

Térstatisztika a közlekedésben

Spatial statistics in transport

SZABÓ Zsombor*, Dr. SIPOS Tibor

Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem,
Közlekedésüzemi és közlekedésgazdasági Tanszék
Magyarország, 1111 Budapest, Stoczek utca 2.

www.kukg.bme.hu

* szabo.zsombor@mail.bme.hu

Abstract

In our globalized world, international relations are of unprecedented importance. In the developed world, crossing borders is of paramount importance, but since the 2000s, but especially since 2010, the need to make border crossings more difficult has steadily increased. This was either due to external pressure, such as the permanent closure of many road border crossings at the Austrian border since the 2015 immigration crisis, or the issue of the border crossing of some local initiative such as Ágfalva or Zsira. In this article, we examine what makes people in Hungary most affected by foreign commuting in Győr-Moson-Sopron and Vas counties commute to commute across the border every day. Our hypothesis is that cross-border commuting is a matter of choice that results in most people using a car. In summary, we built a spatial econometric model for commuting abroad using the territorial inequality index and rank. It can be said that the proximity of a centralized county seat negatively affects commuting abroad, while a centralized district center does all this positively. As a result, the authors are of the opinion that it is justified to support cross-border commuting with public transport systems. Forward-looking examples can be observed, for example, between Rajka and Bratislava and in the Pornóapáti area, but closer integration may be needed in the future. This would also reduce car traffic, which is one of the primary needs of local people.

Keywords: spatial econometrics, spatial statistics, spatial inequality, cross-border commuting

Kivonat

Globalizálódott világunkban a nemzetközi kapcsolatok sosem látott fontossággal rendelkeznek. A fejlett világban kiemelt jelentősége van a határok átlépésének, azonban a 2000-es évektől, de különösképpen a 2010-es évektől folyamatosan növekedett az igény a határkeresztezők megnehezítésére. Ez vagy külső nyomásra történt, például a 2015-ös bevándorlási válság óta az osztrák határon számos közúti határátkelő van lezárva tartósan, vagy pedig valamilyen helyi kezdeményezés okán, például Ágfalva vagy Zsira határátkelőjének a kérdésköre. Jelen cikkben azt vizsgáljuk, hogy Magyarországon a külföldi ingázással leginkább érintett Győr-Moson-Sopron, valamint Vas megyékben mi veszi rá az embereket arra, hogy nap mint nap ingázzanak a határ túloldalára. Hipotézisiünk, hogy a határon ingázás választás kérdése, amely azt eredményezi, hogy legtöbben személygépjárművet használnak. Összefoglalásképpen elmondható, hogy a külföldi ingázásra térökonometriai modellt építettünk a területi egyenlőtlenségi mutató és a rangszám felhasználásával. Elmondható, hogy egy központosított megyeszékhely közelsége negatívan befolyásolja a külföldre való ingázást, míg egy központosított járásközpont pozitívan teszi mindezt. Mindezek hatására a szerzők azon a véleményen vannak, hogy a határon való ingázás közösségi közlekedési rendszerekkel való támogatása indokolt. Előremutató példák megfigyelhetők, például Rajka és Pozsony viszonylatában, valamint Pornóapáti térségében, azonban ennél szorosabb integrációra lehet szükség a jövőben. Ezzel a személygépjármű-forgalom is mérsékelhető lenne, ami a helyben élők egyik elsődleges igénye.

Kulcsszavak: térökonometria, térstatisztika, területi egyenlőtlenség, határt keresztező ingázás

1. BEVEZETÉS

Globalizálódott világunkban a nemzetközi kapcsolatok sosem látott fontossággal rendelkeznek. A fejlett világban kiemelt jelentősége van a határok átlépésének, azonban a 2000-es évektől, de különösképpen a 2010-

es évektől folyamatosan növekedett az igény a határkeresztezők megnehezítésére. Ez vagy külső nyomásra történt, például a 2015-ös bevándorlási válság óta az osztrák határon számos közúti határátkelő van lezárva tartósan, vagy pedig valamilyen helyi kezdeményezés okán, például Ágfalva vagy Zsira határátmenetének a kérdésköre. Jelen cikkben azt vizsgáljuk, hogy Magyarországon a külföldi ingázással leginkább érintett Győr-Moson-Sopron, valamint Vas megyékben mi veszi rá az embereket arra, hogy nap mint nap ingázzanak a határ túloldalára. Az egyes régiók eltérő üzemanyagmixe hatással van a közlekedés károsanyagkibocsátásának összetételére [26][45]. Hipotézisünk, hogy a határon ingázás választás kérdése, amely azt eredményezi, hogy legtöbbször személygépjárművet használnak, melynek egyik fontos következménye például, hogy a 84-es főúton Sopronnál található hazánk egyik legforgalmasabb határátkelőhelye, úgy, hogy nehéz-tehergépjárművek nem is kelhetnek át. Ehhez két hatást veszünk kiemelten figyelembe, az egyik a területi egyenlőtlenségi mutató [4][21][49], míg a másik a rangszám [42].

