



# Területi Statisztika

Közzététel: 2024. április 4.

**A tanulmány címe:**

A többskálás földrajzilag súlyozott regresszió alkalmazása a településszintű vállalati felszámolások hazai vizsgálatához, 2019

**Szerző:**

Ágoston Norbert

<https://doi.org/10.15196/TS640201>

***Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Területi Statisztika c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány, vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.***

- 1) A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
- 2) A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
- 3) A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
  - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
  - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
  - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
- 4) A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, hasznoszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
- 5) A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
- 6) A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

***„Forrás: Területi Statisztika c. folyóirat 64. évfolyam 2. számában megjelent, Ágoston Norbert által írt, A többskálás földrajzilag súlyozott regresszió alkalmazása a településszintű vállalati felszámolások hazai vizsgálatához, 2019 c. tanulmány”***

- 7) A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségszerűen egybe a KSH, vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.



## **A többskálás földrajzilag súlyozott regresszió alkalmazása a településszintű vállalati felszámolások hazai vizsgálatához, 2019\***

### **The multiscale geographically weighted regression method applied in the study of settlement-level enterprise liquidation, 2019**

**Ágoston, Norbert**

Pécsi Tudományegyetem,  
Közgazdaságtudományi Kar,  
Regionális Politika és Gazdaságtan  
Doktori Iskola  
E-mail: agoston.norbert@tk.pte.hu

A társadalmi-gazdasági jelenségek közötti kapcsolatok feltárásának egyik leggyakoribb statisztikai eszköze a regressziószámítás. A hagyományos regressziós modellek azonban korlátozottan megbízhatóak térbeli adatok esetén. Ennek orvoslására az egyik megoldás a földrajzilag súlyozott regresszió (geographically weighted regression – GWR), amelyben a térbeli folyamatokat változóként alkalmazzák. A hagyományos GWR feltételezi, hogy a modellezett folyamatok mindegyike azonos térbeli sáv szélességen működik. A módszer újszerű kiegészítése lehetővé teszi, hogy minden kapcsolat különböző térbeli sáv szélesség szerint változhat, ami a többskálás földrajzilag súlyozott módszerhez (multiscale geographically weighted regression – MGWR) vezet. A tanulmány a standard legkisebb négyzetek módszere (ordinary least squares – OLS), a GWR és az MGWR összehasonlítását a vállalati felszámolás térbeli vizsgálatával ragadta meg. A szerző a településszintű vállalati felszámolások térbeli változékonyságát mezoszintű gazdasági, önkormányzati, közlekedési adottságokat jellemző adatok segítségével becsülte. A három modell eredményei arra világítottak rá, hogy az MGWR

\* A tanulmányban a vizsgált változók és a felszámolási arány közötti pozitív, illetve negatív kapcsolatot/hatást/összefüggést matematikai értelemben használjuk az azonos, illetve az ellentétes irányú kapcsolat/hatás kifejezésére.

**Kulcsszavak:**  
földrajzilag súlyozott regresszió,  
helyi statisztika,  
MGWR,  
felszámolás,  
fizetéseképtelenség

felülmúlta a másik két módszert. A felszámolásra ható gazdasági tényezők közül a munkanélküliségi ráta globális hatása, valamint az egy főre jutó jövedelem helyi hatása figyelhető meg. A településeken meglévő bankfiókok, valamint az ipari ágazat súlya jelentős hatással vannak a vállalati felszámolásokra, hasonlóan a közlekedési és szállítási adottságok mutatói is.

Regression is one of the most common statistical tools used in exploring relationships between socio-economic phenomena. Traditional regression models, however, have limited reliability in case of spatial data. One solution to this problem is the geographically weighted regression (GWR), which considers spatial processes as variables. Traditional GWR assumes that all modelled processes operate on the same spatial bandwidth. A novel extension allows each relationship to vary according to different spatial bandwidths, leading to the multiscale geographically weighted (MGWR) method. This paper is comparing standard OLS, GWR and MGWR by investigating corporate liquidation. The author estimated the spatial variability of settlement-level corporate liquidations using meso-level economic, municipal, and transportation data. The findings of the three models indicated that MGWR outperformed the other two methods. Among the economic factors affecting liquidation, the global effect of the unemployment rate and the local effect of per capita income may be observed. The presence of bank branches in the settlement and the weight of the industrial sector significantly impact business liquidations, as well as transportation indicators.

**Keywords:**  
geographically weighted regression,  
local statistics,  
MGWR,  
liquidation, insolvency

*Beküldve:* 2023. május 15.

*Elfogadva:* 2023. szeptember 20.

## Bevezetés

„Minden mindennel összefügg, de a közeli dolgok jobban összefüggnek, mint a távoliak” (Tobler 1970: 236. o.). Tobler első földrajzi törvényét a földrajzilag súlyozott regresszió (geographically weighted regression – GWR) gyakorlatilag működésbe hozza. Ez a statisztikai módszer lehetővé teszi, hogy a jelenségek kapcsolata a térben változó legyen. A GWR a tér egy adott pontjában az adatokat „kölcsonveszi” a közeli helyektől, és a regressziós ponttól mért távolság alapján súlyozza (Fotheringham et al. 2017). Eredménye egy helyspecifikus, minden kapcsolatra vonatkozó becslés, valamint egy sáv szélesség (bandwidth), amely a folyamatok földrajzi skáláját jellemzi (Oshan et al. 2019). Számos alkalmazása ismert a GWR-nek, mint például a munkaerőpiaci (Lewandowska-Gwarda 2018), a lakásár- (Tomal 2021), a közegészségügyi elemzés (Goschin–Dimian 2023), továbbá a légköri tudományok területén végzett vizsgálatok (Zhou et al. 2019) és a kriminológiai kutatások (Andersen 2022).

A klasszikus GWR egyetlen sáv szélesség-paramétert alkalmaz az összes kapcsolatra vonatkozóan, amely azt feltételezi, hogy a vizsgált folyamatok egyazon skálán működnek. Ez azonban modellezési korlátot jelent, mivel valós körülmények között általában több skálát érintő folyamatok vannak (Li–Fotheringham 2020). Például egy település vállalati ökoszisztémáját a helyi kereslet, a regionális közlekedési infrastruktúra, az országos szintről érkező szabályozás és a globális gazdasági helyzet befolyásolja, amelyek mindegyike különböző skálán fejt ki hatását. A GWR módszer továbbfejlesztett változatánál, a többskálás földrajzilag súlyozott regresszió (multiscale geographically weighted regression – MGWR) a sáv szélesség mindegyik magyarázó változó esetében különböző lehet, így ennek segítségével elkülöníthetünk helyi, regionális és globális folyamatokat (Li–Fotheringham 2020).

A tanulmány fő célja a helyi statisztikai módszerek áttekintése, továbbá a GWR és az MGWR összemérése a tér nélküli legkisebb négyzetek (ordinary least squares – OLS) becslésének teljesítményével, valós gazdasági adatok segítségével.

A tanulmány másik célkitűzése a vállalati felszámolás térbeli összetevőinek a feltárása. Ezzel kapcsolatban a következő kérdéseket fogalmazzuk meg: A térnek van-e szerepe a vállalati felszámolás szempontjából? Milyen térbeli befolyásoló tényezői vannak a felszámolásnak? Számít-e a városi elhelyezkedés a felszámolás tekintetében? Ezek megválaszolására magyarországi településszintű elemzést végeztünk 2019-re vonatkozóan, amely gazdaságilag viszonylag stabil évnak tekinthető, a vállalati megszűnések csökkenő trendjével, 1,1%-os átlagos felszámolási aránnyal jellemezhető, utóbbi 10%-kal alacsonyabb az azt megelőző évinél.

## A vállalatok megszűnése és a térbeliség kapcsolata

A vállalati megszűnés egyik legfőbb kiindulópontja a fizetésképtelenség, amelyben jellemzően a gazdasági tevékenység pénzügyi problémák miatt áll le, és gyakran a

felszámolási eljárással végződik. A fizetéseképtelenséget számos mögöttes tényező befolyásolhatja: környezet, iparág, méret, makrogazdasági körülmények, vállalatvezetés, verseny, életciklus, kultúra stb. Emellett a vállalatok az egymás által előidézett hatásoknak is ki vannak téve, a kölcsönös kapcsolatok okán. Egy vállalat csődje következményekkel lehet a kisebb méretű partnervállalataira, vagy a tőle túlzottan függő beszállítóira is. A tartozások késedelmes fizetése az üzletfelek számára pénzügyi nehézséget, többletfinanszírozási költséget, sőt esetenként fizetéseképtelenséget idéz elő, amely akár csődhelyzethez is vezethet. Egy csődeset megjelenésekor a vállalati összefonódás „fertőző” hatású lehet, iparágakon belüli csődhöz vezethet (Doumpos–Zopoudinis 1999, Van Caillie–Dighaye 2002).

A fizetéseképtelenség kifejezésére a gazdasági és pénzügyi fogalmak között számos rokon kifejezést találunk, úgymint a csőd, a fizetés elmaradása vagy a tartósan negatív pénzáramlás. A fizetéseképtelenség tényének objektív „mérésére” talán a hivatalos jogi eljárások bizonyulnak a legalkalmasabbnak, mint a csődeljárás és a felszámolási eljárás. A tanulmányban az utóbbit használtuk a fizetéseképtelenség meghatározására. A fizetéseképtelenség elemzése alapvetően vállalati pénzügyi irányultságú, és a csődmodelleket alkalmazza, leggyakrabban vállalati pénzügyi adatok segítségével. Ebből a szempontból alapvetőnek tekinthetjük Beaver (1966) és Altman (1968) munkáját, ugyanakkor fontos mérföldkövek Ohlson (1980), Zmijewski (1984), Messier–Hansen (1988) és Fletcher–Goss (1993) eredményei is, csak néhányat említve.

A magyar csődelőrejelzés úttörő kutatásai Virág (2004), Kristóf (2005), Virág–Nyitrai (2013) tanulmányaihoz köthetőek. Molnár (2019) megyei bontásban a magyar önkormányzati tulajdonban lévő vállalatok csődelőrejelzését többek között az Altman-, a Springate- és a Zmijewski-modellel végezte, kapcsolatot keresve a földrajzi elhelyezkedés és a működőképesség között. Az utóbbi évtized magyar kutatásaiban a csődelőrejelző módszerek jelentős fejlődésen mentek keresztül, elérve a nemzetközi csődkutatás színvonalát (Banai et al. 2016, Bauer–Endrész 2016, Kristóf 2018, Nyitrai 2019). Kifejezetten gyarapodtak a mesterséges intelligencián alapuló és adatbányászómódszerek (Kristóf–Virág 2019). A magyar csődelőrejelzés részletes, 30 éves fejlődési útját Kristóf–Virág (2020) foglalta össze, akik hasznos megállapításokat, javaslatokat tettek, és jövőbeli kutatási irányokat jelöltek ki.

