# PRIESTOROVÉ EFEKTY V REGIONÁLNYCH INOVAČNÝCH AKTIVÍTÁCH*

**Andrea Furková**[a]

**Abstract**

**Spatial Effects in Regional Innovation Activities**

This paper explores the role of spatial effects in the innovation processes across 245 NUTS-2 European Union (EU) regions for the period 2008–2012. The goal of the paper is to verify two hypotheses. The first one deals with spatial autocorrelation, *i.e.,* our assumption is that the regional innovation process is not a spatially isolated process but is determined by innovation activities in neighbouring regions as well. Secondly, we assume non-homogeneous responses of innovation output to changes in innovation inputs across groups of regions, *i.e.,* a spatial heterogeneity hypothesis. Patent applications were chosen as a proxy for innovative activity and we considered research and development expenditures and human resources in science and technology as innovation inputs. In order to model the behaviour of innovative activity at the EU regional level, we constructed and estimated a spatial regional knowledge production function model and spatial regime models. The results of the analysis confirm the hypothesis that the regional innovation process is not a spatially isolated process but is also influenced by innovation activities in neighbouring regions, and we have also identified two spatial innovation regimes.

**Keywords:** spatial autocorrelation, spatial heterogeneity, innovation activity, NUTS 2 regions
**JEL Classification:** C21, O31, R12

## Úvod

Inovácie a technologický pokrok sú dlhodobo považované za kľúčový prvok v procese rozvoja krajín a regiónov a majú významný vplyv na konkurencieschopnosť firiem (Solow, 1956; Romer, 1986; Lucas, 1988; Barro, 1990; Rebelo, 1991). V kontexte EÚ je výskum a vývoj podstatnou zložkou tzv. inteligentného rastu ako jednej z troch hlavných priorít EÚ (European Commission, 2010). Regionálna politika EÚ je zameraná na postupnú elimináciu regionálnych disparít nielen v oblastiach ekonomického rastu, zamestnanosti, znižovania chudoby, ale aj v oblasti výskumu a inovácií. Cieľom

a Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta hospodárskej informatiky, Bratislava, Slovenská republika.
Email: andrea.furkova@euba.sk

* Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia grantovej úlohy VEGA 1/0248/17 „Analýza regionálnych disparít v EÚ na báze prístupov priestorovej ekonometrie“a VEGA 1/0193/20 „Vplyv priestorových spillover efektov na inovačné aktivity a rozvoj regiónov EÚ”.

výskumných a vývojových aktivít je vytvárať nové myšlienky a inovácie, ktoré môžu byť transformované do komerčných inovácií so širokým využitím. Inovačný proces, akumulácia poznatkov ako aj ich šírenie sú často silno lokalizované do zoskupení inovačných firiem, niekedy v úzkej spolupráci s verejnými inštitúciami, ako sú výskumné centrá a univerzity. Geografická koncentrácia firiem umožňuje firmám využívať technologický rozvoj, zdieľať skúsenosti s podobnými technológiami, poznatkami, atď. Väčšina nových technologických príležitostí je závislá na vedeckých poznatkoch, ktoré sú výsledkom výskumu univerzít alebo výskumných centier. Geografická blízkosť firiem a výskumných inštitúcií umožňuje, aby vedecké informácie mohli byť expresne transformované do praxe. Je teda zrejmé, že lokalizovanosť poznatkov a schopnosť absorbovať externé poznatky (absorpčná kapacita) sú dva fenomény, ktoré sú považované za kľúčové faktory pri analýze determinantov lokálneho technologického pokroku a následne aj lokálneho ekonomického rastu. Feldman (1994) uvádza, že priestorová koncentrácia v oblasti inovačných aktivít vychádza zo základnej povahy inovačného procesu. Poukázal na nasledujúcich päť faktov charakterizujúcich inovačný proces: neistota inovačného procesu, závislosť na pokroku vo vedeckých poznatkoch, komplexnosť inovačného procesu, dôležitosť „učenia sa zo skúseností" a kumulatívnosť inovačnej činnosti.