A feltevés miszerint a határátkelés megkönnyítésének gazdasági haszna van már-már evidenciaként tekinthető. Számos tanulmány [5][23][32][34][46] bizonyítja a határátlépés könnyítésének gazdasági hasznait. Az egyik leggyakrabban kutatott téma az USA és Kanada közti kereskedelmi viszony, és a 2001. szeptember 11-i terrortámadások hatása. A kutatók véleménye itt nem egységes vannak akik szerint igencsak jelentős negatív hatása volt a terrortámadás nyomán fellépő szigorításoknak [1][11][12][28], míg mások szerint ez nem volt kiemelkedően jelentős [14]. Az európai kutatások az együttműködések fontosságát kutatták, számos tanulmány mutatja be, hogy milyen előnyei vannak az európai integrációnak [22][29][31][43].

2. MÓDSZERTANI ÖSSZEFOGLALÓ

A térstatisztika egy viszonylag új tudományterület, amellyel hatékonyan lehet területegységekre vonatkozó adatsort elemezni. Az egyik legelső modellt Írország megyéire állították fel, ahol a közúti elérhetőséget vizsgálták [33]. Az eszközrendszer elméleti alapjait [2][27] foglalja össze, magyar nyelven pedig [47]. A szerzőknek számos cikkük jelent meg a témában, például [38][40][41].

A klasszikus lineáris regressziós modellek nem megfelelőségét az adatok közti térbeli autokorreláció fennállása is okozhatja [2][47]. Ennek lényege, hogy az idősorokhoz hasonlóan a térbeli egységek is befolyással vannak egymásra a geográfia első törvényének megfelelően [44]. Feltételezhető, hogy az igények térben koncentráltak, az egyes központok körül magasabbak, míg azoktól távolodva alacsonyabbak. Annak eldöntésére, hogy a térbeli autokorreláció fennáll-e a Moran-féle I -próba alkalmazható [30]:

$$I = \frac{N \sum_{i,j} (w_{ij}(x_i - \mu)(x_j - \mu))}{S_0 \sum_i (x_i - \mu)^2}, \quad (1)$$

ahol: N – a megfigyelések száma, x_i, x_j – két pontban mért érték, μ – x várható értéke, w_{ij} – térbeli súlymátrix egy eleme, S_0 – normalizáló faktor – $S_0 = \sum_{i,j} w_{ij}$.

Amennyiben a Moran-próba szignifikánsan kimutatja az autokorreláció lehetőségét, úgy három féle térökonometriai modellt vettem figyelembe. Annak eldöntésére, hogy melyik alkalmazható a Lagrange-multiplikátor próbák álltak rendelkezésre [3].

Az első a térbeli késleltetés modellje (SAR – Spatial Autoregression), ennek lényege, hogy a késleltetés a térben való elcsúsztatás formájában értelmezendő [47]. A modell a következő képlettel adott:

$$\mathbf{y}_{(N \times 1)} = \rho \mathbf{W}_{(N \times N)} \mathbf{y}_{(N \times 1)} + \mathbf{X}_{(N \times K)} \boldsymbol{\beta}_{(K \times 1)} + \boldsymbol{\varepsilon}_{(N \times 1)}, \quad (2)$$

ahol: \mathbf{y} – eredményváltozó értékeinek a vektora, ρ – térbeli autoregressziós paraméter, \mathbf{W} – sorstandardizált súlymátrix, $\mathbf{W}\mathbf{y}$ – az eredményváltozó térben késleltetett értékeinek a vektora, \mathbf{X} – az exogén változók mátrixa, $\boldsymbol{\beta}$ – az exogén változók paramétervektora, $\boldsymbol{\varepsilon}$ – a hibatagok vektora ($\boldsymbol{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$).

