, Lengyel 2017).

A korábban ismertetett alapegyenlet alkalmazott regressziós modelljei az alábbiak:

– Legkisebb négyzetek módszere (Ordinary Least Squares – OLS):

$$y = X\beta + \varepsilon,$$

– Térbeli késleltetés modellje (Spatial Lag Model – SLM):

$$y = X\beta + \rho W y + \varepsilon,$$

– Térbeli hiba modellje (Spatial Error Model – SEM):

$$y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W \varepsilon + u.$$

Az y a gazdasági fejlettség (függő változó) értékeinek vektora, X a független változók vektora, a β ezen magyarázó változók paramétervektora, az ε pedig az egymástól független azonos valószínűség-eloszlású hibatagok vektora. A W a térbeli súlymátrix, a ρ a térbeli autoregressziós együttható, a λ az autoregresszív hibatagok térben késleltetett értékeinek paramétere, u az autoregresszív hibatagok vektora. A térbeli késleltetés és a térbeli hiba modell közötti választás lehetőségét a legkisebb négyzetek (OLS) módszerével számított regresszió hibatagjain elvégzett globális autokorrelációs teszt szignifikáns értéke esetén a Lagrange-multiplikátor-teszt adja meg. Az egyes alternatív modellekhez tartozó nagyobb értékek és az alacsonyabb valószínűségek mutatják a megfelelőséget (Anselin 2005, Bálint 2010). A likelihood ratio az autoregresszív koefficiens megbízhatóságát, a Breusch–Pagan-teszt a heteroszkedaszticitást, a Multicollinearity Condition Number a bevont magyarázó változók együttmozgását, az adatállomány redundanciáját teszteli. Az aszimptoticitás feltételét a Wald (W), a Likelihood Ratio (LR) és a Lagrange-multiplikátor-teszt (LM) megfelelő sorrendje biztosítja ($W > LR > LM$). E sorrend nem teljesülése számos specifikációs hibát sejtet. A regressziós egyenletek eredményességét az R^2 , a pszeudo R^2 , az Akaike információs kritérium és a log likelihood alapján, illetve az említett tesztek sorrendisége alapján értékeltük.

7. táblázat

A városi szintű vizsgálatokhoz felhasznált adatbázis
Database used in the city level examinations

Mutató	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás	Moran I
Egy lakosra jutó személyi jövedelemadó-köteles jövedelem, forint/fő (log) (2014)	13,03	14,28	13,63	0,22	0,40
Egy adózóra jutó személyi jövedelemadó-köteles jövedelem, forint/fő (log) (2014)	6,08	6,50	6,26	0,08	0,48
Munkanélküliségi ráta, % (log) (2014)	0,03	3,16	1,89	0,55	0,56
A rendszeres munkajövedelemmel nem rendelkezők aránya az aktív korúakon (15–59 évesek) belül, % (2011)	25,50	58,10	39,75	6,25	0,52
Teljes korai mortalitás, SHA/ százezer fő (2005–2010)	246,00	806,60	470,2	98,52	0,20
Felsőfokú végzettségűek aránya, % (2011)	5,10	39,9	14,42	6,53	0,18
Fiatalkori függőségi ráta, % (2011)	17,13	41,42	24,53	3,87	0,25
Fiatalodási index, % (2011)	26,35	156,3	67,41	19,53	0,35
Fiatalkorcsoport aránya, % (2011)	9,92	24,21	15,11	2,31	0,31
Cigány népesség aránya, % (2011)	0,00	25,11	3,54	4,08	0,28
A legközelebbi osztrák-magyar nemzetközi határ-átkelő távolsága, perc (2011)	3,60	327,90	162,00	73,34	0,90
Budapest távolsága, perc (2011)	0,00	228,60	117,20	53,29	0,86
Konvergenciaklub, dummy	0,00	1,00	0,36	0,48	0,75
Perifériák, dummy (a komplex programmal fejlesztendő járások városai)	0,00	1,00	0,17	0,38	0,19
A kedvezményezett járások városai, dummy	0,00	1,00	0,53	0,50	0,31
Ipari foglalkoztatottak aránya, % (1970)	1,91	83,08	35,96	16,97	0,32
Népességszám-változás, % (1970–2011)	65,68	385,6	110,70	38,94	0,20
Érettségizettek aránya, % (1970)	1,94	20,06	8,75	3,75	0,16
Munkanélküliségi ráta, % (1990)	0,41	6,23	1,92	0,81	0,33

Az adatok forrása az Országos Területfejlesztési és Területrendezési Információs Rendszer, valamint annak alrendszerei: Központi Statisztikai Hivatal, Nemzeti Adó- és Vámhivatal, Történelmi adatbázis.

A Moran I esetében a térbeli súlymátrix a 60 kilométeres távolságon alapul. A permutációk száma 999, $p < 0,05$ szignifikanciaszint mellett.

Mivel az eredmény- és a magyarázó változók kapcsolatát több esetben a szimultenitás jellemzi (vagyis kölcsönösen hatnak egymásra), ezért ezen elemzési keretek között a függő változók időben késleltetett alakban szerepelnek az OLS és a térbeli maximum likelihood regressziókban. Egy függő változónál (rendszeres munkajövedelemmel nem rendelkezők aránya) ez a kitétel teljes mértékben nem teljesül.