V súvislosti s regionálnym rozmerom inovácií a regionálnym rozvojom sa nanovo zdôrazňuje úloha hospodárskych aglomerácií pri podpore lokalizovaných procesov vzdelávania a inovácií v rámci hospodárstva. Prínosy zahŕňajú vznik nových produktov a procesov, pričom ich počiatočný vývoj uľahčuje geografická blízkosť regiónov. Toto sú rozhodujúce elementy v hospodárskej súťaži založenej na kvalite, ktoré sa môžu stať regionálnou výhodou (Gordon a McCann, 2005). Za ďalší významný faktor v regionálnom rozvoji sa považuje silná výkonnosť niekoľkých kľúčových priemyselných zoskupení v poslednom štvrťstoročí, tzv. nových priemyselných oblastí (napr. región Emiglia-Romagna v Taliansku, región Bádensko-Württembersko v Nemecku alebo vedecký priemyselný klaster okolo Cambridge v Anglicku). Tieto klastre generovali množstvo priemyselných inovácií.

Komplexnosť inovačného procesu predstavuje relevantnú výzvu pre empirický výskum a to najmä pri aplikácii kvantitatívnych prístupov. Predmetom tohto príspevku bude analýza priestorových efektov a to priestorovej autokorelácie a priestorovej heterogenity v kontexte inovačných aktivít regiónov EÚ. Základným nástrojom analýzy bude rozšírený model regionálnej znalostnej produkčnej funkcie, ktorý bude explicitne zohľadňovať priestorové regionálne inovačné interakcie. Cieľom bude verifikovať dve nasledujúce hypotézy: $H_1$: Predpokladáme, že regionálny inovačný proces nie je priestorovo izolovaným procesom ale je determinovaný aj inovačnými aktivitami v susedných regiónoch (hypotéza o priestorovej autokorelácii).

$H_2$: Predpokladáme priestorovú štruktúrnu nestabilitu, resp. nehomogénne reakcie inovačného výstupu, na zmeny inovačných vstupov (hypotéza o priestorovej heterogenite).

Stanovené hypotézy budeme overovať na základe priestorovej verzie RKPF modelu a modelov priestorových režimov.

Štruktúra príspevku je podmienená stanoveným cieľom, resp. verifikácií hypotéz. Úvod do problematiky je možné nájsť v časti 1, kde uvedieme prehľad literatúry. Základné teoretické východiska empirickej analýzy uvedieme v časti 2, kde sa sústredíme predovšetkým na nevyhnutné priestorové aspekty analýzy. Táto časť má ambíciu čitateľa stručne oboznámiť s priestorovými efektami, ktoré budú premetom analýzy v ďalšej časti článku. V časti 3 sa budeme už venovať verifikácii dvoch stanovených hypotéz a príspevok ukončíme záverom.

## 1. Prehľad literatúry

Napriek zjavným geografickým interakciám priestorové aspekty boli dlhodobo opomínané v procese modelovania regionálnych inovačných aktivít. S rozvojom priestorovej ekonometrie ako aj špecializovaných technológií, geografických systémov a softvérov pribúdali štúdie (Jaffe a kol., 1993; Feldman, 1994; Feldman a Florida, 1994; Audretsch a Feldman, 1996; Anselin a Varga, 1997; Anselin a kol., 2000a; Anselin a kol., 2000b; Acs a kol., 2002), ktoré už zohľadňovali priestorové efekty, t. j. priestorovú autokoreláciu a priestorovú heterogenitu v ekonometrickom modelovaní a to nielen v súvislosti s modelovaním inovačných aktivít.

Griliches (Griliches, 1979; Pake a Griliches, 1980) navrhol analyzovať determinanty inovačných aktivít prostredníctvom tzv. znalostnej produkčnej funkcie (KPF – Knowledge Production Function), resp. analyzovať regionálne inovačné aktivity na báze regionálnej znalostnej produkčnej funkcie (RKPF – Regional Knowledge Production Function). RKPF model sa značne začal využívať na posúdenie úlohy regionálnych vstupov v procese inovačných aktivít. Autori Audretsch a Feldman (2004) uvádzajú, že poznatky môžu mať nielen lokálny charakter, ale poznatky môžu byť generované aj za hranicami analyzovaného regiónu, pretože nie je dôvod, prečo by sa šírenie poznatkov malo zastaviť napr. kvôli hraniciam regiónu, či hraniciam štátu. Poznatky, ktoré sú výstupom jedného regiónu, sa môžu rozptýliť do ďalších regiónov, čo ovplyvní ich inovačné aktivity a geografická blízkosť umožňuje rýchlejšie šírenie poznatkov. Takéto priestorové prepojenie motivuje k modifikovanej špecifikácii RKPF modelu a to za účelom zachytenia mimo regionálnych inovačných aktivít, ktoré potenciálne môžu ovplyvňovať inovačný proces v susedných regiónoch. Jaffe (1989) vo svojej štúdii ako prvý predstavil RKPF model, ktorý zohľadňoval priestorový kontext.