A második a térbeli hiba modellje (SEM – Spatial Error Model), ennek lényege, hogy a térbeli autokorreláció zavaró, vagyis kiiktatandó tényezőként szerepel a modellben [47]. A modell a következő képlettel adott:

$$\mathbf{y}_{(N \times 1)} = \mathbf{X}_{(N \times K)} \boldsymbol{\beta}_{(K \times 1)} + \boldsymbol{\varepsilon}_{(N \times 1)}, \quad (3)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{(N \times 1)} = \lambda \mathbf{W} \boldsymbol{\varepsilon} + \boldsymbol{\zeta}, \quad (4)$$

ahol: λ – térbeli hiba paramétere, $\boldsymbol{\varepsilon}$ – a hibatagok térbeli autokorrelációval terhelt vektora, $\boldsymbol{\zeta}$ – térbeli autokorrelációtól megszűrt hibatag ($\boldsymbol{\zeta} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$).

A harmadik lehetőség, ha a két megközelítést együttesen alkalmazzuk. Erre számos modell van [48], ezek közül viszont a térbeli autokorrelációs modellt (Spatial Autocorrelation Model – SAC) alkalmaztam. Ennek képlete a következő:

$$\mathbf{y}_{(N \times 1)} = \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y}_{(N \times 1)} + \mathbf{X}_{(N \times K)} \boldsymbol{\beta}_{(K \times 1)} + \lambda \mathbf{W}_2 \mathbf{y}_{(N \times N)} \boldsymbol{\varepsilon}_{(N \times 1)} + \boldsymbol{\zeta}. \quad (5)$$

Az alkalmazott lépéseket, és a modellek mögötti bővebb kifejtést [37][41] tartalmazza. A térökonometriai elemzéseket az *R* 3.4.0 környezetben [36] végeztük el. Az elemzéshez felhasználtuk a *maptools* [7], az *sp* [8][35], az *spdep* [8][10], a *spatialreg* [6][8][9], valamint a *nortest* [20] könyvtárakat.

3. MODELLEK

3.1 Területi egyenlőtlenségi mutató

A területi egyenlőtlenségi mutató alapja Auerbach német fizikus megállapítása, miszerint egy adott területen, ha sorba rendezzük a településeket lakosságuk szerint, akkor az n . település népességszáma $1/n$ része lesz a legnagyobbak [4][21]. Tehát mindezt hogyha levetítjük Magyarország esetére, akkor Debrecennek, mint második legnagyobb városnak körülbelül 850000 fős lakosságszámmal kellene rendelkeznie. Ez a törvényszerűség a Zipf eloszlás [49] egy minősített esete. Későbbi tesztek során kiderült, hogy az $1/n^{1,07}$ összefüggés jobban leírja a városok kapcsolatát [15].

Mindebből levezethető egy területi egyenlőtlenségi mutató. Vegyük egy adott terület legnagyobb és második legnagyobb települését, majd a lakosságszámukat osszuk el egymással, a nagyobbat a kisebbel [21]. Így, egy egynél nagyobb számot kapunk, ami Auerbach tétele alapján optimális esetben kettő [4]. Mindezt pedig a világ számos régiójában ki lehet számolni kisebb nagyobb területegységekre [39].

3.2 Rangszám

A rangszám egy 0 és 5 közötti szám, amelyet minden egyes településhez hozzárendelhetünk, az Európai Unió NUTS (Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques - Területi egységek nómenklatúrája) alapján [18]. Ez az adott település fontosságát jelzi azáltal, hogy a rangszám annak a NUTS-terület kódjával egyenlő, amelynek az adott település a központja [42]. Ha Magyarországot vizsgáljuk, akkor Budapest rangja 0, lévén ez a főváros. A NUTS-1 és a NUTS-2 szint hazánkban csupán statisztikai célokat szolgál, közigazgatási funkciójuk, és így központjuk nincs. A megyeszékhelyek (például Szombathely) rangja három, míg a járásközpontok (például Sopron) rangja négy lesz. Az egyéb települések rangja pedig 5.

3.3 Modell felállítása

Jelen modell során Győr-Moson-Sopron, valamint Vas megye településeiről a naponta külföldre ingázók arányát vizsgáljuk térökonometriai modell felállításával. Ehhez először egy klasszikus lineáris regressziós modell (OLS – Ordinary Least Squares – legkisebb négyzetek modellje) definiálása szükséges. A függőváltozónk a külföldre ingázók aránya az összes elingázóhoz viszonyítva. Előzetes számítások azt mutatták, hogy ennek az értéknek a gyökét kell venni, hogy megfelelő modellt kapjunk.