Gazdasági fejlettségi indikátoronként két keresztmetszeti regressziót ismertettünk: az OLS és a Lagrange-multiplikátor alapján meghatározott térbeli maximum likelihood modellt. A következőkben csak a legnagyobb jósággal rendelkező, valamint a diagnosztikai feltételeknek leginkább megfelelő eredményeket közöljük.

Az egy főre jutó jövedelem esetében a térbeli hiba (SEM) modell alkalmazása indokolt a Lagrange-multiplikátor alapján (8. táblázat).

8. táblázat

**A városok gazdasági teljesítményének (egy főre jutó jövedelem)
regressziós modelljei**

Regression models of the urban economic performance (income per capita)

Mutató	OLS	ML SEM
Konstans	13,562*** (225,809)	13,704*** (183,978)
Egészség	-7,79e-005 (-0,891)	-0,0002** (-2,005)
Képzettség	0,016*** (12,511)	0,015*** (11,845)
Konvergenciaklub dummy	0,143*** (9,125)	0,079*** (3,401)
Ipari hagyományok	0,002*** (4,145)	0,001*** (2,928)
Fiatalkori függőség	-0,009*** (-3,911)	-0,011*** (-5,593)
Cigány népesség	-0,008*** (-4,378)	-0,008*** (-4,041)
Lambda	-	0,835*** (10,511)
R-squared	0,731	0,754
Log likelihood	257,165	265,987
Akaike info criterion	-500,329	-517,974
Breusch-Pagan-test	10,555	12,066
Wald-test	-	110,481
Likelihood Ratio Test	-	17,645***
Lagrange Multiplier (error)	13,266***	-
Lagrange Multiplier (lag)	10,009***	-
Moran I (res.)	0,0376***	-0,0040

Megjegyzés: *** szignifikáns 0,01 szinten, ** szignifikáns 0,05 szinten. A térbeli súlymátrix a 80 kilométeres távolságmátrixon alapul. Zárójelben az OLS-modell esetében a t-értékek, az ML SEM-modellnél a z-score értékek szerepelnek.

A magyarázó változók szinte mindegyike szignifikánsan járul hozzá a magyar városok gazdasági teljesítményének szóródásához. Egy kivétel fedezhető fel, az OLS-modellben a standardizált halálási arány nem tekinthető megbízhatónak, viszont a térbeli modellben már azzá válik. A regresszor változók összességében az előzetes elvárásoknak megfelelően viselkednek előjelük tekintetében. Azon városokban, ahol a jövedelem magasabb, ott képzettebb és idősebb korösszetételű a népesség, kedvezőbb az egészségi állapot, illetve a cigány népesség aránya alacsonyabb. Az északnyugati és a központi régiókban fellelhető városok jobban teljesítenek, mint azok, amelyek Magyarország többi régiójában helyezkednek el. A jövedelmi teljesítmény endogenitását kifejező időben késleltetett proxy, az 1970. évi ipari foglalkoztatás (ipari hagyományok) pozitív előjellel szerepel a regressziós egyenletben, megerősítve a korábbi magyarországi szakirodalmi eredményeket (Németh 2008).

Vagyis a korábbi fejlettségi térstruktúra hosszú távú (több mint négy évtizedre visszanyúló) hatása napjainkban is érezhető, ma is meghatározó szerepet játszik a városi gazdaság területi egyenlőtlenségének alakításában. Az ML egyenletben a szomszédsági relációkat kifejező lambda paraméter szignifikáns és markáns szereplőnek bizonyult, vagyis a térbeli interakciók jellemzőek a vizsgálat összefüggésében. A térben késleltetett hibatagok beemelésével a konvergenciaklub dummy és az ipari foglalkoztatás regressziós együtthatói, valamint a stabilitást jelző (t- és z-score) paraméterek értékei lecsökkennek, míg a korszerkezetre utaló mutatószám ugyanazon értékei enyhén növekednek. A térbeli modell a diagnosztikai tesztek próbáját kiállta, igen nagy hatásfokkal magyarázza (pseudo R-squared 75,4%, a log likelihood és az AIC értékek megfelelőbb értékkel bírnak, mint az OLS-modell) a városi gazdasági fejlettség egyenlőtlenségeit. Az egyes változók stabilitását jelző z-score értékek alapján az egyik leggyengébb prediktor a korai mortalitás, míg a képzettség a legmarkánsabb szereplő a térbeli regresszióban.

Az egy állandó lakosra jutó, valamint az egy adózóra jutó jövedelmek között igen erős sztochasztikus kapcsolat figyelhető meg (szinte már determinisztikus, +0,944 a Pearson-féle korrelációs együttható értéke, $p < 0,01$), diagnosztikai szempontból korrekt módon mégsem magyarázható meg ugyanazon megfigyelési változókkal a két jelenség (9. táblázat).

A városi termelékenység szóródását legnagyobb mértékben a tudás területi különbségei befolyásolják, erre mutat rá hasonló elemzésében Nemes Nagy József és Németh Nándor (2003) is. A függő változó endogenitásának kezelésére az 1970-ben érettségivel rendelkezők arányát találtuk a legmegfelelőbb indikátornak. Emellé beemelve napjaink tudásdimenzióját (felsőfokú végzettségűek aránya, 2011) igen jelentős multikollinearitással szembesültünk (a két változó közötti Pearson-féle korreláció értéke +0,684, $p < 0,01$). Emiatt – egyúttal kezelve napjaink tudástőkájének endogenitását is – csak a negyven évvel ezelőtti humántőke-változót alkalmaztuk a regresszióban. Ezen kívül jelentős hatással rendelkezik a fővárostól való távolság, valamint az OTK

életbelépése óta bekövetkező népességszám-változás is, előbbi növekedése csökkenti, utóbbi emelkedése elősegíti a termelékenységi szint fejlődését. A kedvezőtlen korai halálozás a fiatalos népesség arányával együtt csökkenti a gazdaság hatékonyságát, míg a fejlett konvergenciaklub városai ismét jobban teljesítenek.