### **A csőd és térbeliség**

A viszonylag élénk kutatási érdeklődésre számot tartó csődelőrejelzésről kisszámú olyan tanulmány van, amely a csőd és a térbeli elhelyezkedés közötti kapcsolatot vizsgálja. Ez főként azzal magyarázható, hogy a vállalati csőd térbeli vizsgálata során kevés tanulmány foglalkozik elméleti megalapozással, és azok is szerteágazó forrásból származnak (Sanguineti 2022). Buehler et al. (2012) a földrajzi elhelyezkedés fontosságát hangsúlyozták a vállalatok csődjével kapcsolatban. Tanulmányukban svájci adatok kiterjedt mintáján kimutatták, hogy alacsonyabb a csődarány a nagyvá-

rosokban és a turisztikai településeken. A kedvező üzleti feltételekkel rendelkező régiókban, ahol alacsony szintű a munkanélküliségi ráta, visszafogott mértékű a vállalati adókulcs, valamint magas arányú az állami beruházás, ott mérsékelte a csődarány. Fotopoulos–Louri (2000) görög adatokon végzett kutatásukkal bizonyítékot találtak az agglomerációs gazdaságban működő centripetális erők létezésére. Fő következtetésük szerint az újonnan megalakuló vállalatok nagyobb valószínűséggel válnak túlélővé Athén nagyvárosi környezetében, mint az ország más részében. Andreano et al. (2018) térbeli függőséget tártak fel olasz feldolgozóipari vállalatok csődjének vizsgálatánál, és a szomszédos elhelyezkedés fertőző hatását mutatták ki. A szerzők szerint a túlélés esélye megháromszorozódik abban az esetben, ha a szomszédságban egy hasonló méretű és korú fizetőképes vállalat helyezkedik el. Mate-Sánchez-Val (2020) madridi agrár- és élelmiszeripari vállalatok csődjének térbeli elemzésében arra a következtetésre jutott, hogy szignifikáns jelentősége van a földrajzi elhelyezkedésnek a csődbe jutásban. Az eredmények alapján a nagyvállalatokhoz és a logisztikai központokhoz közel elhelyezkedő agráripari társaságok kisebb eséllyel bukhatnak el. Szintén a csődesetek térbeli koncentrációját figyelték meg Ruiz-Marín et al. (2023), akik emellett azt találták, hogy az alacsony szintű pénzügyi rugalmasság és az elégtelen tőkeellátottság magas csőd kockázatot jelent abban az esetben, ha megjelenik egy, a Covid19-válsághoz hasonló sokkhatás. Serra et al. (2022) spanyol csődbe jutott vállalatok vizsgálatában térbeli és időbeli tovagyrúzó hatásokat észleltek a mezőgazdaságban, az iparban és a szolgáltatásokban. Ágazati tovagyrúzó hatást is felderítettek, így empirikusan bizonyították, hogy az egy régióban bekövetkező nagyobb csődesemény tovaterjed a szomszédos régiókba és más gazdasági ágazatokba is. Ruiz-Marín et al. (2023) térbeli koncentrációt figyeltek meg a csőd tekintetében a Covid19-válság okozta negatív hatás vizsgálatánál.

### Finanszírozási lehetőségek és a megszűnés

A finanszírozás a vállalat működésének szerves része. A finanszírozási kapcsolatok minősége pedig alapvetően befolyásolja a vállalatvezetést és a sikeres navigálást (Pollard 2003). Ebből következően a vállalatok külső finanszírozási lehetőségei jelentős hatással vannak a megszűnésre (Arcuri et al. 2019). A vállalatok és a pénzügyi intézmények térbeli kapcsolatának vizsgálatai a fizikai közelség fontosságát emelik ki, kifejezetten a kisvállalatok esetében (Agarwal–Hauswald 2010, Ho–Wilhelmsson 2022, Nguyen 2019, Petersen–Rajan 2002). A bankok és a vállalati megszűnés vonatkozásában Arcuri–Levratto (2020) kimutatták, hogy a helyi pénzügyi szolgáltatások fejlettsége a kisvállalatok megszűnésére negatív hatással van, és rendszerint ezek a gazdasági szereplők nehézségekkel küzdenek a hitelek megszerzésének folyamatában. Említett szerzők empirikusan azt is tesztelték, hogy a bankok sűrűsége egy adott településen hogyan befolyásolja a vállalati csődöket. Eredményeik alapján a helyi bankfiókok koncentrációja csökkenti a közepes méretű vállalatok csődbe jutásának esélyét (Arcuri–Levratto 2020).

## Helyi gazdasági körülmények és a megszűnés

A helyi keresletre támaszkodó vállalatokat nagymértékben befolyásolják a helyi gazdasági körülmények, ebből kifolyólag a helyi üzleti feltételek közvetlen tényezői a vállalati felszámolásnak (Love 1996). A helyi munkanélküliségi ráta az egyik mutatója a helyi üzleti körülményeknek. A munkanélküliségi ráta alacsony szintje kedvező gazdasági környezetet, valamint fokozott üzleti aktivitást jelez, amelyből a lakossági fogyasztás által megnövekedett vállalati bevétel várható. Ennek következtében a felszámolás és a munkanélküliség között azonos irányú kapcsolatot fedezhetünk fel (Everett–Wattson 1998, Audretsch–Mahmood 1995, Buehler et al. 2012). A helyi üzleti feltételeket ugyancsak befolyásolja a gazdaságpolitika. A vállalatokra vonatkozó adók mellett a kormányzati kiadások is lényeges mérőszámok a gazdaságpolitikának. A magasabb adóráták többletköltséget jelent a vállalatok számára, így a túlélés esélyét csökkentik. Pozitív irányú kapcsolatot találunk az adóráták és a megszűnés között, a közkiadások mértéke pedig negatív kapcsolatban áll a csőd kialakulásával (Buehler et al. 2012).

## Földrajzilag súlyozott regressziós módszerek

A globális regressziós módszerek a két vagy több változó közötti kapcsolatot írják le, és az együtthatók becsléséhez rendszerint OLS módszert alkalmaznak. Ezek a módszerek nem veszik figyelembe a megfigyelések térbeli elhelyezkedését, mivel az a feltevésük, hogy a jelenségek kapcsolatai a térben állandóak (Cupido et al. 2020). Ellenben a GWR továbblépés a hagyományos globális regresszió módszeréhez képest, hiszen a térbeli folyamatokat változóként tudja kezelni (Fábián 2013). A területi súlyozás abban nyilvánul meg, hogy a megfigyelés körül található értékeknek úgy számítjuk ki a súlyozott átlagát, hogy a közelebb lévő értékek nagyobb súlyt kapnak (Dusek–Kotosz 2017). A standard GWR módszer a következő képlettel írható fel (Fotheringham et al. 2017):

$$y_i = \sum_{j=0}^m \beta_j(u_i, v_i) x_{ij} + \varepsilon_i \quad (1)$$

ahol  $i = 1, \dots, n$  megfigyelések az  $(u_i, v_i)$  lokációban,  $y_i$  a független változó,  $x_{ij}$  a  $j$ -edik magyarázó változó,  $\beta_j(u_i, v_i)$  a  $j$ -edik magyarázó változó együtthatója,  $\varepsilon_i$  a hibátagot jelöli. Az OLS-sel ellentétben a paraméterek változhatnak a  $(u_i, v_i)$  lokációban. A végeredmény a becsült paraméterek vektora lesz, amely súlyozott OLS módszerrel adódik minden területi egységre, a következő módon (Fotheringham–Oshan 2016):

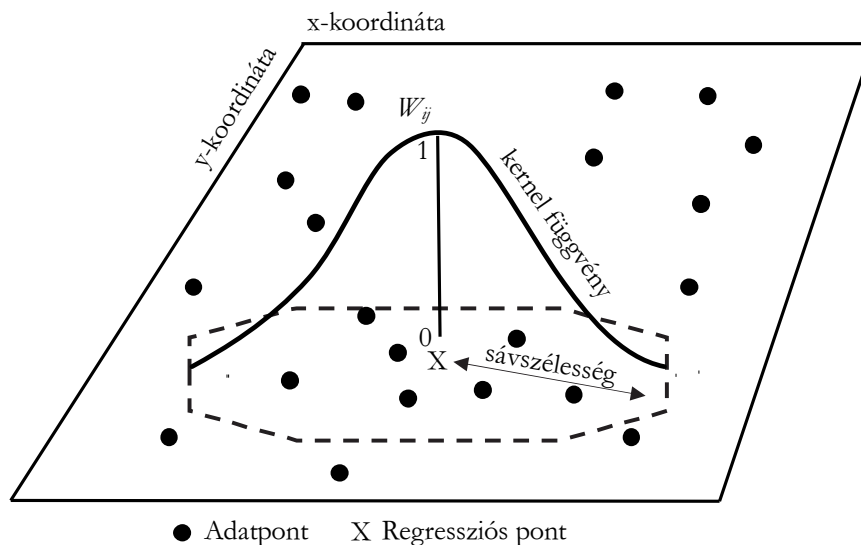
$$\hat{\beta}(i) = [X'W(i)X]^{-1}X'W(i)y \quad (2)$$

ahol  $\hat{\beta}(i)$  a becsült együtthatók  $1 \times n$  méretű vektora,  $X$  a magyarázó változók  $n \times j$  méretű mátrixa,  $W$  a diagonális súlymátrix, amelyben a megfigyelések súlyozása a regressziós ponttól mért távolság alapján történik,  $y$  a függő változó megfigyelései.

nek  $n \times 1$  méretű vektora. A súlymátrix ( $W$ ) kiszámításához szükséges egy térbeli szűrőt (kernel függvényt) alkalmazni. Két kernel típus használható, a fix és az adaptív. A fix térbeli szűrő rögzíti a sáv szélesség-paramétert, ezért minden regressziós pont súlyozásának átmérője azonos lesz, amely kalibrációs problémákhoz vezethet, amennyiben a vizsgált területen alacsony a megfigyelések száma. Az adaptív kernel orvosolja ezt a problémát, mivel a legközelebbi szomszéd módszerrel a súlyozás átmérője változik, és minden helyi regresszióhoz azonos számú megfigyelés használható fel (Oshan et al. 2019). A gyakorlatban az adatpontok figyelembevétele mellett a legtöbb problémára javasolható az adaptív dupla négyzetes (biquare) kernel (Fotheringham–Oshan 2016). A fix és az adaptív térbeli szűrőkről, valamint a térbeli súlyozásról részletes magyar nyelvű leírást és alkalmazási példát lásd Fábíán (2013), valamint a GWR módszer további hazai gyakorlati alkalmazását Kotosz (2016), Egri–Paraszt (2018), Sümeghy (2021) tartalmazza. A GWR térbeli paramétereinek szerkezetét az 1. ábra mutatja.