A függőváltozók a területi egyenlőtlenségi mutatókból képzett érték, a rangszám, a településekről a megyeszékhelyre, valamint a járásközpontba naponta közlekedő buszok száma, valamint a legközelebbi főút és vasútállomás távolsága. A területi egyenlőtlenségi mutatókból a változókat távolság-hanyatlás függvényekkel modelleztük [21]. A területi egyenlőtlenségnek két szintjét vettük figyelembe, a járásközpont, valamint a megyeszékhely szintjét. Ezeket a következő képletekkel lehet leírni:

$$JKP_{SIR_{KM}} = JKP_{SIR} d_{JKP}^{-1,94}, \quad (6)$$

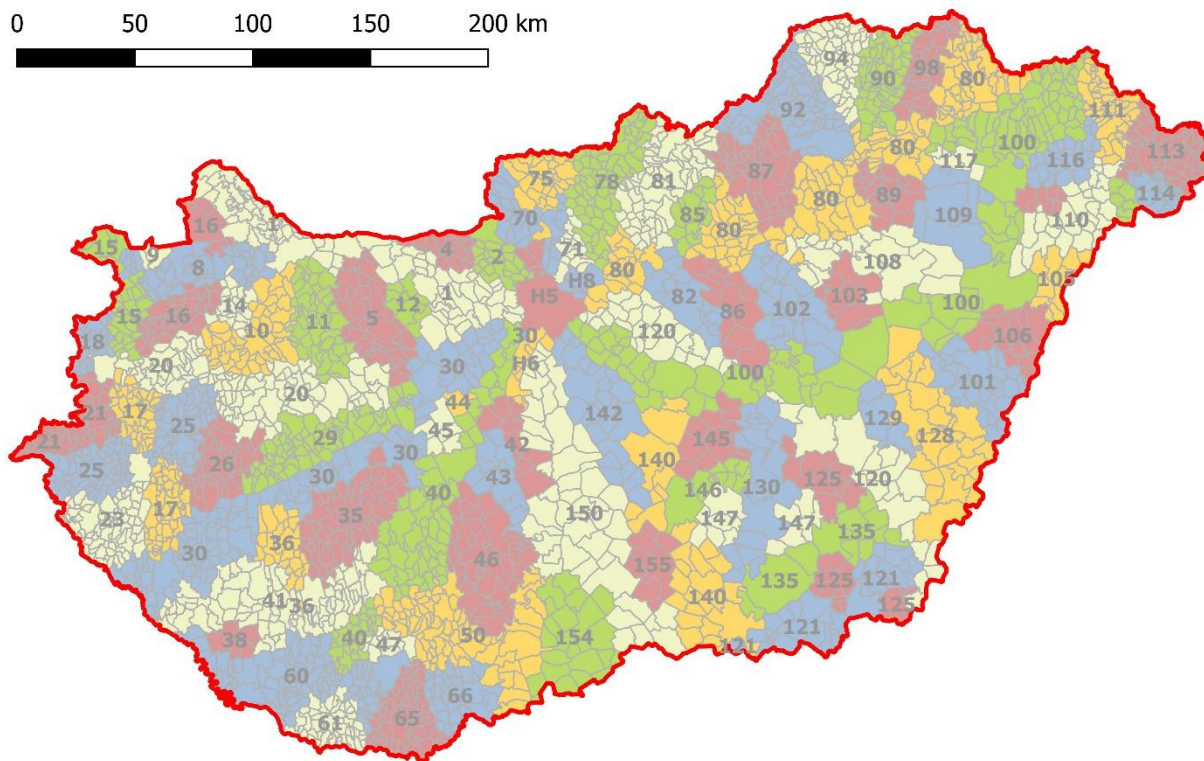
$$MSZH_{SIR_{KM}} = MSZH_{SIR} d_{MSZH}^{-1,94}, \quad (7)$$

ahol: $JKP_{SIR_{KM}}$ – a járás területi egyenlőtlenségi mutatójából képzett magyarázóváltozó, $MSZH_{SIR_{KM}}$ – a megyeszékhely területi egyenlőtlenségi mutatójából képzett magyarázóváltozó, JKP_{SIR} – a járás területi egyenlőtlenségi mutatója, $MSZH_{SIR}$ – a megyeszékhely területi egyenlőtlenségi mutatója, d_{JKP} – az adott település és a járásközpont közti távolság [km], d_{MSZH} – az adott település és a megyeszékhely közti távolság [km].