9. táblázat

Az egy adózóra jutó jövedelem regressziós modelljei (OLS, ML SEM)

Regression models (OLS, SEM) of the income per taxpayer variable

Mutató	OLS	ML SEM
Konstans	6,253*** (267,633)	6,267*** (247,518)
Egészség	-8,66e-005*** (-2,918)	-8,93e-005*** (-3,014)
Népességváltozás	0,0005*** (7,125)	0,0005*** (7,310)
Fiatal korcsoport aránya	-0,002 (-1,445)	-0,003** (-2,091)
Érettségi 70	0,008*** (11,259)	0,008*** (11,044)
Távolság (Budapesttől)	-0,0006*** (-11,230)	-0,0006*** (-8,165)
Konvergenciaklub dummy	0,033*** (5,827)	0,033*** (4,738)
Lambda	-	0,457*** (2,564)
R-squared	0,772	0,776
Log likelihood	618,74	620,58
Akaiké info criterion	-1221,48	-1225,17
Breusch-Pagan-test	11,282	12,489
Wald-test	-	6,574
Likelihood Ratio Test	-	3,689**
Lagrange Multiplier (error)	3,574**	-
Lagrange Multiplier (lag)	0,075	-
Moran I (res.)	0,0204***	0,0017

Megjegyzés: *** szignifikáns 0,01 szinten, ** szignifikáns 0,05 szinten. A térbeli súlymátrix a 75 kilométer távolságmátrixon alapul. Zárójelben az OLS-modell esetében a t-értékek, az ML SEM-modellnél a z-score értékek szerepelnek.

A térbeliség szerepe, hatása az egyik legcsekélyebbnek (de egyébként szignifikánsnak) tekinthető a modellben, a térbeli hiba modell diagnosztikai tesztjei (aszimptoticitás, térbeli függőség stb.) elfogadhatóak, követik az elvárt sorrendet (Anselin 2005). A modell jósága megfelelő, az R^2 és a Nagelgerke típusú R^2 közel

80%-os értéket vesz fel, az ML regresszióban elfogadhatóbb értékeket nyújt a log likelihood és az Akaike információs kritérium, mint ami a legkisebb négyzetek módszere regresszióban tapasztalható.

Az egészségi állapot és a munkanélküliség regressziós összefüggéseit a térben késleltetett autoregresszív (spatial lag) modell írja le megfelelően (10. táblázat).

10. táblázat

A városi munkanélküliség regressziói Magyarországon
Regressions of the urban unemployment in Hungary

Mutató	OLS	ML SLM
Konstans	1,467*** (9,639)	0,972*** (4,983)
Egészség	0,0006*** (2,593)	0,0006** (2,402)
Képzettség	-0,011*** (-3,025)	-0,013*** (-3,545)
Konvergenciaklub dummy	-0,478*** (-11,026)	-0,338*** (-6,070)
Munkanélküliség 90	0,148*** (5,905)	0,127*** (5,062)
Fiatalodási index	0,004*** (3,661)	0,003** (2,231)
Népességváltozás	-0,002*** (-2,275)	-0,002*** (-2,359)
Kedvezményezett járáások városai	0,153*** (3,418)	0,135*** (3,083)
W	-	0,329*** (3,871)
R-squared	0,678	0,689
Log likelihood	-82,824	-77,101
Akaike info criterion	181,649	172,203
Breusch-Pagan-test	15,764**	13,784
Wald-test	-	14,984
Likelihood Ratio Test	-	11,446***
Lagrange Multiplier (lag)	11,153***	-
Lagrange Multiplier (error)	9,667***	-
Moran I (res.)	0,0401***	-0,0002

Megjegyzés: *** szignifikáns 0,01 szinten, ** szignifikáns 0,05 szinten. A térbeli súlymátrix a 100 kilométer távolságmátrixon alapul. Zárójelben az OLS-modell esetében a t-értékek, az ML SLM-modellnél a z-score értékek szerepelnek.

A korai halálozás fontos és az előzetes elvárásoknak megfelelően viselkedő prediktornak számít, de nem található – a fiatalodási indexszel egyetemben – a legjelentősebb magyarázó tényezők között. A diplomások jelenléte egyértelműen csökkenti a munkanélküliséget. A modell legfontosabb magyarázó tényezője a térbeli elhelyezkedés (konvergenciaklub dummy), illetve a függő változó időben késleltetett változata, amely rámutat a városi munkanélküliség útfüggő alakulására. A gazdasági fejlettség endogenitását kifejező népességváltozás mértéke a munkanélküliség alakulásával ellentétesen mozog: azon városokban, ahol napjainkban az állástalanság esélye magasabb, a népességnövekedés üteme szignifikánsan alacsonyabb, vagy a lélekszám csökkenése jellemző. A kedvezményezett járások, városok Bernoulli változója is megbízható magyarázó tényező, az átlag alatti fejlettségű térséghez tartozás növeli a munkanélküliség értékét (rámutatva az elmaradottság összetettebb jellegére). A térben késleltetett függő (W) változó biztos és jelentős tényezőként járul hozzá a munkanélküliség magyarázatához. Az illeszkedés ismét jobb a maximum likelihood regresszió esetén (a munkanélküliség szóródásának több mint kétharmada), a diagnosztikai értékek, sorrendek megfelelően alakulnak.