Z ďalších štúdií, ktoré sa venujú analýze inovačných aktivít v priestorovom kontexte a tzv. spillover efektov poznatkov môžeme spomenúť niekoľko prác autorov napr. Audretscha a Feldmana (1996), Morena a kol. (2005a), Morena a kol. (2005b), Kumara (2008), Khana (2012) alebo Charlota a kol. (2015). Z ďalších štúdií zaoberajúcich sa analýzou inovačných aktivít môžeme uviesť napr. Klímovú a Žíteka (2015) alebo Zemplinerovú (2010).

Ako hlavný cieľ politiky v oblasti výskumu a vývoja sa považuje zvyšovanie inovačných výstupov. Avšak problémom je definovanie pojmu „inovácia“ a následne meranie úrovne inovačných aktivít a identifikovanie ich determinantov. Pojem „inovácia“ sa často používa v rôznych smeroch a kontextoch, z ktorých sa mnohé prekrývajú a niektoré sú skôr protichodné. Viaceré pohľady na definovanie pojmu „inovácia“ uvádzajú Gordon a McCann (2005). Uvádzajú, že pojem „inovácia“ zahŕňa implementáciu nového produktu, služby alebo procesu, ktoré vedú ku komerčnému úspechu. Problematické je rozlíšenie medzi produktovými a procesnými inováciami, keďže inovované procesy môžu umožniť vývoj nových produktov, zatiaľ čo sériová výroba úspešných nových výrobkov často vyžaduje inováciu procesu. Vysvetlenie pojmu „inovácia“ nachádzame aj napr. v Jaffovi a kol. (1993), Acsovi (2002) alebo Charlotovej a kol. (2015). Autori však vychádzajú z koncepcie RKPF, na základe ktorej sa zvyčajne uvádzajú dva typy ukazovateľov a to technologické inovačné vstupy (napr. výdavky na výskum a vývoj a ľudský kapitál) a technologické inovačné výstupy (napr. vedecké publikácie a citácie, patenty alebo nové produkty). Pri identifikácii inovačných vstupov a výstupov sa stretávame s mnohými obmedzeniami. Zachytiť inovačný proces, resp. inovačný výstup, komplexne je zložitý problém a taktiež nedostupnosť, nekonzistentnosť údajov je problémom v súvislosti s mnohými ukazovateľmi súvisiacich s inovačnými aktivitami a to najmä na regionálnych úrovniach.

## 2. Priestorové efekty v ekonometrickom modelovaní

Zohľadnenie priestorových efektov, t. j. priestorovej autokorelácie a priestorovej heterogenity v ekonometrickom modelovaní, spôsobuje problémy s využitím klasického lineárneho regresného modelu a vedie k potrebe aplikácie techník priestorovej ekonometrie a priestorovej štatistiky. Opomenutie priestorových závislostí v ekonometrickom modelovaní spôsobuje problémy s konzistentnosťou a efektívnosťou odhadov parametrov a v konečnom dôsledku takéto odhady vedú k chybným záverom. V súčasnosti je potreba zohľadnenia priestorovej závislosti, asymetrie vo vzťahoch a vzájomnej interakcie priestorových jednotiek značná, keďže ekonomiky jednotlivých štátov, krajín ako aj regiónov sú častokrát značne prepojené, a preto je nutné zohľadňovať túto existenciu prípadných priestorových závislostí medzi uvažovanými priestorovými jednotkami. Práve nástroje priestorovej ekonometrie umožňujú zohľadňovať špecifické priestorové aspekty dát a modelov.

Zohľadnenie priestorových efektov v aplikovanom výskume zahŕňa sériu viacerých krokov. ESDA – Exploratory Spatial Data Analysis (Haining, 2003; Bivand, 2010) je často východiskovým krokom, ktorý predchádza testom špecifikácie priestorových efektov v kontexte regresných modelov, konštrukcii a odhadom priestorových regresných modelov. Súčasťou ESDA nástrojov sú napr. globálne a lokálne indikátory priestorovej autokorelácie

– Moranovo *I* (Moran, 1950; Getis, 2010 ), skupina Getisovych–Ordovych štatistík (Getis a Ord, 1992; Ord a Getis, 1995), alebo LISA (Anselin, 1995), atď.