A közösségi közlekedés, valamint a közlekedési infrastruktúra hozzáférhetősége nagyon fontos paramétere az életszínvonalnak [16][24][25], ezért valamilyen formában mindenképpen fontos volt beemelni a modellbe. Ehhez a távolságok minden esetben légvonalbeli távolságok, melyet a gömbi koszinusz-tétel

segítségével határoztunk meg. Ez némiképp torzítja az adatokat, azonban ez a torzulás még elfogadhatónak tekinthető [13][17]. A járásközpontok, valamint megyeszékhelyek esetében, mivel az önmaguktól vett távolságuk nulla, így a településekre vonatkozó átlagos távolságot vettünk alapul, amely a legközelebbiszomszéd-index [21] számításnál használt várható átlagos távolság speciális alakja.

A megyeszékhelyre, valamint a járásközpontba közlekedő autóbuszjáratok esetében átlagos szerdai napokat vettünk figyelembe 2019 tavaszán. A főút és a vasútállomások távolságánál szintén légvonalbeli távolságot vettünk alapul. A vasútállomások távolságát a következő térkép szemlélteti (1. ábra).



1. ábra A vasútvonalak vonzókörzete 2011-ben
(forrás: OSM alapján saját szerkesztés)

Mindezek alapján a következő egyenlettel jelzett modellt lehet felállítani:

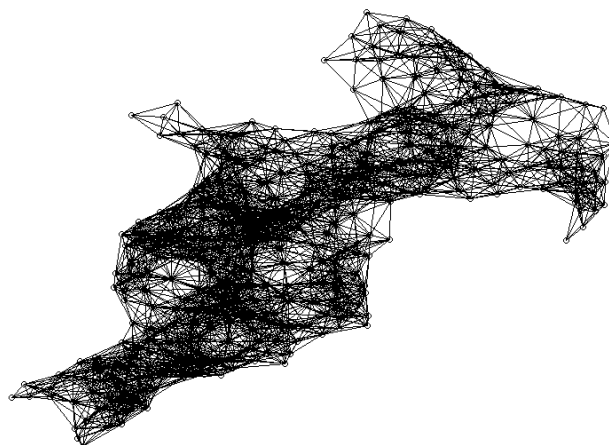
$$y = \alpha + \beta_1 JKP_{SIRKM} + \beta_2 MSZH_{SIRKM} + \beta_3 r + \beta_4 a_m + \beta_5 a_j + \beta_6 d_{va} + \beta_7 d_{fout}, \quad (8)$$

ahol: y – függőváltozó; a külföldre ingázók arányának négyzetgyöke, r – a településekre vonatkozó rangszám, a_m – az adott településről a megyeszékhelyre naponta közlekedő autóbuszok száma, a_j – az adott településről a járásközpontba naponta közlekedő autóbuszok száma, d_{va} – a településekhez legközelebbi vasútállomás távolsága, d_{fout} – a településekhez legközelebbi legalább másodrendű főút távolsága.

4. EREDMÉNYEK

Az alapmodellből kiindulva fel lehet állítani a térökonometriai modelleket, amennyiben van térbeli autokorreláció az adatok között. A térökonometriai elemzésekhez minden esetben szükséges egy térbeli súlymátrix [19]. Ehhez egy távolságtól függő bináris súlymátrixot alkalmaztunk, eszerint két település akkor szomszédos, ha távolságuk nem több, mint 12,5 km. Ez alapján a következő szomszédosági mátrix állítható fel (2. ábra).

A Moran-I értéke $I = 0,3932$ ($z = 27,026$), amely szignifikánsan eltér a várható értékétől, így megállapítható, hogy van térbeli autokorreláció. Annak eldöntésére, hogy melyik modell alkalmazható, a Lagrange-Multiplikátor teszt áll rendelkezésünkre (Anselin, 1988; Anselin et al., 1996). Ez mindhárom modellre szignifikáns eredményt adott, így mindhárom modell alkalmazható (SAR, SEM és SAC). A paraméterbecslés eredményeit a következő táblázat szemlélteti (1. táblázat). A becült paraméter alatt szögletes zárójelben a t -próba (OLS), valamint a z -próba (térökonometriai modellek) próbat statisztika értékeit tüntettük fel, ahol a nullhipotézis, hogy az adott paraméter nem tér el nullától. A szignifikanciaszint kódolása az R program alapján történt: ***, ha $p < 0,001$; **, ha $p < 0,01$; *, ha $p < 0,05$; és ., ha $p < 0,1$.