A rendszeres munkajövedelemmel nem rendelkezők aránya mutató igen szoros és megbízható kapcsolatban áll a munkanélküliséggel (+0,799, $p < 0,01$ mellett). A változó a nem foglalkoztatott gazdasági aktivitású személyek arányát, vagyis a munkanélkülieken túl az inaktív keresőket és az eltartottakat foglalja magában az aktív korcsoporton belül. A térbeli hiba (spatial error) egyenletben a legközelebbi osztrák–magyar elérhetősége a legkarakteresebb regresszor változó, ezt a korszerkezeti mutató, majd az egészségi állapot követi. A szegregációra is utaló függő változó endogenitását és útfüggőségét a munkanélküliség (piacgazdasági) kezdeti állapotával ragadtuk meg, multikollinearitás nélkül szignifikánsan magyarázza azt. A komplex programmal fejlesztendő járások városai dummy a sokrétű válságjelenségek jelenségét erősítik meg a regressziós egyenletben, ezt a képzettségi változó követi, javítva a munkajövedelemmel rendelkezők arányát. A lambda paraméter szignifikáns ($p < 0,05$ mellett, egyedülként a regresszióban) paraméternek tekinthető, stabilitását tekintve a leggyengébb. Mind az OLS-, mind az ML-modellek a függő változó heterogenitásának közel háromnegyedét magyarázzák, a log likelihood és az AIC értékek megfelelően viselkednek az utóbbi egyenlet esetében, illetve a heteroszkedaszticitás, a térbeli függőség és az aszimptoticitás tesztjei diagnosztikai szempontból korrektek (11. táblázat).

Megjegyezzük, hogy az általunk bevont, a vizsgálati célokhoz alkalmazkodó függő és független változók esetében modellenként más és más térbeli súlymátrix alkalmazása indokolt (egy főre jutó jövedelem: 80 kilométeres, termelékenység: 75 kilométeres, munkanélküliség: 100 kilométeres, rendszeres munkajövedelemmel nem rendelkezők aránya: 50 kilométeres távolságmátrix) a specifikációs hibák elkerülése, a diagnosztikai tesztek sorrendjének (Wald teszt > Likelihood arány > Lagrange-multiplikátor) biztosítása érdekében. Összehasonlításképpen, magasabb

aggregáltsági szinten (járások) ismertetett hasonló témakörű (függő változókat középpontba állító) regressziós vizsgálatok esetében elegendő az elsőrendű bátya-szomszédság (Egri–Kőszegi 2016) a korrekt diagnosztikai tesztek eléréséhez. Az eltérés egyrészt jelzi azt, hogy a gazdasági egyenlőtlenségek városi szinten értelmezett térbeli interakciói eltérő hatókörrel bírnak, másrészt rámutat arra, hogy a heterogén eloszlással bíró, valamint a vizsgált teret teljes mértékben le nem fedő térbeli egységek spaciális elemzése aprólékosabb megközelítést igényel.

11. táblázat

**A rendszeres munkajövedelemmel nem rendelkezők aránya
regressziós modelljei**

Regression models explaining the active population without regular labour income

Mutató	OLS	ML SEM
Konstans	18,162*** (11,035)	16,802*** (9,324)
Egészség	0,015*** (6,027)	0,015*** (5,994)
Képzettség	-0,116*** (-3,347)	-0,097*** (-2,734)
Komplex programmal fejlesztendő járások városai	1,704*** (3,186)	1,611*** (2,999)
Munkanélküliek 90	0,947*** (3,496)	0,936*** (3,415)
Fiatal korcsoport aránya	0,523*** (6,027)	0,597*** (6,611)
Távolság (osztrák határtól)	0,039*** (13,097)	0,038*** (10,255)
Lambda	-	0,309** (2,115)
R-squared	0,739	0,743
Log likelihood	-876,422	-874,838
Akaike info criterion	1766,84	1763,68
Breusch–Pagan-test	3,489	3,911
Wald-test	-	4,473
Likelihood Ratio Test	-	3,167**
Lagrange Multiplier (error)	3,084**	-
Lagrange Multiplier (lag)	0,615	-
Moran I (res.)	0,028***	-0,0032

Megjegyzés: *** szignifikáns 0,01 szinten, ** szignifikáns 0,05 szinten. A térbeli súlymátrix az 50 kilométer távolságmátrixon alapul. Zárójelben az OLS-modell esetében a t-értékek, az ML SEM-modellnél a z-score értékek szerepelnek.

Az ismertetett súlymátrixok használatával azt tapasztaltuk, hogy az OLS-modellek hibatagjainál igen csekély, de szignifikáns a területi autokorreláció, az értékek 0,02 és 0,04 között szóródtak. (Ezeket sikeresen elimináltuk a térbeli modellekkel.)