## 2.1 Priestorová závislosť

Priestorovú závislosť, resp. autokoreláciu, môžeme zadefinovať nasledujúcim spôsobom:

$$\mathrm{cov}\left[y_i y_j\right] = \mathrm{E}\left[y_i y_j\right] - \mathrm{E}\left[y_i\right]\mathrm{E}\left[y_j\right] \neq 0 \quad i \neq j \ , \tag{1}$$

kde indexy $i, j$ označujú lokality, resp. priestorové jednotky, $y_i$ a $y_j$ sú hodnoty sledovanej náhodnej premennej v lokalite $i$, resp. $j$. Z priestorového aspektu táto kovariancia je zaujímavá v prípade, ak nenulové hodnoty dvojíc $i$ a $j$ sú interpretovateľné v zmysle priestorovej štruktúry, priestorových interakcií alebo priestorového usporiadania pozorovaní. Najčastejšie používaným prístupom zohľadnenia priestorovej autokorelácie je prostredníctvom špecifikácie funkčného tvaru priestorového stochastického procesu, ktorý vyjadruje vzťah medzi hodnotou náhodnej premennej v danej lokalite a hodnotami tejto premennej v iných lokalitách. Rozhodnutiu o štruktúre tohto procesu predchádza rozhodnutie o voľbe matice priestorových váh **W**, prostredníctvom ktorej sú špecifikované priestorové vzťahy medzi lokalitami. Pre každú lokalitu v systéme táto matica špecifikuje lokality, ktoré môžu ovplyvňovať hodnotu náhodnej premennej v danej lokalite. Konštrukcia tejto matice je nevyhnutná, nakoľko v porovnaní s časovými radmi a „posunom" po časovej osi, ktoré je jednoznačné, v priestorovom kontexte obdobný koncept neexistuje. Problematiku konštrukcie a prístupov ku konštrukcii matice priestorových váh nájdeme napr. v Furková (2016), Chocholatá (2017).

Najväčšia pozornosť v rámci priestorovej ekonometrie sa sústreďuje na odhad modelov s priestorovo autoregresným procesom, t. j. modely ktoré explicitne zohľadňujú priestorovú závislosť prostredníctvom priestorovo oneskorených premenných. Do tejto skupiny modelov patrí známy model SAR (Spatial AutoregRessive), model priestorových interakcií, ktorý v najjednoduchšej verzii predpokladá iba priestorové tzv. spillover efekty v rámci vysvetľovanej premennej. Zovšeobecnená verzia tohto modelu sa nazýva GNS (General Nesting Spatial) model, ktorý okrem priestorovo oneskorenej vysvetľovanej premennej obsahuje ďalšie exogénne vysvetľujúce premenné a priestorové oneskorené exogénne premenné a predpokladá sa aj priestorový autoregresný proces v rámci poruchového člena. Model GNS pre prierezové údaje v maticovom tvare môžeme naformulovať nasledujúcim spôsobom:

$$\begin{aligned} &\boldsymbol{y} = \rho\mathbf{W}\boldsymbol{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{WX}\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{u} \\ &\boldsymbol{u} = \lambda\mathbf{W}\boldsymbol{u} + \boldsymbol{v}, \qquad \boldsymbol{v} \sim N\left(\boldsymbol{0}, \sigma_v^2\mathbf{I}_N\right), \end{aligned} \tag{2}$$

kde $N$ je počet sledovaných priestorových jednotiek, $\boldsymbol{y}$ je $N \times 1$ vektor pozorovaní vysvetľovanej (závislej) premennej, $\mathbf{X}$ je $N \times k$ matica pozorovaní vysvetľujúcich premenných

($k$ je počet vysvetľujúcich premenných), $\boldsymbol{\beta}$ je $k \times 1$ vektor neznámych regresných parametrov, $\boldsymbol{v}$ je $N$ rozmerný vektor náhodných zložiek, $\sigma_v^2$ je rozptyl náhodných zložiek, $\mathbf{I}_N$ je $N$ rozmerná jednotková matica a $\mathbf{W}$ je matica priestorových váh. Vektor $\boldsymbol{\gamma}$ s rozmerom $k \times 1$, parametre $\rho$ a $\lambda$ sú priestorové autoregresné parametre a ich štatistická významnosť, hodnota a matematické znamienko indikujú smer a silu priestorovej závislosti. Z modelu (2) môžeme odvodiť ďalšie typy priestorových ekonometrických modelov ako napr. model SEM – Spatial Error Model, model SARAR, SDM – Spatial Durbin Model, SDEM – Spatial Durbin Error Model alebo model SLX – Spatial Lag v X (bližšie pozri napr. Furková, 2017) .