3. ábra A régió szomszédsági viszonyai (forrás: saját szerkesztés)

A paraméterbecslés eredménytáblázata (forrás: saját szerkesztés)

1. táblázat

| | OLS | | SAR | | SEM | | SAC | |
|-------------------|----------|-----|----------|-----|----------|-----|----------|-----|
| Tengelymetszet | 12,347 | | 7,7925 | | 9,8472 | | 7,7984 | |
| | [6,777] | *** | [6,044] | *** | [6,882] | *** | [5,987] | *** |
| $JKP_{SIR_{KM}}$ | 2,4022 | | 0,8 | | 1,0646 | | 0,8028 | |
| | [3,516] | *** | [1,659] | . | [1,842] | . | [1,632] | |
| $MSZH_{SIR_{KM}}$ | -14,3691 | | -6,5276 | | -9,885 | | -6,5567 | |
| | [-3,092] | ** | [-1,978] | * | [-2,199] | * | [-1,931] | . |
| r | -2,1866 | | -1,5494 | | -1,4475 | | -1,55 | |
| | [-5,871] | *** | [-5,955] | *** | [-5,581] | *** | [-5,941] | *** |
| a_m | -0,0328 | | -0,0071 | | -0,0052 | | -0,0071 | |
| | [-5,336] | *** | [-1,649] | . | [-0,929] | | [-1,63] | |
| a_j | 0,044 | | 0,0121 | | 0,0099 | | 0,0121 | |
| | [7,271] | *** | [2,815] | ** | [1,987] | * | [2,754] | ** |
| d_{va} | 0,0027 | | -0,0053 | | -0,014 | | -0,0054 | |
| | [0,103] | | [-0,296] | | [-0,638] | | [-0,302] | |
| d_{fout} | 0,0672 | | 0,0161 | | 0,0089 | | 0,0161 | |
| | [2,625] | ** | [0,903] | | [0,397] | | [0,898] | |
| ρ | | | 0,8898 | | | | 0,8885 | |
| | | | [26,27] | *** | | | [16,45] | *** |
| λ | | | | | 0,925 | | 0,0071 | |
| | | | | | [33,86] | *** | [0,029] | |

A modellek közül csak a SAR és a SAC modell elfogadható, ugyanis az OLS modell esetében autogresszió figyelhető meg az adatok között, erre építjük fel a térökonometriai modellt, míg a SEM esetében a hibatagok normáleloszlása nem igazolható. Megvizsgálva a térbeli egyenlőtlenségből képzett változókat megállapítható, hogy a központosított megyékben kevésbé jellemző a külföldre ingázás, különösképpen a megyeszékhelyekhez közel, míg ugyanez a járásközpontok esetében fordítottan igaz. Minél nagyobb a járásközpont jelentősége, és a település minél közelebb van hozzá, annál nagyobb az elingázók aránya. Ezzel párhuzamosan láthatjuk, hogy a rangszám együtthatója is negatív, vagyis minél rangosabb településről beszélünk (rangszám alacsonyabb) annál nagyobb a külföldre ingázók aránya.

5. ÖSSZEFOGLALÁS

Összefoglalásképpen elmondható, hogy a külföldi ingázásra térökonometriai modellt építettünk a területi egyenlőtlenségi mutató és a rangszám felhasználásával, melyhez kontrollváltozóként a közlekedési rendszer mutatószámait használtuk fel. Megállapításra került, hogy mind a rangszámnak, mind pedig a területi egyenlőtlenségi mutatókból képzett magyarázóváltozónak szignifikáns hatása van a modellre. Elmondható,

hogy egy központosított megyeszékhely közelsége negatívan befolyásolja a külföldre való ingázást, míg egy központosított járásközpont pozitívan teszi mindezt. Emellett elmondható, hogy inkább a rangosabb településekről ingáznak külföldre. A kontrollváltozók ugyanerre a megfigyelésre erősítenek rá.

Mindezek hatására a szerzők azon a véleményen vannak, hogy a határon való ingázás közösségi közlekedési rendszerekkel való támogatása indokolt. Előremutató példák megfigyelhetők, például Rajka és Pozsony viszonylatában, valamint Pornóapáti térségében, azonban ennél szorosabb integrációra lehet szükség a jövőben. Ezzel a személygépjármű-forgalom is mérsékelhető lenne, ami a helyben élők egyik elsődleges igénye.