Ez a jelenség tapasztalható az illeszkedés jóságát kifejező jellemzők esetében is (R^2 és a Nagelgerke típusú R^2 , a log likelihood és az AIC értékek), a hagyományos és a térbeli modell közötti különbségek eléggé alacsonyak. Vagyis összességében a városokat középpontba állító elemzések esetében a térbeliség főbb vonásai kifejezhetők az elhelyezkedés- és a távolság-, valamint a periferiákat reprezentáló mutatókkal. A térbeli paraméter (W, λ) stabilitását kifejező z-score értékek ezzel szemben kissé ellentmondásosan alakultak. Az egy főre jutó jövedelem regressziójában a második legstabilabb együttható, a munkanélküliség modelljében a harmadik legerősebb változó, míg a másik kettőben a leggyengébb a spacialitás kifejezésért felelős regressziós paraméter.

Összegzés

Tanulmányunkban a városi szintű egészségyenlőtlenségek kimutatását céloztuk meg Magyarországon. A kelet-közép-európai térséget érintő kedvezőtlen halandósági helyzet (egészségparadoxon) miatt a korai mortalitás mutatóit vontuk be vizsgálatunkba. Elemzéseink alapján azt a következtetést vontuk le, hogy mind a teljes, mind a keringési halálozás megfelelő indikátornak tekinthető a városi szintű egészségyenlőtlenségek vizsgálatára. Megállapítottuk, hogy a hazai városok átlagos egészségi állapota ugyan kedvezőbb, mint a nemzeti átlag, viszont jelentős területi és térbeli differenciáltság is jellemzi. Az ismertetett városi különbségek kötődnek a gazdasági egyenlőtlenségekhez is, azokkal egyértelmű, de aprólékosabb megközelítéssel nem minden esetben rajzolódott ki megbízható korrelációk. Ezen kívül úgy gondoljuk, hogy a városok egyben a mikrotérségi (kistérség, járás) egészségyenlőtlenségek jelentős alakítói is.

A hazai területi (városi) egyenlőtlenségi sajátosságokra épülő térökonometriai regressziós modellek segítségével vizsgáltuk meg az egészségyenlőtlenségek hatását a gazdasági fejlettség alakulására. A modellek a feltételes konvergenciavizsgálatok elvén alapultak, figyelembe vették mind a gazdasági fejlettség endogenitását, mind az egészségi állapottal összefüggő humán tőke-változókat, mind a magyarországi területi egyenlőtlenségek jellemzőit. Az eredmények alapján az egészségi állapot fontos és megbízható prediktora a városi jövedelmi és a munkaerőpiaci változóknak, de erejében eltérő intenzitással bír a gazdasági fejlettség magyarázatában. Hasonló jelenséget tapasztaltunk a térbeliség hatásainak (szomszédság, térbeli externális hatások) elemzésekor: egyrészt eltérő erősséggel hat a jelenség a függő változók interpretációjában, másrészt a hatókör (térbeli súlymátrix) is változó távolságú a különböző függő változók esetén.

Köszönetnyilvánítás

A kutatás az Emberi Erőforrások Minisztériuma ÚNKP-16-4 kódszámú Új Nemzeti Kiválóság Programjának támogatásával készült.

A szerző ezúton fejezi ki köszönetét Hilbert Lászlóné statisztikai tanácsadónak (Központi Statisztikai Hivatal) a halandósági mutatók módszertanával kapcsolatos információnyújtásért.

IRODALOM

2011. évi CLXXXIX. törvény Magyarország helyi önkormányzatairól
290/2014. (XI. 26.) Korm. rendelet a kedvezményezett járások besorolásáról
321/2012. (XI. 16.) Korm. rendelet a területszervezési eljárásról
- ÁBRAHÁM, Á.–KERTESI, G. (1996): A munkanélküliség regionális egyenlőtlenségei Magyarországon 1990 és 1995 között A foglalkoztatási diszkrimináció és az emberi tőke váltakozó szerepe *Közgazdasági Szemle* 43 (7): 653–681.
- ANSELIN, L. (2005): *Exploring Spatial Data with GeoDaTM : A Workbook* Center for Spatially Integrated Social Science, Spatial Analysis Laboratory Department of Geography University of Illinois.
- ANSELIN, L. (1995): Local Indicators of Spatial Association – LISA *Geographical Analysis* 27 (2): 93–115.
- BÁLINT, L. (2010): *A területi halandósági különbségek Magyarországon 1980-2006* KSH Népeségtudományi Kutató Intézet, Budapest.
- BÁLINT, L. (2011): A születéskor várható élettartam nemek szerinti térbeli különbségei *Területi Statisztika* 51 (4): 386–404.
- BARRO, R. J. (1996): *Health and Economic Growth* Harvard University, Cambridge, MA.
- BARRO, R. J. (2013): Health and Economic Growth *Annals of Economics and Finance* 14 (2): 305–342.
- BELUSZKY, P.–GYÓRI, R. (2006): Ez a falu város! (Avagy a városi rang adományozásának gyakorlata és következményei 1990 után) *Tér és Társadalom* 20 (2): 65–81.
- BHARGAVA, A.–JAMISON, D. T.–LAU, L.–MURRAY, C. (2001): Modelling the effects of health on economic growth *Journal of Health Economics* (20) 3: 423–440.
- BLÁZQUEZ–FERNÁNDEZ, C.–CANTARERO–PRIETO, D.–PEREZ-GONZALEZ, P.–LLORCADÍAZ, J. (2015): Does health enhance economic growth? An empirical evidence for the spanish regions *Applied Economics Letters* 22 (11): 860–864.
- BLOOM, D. E.–CANNING, D.–SEVILLA, J. (2001): *The effect of health on economic growth: Theory and evidence*, NBER Working Paper No. 8587, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- BLOOM, D. E.–CANNING, D.–SEVILLA, J. (2004): The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach *World Development* 32 (1): 1–13.
- BÓDI, F.–FARKAS, J.–HORVÁTH, ZS. (2014): Az anómia mint a válság fokmérője (első kísérlet) Társadalmi Kapacitás – a komplex válság jelensége Magyarországon In: A. GERGELY, A. (eds.): *Sorsfordulók – Üdvözlőkötet Róbert Péter 60. születésnapjára* pp. 76–102., MTA–TKPTI, Budapest.