1. ábra

**A földrajzilag súlyozott regresszió sematikus ábrázolása**  
Schematic representation of the geographically weighted regression



Forrás: Fotheringham et al. (2002) alapján saját szerkesztés.

A GWR továbbfejlesztett, többskálás változata az MGWR, amely azért előnyösebb, mert megengedi, hogy a sáv szélességek különbözőek legyenek, minden kapcsolat esetén egy adott modellben (Fotheringham et al. 2017, Oshan et al. 2019). A GWR összes térbeli változójának ugyanazon térbeli skálán működő feltételének feloldása rugalmasabb térbeli modellek megalkotását tette lehetővé (Cupido et al.



2020). Az MGWR módszer a következőképpen fejezhető ki (Fotheringham et al. 2017):

$$y_i = \sum_{j=0}^m \beta_{bwj} (u_i, v_i) x_{ij} + \varepsilon_i \quad (3)$$

ahol a  $bwj$  a  $\beta_{bwj}$ -ben a  $j$ -edik feltételes kapcsolat kalibrálásához alkalmazott sáv szélességet jelöli  $i$  pontban. A modell kalibrálása során az általánosított additív modell (generalized additive model) backfitting iteratív algoritmust használ, a következő módon (Fotheringham et al. 2017):

$$y = \sum_{j=0}^m f_j + \varepsilon \quad (4)$$

ahol  $f_j$  simító függvény, amellyel az MGWR modell  $\beta_{bwj} x_j$   $j$ -edik elemét becsüljük.

Az MGWR módszerrel létrejött sáv szélességek jelzik a kapcsolatok földrajzi hatásának mértékét. A kisebb sáv szélességek helyi folyamatokra, a nagyobb sáv szélességek pedig regionális vagy globális folyamatokra utalnak (Cupido et al. 2020). Az egyes sáv szélességek objektív összehasonlításához szükség van a függő és a független változók nullaközepű, valamint egységnyi szórású standardizálására (Oshan et al. 2019). A szakirodalomban fellelhetünk kevert GWR módszert (Brunsdon et al. 1999), amely akkor alkalmazandó, amikor az a feltételezésünk, hogy két különálló sáv szélesség érvényesül az adatokon, az egyik globális, a másik helyi jellegű (Comber et al. 2023).

Mivel a GWR minden független változónak ugyanazt a sáv szélességet becsli, túlsimítja a helyi folyamatokat, és alulsimítja a globálisakat. Ebből kifolyólag az MGWR alkalmasabb valós folyamatok modellezésére, és a modell pontosabban illeszkedik, ugyanakkor nagyobb a számításgénye, mivel több GWR kalibrációt kell végrehajtani (Li–Fotheringham 2020).

A GWR és az MGWR paraméterbecslésekhez Monte Carlo teszttel tudjuk ellenőrizni azt, hogy a megfigyelt térbeli eltérések valóban léteznek-e, vagy csak egy teljesen véletlen folyamat eredményei. A teszt folyamat iteratív módon a megfigyeléseket véletlenszerűen megkeveri, újrakalibrálja a regressziót, miközben a modellspecifikációkat megtartja, és minden felületre kiszámítja az így kapott paraméterbecslések változékonyságát. A teszt 0,05 alatti p-értéke azt jelzi, hogy a megfigyelt együtttható térbeli változékonysága 95%-os biztonsággal szignifikáns, azaz a térbeli változékonyság nem véletlenszerű (Oshan et al. 2019, Brunsdon et al. 1998).

## Adatok

Az elemzések elvégzéséhez településszintű adatokat alkalmaztunk. A felszámolási arány volt a célváltozó, amely becsléséhez gazdasági, demográfiai, közlekedési és megközelíthetőségi, valamint önkormányzati tényezőket vettünk figyelembe. A vég-

ső modellhez kizárólag azokat a városokat és községeket választottuk ki, amelyeknél az 1. táblázatban ismertetett adatok teljes egészében a rendelkezésre álltak. A település típusát a jogállás szerint különítettük el. Töröltük azon települések rekordjait, ahol nem volt felszámolási eljárás, valamint az egy vállalatra jutó árbevétel ezer forint alatti volt az adott évben. Összesen 702 települést (466 községet és 236 várost) elemeztünk (az összes település 22%-át). Az alkalmazott változókat, számítási módjukat, valamint az adatok forrását az 1. táblázatban foglaltuk össze.

1. táblázat

**Az alkalmazott változók és az adatforrások, 2019**  
Variables used and data sources, 2019

Sorszám	Változó neve	Leírás	Adatforrás
1.	Felszámolási arány	Felszámolások száma/Regisztrált vállalatok száma	[1], [4], [7]
2.	Árbevétel	Értékesítés nettó árbevétele, millió forint/Regisztrált vállalatok száma	[6], [7]
3.	Munkanélküliség	Nyilvántartott álláskeresők állandó lakhelye szint, fő/15–64 éves lakosság, fő	[5]
4.	Jövedelem	Személyi jövedelemadó képző belföldi jövedelem, millió forint/Lakosság, fő	[7]
5.	Bankfiók	Bankfiók megléte (0=nem, 1=igen)	[7]
6.	Mezőgazdasági vállalatok	Regisztrált mezőgazdasági, erdőgazdálkodási, halászati vállalatok/Összes regisztrált vállalat	[7], [5]
7.	Iparvállalatok	Regisztrált ipari, építőipari vállalatok/Összes regisztrált vállalat	[7]
8.	Helyi adó/lakos	Helyi önkormányzatok bevételei helyi adóból, millió forint/Lakosság, fő	[5]
9.	Önkormányzati utak	Önkormányzati kiépített utak, kilométer/Összes önkormányzati kiépített és kiépítetlen utak hossza, kilométer	[3]
10.	Vasútállomás, perc	Legközelebbi vasútállomás elérési ideje közúton, a leggyorsabb úton, perc	[3]
11.	Járasközpont, perc	Saját járásszékhely elérési ideje közúton, a leggyorsabb úton, perc	[3]
12.	Budapest, perc	Budapest elérési ideje közúton, a leggyorsabb úton, perc	[3]
13.	Természetes szaporodás	Élvezületések, fő–Halálozások, fő/Lakosság, fő <sup>a)</sup> Hároméves átlagérték: 2017–2019 között	[7]
14.	Város	Település jogállása dummy (1=város, 0=község)	[5]

a) 2017–2019 közötti hároméves átlagérték.  
Forrás: [5] és [7] adatai alapján saját szerkesztés.

Modellünkben a függő változó a felszámolási arány, amely az adott településen felszámolási eljárás alá került kft.-k száma és az összes regisztrált vállalat számának a hányadosa. A számláló esetében a Cégbiztosítási felszámolási eljárásokkal kapcsolatos hirdetései ([1], [4]), valamint a céginformációk [2] voltak segítségünkre, a telepü-

lésszintű információk megszerzése érdekében. Mivel a számláló nem tartalmaz minden gazdasági formát, a nevező azonban igen, ezért a településeken megfigyelt felszámolási aránynál kisebb értéket kaptunk, ami az elemzések célját végső soron nem befolyásolta.

A vállalati fizetéseképtelenséget elsősorban gazdasági változókkal becsültük. Az egyik változó a település vállalatának jövedelmezőségét jelző, egy vállalatra jutó árbevétel, amelynek negatív a feltételezett hatása a felszámolásra. A munkanélküliségi rátát az álláskereső és a gazdaságilag aktív korú népesség arányával számoltuk, amely egyidejűleg a helyi gazdaság egészségi állapotának a mutatója is. A munkanélküliségi ráta alacsony szintje kedvező gazdasági környezetet, valamint fokozott gazdasági aktivitást jelez, amelyben a lakossági fogyasztás által megnövekedett vállalati bevétel várható. Az egy főre jutó belföldi jövedelem a munkanélküliségi rátához hasonlóan a település jólétének fokmérője. A magasabb jövedelem következményeként fokozott fogyasztás feltételezhető, ami a vállalatok bevételét bővíti, így ellentétes irányú kapcsolat valószínűsíthető a felszámolások tekintetében.

A településen a bankfiókok meglétét bináris változóval mértük, ahol 0 annak hiányát, az 1 pedig a meglétét képviselte, beleértve a takarékszövetkezeti fiókokat is. A tanulmányban nem a bankok versenyének szempontjából vizsgáltuk a bankfiókokat. Az is megfigyelhető, hogy számos kis lélekszámú településen, a községekben nincs bankfiók, így a települések vizsgálatánál célravezetőbb a bankfiók meglétét, mintsem a bankfiókok számát megfigyelni. Távoli hozzáféréssel (mobilbank, internetbank) sok banki tevékenység elvégezhető, azonban a bankfiók továbbra is a pénzügyi infrastruktúra egyik leglényegesebb eleme (Helmeczi 2010).

A mezőgazdasági és ipari vállalatok aránya a település gazdasági ágazatának szerkezetét mutatja. A szolgáltatások ágazatot kihagytuk az elemzésből, a fellépő magas korreláció miatt. A mezőgazdasági ágazat magas aránya gyengén fejlett gazdaságra utalhat, ugyanakkor az átlagos felszámolási arány alacsonyabb a mezőgazdasági vállalatoknál, mint az iparban vagy a szolgáltatásokban (Coface 2019).

A település önkormányzatához kapcsolódó mutatókat is bevontunk a modellezésbe, mivel azok a vállalatok telephelyválasztásának lényeges elemei. Az egy főre jutó önkormányzati adóbevételek az önkormányzat pénzügyi erejét és a település fejlettségét tükrözik, hiszen a beszedett adók mértéke az ingatlanpiactól, a gépkocsi-parktól, illetve az ott élők gazdasági erejétől függ. Minél magasabb az értéke, annál függetlenebb a helyi önkormányzat a központi költségvetéstől. Az önkormányzati kiépített utak aránya a településkép, a helyi közlekedési infrastruktúra mutatója. A település megközelíthetőségét, a közlekedési és szállítási lehetőségek helyzetét képviselő változók a vasútállomás elérési ideje, a saját járásközpont elérési ideje és a főváros elérési ideje. Ezek a mutatók percben fejezik ki a távolságot, a leggyorsabb közúton megközelítve.