Odhad modelov s priestorovou závislosťou je problematický a na odhad týchto modelov sa aplikujú známe odhadové ekonometrické metódy, ktoré sú však modifikované vzhľadom na priestorové špecifiká ako napr. priestorová metóda maximálnej vierohodnosti (SML) alebo priestorová dvojstupňová metóda najmenších štvorcov (S2SLS). Problematika odhadu priestorových ekonometrických modelov je obsiahnutá napr. v Anselin a Rey, (2014), LeSage a Pace, (2009).

## 2.2 Priestorová heterogenita

Priestorová heterogenita sa spája so štruktúrnou nestabilitou, pričom sa predpokladá, že vzťah medzi závislou premennou a vysvetľujúcou premennou, resp. vysvetľujúcimi premennými, sa môže priestorovo odlišovať. Namiesto fixných hodnôt regresných parametrov pre všetky priestorové jednotky sa predpokladá, že ich hodnoty sa môžu odlišovať pre skupiny priestorových jednotiek (priestorové režimy) alebo môžeme uvažovať aj o odlišných regresných parametroch pre každú priestorovú jednotku. Takýto vzťah môžeme formálne zapísať nasledujúcim spôsobom:

$$y_i = \boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_i + \boldsymbol{u}_i \ , \qquad i = 1, 2, \ldots, N, \tag{3}$$

kde index $i$ označuje $i$-te pozorovanie, $\boldsymbol{x}_i^T$ predstavuje $1 \times k$ vektor vysvetľujúcich premenných a zodpovedajúci $k \times 1$ vektor parametrov $\boldsymbol{\beta}_i$ . Množinu odhadnutých lokálnych regresných parametrov je možné získať aplikovaním metódy GWR – Geographically Weighted Regression (bližšie pozri napr. Brunsdon a kol., 1999; Leung a kol., 2000; Wheeler, 2007). Lokálne lineárne regresie sa realizujú na vzdialenostne vážených skupinách údajov, pričom GWR metóda využíva prístup tzv. vážených okien (window weighting technique). Týmto prístupom sa nebudeme ďalej zaoberať, nakoľko v empirickej analýze tohto príspevku sa vzhľadom na charakter údajov zameriame iba na priestorové režimy, v súvislosti s ktorými predpokladáme rozdielne hodnoty regresných parametrov pre skupiny priestorových jednotiek.

Základný model priestorového režimu môžeme vyjadriť nasledujúcim spôsobom:

$$y_{ij} = \alpha_j + \boldsymbol{x}_{ij}^T \boldsymbol{\beta}_j, \ \boldsymbol{u}_{ij} \ , \qquad i = 1, 2, \ldots, N, \ j = 1, 2, \ldots, J, \tag{4}$$

kde index $i$ označuje $i$-te pozorovanie a $J$ je celkový počet priestorových režimov. Z modelu (4) je zrejmé, že každému režimu $j$ zodpovedá úrovňová konštanta $\alpha_j$ a množina regresných parametrov $\boldsymbol{\beta}_j$ Rozdielna množina parametrov $\boldsymbol{\beta}$ pre každý režim $j$ indikuje, že reakcia závislej premennej na vysvetľujúce premenné nie je homogénna. Štandardným predpokladom je predpoklad homoskedasticity, čiže $\mathrm{var}\left[u_{ij}\right] = \sigma^2$, avšak realistickejší je predpoklad skupinovej heteroskedasticity, t. j. $\mathrm{var}\left[u_{ij}\right] = \sigma_j^2$ pre každé $j$. Alternatívne môžeme predpokladať úplne heteroskedasticky poruchový člen, teda $\mathrm{var}\left[\boldsymbol{u}\right] = \boldsymbol{\Sigma}$, kde $\boldsymbol{\Sigma}$ je diagonálna matica s prvkami $\sigma_j^2$ (Furková, 2017).