- BORELL, C.–ARIAS, A. (1995): Socioeconomic factors and mortality in urban settings: the case of Barcelona, Spain *Journal of Epidemiology and Community Health* 49: 460–465.
- BOUND, J.–STINEBRICKNER, T.–WAIDMANN, T. (2007): Health, economic resources and the work decisions of older men *NBER Working Paper* No. 13657, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- BURDETT, R.–TAYLOR, M.–KAASA, A. (2011): *Cities, Health and Well-being* London School of Economics and Political Science, London.
- CASELLI, G.–MESLÉ, F.–VALLIN, J. (2002): Epidemiologic transition theory exceptions *Genus* 58 (1): 9–52.
- CSITE, A.–NÉMETH, N. (2007): A születéskor várható átlagos élettartam kistérségi egyenlőtlenségei az ezredforduló Magyarországon *Kormányzás Közpénzügyek Szabályozás* 2 (2): 257–289.
- DE CARVALHO, F. M. H. (2009): *The spatial and environmental predictors of adult mortality in the northern Mexico border region* The University of Michigan, Michigan.
- DUSEK, T. (2004): *A területi elemzések alapjai* ELTE TTK Regionális Földrajzi Tanszék Regionális Tudományi Tanulmányok 10., Budapest.
- DUSEK, T.–KISS, J. P. (2008): A regionális GDP értelmezésének és használatának problémái *Területi Statisztika* 48 (3): 264–280.
- EGRI, Z.–KÓSZEGI, I. R. (2016): Az egészségi állapot szerepe hazánk területi gazdasági fejlődésében *Területi Statisztika* 56 (5): 520–548.
- EGRI, Z. (2015): Egészségparadoxon Magyarországon – A halandóság társadalmi-gazdasági és térbeli egyenlőtlenségei I. *Valóság: Társadalomtudományi Közlöny* 58 (7): 19–45.
- EGRI, Z. (2017): Térségi egészségügyenélőtlenségek az európai makrorégióban (kelet-közép-európai szemszögből) *Területi Statisztika* 57 (1): 94–124.
- EMBERI ERŐFORRÁSOK MINISZTERIUMA (2014): „Egészséges Magyarország 2014–2020” *Egészségügyi Ágazati Stratégia* EMMI, Budapest.
- ESPON (2013): *FOCI Future Orientations for Cities* Applied Research 2013/1/1 ESPON Coordination Unit, Luxembourg.
- EUROPEAN COMMISSION – UNITED NATIONS HUMAN SETTLEMENTS PROGRAMME (2016): *The State of European Cities 2016 Cities leading the way to a better future* Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- EUROPEAN COMMISSION (1999): *European Spatial Development Perspective. Towards Balanced and Sustainable Development of the Territory of the European Union* Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- EUROPEAN COMMISSION – DIRECTORATE GENERAL FOR HEALTH AND CONSUMER PROTECTION (2005): *The contribution of health to the economy in the European Union* Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- GRANADOS, T. J. A.–IONIDES E. L. (2008): The reversal of the relation between economic growth and health progress: Sweden in the 19th and 20th centuries *Journal of Health Economics* 27: 544–563.