A természetes szaporodás hároméves átlaga demográfiai mutató, a település hosszú távú potenciálját közvetíti. Tartósan negatív értékek esetén, hosszú távon kedvezőtlen gazdasági következményekkel számolhatunk. A város kétértékű változó

a település jogállását tükrözi, a városi/községi elhelyezkedés jelentőségét méri a felszámolás szempontjából.

A legtöbb adat az Országos Területfejlesztési és Területrendezési Információs Rendszer (TeIR) adatbázisából [7] származik, amely mellett főként a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) adatait [5] használtuk fel. A modellezéshez és adatvizualizációhoz az SPSS 26, a GeoDa 1.14 és az MGWR 2.2.1 szoftvereket alkalmaztuk.

A felszámolási arány leíró statisztikai vizsgálatait azt mutatják, hogy 2019-ben a vizsgált 702 település jellemzően a 0,1 és 0,6% közötti intervallumban található (Függelék F1. ábra). A magyarázó változók közötti korrelációs együtthatók alacsony és közepes mértékű kapcsolatokat mutattak. A legerősebb kapcsolat a mezőgazdasági vállalatok aránya és az iparvállalatok aránya között jelentkezett,  $-0,666$  korrelációs együtthatóval. Berry et al. (1985) számításai szerint, a magas korrelációs együttható akkor okozhat multikollinearitási problémát, amikor kis minta esetén a korrelációs együttható abszolút értéke túllépi a 0,7, vagy nagy minta esetén a 0,8–0,85 értéket. Így a kritikus változók korrelációja még az elfogadható tartományban van.

## Eredmények

### Az OLS modell eredményei

Az OLS modellt elsőre nem standardizált változókkal becsültük, annak érdekében, hogy a megkönnyítsük az eredmények magyarázhatóságát. A későbbi helyi elemzések-nél azonban standardizáltuk. Az OLS becslés paramétereit a 2. táblázat tartalmazza.

2. táblázat

#### A globális OLS modell paraméterei, 2019

Parameters of the global OLS model, 2019

Változó	B	S.E.	Sig.	VIF
Árbevétel	2,71 e <sup>-6</sup>	3,14 e <sup>-6</sup>	0,388	1,315
Munkanélküliség	0,041	0,009	<0,000***	2,038
Jövedelem	-0,003	0,001	0,027**	3,009
Bankfiók	-0,005	0,001	<0,001***	1,832
Mezőgazdasági vállalatok	-0,004	0,002	0,028**	3,513
Iparvállalatok	0,023	0,005	<0,001***	2,164
Helyi adó/lakos	-0,005	0,005	0,281	1,672
Önkormányzati utak	0,003	0,001	0,005***	1,161
Vasútállomás, perc	8,67 e <sup>-5</sup>	3,66 e <sup>-5</sup>	0,018**	1,253
Járasközpont, perc	6,34 e <sup>-5</sup>	3,24 e <sup>-5</sup>	0,051*	1,563
Budapest, perc	1,63 e <sup>-5</sup>	6,72 e <sup>-6</sup>	0,015**	1,868
Természetes szaporodás	-0,114	0,042	0,006***	1,083
Város	-0,001	0,001	0,068*	2,333
Konstans	0,004	0,003	0,227	-

Megjegyzés: Független változó: felszámolások aránya. B = együttható, S.E = standard hiba, Sig. = p-érték (\*\*\*)  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ), VIF = variancia inflációs tényező.

Az OLS regressziós modell az F-statisztika alapján szignifikáns, illeszkedése a korrigált  $R^2$  alapján 33%. A Durbin–Watson statisztika 1,64-es értéke azt jelzi, hogy nincs káros autokorreláció a hibatagokban. A magyarázó változók VIF értékét tekintve nem jelentkezik multikollinearitás. A hüvelykujjszabály szerint, az 5 feletti érték esetén okoz gondot a multikollinearitás (Kovács 2008). A településen az egy vállalatra jutó árbevétel nincs szignifikáns hatással a felszámolásra. A munkanélküliségi ráta 1%-os szignifikanciaszinten szignifikáns, és az együttható előjele pozitív, ami azt jelzi, hogy amennyiben növekszik a munkanélküliségi ráta, akkor a felszámolási arány is emelkedik, a többi magyarázó változó változatlanlansága mellett. Továbbá, ha az egy főre jutó éves jövedelem egymillió forinttal növekszik, akkor a felszámolási arány 0,003-del csökken, a többi változó kontroll alatt tartásával.

A bankfiók megléte dummy változó, szintén fontos tényezőnek minősült. Azon a településen, ahol van bankfiók, ott csökken a felszámolási arány. Ez inkább a községek esetében kaphat értelmet, mivel az elemzett városokban közül mindössze négyben nem volt bankfiók vagy takarékszövetkezeti fiók. A gazdasági ágazatok súlyait leképező mutatók közül a mezőgazdaság és az ipar jelentőségét vizsgáltuk a modellben. A mezőgazdasági vállalatok arányának növekedése szignifikánsan csökkent a felszámolási arányt. Ugyanakkor az ipari vállalatok arányának növekedése a felszámolási arányt pozitív irányba befolyásolja. Az iparvállalatok sorában az építőipart is bevontuk, amely az egyik legmagasabb megszűnési kockázattal rendelkezik (Coface 2019). Az önkormányzatok egy lakosra jutó adóbevételei nem bizonyultak szignifikánsnak. Az utak kiépítettsége szignifikáns pozitív hatású a felszámolásra.

Az elérhetőség és a szállítási adottságok mutatói szintén szignifikáns hatást jeleznek. A legközelebbi vasútállomás elérhetősége, a saját járasszékhely elérési ideje és a főváros távolsága azonos irányú kapcsolatot mutatnak, amennyiben nő az időben mért távolság, növekszik a felszámolási arány. A természetes szaporodás ellentétes irányú hatást jelez. A városok esetében negatív a kapcsolat a felszámolással, 10%-os szignifikanciaszinten, így a városokban a felszámolási arány átlagosan alacsonyabb, mint a községekben. Tehát a városokban a vállalatokra ható pozitív tényezők érvényesülnek, miközben kontroll alatt tartottuk a települések közlekedési és pénzügyi infrastruktúrájának adottságait, a jövedelmezőség és a jólét „kemény” mutatóit.

### A térbeli módszerek eredményei

A GWR és MGWR Gaussi modellt standardizált változókkal becsültük. A modellek adaptív dupla négyzetes (bisphere) kernellel készültek, amely a k-legközelebbi szomszéd kalibrálásával történt. A sávzélességet az aranymetszés-keresés algoritmussal számítottuk ki. A kernel optimális átmérőjének meghatározásához a korrigált Akaike információs kritériumot (AICc) használtuk.

A 3. táblázat a standardizált változókkal becsült globális OLS modell, valamint a GWR és MGWR modell paramétereit és statisztikáit tartalmazza. A standardizált változók használata módot adott arra, hogy azonosítsuk a legerősebb hatású válto-

zokat. A becslések együttthatóinak abszolút értékét tekintve a településen a bankfiók-  
kok megléte változónak legkiemelkedőbb a hatása a felszámolásra. Standardizált  
változókkal a globális modellnél nem szignifikánsná vált a mezőgazdasági vállalatok  
aránya és a városi települést kifejező változó. Az egy főre jutó jövedelem és a járás-  
központ távolságának p-értéke növekedett, de marginálisan szignifikáns maradt,  
10%-os szignifikanciaszinten. A standard GWR statisztikáit a 3. táblázat jobb alsó  
részében találjuk. A GWR a globális OLS-hez viszonyítva kedvezőbb modellt ered-  
ményezett, az R<sup>2</sup> és AICc alapján. Ugyanakkor az MGWR-rel összemérve elmarad  
az illeszkedése (korigált R<sup>2</sup>=49%, míg az MGWR-nél 55%), valamint a nagyobb  
AICc információs kritérium kevésbé jó modellt takar.

3. táblázat

**A globális és az MGWR modellek paraméterei, 2019**  
Parameters of the global and MGWR models, 2019

Változó	Globális OLS		MGWR				
	B	p-érték	átlag	szórás	minimum	medián	maximum
Árbevétel	0,027	0,453	0,041	0,003	0,035	0,042	0,045
Munkanélküliség	0,205	<0,001***	0,224	0,013	0,206	0,222	0,247
Jövedelem	-0,087	0,099*	-0,126	0,251	-1,005	-0,055	0,271
Bankfiók	-0,314	<0,001***	-0,232	0,063	-0,366	-0,219	-0,128
Mezőgazdasági vállalatok	-0,013	0,764	-0,040	0,065	-0,154	-0,038	0,107
Iparvállalatok	0,280	<0,001***	0,195	0,153	-0,031	0,185	0,655
Helyi adó/lakos	-0,026	0,510	-0,057	0,011	-0,079	-0,050	-0,047
Önkormányzati utak	0,105	0,002***	0,030	0,081	-0,125	0,015	0,267
Vasútállomás, perc	0,084	0,016**	0,086	0,109	-0,120	0,075	0,417
Járasközpont, perc	0,065	0,094*	0,090	0,024	0,061	0,084	0,145
Budapest, perc	0,088	0,035**	0,104	0,227	-0,186	0,017	0,937
Természetes szaporodás	-0,088	0,007***	-0,033	0,058	-0,095	-0,063	0,131
Város	-0,065	0,160	-0,061	0,008	-0,079	-0,056	-0,051
Konstans	<0,001	1,000	-0,037	0,002	-0,041	-0,036	-0,035
Korigált R <sup>2</sup>	0,323		0,550			0,487	
AICc	1735,469		1543,064			1605,424	
Függőségi fok (DoD)	-		0,718	GWR statisztikák:		0,759	
Sávszélesség	-		-			322	
Megfigyelések száma	702		702			702	

Megjegyzés: \*\*\* p < 0,01, \*\* p < 0,05, \* p < 0,1).