IRODALMI HIVATKOZÁSOK

- [1] Anderson, W.P., Maoh, H.F., Burke, C.M., 2014. Passenger car flows across the Canada–US border: The effect of 9/11. *Transport Policy* 35, 50–56. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2014.05.005>
- [2] Anselin, L., 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- [3] Anselin, L., Bera, A.K., Florax, R., Yoon, M.J., 1996. Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics* 26, 77–104. [https://doi.org/10.1016/0166-0462\(95\)02111-6](https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02111-6)
- [4] Auerbach, F., 1913. Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration. *Petermanns Geographische Mitteilungen* 59, 74–76.
- [5] Avetisyan, M., Heatwole, N., Rose, A., Roberts, B., 2015. Competitiveness and macroeconomic impacts of reduced wait times at U.S. land freight border crossings. *Transportation Research Part A: Policy and Practice* 78, 84–101. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2015.04.027>
- [6] Bivand, R.S., Hauke, J., Kossowski, T., 2013a. Computing the Jacobian in Gaussian spatial autoregressive models An illustrated comparison of available methods. *Geographical Analysis* 45, 150–179.
- [7] Bivand, R.S., Lewin-Koh, N., 2017. *mapproj: Tools for Reading and Handling Spatial Objects*.
- [8] Bivand, R.S., Pebesma, E.J., Gómez-Rubio, V., 2013b. *Applied Spatial Data Analysis with R*, 2nd ed. ed, USER Series. Springer, New York, NY.
- [9] Bivand, R.S., Piras, G., 2015. Comparing Implementations of Estimation Methods for Spatial Econometrics. *Journal of Statistical Software* 63, 1–36.
- [10] Bivand, R.S., Wong, D.W.S., 2018. Comparing implementations of global and local indicators of spatial association. *TEST* 27, 716–748. <https://doi.org/10.1007/s11749-018-0599-x>
- [11] Bradbury, S.L., 2013. The impact of security on travelers across the Canada–US border. *Journal of Transport Geography* 26, 139–146. <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2012.08.009>
- [12] Brown, M.W., Anderson, W.P., 2015. How thick is the border: the relative cost of Canadian domestic and cross-border truck-borne trade, 2004–2009. *Journal of Transport Geography* 42, 10–21. <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2014.10.006>
- [13] Buczkowska, S., Coulombel, N., de Lapparent, M., 2019. A comparison of Euclidean Distance, Travel Times, and Network Distances in Location Choice Mixture Models. *Netw Spat Econ* 19, 1215–1248. <https://doi.org/10.1007/s11067-018-9439-5>
- [14] Burt, M., 2009. Tighter Border Security and Its Effect on Canadian Exports. *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques* 35, 149–169.
- [15] Clauset, A., Shalizi, C.R., Newman, M.E.J., 2009. Power-Law Distributions in Empirical Data. *SIAM Rev.* 51, 661–703. <https://doi.org/10.1137/070710111>
- [16] Danis, J., Dolinayova, A., Cerna, L., Zitricky, V., 2018. Impact of the Economic Situation in the Slovak Republic on Performances of Railway Transport. *Periodica Polytechnica Transportation Engineering*, 47, 2, 118–123. <https://doi.org/10.3311/PPtr.11185>
- [17] Dusek T., Kotosz B., 2016. *Területi statisztika*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- [18] Európai Parlament, Tanács, 2003. A statisztikai célú területi egységek nomenklatúrájának (NUTS) létrehozásáról.
- [19] Getis, A., 1991. Spatial interaction and spatial autocorrelation: a cross-product approach. *Environment and Planning A* 23, 1269–1277.
- [20] Gross, J., Ligges, U., 2015. *nortest: Tests for Normality*.
- [21] Hagget, P. (Ed.), 2001. *Geography: a global synthesis*. Pearson Education Limited, Harlow.
- [22] Huber, P., Nowotny, K., 2013. Moving across Borders: Who is Willing to Migrate or to Commute? *Regional Studies* 47, 1462–1481. <https://doi.org/10.1080/00343404.2011.624509>
- [23] Hummels, D.L., 1999. Toward a Geography of Trade Costs. *SSRN Electronic Journal* 30. <https://doi.org/10.2139/ssrn.160533>