- GRIGORIEV, P.–MESLÉ, F.–SHKOLNIKOV, V. M.–ANDREEV, E.–FIHEL, A.–PECHHOLDOVA, M.–VALLIN, M. (2014): The Recent Mortality Decline in Russia: Beginning of the Cardiovascular Revolution? *Population And Development Review* 40 (1): 107–129.
- GROSSMAN, M. (1972): On the Concept of Health Capital and the Demand for Health *The Journal of Political Economy* 80 (2): 223–255.
- JUHÁSZ, A.–NAGY, Cs.–PÁLDY, A.–BEALE, L. (2010): Development of a Deprivation Index and its relation to premature mortality due to diseases of the circulatory system in Hungary, 1998–2004 *Social Science & Medicine* 70: 1342–1349.
- JUHÁSZ, A. (2010): Térepidemiológia. Lehetőségek és korlátok *Egészségtudomány* 56 (2): 10–20.
- KLINGER, A. (2006): Újabb adatok a vidéki kistérségek és a budapesti kerületek halandósági különbségeiről *Demográfia* 49 (2-3): 197–231.
- KOPP, M.–RÉTHELYI, J. (2004): Where psychology meets physiology: chronic stress and premature mortality- the Central-Eastern european health paradox *Brain Research Bulletin* 62 (5): 351–367.
- KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL (2015): *Városok–fálvak Magyarország településhálózata* 2. KSH, Budapest.
- LARA-VALENCIA, F.–ÁLVAREZ-HERNÁNDEZ, G.–HARLOW, S. D.–DENMAN, C.–GARCÍA-PÉREZ, H. (2012): Neighborhood socio-environmental vulnerability and infant mortality in Hermosillo, Sonora *Salud pública de México* 54 (4): 367–374.
- LENGYEL, I. (2012): Regionális növekedés, fejlődés, területi tőke és versenyképesség In: BAJMÓCY, Z.–LENGYEL, I.–MÁLOVICS, GY. (eds.): *Regionális innovációs képesség, versenyképesség és fenntarthatóság* pp. 151–174., JATEPress, Szeged.
- LENGYEL, I. (2017): *A régiók versenyképességének piramismodellje: az eredeti koncepciótól a 13 nyelvre lefordított változatokig. The pyramid model of regional competitiveness: From the original concept to the versions translated into 13 languages* University of Szeged Faculty of Economics and Business Administration, Szeged.
- LÓCSEI, H. (2010): *Területi növekedési pályák Magyarországon, 1990–2008* PhD-értekezés ELTE Regionális Tudományi Tanszék, Budapest.
- MALMBERG, B.–ANDERSSON, E. (2006): *Health as a factor in regional economic development*. Arbetsrapport/Institutet för Framtidsstudier, 2006/4., Institute for Futures Studies and Dep. of Human Geography, Stockholm University, Sweden.
- NEMES NAGY, J. (2004): Új kistérségek, új városok. Új versenyzők? In: NEMES NAGY, J. (szerk.): *Térségi és települési növekedési pályák Magyarországon: „A régiók és a hazai települések versenyképessége az európai gazdasági térben”* c. 5/074/2001 sz. NKFP kutatás keretében készült tanulmányok, pp. 5–42., ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA–ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Budapest.
- NEMES NAGY, J. (2005): *Regionális elemzési módszerek* Regionális Tudományi Tanulmányok 11. ELTE Regionális Földrajzi Tanszék–MTA–ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Budapest.

- NEMES NAGY, J.–NÉMETH, N. (2003): *A „hely” és a „fej”. A regionális tagoltság tényezői az ezredforduló Magyarországon* MTA Közgazdaságtudományi Intézet-BKÁE Emberi erőforrások tanszék, Budapesti Munkagazdaságtani füzetek 2003/7, Budapest.
- NÉMETH, N. (2008): *Fejlődési tengelyek az új hazai térszerkezetben Az autópálya-hálózat szerepe a regionális tagoltságban* PhD-értekezés ELTE-TTK RTT, Budapest-Fonyód.
- NOLASCO, A.–QUESADA1, J. A.–MONCHO, J.–MELCHOR, I.–PEREYRA-ZAMORA, P.–TAMAYO-FONSECA, N.–MARTÍNEZ-BENEITO, M. A.–ZURRIAGA, O. (2014): Trends in socioeconomic inequalities in amenable mortality in urban areas of Spanish cities, 1996–2007 *BMC Public Health* 14: 1–12.
- NORONHA, K.–FIGUEIREDO, L.–ANDRADE, M. V. (2010): Health and economic growth among the states of Brazil from 1991 to 2000 *Revista Brasileira de Estudos de População* 27 (2): 269–283.
- OROSZ, É.–KOLLÁNYI, ZS. (2016): Egészségi állapot, egészségügyellátások nemzetközi összehasonlításban In: KOLOSI, T.–TÓTH, I. GY. (eds.): *Társadalmi Riport* pp. 334–57., TÁRKI, Budapest.
- PÁL, V. (2017): Egészségünk földrajza - Területi különbségek a hazai egészségi állapotban *Magyar Tudomány* 178 (3): 311–321.
- PÁSZTOR, I. Z.–PÉNZES, J. (2012): Foglalkoztatási krízis és jövedelmi periferizálódás Északkelet-Magyarországon a roma népesség arányainak tükrében *Területi Statisztika* 52 (4): 353–371.
- PÉNZES, J. (2013): A foglalkoztatottság, az ingázás és a jövedelmi szint összefüggései Északkeleti- és Északnyugat-Magyarországon *Területi Statisztika* 53 (3): 202–224.
- PÉNZES, J. (2014): Competitiveness of Hungarian towns after the change of regime *Central European Regional Policy and Human Geography* 4 (1): 51–63.
- PRESTON, S. H. (1975, 2007): The changing relation between mortality and level of economic development *Reprinted International Journal of Epidemiology* (2007) 36 (3): 484–490.
- RECHNITZER, J.–SMAHÓ, M. (2011): *Területi politika* Akadémiai Kiadó, Budapest.
- ROSICOVA, K.–GECKOVA, A. M.–VAN DIJK, J. P.–ROSIC, M.–ZEZULA, I.–GROOTHOFF, J.W. (2009): Socioeconomic Indicators and Ethnicity as Determinants of regional Mortality rates in Slovakia *International Journal of Public Health* 54 (4): 274–282.
- SAJTOS, L.–MITEV, A. (2007): *SPSS kutatási és adatelemzési kézikönyv* Alinea Kiadó, Budapest.
- SEN, A. (1998): Mortality as an Indicator of Economic Success and Failure *Economic Journal* 108: 1–25.
- SHINGALA, M. C.–RAJYAGURU, A. (2015): Comparison of Post Hoc Tests for Unequal Variance *International Journal of New Technologies in Science and Engineering* 2 (5): 22–33.
- SZENDI, D. (2016): *Perifériák felzárkózásának esélyei, különös tekintettel Kelet-Közép-Európa két térségére* Doktori (PhD) értekezés Miskolci Egyetem „Vállalkozáselmélet és Gyakorlat” Doktori Iskola, Miskolc.