A GWR módszerrel ellentétben az MGWR nem csak egyetlen átlagos sávszéles-  
séget használ az összes kapcsolatra vonatkozóan, hanem minden egyes magyarázó  
változóra meghatározza az optimális sávszélességet. A standardizált változók hasz-  
nálata a sávszélességeket is összehasonlíthatóvá tette. A hagyományos GWR opti-  
mális sávszélessége átlagosan 322. Ez a települések számát jelöli, a lehetséges

702-ből, amelyek súlyt kaptak a kalibráció során. Az MGWR becsült sáv szélessége 701 a legtöbb változóra (4. táblázat), tehát az árbevétel, a munkanélküliségi ráta, a helyi adó és a városi rang sokkal inkább globális hatású annál, mint a GWR becsülte. Ezek hatása nem változik a térben. Az egy főre jutó jövedelem 70-es sáv szélessége azt jelzi, hogy a kapcsolata a felszámolással helyi jellegű. Hasonlóan helyi a vasútállomás, illetve Budapest elérési ideje és az iparvállalatok arányának hatása a felszámolásra. A nagy sáv szélességű változók esetén, a globális modell is megfelelő lehet (Goschin–Dimian 2023), ha az összes változó nagy sáv szélességet kapna, nem lenne szükségünk térbeli regressziós módszerre. A térbeli modellek fontosságát a függőségi fok (degree of dependency – DoD) is jelzi. Teljes függőséget jelez, ha a DoD=1, ami azt jelenti, hogy a térbeli modellek nem okoznak javulást a globális OLS modellekhez viszonyítva. Ebben a modellben a DoD értéke 0,718, tehát az MGWR módszerrel előnyösebb modell érhető el az adatainkon. A standard GWR módszernél a függőségi fok 0,759, ami közelebb van az 1-hez, és magasabb, mint az MGWR-nél, ez arra utal, hogy az MGWR jobban megragadja a lokalitást.

4. táblázat

**Az MGWR modell eredményei, 2019**  
Results of the MGWR model, 2019

Változó	Sáv szélesség	Monte Carlo p-érték	VDP
Árbevétel	701	0,873	0,03
Munkanélküliség	701	0,724	0,02
Jövedelem	70	0,070*	0,32
Bankfiók	308	0,122	0,10
Mezőgazdasági vállalatok	315	0,206	0,73
Iparvállalatok	138	0,547	0,39
Helyi adó/lakos	697	0,154	0,07
Önkormányzati utak	184	0,937	0,04
Vasútállomás, perc	119	0,009***	0,07
Járasközpont, perc	581	0,202	0,01
Budapest, perc	144	0,004***	0,24
Természetes szaporodás	450	0,915	0,03
Város	701	0,228	0,05
Konstans	701	0,122	0,02

Megjegyzés: \*\*\* p < 0,01, \*\* p < 0,05, \* p < 0,1, VDP = variancia dekompozíciós arány.

A változók térbeli változékonyságának tesztelésére az MGWR modellnél, a Monte Carlo módszert alkalmaztuk 1000 iteratív eljárással, amelynek eredményeit a 4. táblázatban foglaltuk össze. A vasútállomás és Budapest távolságának együtthatói szignifikánsan változnak a térben, 1%-os szignifikanciaszinten. Az egy főre jutó

jövedelem is változékonyságot mutat a térbeni együttthatók tekintetében, 10%-os szignifikanciaszinten.

Az OLS módszerrel ellentétben, a GWR robusztus a magyarázó változók között fellépő enyhe és közepes mértékű multikollinearitásra. Súlyos multikollinearitás 10 feletti variancia inflációs tényező (variance inflation factor – VIF) értéknél és 30 feletti CN értéknél (condition number of multicollinearity) jelentkezik (Fotheringham–Oshan 2016). A variancia dekompozíciós arány (variance decomposition proportion – VDP) 0,5 értéke már kapcsolatot jelöl (Oshan et al. 2019), a 0,8–0,9 feletti érték pedig fokozott és káros multikollinearitásra utal (Kim 2019). A multikollinearitás diagnosztizálását mindhárom mutatóval elvégeztük, és nem találtunk kóros esetet. A mezőgazdasági vállalatok aránya mutató VIF értéke volt a legmagasabb (2. táblázat), valamint a VDP értéke 0,73 (4. táblázat), amely az iparvállalatok arányával közepesen erős kapcsolatban áll, azonban határérték alatt van, tehát a multikollinearitás nem okoz gondot a modellekben.

A helyi elemzésnél a vizsgált települések mindegyikénél szignifikáns ( $p < 0,05$ ) magyarázó változó volt a munkanélküliség, és a hatás iránya minden esetben pozitív volt. Ez az eredmény összhangban van a szakirodalommal (Buehler et al. 2012). A Függelék F2. ábrája szemléletesen megmutatja, hogy a munkanélküliség hatása a felszámolásra keletről nyugatra növekszik, miközben a helyi becslés 0,21 és 0,25 közé esik, ami a Monte Carlo módszer alapján nem jelent szignifikáns változékonyságot a térben. A GWR modell rögzített 322-es sáv szélessége a helyi és globális közötti, regionális változékonyságot takar, ez pedig kevésbé jól ragadja meg a munkanélküliség kapcsolatát a felszámolásra, amelyet a magasabb standard hiba is jelez.

Az egy főre jutó belföldi jövedelem a település jólétének fokmérője, helyi hatását a Függelék F3. ábra mutatja. A GWR modell tekintetében negatív szignifikáns hatásokat figyelhetünk meg két elkülönült régióban. Az MGWR modell esetében a szignifikáns negatív hatás erősebb, a sáv szélesség alapján helyi jelenség körvonalazódik. A legerősebb negatív hatás Nyugat-Dunántúl és Dél-Dunántúl településein jelentkezik. A jövedelem és a felszámolás közötti egyetlen pozitív összefüggés Pápa esetében fedezhető fel.

A bankfiókok megléte valamennyi vizsgált településen szignifikáns negatív kapcsolatban állt a fizetéseképtelenséggel. A GWR és az MGWR mintázata közel azonos a Függelék F4. ábrán, a sáv szélességek regionális jellege is hasonló, míg az átlagos hiba az GWR esetében nagyobb, ami némileg kedvezőtlenebb modellt takar. A főváros és Közép-Dunántúl településeinél a kapcsolat kisebb mértékű, legerősebb a hatás Nyugat-Dunántúlon és Dél-Dunántúlon. Ezek az eredmények arra világítanak rá, hogy a bankfiókok megléte továbbra is lényeges eleme a vállalatok fennmaradásának.

Az ipari vállalatok arányának helyi szignifikáns együttthatóit a Függelék F5. ábra mutatja. A hatás iránya pozitív, ez azt jelenti, hogy a kiemelt településeken az ipari vállalatok arányának növekedése fokozza a felszámolási arányt. A regionális hatás élesebb és nagyobb mértékben elhatárolódik az optimalizált sáv szélességmodellnél (MGWR). A legmagasabb paraméterbecslések a régi és az új ipari tengelyeken kívül



helyezkednek el. Az ábrán sötét színnel jelöltek a hatás koncentrálódik, ez Szolnok, Törökszentmiklós, Karcag településeknél figyelhető meg, amelyek inkább mezőgazdasági hagyományokkal rendelkeznek.

A Függelék F6. ábrán megjelölt településeken a vállalatok fennmaradása szignifikánsan függ a vasútvonalak elérési idejétől. Az MGWR modellnél több szignifikáns hatást és nagyobb becsült paramétereket figyelhetünk meg, amelyek egyúttal magasabb hibához is vezettek, mint a GWR-nél. Mindkét módszerrel két, egymástól jól elkülönült régió hozható kapcsolatba a felszámolással. Egyrészt, Nagykanizsa, Zalaegerszeg és környékén mutatható ki erős kapcsolat. Ezen településekre jellemző, hogy a nemzetközi törzshálózathoz kapcsolódnak. Másrészt, Hatvan és környékén, valamint Észak-Magyarország településein. Budapest elérési ideje csak a nyugati településeknél hat szignifikánsan a felszámolásra (Függelék F7. ábra).

A Függelék F8. ábra a város kétértékű változó szignifikáns becsléseit mutatja. A GWR modell nem talált szignifikáns hatást. Az MGWR ellentétes irányú kapcsolata azt jelzi, hogy a városi településen csökken a felszámolás esélye. Az MGWR sáv szélessége az összes megfigyelést figyelembe vette, amely globális folyamatként jellemezhető, ugyanakkor csak a Dunántúlon érvényesül az a hatás, miszerint a városok kedvezőbb helyszínek a vállalatok működésére, mint a községek.

Számos próbafuttatást végeztünk, kezdetben a standard GWR, majd később az MGWR finomhangolására. Különböző kontroll változókat is teszteltünk, melyek azonban a szignifikáns magyarázó változók hatásait nem változtatták meg. Például a szállítási lehetőségek esetében a vasútállomások helyett a gyorsforgalmi csomópontok elérési idejét, vagy az értékesítés árbevétele változó helyett az exportbevételeket alkalmaztuk, valamint a belső migrációs mutatószámokat is vizsgáltuk, azonban ezeket a magas multikollinearitás miatt elvetettük.

## Összefoglalás

A földrajzilag súlyozott regresszió (GWR) a térbeli kapcsolatok vizsgálatához nyújt támogatást. A tanulmány bemutatja a többskálás földrajzilag súlyozott regresszióban (MGWR) rejlő lehetőségeket. Egyik célkitűzésünk a helyi regressziós módszerek fontosságának kiemelése volt, mégpedig az MGWR statisztikai módszer középpontba helyezésével, amely a GWR javított változata. A modelltesztelés során egyértelművé vált, hogy a globális modell (OLS) kevésbé jól illeszkedett az adatokon, mint a helyi regressziós modellek, mivel elfedte a helyi sajátosságokat. A hagyományos GWR már önmagában nagy előrelépés a tér nélküli regressziós módszerhez viszonyítva, ugyanakkor párhuzamot vonva a helyi modellel, az MGWR a térben változó folyamatokat jobban kezelte, mint a hagyományos GWR, amely a rugalmasabb sáv szélesség-optimalizációval magyarázható. Az MGWR esetében talán az az egyedüli hátrány, hogy a modellkalibráció során a backfitting algoritmus időigényesebb,

mivel számos GWR kalibrálást foglal magában, azonban még nagy adatmennyiség esetén is ésszerű időn belül lefut (Li–Fotheringham 2020).