Na odhad základného modelu (4) je možné využiť štandardné ekonometrické nástroje a na overenie hypotézy o priestorovej homogenite, t. j. zhodnosti regresných parametrov medzi priestorovými režimami, je možné aplikovať Chowov test stability koeficientov (bližšie pozri Anselin a Rey, 2014). Model s priestorovými režimami definovaný všeobecne vzťahom (4) nezohľadňuje priestorové efekty v zmysle priestorovej autoregresnej špecifikácie modelu. Odhad modelov s priestorovými režimami doplnenými o priestorové autoregresné členy priamo nadväzuje na odhad priestorových modelov SAR, SEM, či SARAR a je teda možné aplikovať tie isté odhadové procedúry (bližšie pozri napr. Anselin a Rey, 2014). Avšak v modeloch s priestorovými režimami je problematickejšia situácia v súvislosti autoregresným parametrom $\rho$ alebo parametrom $\lambda$, keďže vzniká otázka, či tieto parametre sa líšia medzi jednotlivými režimami, t. j. či predpokladáme jednotný alebo rozdielny priestorový autoregresný proces. V súvislosti s priestorovou špecifikáciou modelu (4) je nutná aplikácia matice $\mathbf{W}$. V priestorových režimových modeloch sa často využíva bloková štruktúra priestorových váh, kde priestorové jednotky, ktoré sú zaradené do jedného bloku, sú považované za susedov a nepredpokladajú sa žiadne vzťahy susedstva mimo blokov. Takáto matica váh $\mathbf{W}_{\mathrm{R}}$ má blokovo diagonálnu štruktúru a označuje sa ako matica režimových váh.

## 3. Empirická analýza priestorových efektov v kontexte inovačných aktivít regiónov Európskej únie

Stanovené hypotézy v úvode príspevku budeme overovať na skupine prierezových údajov charakterizujúcich inovačné aktivity regiónov EÚ. Údaje sú získané z databázy regionálnych štatistík Eurostatu (Eurostat, 2017) a zodpovedajúci súbor údajov obsahuje 245[1] regiónov EÚ na úrovni NUTS 2 (Nomenclature of Units for Territorial Statistics)

1 Z analýzy bolo vylúčených 20 ostrovných regiónov Cypru, Malty, Francúzska, Fínska, Španielska, Grécka, Portugalska a Talianska s cieľom vyhnúť sa možným problémom s izolovanými regiónmi a ďalšie zúženie súboru údajov bolo potrebné vykonať z dôvodu chýbajúcich údajov pre patentové žiadostí (7 regiónov Bulharska, Nemecka a Grécka) v rokoch 2008, 2011 a 2012.

z 26 krajín sledovaných v období 2008–2012[2]. Geografické charakteristiky uvažovaných regiónov – priestorových jednotiek, v tomto prípade plošných priestorových jednotiek – polygónov obsahuje .shp súbor získaný zo stánky Eurostatu (Eurostat, 2017), ktorý bol následne korigovaný v softvéri GeoDa[3]. Ako inovačný výstup sme na základe koncepcie RKPF (pozri časť 1) zvolili patentové žiadosti Európskeho patentového úradu (počet na mil. obyvateľov) klasifikovaných podľa regiónu vynálezcu. Napriek istým obmedzeniam spojených s patentovými žiadosťami ako indikátora inovačného výstupu sú patentové žiadosti považované za adekvátneho „zástupcu" inovačných aktivít, nakoľko patentový proces je náročnou procedúrou a zvažované sú iba inovácie, ktoré sú potenciálne vysoko hodnotné. Patenty odrážajú invenčnú aktivitu krajiny a schopnosť regiónu využívať vedomosti a pretransformovať ich do potenciálnych ekonomických ziskov.

Regióny zahrnuté do našej analýzy sú zobrazené prostredníctvom zlomových a box máp pre patentové žiadosti na obr.1 a obr. 2. Obrázok 1 obsahuje zlomové mapy pre roky 2008 a 2012, na základe ktorých je zrejmé, že medzi regióny s najvyššou inovačnou aktivitou patria najmä regióny Nemecka, Rakúska, Luxemburska, Švédska a Fínska. Pre oba sledované roky je zrejmá obdobná schéma inovačných aktivít regiónov. Avšak čo sa týka rozsahu inovačných aktivít v rokoch 2008 a 2012, vidíme, že v roku 2012 v porovnaní s rokom 2008 došlo k výraznému poklesu patentových žiadostí. „Top" regióny identifikované na základe zlomových máp sa takmer zhodujú s tzv. outliermi v štvrtom kvartile v box mapách (obr. 2). Čo sa týka outlierov v prvom kvartile, na základe box máp v roku 2008 a ani v roku 2012 neboli identifikované žiadne extrémne hodnoty tohto charakteru.