- [24] Lakatos, A., Mándoki, P. 2020. Sustainability Analysis of Competition in Public Transport Systems: A Comparative Case Study in Hungary and Finland. *Periodica Polytechnica Civil Engineering* <https://doi.org/10.3311/PPci.14824>
- [25] Lakatos, A., Tóth, J., Mándoki, P. 2020. Demand Responsive Transport Service of ‘Dead-End Villages’ in Interurban Traffic. *Sustainability*, 12, 9, 3820. <https://doi.org/10.3390/su12093820>
- [26] Lakatos I, Kőrös P, Hajdu F 2014: Examination of the effect of sensor properties on the secondary battery model in simulation environment, *ACTA TECHNICA JAURINENSIS* 7 : 1 pp. 71-86. , 16 p.
- [27] LeSage, J.P., 2008. An Introduction to Spatial Econometrics. *Revue d'économie industrielle* 19–44. <https://doi.org/10.4000/rei.3887>
- [28] Maoh, H.F., Khan, S.A., Anderson, W.P., 2016. Truck movement across the Canada–US border: The effects of 9/11 and other factors. *Journal of Transport Geography* 53, 12–21. <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2016.04.002>
- [29] Miltiadou, M., Bouhouras, E., Basbas, S., Mintsis, G., Taxiltaris, C., 2017. Analysis of border crossings in South East Europe and measures for their improvement. *Transportation Research Procedia* 25, 603–615. <https://doi.org/10.1016/j.trpro.2017.05.445>
- [30] Moran, P.A.P., 1948. Some Theorems on Time Series: II The Significance of the Serial Correlation Coefficient. *Biometrika* 35, 255. <https://doi.org/10.2307/2332344>
- [31] Niebuhr, A., 2008. The Impact of EU Enlargement on European Border Regions.
- [32] Opasanon, S., Kitthamkesorn, S., 2016. Border crossing design in light of the ASEAN Economic Community: Simulation based approach. *Transport Policy* 48, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2016.02.009>
- [33] Ord, K., 1975. Estimation Methods for Models of Spatial Interaction. *Journal of the American Statistical Association* 70, 120. <https://doi.org/10.2307/2285387>
- [34] Park, J., Kwon, C., Son, M., 2014. Economic implications of the Canada–U.S. border bridges: Applying a binational local economic model for international freight movements. *Research in Transportation Business & Management* 11, 123–133. <https://doi.org/10.1016/j.rtbm.2014.06.003>
- [35] Pebesma, E.J., Bivand, R.S., 2005. Classes and methods for spatial data in R. *R News* 5, 9–13.
- [36] R Core Team, 2017. A language and environment for statistical computing.
- [37] Sarmiento-Barbieri, I., 2016. An Introduction to Spatial Econometrics in R. Champaign.
- [38] Sipos, T., 2017. Spatial Statistical Analysis of the Traffic Accidents. *Periodica Polytechnica Transportation Engineering*. <https://doi.org/10.3311/PPtr.9895>
- [39] Szabó Z., Sipos T., 2019. Területi egyenlőtlenségek hatása megyei forgalom esetén, in: Horváth G., Gaál B., Horváth B. (Eds.), *Közlekedéstudományi Konferencia Győr 2019 Conference on Transport Sciences: Alternatív-Autonóm-Kooperatív-Komparatív Mobilitás*. pp. 905–915.
- [40] Szabó, Z., Sipos, T., Török, Á., 2017. Spatial Econometric Analysis of the Hungarian Border Crossings. *MATEC Web of Conferences* 134, 00057. <https://doi.org/10.1051/mateconf/201713400057>
- [41] Szabó, Z., Török, Á., 2019. Spatial Econometrics – Usage in Transportation Sciences: A Review Article. *Period. Polytech. Transp. Eng.* <https://doi.org/10.3311/PPtr.12047>
- [42] Szabó, Z., Török, Á., Sipos, T., 2019. Order of the Cities: Usage as a Transportation Economic Parameter. *Period. Polytech. Transp. Eng.* <https://doi.org/10.3311/PPtr.13786>
- [43] Tagai, G., Péntzes, J., Molnár, E., 2008. Methods of the analysis of integration effect on border areas – the case of Hungary. *Eurolimes - Journal of the Institute for Euroregional Studies* 6, 150–160.
- [44] Tobler, W.R., 1970. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography* 46, 234. <https://doi.org/10.2307/143141>
- [45] Török, Á, Zöldy M: Energetic and economical investigation of greenhouse gas emission of Hungarian road transport sector, *Pollack Periodica* 5:3 pp. 123-132, 10 p. (2010) DOI 10.1556/Pollack.5.2010.3.10
- [46] Török Á, Zöldy M, Várkonyi D.: Travel Demand Management road pricing and climate change at IV. TEN-T corridor in Hungary, In: Sammer, Gerd (szerk.) *TDM 2008 Conference on Travel Demand Management*
- [47] Varga A., 2002. Térökonometria (Spatial Econometrics). *Statisztikai szemle* 80, 354–370.
- [48] Zhukov, Y.M., 2010. Applied spatial statistics in R, Section 6 [WWW Document]. *Geostatistics*. URL <http://www.people.fas.harvard.edu/~zhukov/Spatial6.pdf>
- [49] Zipf, G.K., 1949. Human behavior and the principle of least effort.