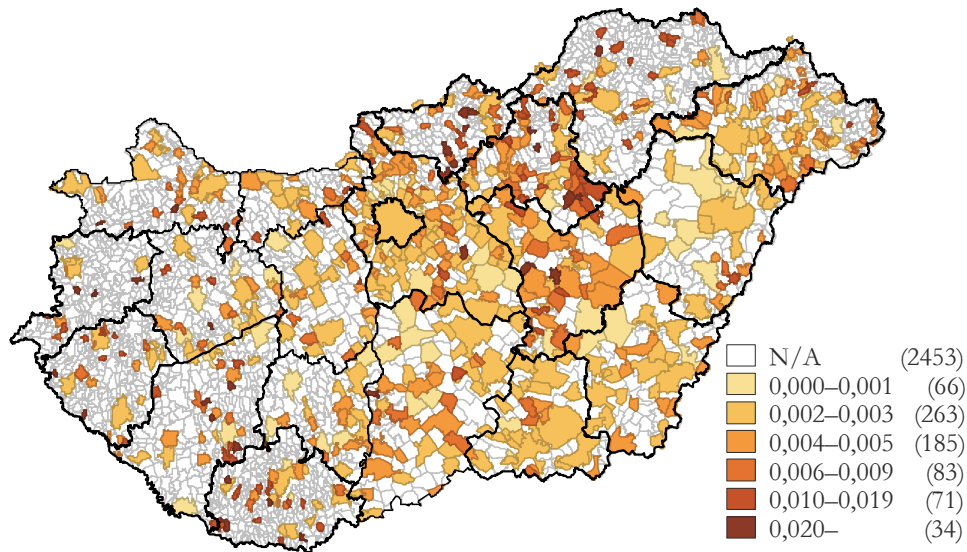
A módszerek összeméréséhez valós adatokat alkalmaztunk, amelyek segítségével a magyar vállalati felszámolás térbeli kérdéseivel is foglalkoztunk. Az eredmények arra világítottak rá, hogy a vállalati felszámolás tekintetében nem hagyhatjuk figyelmen kívül a tér hatását, ezért a GWR modellek eredményei alapján érdemes térbeli elemzést végezni. A településeken a vállalati felszámolásra ható tényezők közül kiemelhetjük a munkanélküliséget, amely globális hatású változóként minden megfigyelésnél szignifikáns negatív hatással volt a felszámolásokra. Az egy főre jutó személyes jövedelem viszont helyi léptékben befolyásolja a felszámolásokat, és térben nagy változékonyságot mutat. A települések pénzügyi infrastruktúráját leképező bankfiókok megléte ellentétes irányú regionális hatással volt a felszámolásokra. Ez az eredmény a bankfiókok meglétét erősíti. A személyes kapcsolaton keresztül a minőségi és hallgatólagos információk áramlanak, és kialakul az egymás iránti bizalom, amely hosszú távú partnerségeket hozhat létre, bank és vállalati ügyfelek között. Ugyanakkor a bankok közelsége az ügyfelekhez kedvezőbb rálátást biztosít a helyi piac, illetve a hitelkérelmek értékeléséhez és monitorozásához. A település jogállása is számít a felszámolás szempontjából, a városi székhellyel működő vállalatok esetében kisebb a megszűnés esélye, de ez csak a nyugati országrészben érvényesül.

Az MGWR modellből származó kimenetek néhány támpontot adnak a jövőbeli vizsgálatokhoz, így a nem mért összetevők és a térbeli hatásokért felelős folyamatok feltárására irányuló kutatásokhoz. Hasonló elemzéshez javasolható a rácsmodellek alkalmazása (Jakobi 2015), amelyek lehetővé teszik a kisebb, egymás közelében elhelyezkedő települések együttes vizsgálatát, így kiküszöbölhetők a viszonylag nagy eltérések és az adathiány okozta nehézségek.

## Függelék

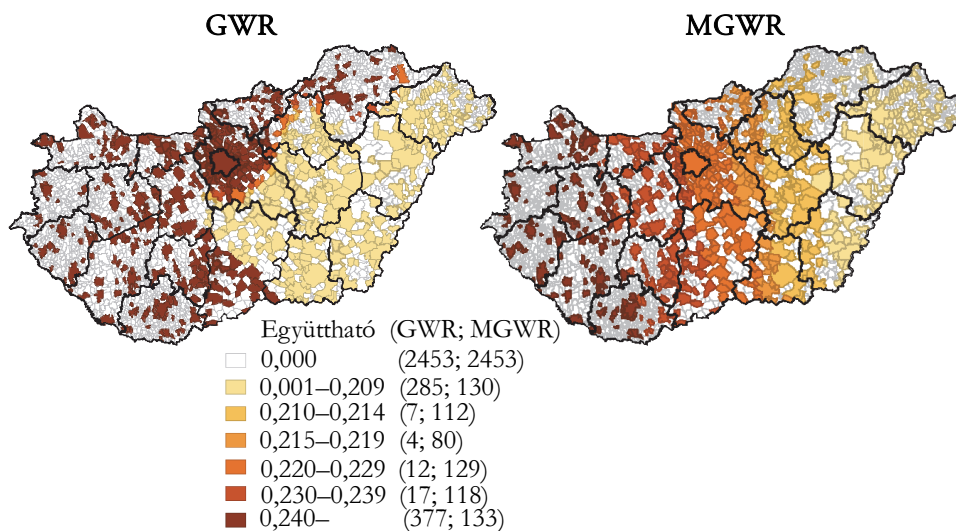
F1. ábra

Vállalati felszámolási arány a vizsgált településeken, 2019  
Enterprise liquidation rate in the examined settlements, 2019



F2. ábra

A munkanélküliségi ráta helyi becslésének szignifikáns együtthatói, 2019  
Significant coefficients for the local estimate of the unemployment rate, 2019

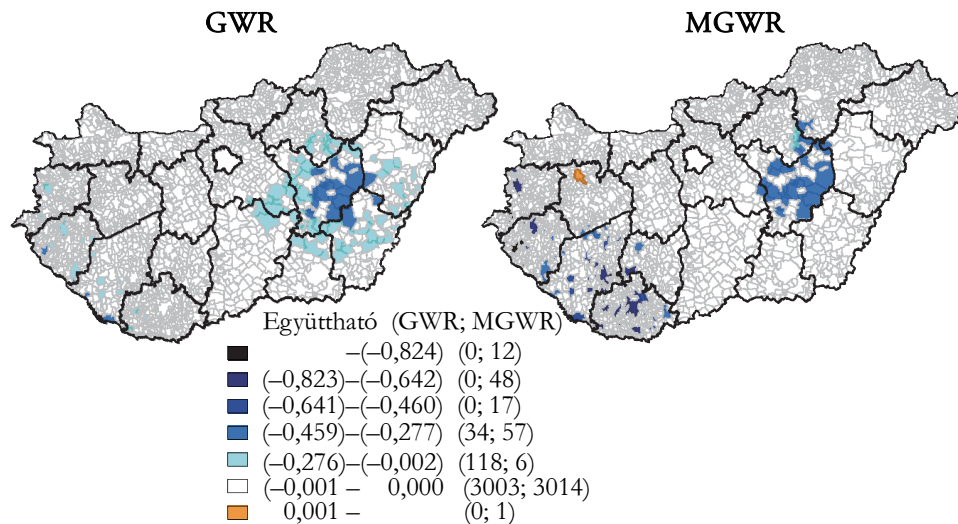


Sáv szélesség: 322; Átlagos standard hiba: 0,0922.

Sáv szélesség: 701; Átlagos standard hiba: 0,0473.

F3. ábra  
Az egy főre jutó személyes jövedelem helyi becslésének szignifikáns együtthatói,  
2019

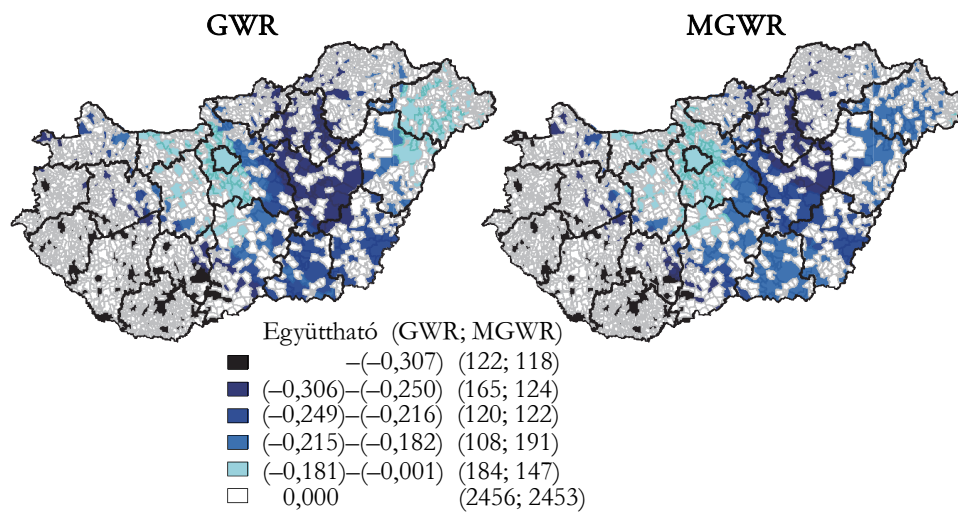
Significant coefficients for local estimates of personal income per capita, 2019



Sávszélesség: 322; Átlagos standard hiba: 0,0979.

Sávszélesség: 70; Átlagos standard hiba: 0,1369.

F4. ábra  
A bankfiók megléte helyi becslésének szignifikáns együtthatói, 2019  
Significant coefficients for the local estimation of the existence of bank branches,  
2019

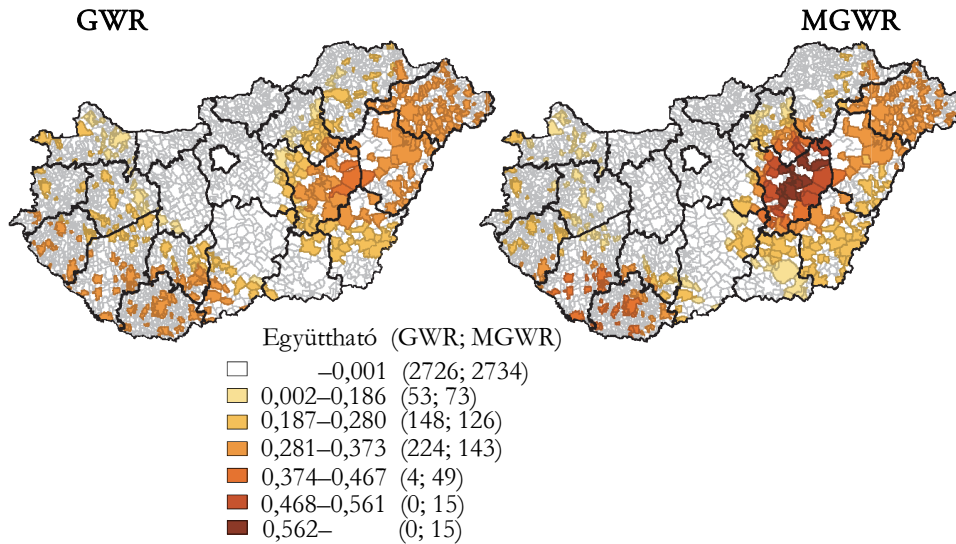


Sávszélesség: 322; Átlagos standard hiba: 0,0706.

Sávszélesség: 308; Átlagos standard hiba: 0,0571.