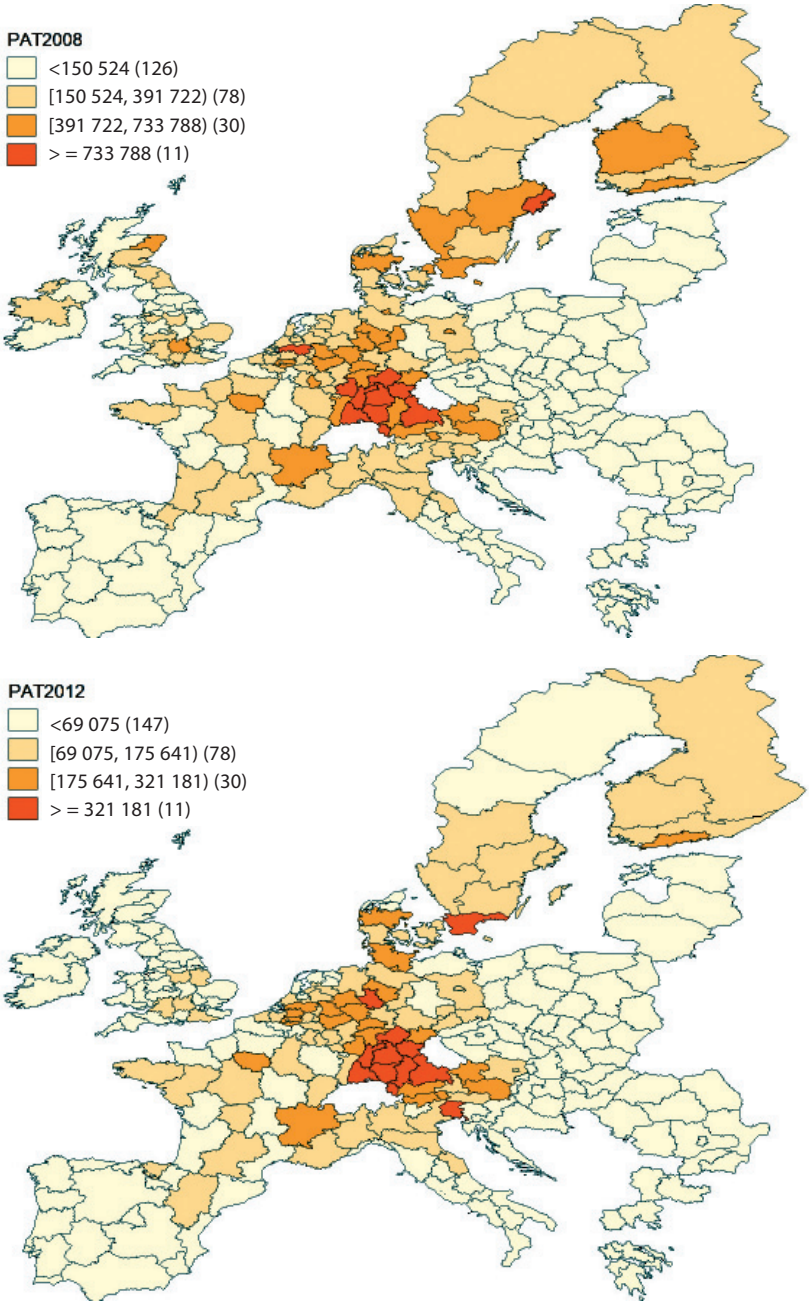
Modely priestorovej ekonometrie obsahujú priestorovo oneskorené premenné a konštrukcia matice priestorových váh **W** je teda východiskovým krokom empirickej analýzy. V našej ekonometrickej analýze sa vzhľadom na možné problémy s izolovanými jednotkami, ako aj s vysokou variabilitou susedných regiónov ako vhodné priestorové váhy javia váhy $k$ – najbližších susedov. V rámci celej empirickej analýzy budeme uvažovať váhy pre $k = 8$, čo znamená, že každý región má práve ôsmych susedov[4] (matica $\mathbf{W}_{8KNN}$). Na obr. 3 uvádzame príklad susedných lokalít napr. pre Bratislavský región identifikovaných na základe tohto prístupu.

2 Rok 2012 bol v čase realizácie analýzy posledným publikovaným rokom použitých štatistík a zvolené časové rozpätie bolo determinované predovšetkým dostupnosťou údajov.