- SZILÁGYI, D.–GERSE, J. (2015): Fokról-fokra a települési lépcsőn - Társadalmi-gazdasági különbségek a településhierarchia-szintek között Magyarországon *Területi Statisztika* 55 (2): 180–196.
- TÓTH, B. I. (2011): A magyar középvárosok teljesítménye a területi tőke tükrében *Területi Statisztika* 14 (5): 530–543.
- TÓTH, G.–NAGY, Z. (2013): Eltérő vagy azonos pályák? A hazai nagyvárosok és térségek összehasonlító vizsgálata *Területi Statisztika* 53 (6): 593–612.
- TÓTH, G. (2014): *Térinformatika a gyakorlatban közgazdászoknak* Miskolci Egyetem, Miskolc.
- TÓTH, J. (2009): Egy lezár(hat)atlan vita zárásaként *Területi Statisztika* 49 (3): 251–256.
- VANICSEK, M.–AKAR, L.–ADLER, J.–BOROS, J.–BORBÉLY, SZ.–BARTA, J.–FEKETE GYŐR, L.–POGÁNY, CS.–RIGLER, A.–TOMPA, T. (2003): *Az egészségügy makrogazdasági összefüggérendszer* GKI Gazdaságkutató Rt., Budapest.
- VINCZE, I.–NÁDOR, G.–PÁLDY, A.–PINTÉR, A.–MÁLNÁSI, T. (2000): *Fontosabb betegségek miatti halandóság területi eloszlása Magyarországon 1986-1997* Nemzeti Környezet–Egészségügyi Akcióprogram (NEKAP), Budapest.
- VLAHOV, D.–FREUDENBERG, N.–PROIETTI, F.–OMPAD, D.–QUINN, A.–NANDI, V.–GALEA, S. (2007): Urban as a Determinant of Health *Journal of Urban Health: Bulletin of the New York Academy of Medicine* 84 (1): 16–26.
- WHO (2001) *Macroeconomics and Health: Investing in Health for Economic development* Report of Commission on Macroeconomics and Health WHO, Geneva.
- WHO (2002): *Health, Economic Growth, and Poverty Reduction The Report of Working Group 1 of the Commission on Macroeconomics and Health* WHO, Geneva.
- WHO (2013a): *Review of social determinants and the health divide in the WHO European Region: final report* WHO Regional Office for Europe, Copenhagen.
- WHO (2013b): *Health 2020 A European policy framework and strategy for the 21st century* WHO Regional Office for Europe, Copenhagen.
- WILKINSON, R.–MARMOT, M. (2003): *Social determinants of health: the solid facts* WHO Press, Copenhagen.

INTERNETES HIVATKOZÁS

- BALKU E.–VITRAI, J. (é. n.): *Az OEFI halandósági adatbázisának módszertani ismertetője* regi.oefi.hu/halalozas/modszertan.pdf (letöltve: 2016.10.19.)
- CORNIA, G. A. (2016): *The mortality crisis in transition economies Social disruption, acute psychosocial stress, and excessive alcohol consumption raise mortality rates during transition to a market economy* <https://wol.iza.org/articles/mortality-crisis-in-transition-economies/long> (letöltve: 2016.12.12.)
- GYŐRI, R. (2007): *A magyar fejlettségi térszerkezet történeti meghatározottsága* mrtt.hu/konferenciak/Tortenelem_nyomai/06_gyori.pdf (letöltve: 2016.02.12.)
- IZSÁK, É.–BAJI, P.–VAJAS, Á. (2011): *Az 1971-es OTK néhány tanulsága Kell-e performatív fordulat a településfejlesztésbe?* http://varos.elte.hu/sites/default/files/Izsak-Baji-Vajas_%20Az%201971es%20OTK%20nehany%20tanulsaga...cikk.pdf (letöltve: 2017.04.12.)

- MESLÉ, F. (2004): Mortality in Central and Eastern Europe: long-term trends and recent upturns *Demographic research* Special Collection 2. <http://www.demographicresearch.org/special/2/3/s2-3.pdf> (letöltve: 2014.10.20.)
- OECD–WHO (2003): *DAC Guidelines and References Series: Poverty and Health* OECD Publishing, Paris http://www.who.int/tobacco/research/economics/publications/oecd_dac_pov_health.pdf (letöltve: 2014. január)
- THE ECONOMIST INTELLIGENCE UNIT (2013): *Hot spots 2025 Benchmarking the future competitiveness of cities* <http://www.citigroup.com/citi/citiforcities/pdfs/hotspots2025.pdf> (letöltve: 2017.01.23.)
- UZZOLI, A.–EGEDY, T. (2016): A gazdasági válság hatása az egészségügyellátások területi különbségeire Magyarországon *Polgári Szemle* 12 (1-3) <http://polgariszemle.hu/archivum/104-2016-augusztus-12-evfolyam-1-3-szam/gazdasagpolitika/757-a-gazdasagi-valsag-hatasa-az-egeszsegyenlotlensegek-terueleti-kueloenbsegeire-magyarorszagon> (letöltve: 2017.01.23.)
- Várossá nyilvánítás honlap: <http://www.varossanyilvanitas.hu>