F5. ábra

**Az iparvállalati arány becslésének szignifikáns együtthatói, 2019**  
 Significant coefficients for the estimation of the industrial business rate, 2019

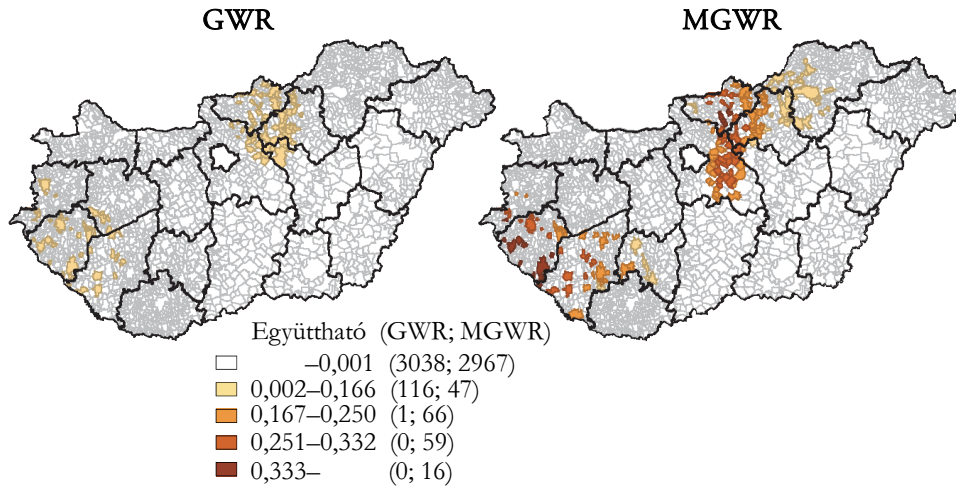


Sávszélesség: 322; Átlagos standard hiba: 0,0815.

Sávszélesség: 138; Átlagos standard hiba: 0,0927.

F6. ábra

**A vasútállomás távolságbecslésének szignifikáns együtthatói, 2019**  
 Significant coefficients for estimating the distance to the railway station, 2019

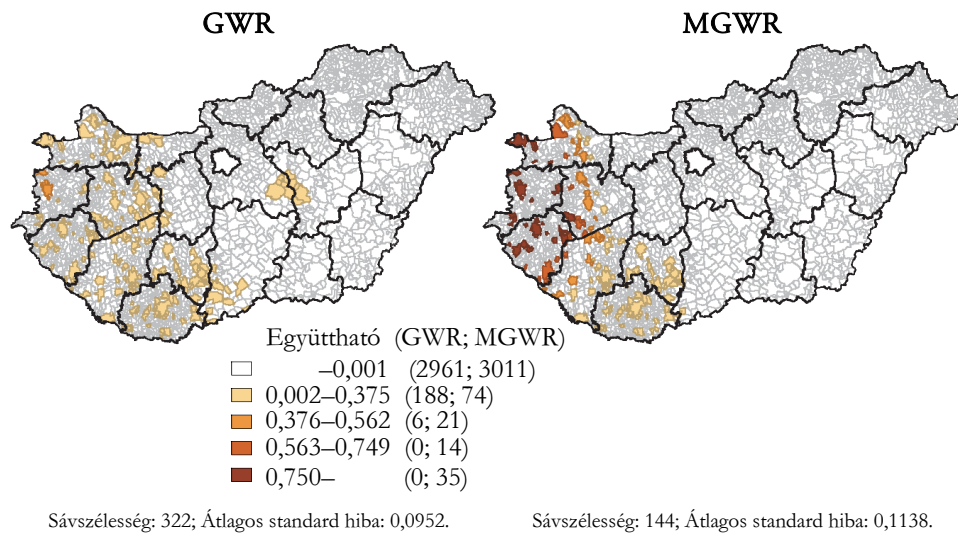


Sávszélesség: 322; Átlagos standard hiba: 0,0604.

Sávszélesség: 119; Átlagos standard hiba: 0,0892.

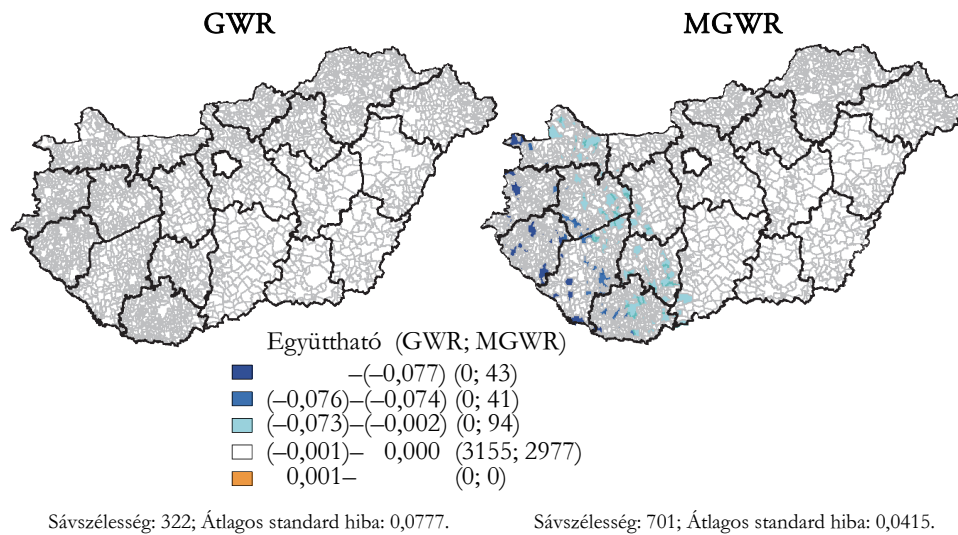
F7. ábra

**Budapest távolságbecslésének szignifikáns együtthatói, 2019**  
Significant coefficients for estimating the distance to Budapest, 2019



F8. ábra

**A város kétértékű változó becslésének szignifikáns együtthatói, 2019**  
Significant coefficients for the estimation of the city dummy variable, 2019



## IRODALOM

- AGARWAL, S.–HAUSWALD, R. (2010): Distance and private information in lending *The Review of Financial Studies* 23 (7): 2757–2788. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq001>
- ALTMAN, E. I. (1968): Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy *The Journal of Finance* 23 (4): 589–609. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00843.x>
- ANDERSEN, M. A. (2022): Theorizing globally, but analyzing locally: The importance of geographically weighted regression in crime analysis *Crime Science* 11 (1): 1–17. <https://doi.org/10.1186/s40163-022-00173-0>
- ANDREANO, M. S.–BENEDETTI, R.–MAZZITELLI, A.–PIERSIMONI, F. (2018): Spatial autocorrelation and clusters in modelling corporate bankruptcy of manufacturing firms *Economia e Politica Industriale* 45 (4): 475–491. <https://doi.org/10.1007/s40812-018-0097-x>
- ARCURI, G.–BRUNETTO, M.–LEVRATTO, N. (2019): Spatial patterns and determinants of firm exit: an empirical analysis on France *The Annals of Regional Science* 62 (1): 99–118. <https://doi.org/10.1007/s00168-018-0887-0>
- ARCURI, G.–LEVRATTO, N. (2020): Early stage SME bankruptcy: Does the local banking market matter? *Small Business Economics* 54: 421–436. <https://doi.org/10.1007/s11187-018-0042-4>
- AUDRETSCH, D. B.–MAHMOOD, T. (1995): New-firm survival: New results using a hazard function *Review of Economics and Statistics* 77 (1): 97–103. <https://doi.org/10.2307/2109995>
- BANAI, Á.–KÖRMENDI, GY.–LANG, P.–VÁGÓ, N. (2016): A magyar kis- és középvállalati szektor hitelkockázatának modellezése *MNB tanulmányok* 123. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- BAUER, P.–ENDRÉSZ, M. (2016): Modelling bankruptcy using Hungarian firm-level data *MNB Occasional Papers* 122. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- BEAVER, W. H. (1966): Financial ratios as predictors of failure *Journal of Accounting Research* 4: 71–111. <https://doi.org/10.2307/2490171>
- BERRY, W. D.–FELDMAN, S.–STANLEY FELDMAN, D. (1985): *Multiple regression in practice* (No. 50). Sage Publications, Thousand Oaks, California.
- BRUNSDON, C.–FOTHERINGHAM, S.–CHARLTON, M. (1998): Geographically weighted regression *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)* 47 (3): 431–443.
- BRUNSDON, C.–FOTHERINGHAM, A. S.–CHARLTON, M. (1999): Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression *Journal of Regional Science* 39 (3): 497–524. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1996.tb00936.x>
- BUEHLER, S.–KAISER, C.–JAEGER, F. (2012): The geographic determinants of bankruptcy: evidence from Switzerland *Small Business Economics* 39 (1): 231–251. <https://doi.org/10.1007/s11187-010-9301-8>
- COMBER, A.–BRUNSDON, C.–CHARLTON, M.–DONG, G.–HARRIS, R.–LU, B.–HARRIS, P. (2023): A route map for successful applications of geographically weighted regression *Geographical Analysis* 55 (1): 155–178. <https://doi.org/10.1111/gean.12316>
- CUPIDO, K.–FOTHERINGHAM, A. S.–JEVTIC, P. (2020): Local modelling of US mortality rates: A multiscale geographically weighted regression approach *Population, Space and Place* 27 (1): e2379. <https://doi.org/10.1002/psp.2379>

- DOUMPOS, M.–ZOPOUDINIS, C. (1999): A multicriteria discrimination method for the prediction of financial distress: the case of Greece *Multinational Finance Journal* 3 (2): 71–101. <https://doi.org/10.17578/3-2-1>
- EGRI, Z.–PARASZT, M. (2018): Az autópályák és a gazdasági fejlettség kapcsolata Kelet-Magyarországon. In: *8. Logisztika A Dél-Alföldön* Lektorált tudományos konferenciakiadvány pp. 46–62., Szent István Egyetem Agrár- és Gazdaságtudományi Kar, Szarvas.
- EVERETT, J.–WATSON, J. (1998): Small business failure and external risk factors *Small Business Economics* 11 (1): 371–390. <https://doi.org/10.1023/A:1008065527282>
- FÁBIÁN, ZS. (2013): A földrajzilag súlyozott regresszió módszere és alkalmazhatósági példája *Területi Statisztika* 53 (1): 5–20.
- FLETCHER, D.–GOSS, E. (1993): Forecasting with neural networks: an application using bankruptcy data *Information & Management* 24 (3): 159–167. [https://doi.org/10.1016/0378-7206\(93\)90064-Z](https://doi.org/10.1016/0378-7206(93)90064-Z)
- FOTHERINGHAM, A. S.–BRUNSDON, C.–CHARLTON, M. E. (2002): *Geographically weighted regression, the analysis of spatially varying relationships* University of Newcastle, Newcastle.
- FOTHERINGHAM, A. S.–OSHAN, T. M. (2016): Geographically weighted regression and multicollinearity: dispelling the myth *Journal of Geographical Systems* 18: 303–329. <https://doi.org/10.1007/s10109-016-0239-5>
- FOTHERINGHAM, A. S.–YANG, W.–KANG, W. (2017): Multiscale geographically weighted regression (MGWR) *Annals of the American Association of Geographers* 107 (6): 1247–1265. <https://doi.org/10.1080/24694452.2017.1352480>
- FOTOPOULOS, G.–LOURI, H. (2000): Location and survival of new entry *Small Business Economics* 14: 311–321. <https://doi.org/10.1023/a:1008180522759>
- GOSCHIN, Z.–DIMIAN, G. C. (2023): Healthcare under pressure: Modelling Covid-19 fatalities with multiscale geographically weighted regressions *Kybernetes* 52 (1): 138–157. <https://doi.org/10.1108/k-07-2021-0548>
- HELMECZI, I. (2010): *A magyarországi pénzforgalom térképe* MNB-tanulmányok 84. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- HO, C. S. T.–WILHELMSSON, M. (2022): Geographical accessibility to bank branches and its relationship to new firm formation in Sweden via multiscale geographically weighted regression *Review of Regional Research* 42 (2): 191–218. <https://doi.org/10.1007/s10037-022-00166-1>
- JAKOBI, Á. (2015): A grid: aggregált és dezaggregált rácsmodellek a területi egyenlőtlenségek vizsgálatában *Területi Statisztika* 55 (04): 322–338.
- KIM, J. H. (2019): Multicollinearity and misleading statistical results *Korean Journal of Anesthesiology* 72 (6): 558–569. <https://doi.org/10.4097/kja.19087>
- KOTOSZ, B. (2016): A konvergencia területisége és lokális szintű mérése: elméleti áttekintés *Területi Statisztika* 56 (02): 139–157. <https://doi.org/10.15196/ts560203>
- KOVÁCS, P. (2008): A multikollinearitás vizsgálata lineáris regressziós modellekben *Statisztikai Szemle* 86 (1): 38–64.
- KRISTÓF, T. (2005): Szervezetek jövőbeni fennmaradása különböző megközelítésekben *Vezetéstudomány* 36 (9): 15–23.
- KRISTÓF, T. (2018): A case-based reasoning alkalmazása a hazai mikrovállalkozások csődjelzésére *Statisztikai Szemle* 96 (11–12): 1109–1128. <https://doi.org/10.20311/stat2018.11-12.hu1109>



- KRISTÓF, T.–VIRÁG, M. (2019): A csődelőrejelzés fejlődéstörténete Magyarországon *Vezetéstudomány* 50 (12): 62–73. <https://doi.org/10.14267/veztud.2019.12.06>
- KRISTÓF, T.–VIRÁG, M. (2020): A comprehensive review of corporate bankruptcy prediction in Hungary *Journal of Risk and Financial Management* 13 (2): 35. <https://doi.org/10.3390/jrfm13020035>
- LEWANDOWSKA-GWARDA, K. (2018): Geographically weighted regression in the analysis of unemployment in Poland *ISPRS International Journal of Geo-Information* 7 (1): 17. <https://doi.org/10.3390/ijgi7010017>
- LI, Z.–FOTHERINGHAM, A. S. (2020): Computational improvements to multi-scale geographically weighted regression *International Journal of Geographical Information Science* 34 (7): 1378–1397. <https://doi.org/10.1080/13658816.2020.1720692>
- LOVE, J. H. (1996): The determinants of variations in exit rates *Empirica* 23: 107–118. <https://doi.org/10.1007/BF00925010>
- MATE-SÁNCHEZ-VAL, M. (2020): The impact of geographical positioning on agri-food businesses' failure considering nonlinearities *Agribusiness* 37 (3): 612–628. <https://doi.org/10.1002/agr.21686>
- MESSIER, JR. W.–HANSEN, J. (1988): Inducing rules for expert system development: An example using default and bankruptcy data *Journal Management Science* 34 (12): 1403–1415. <https://doi.org/10.1287/mnsc.34.12.1403>
- MOLNÁR, P. (2019): Az önkormányzati vállalatok működőképessége megyei összehasonlításban *Területi Statisztika* 59 (03): 273–299. <https://doi.org/10.15196/TS590302>
- NGUYEN, H.-L. Q. (2019): Are credit markets still local? Evidence from bank branch closings *American Economic Journal: Applied Economics* 11 (1): 1–32. <https://doi.org/10.1257/app.20170543>
- NYITRAI, T. (2019): Dynamization of bankruptcy models via indicator variables *Benchmarking: An International Journal* 26 (1): 317–332. <https://doi.org/10.1108/BIJ-03-2017-0052>
- OHLSON, J. A. (1980): Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy *Journal of Accounting Research* 18 (1): 109–131. <https://doi.org/10.2307/2490395>
- OSHAN, T. M.–LI, Z.–KANG, W.–WOLF, L. J.–FOTHERINGHAM, A. S. (2019): mgwr: A Python implementation of multiscale geographically weighted regression for investigating process spatial heterogeneity and scale *ISPRS International Journal of Geo-Information* 8 (6): 269. <https://doi.org/10.3390/ijgi8060269>
- PETERSEN, M.A.–RAJAN, R.G. (2002): Does distance still matter? The information revolution in small business lending *The Journal of Finance* 57 (6): 2533–2570. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00505>
- POLLARD, J. S. (2003): Small firm finance and economic geography *Journal of Economic Geography* 3 (4): 429–452. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbg015>
- RUIZ-MARÍN, M.–MATÉ-SÁNCHEZ-VAL, M.–NOGUERA-VENERO, J. (2023): Did Covid-19 modify the spatial concentration of business failure? *Regional Statistics* 13 (2): 201–213. <https://doi.org/10.15196/RS130201>
- SANGUINETI, F. (2022): Entrepreneurial exit literature at the individual level of analysis: A bibliometric review *International Journal of Business and Management* 17 (9): 53–70. <https://doi.org/10.5539/ijbm.v17n9p53>
- SERRA, L.–DETOTTO, C.–JUAN, P.–VANNINI, M. (2022): Intersectoral and spatial spill-overs of firms' bankruptcy in Spain *Letters in Spatial and Resource Sciences* 15 (2): 197–211. <https://doi.org/10.1007/s12076-021-00296-z>

- SÜMEGHY, D. (2021): *Kulturális diverzitás, társadalmi kohézió és a szélsőjobboldal kapcsolatrendszere Svédországban* PhD értekezés, Pécsi Tudományegyetem, Természettudományi Kar, Földtudományok Doktori Iskola, Pécs.
- TOBLER, W. R. (1970): A computer movie simulating urban growth in the Detroit region *Economic Geography* 46: 234–240. <https://doi.org/10.2307/143141>
- TOMAL, M. (2021): Exploring the meso-determinants of apartment prices in Polish counties using spatial autoregressive multiscale geographically weighted regression *Applied Economics Letters* 29 (9): 822–830. <https://doi.org/10.1080/13504851.2021.1891194>
- VAN CAILLIE, D.–DIGHAYE, A. (2002): The concept of „Economic Added Result”, a new tool to prevent bankruptcy? In: *Proceedings of the 25th European Accounting Association Congress* Copenhagen, Denmark.
- VIRÁG, M. (2004): A csődmodellek jellegzetességei és története *Vezetéstudomány* 35 (10): 24–32.
- VIRÁG, M.–NYITRAI, T. (2013): Application of support vector machines on the basis of the first Hungarian bankruptcy model *Society and Economy* 35 (2): 227–248. <https://doi.org/10.1556/socec.35.2013.2.6>
- ZHOU, Q.–WANG, C.–FANG, S. (2019): Application of geographically weighted regression (GWR) in the analysis of the cause of haze pollution in China *Atmospheric Pollution Research* 10 (3): 835–846. <https://doi.org/10.1016/j.apr.2018.12.012>
- ZMIJEWSKI, M. E. (1984): Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models *Journal of Accounting Research* 22: 59–82. <http://dx.doi.org/10.2307/2490859>

## INTERNETES FORRÁSOK

- COFACE (2019): *Coface economic publications, country and sector risks barometer*, 2nd quarter 2019, COFACE SA, Bois-Colombes, France. [www.coface-usa.com/News-and-Publications/Publications/Q2-2019-Coface-Country-and-Sectors-risks-Barometer](http://www.coface-usa.com/News-and-Publications/Publications/Q2-2019-Coface-Country-and-Sectors-risks-Barometer) (letöltve: 2023. március)
- DUSEK, T.–KOTOSZ, B. (2017): *Területi statisztika*. Akadémiai Kiadó, Budapest. Digitális kiadás: <https://mersz.hu/dusek-kotosz-teruleti-statisztika> (letöltve: 2023. április)

## ADATBÁZISOK/HONLAPOK

- [1] CÉGKÖZLÖNY, GAZDASÁGI ÜGYEK ADATBÁZISA: [www.cegkozlony.hu](http://www.cegkozlony.hu) (letöltve: 2022. április)
- [2] CÉGINFORMÁCIÓ.HU KFT., CÉGINFORMÁCIÓS ADATBÁZIS: <https://www.ceginformacio.hu> (letöltve: 2023. március)
- [3] GEOX KFT.: [www.geox.hu](http://www.geox.hu) (letöltve: 2023. március)
- [4] IGAZSÁGÜGYI MINISZTERIUM CÉGINFORMÁCIÓS ÉS AZ ELEKTRONIKUS CÉGELJÁRÁSBAN KÖZREMŰKÖDŐ SZOLGÁLAT, A VÁLLALATI BESZÁMOLÓK ADATBÁZISA: [e-beszamolo.im.gov.hu](http://e-beszamolo.im.gov.hu) (letöltve: 2022. április)
- [5] KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL (KSH): [www.ksh.hu/stadat](http://www.ksh.hu/stadat) (letöltve: 2023. március)
- [6] NEMZETI ADÓ- ÉS VÁMHIVATAL (NAV): [www.nav.gov.hu](http://www.nav.gov.hu) (letöltve: 2023. március)
- [7] ORSZÁGOS TERÜLETFEJLESZTÉSI ÉS TERÜLETRENDEZÉSI INFORMÁCIÓS RENDSZER (TEIR): [www.oeny.hu/oeny/teir](http://www.oeny.hu/oeny/teir) (letöltve: 2023. március és április)