3 Empirická časť práce bola zrealizovaná v softvérových balíkoch GeoDa a GeoDa Space.

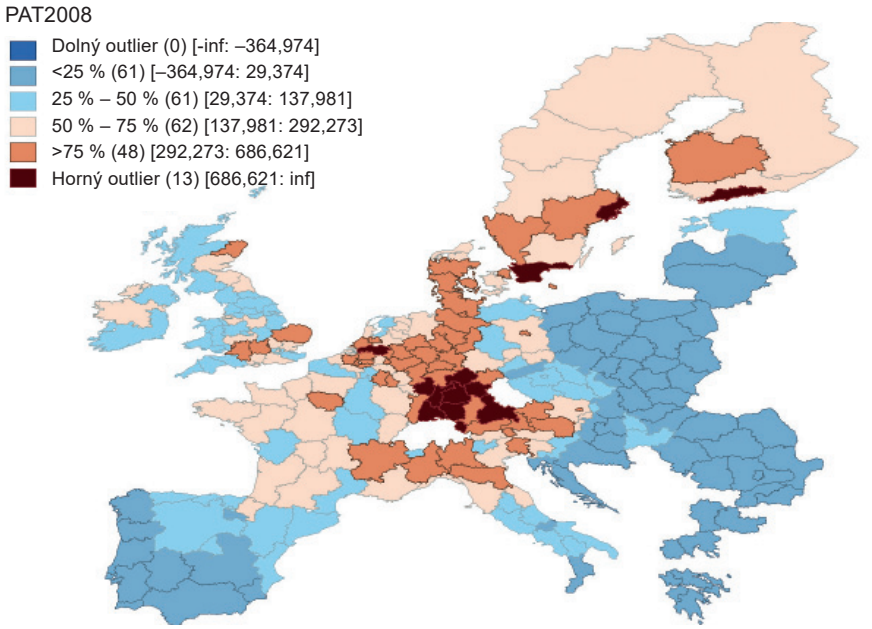
4 Vo východiskovej analýze sme uvažovali viaceré typy matíc váh, ako aj viaceré hodnoty parametra $k$. Výsledné rozhodnutie vychádzalo predovšetkým z analýzy histogramov susedstva jednotlivých matíc, geografickej štruktúry regiónov a východiskových výpočtov.

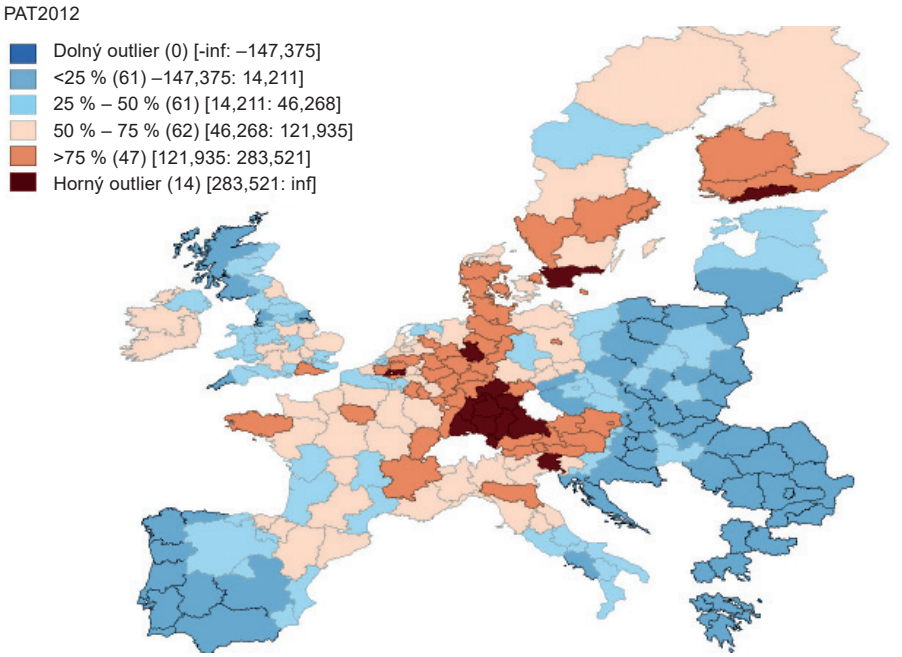
**Obrázok 1 | Zlomová mapa (štyri kategórie) pre patentové žiadosti v roku 2008 a 2012**




Zdroj: vlastné spracovanie

**Obrázok 2 | Box mapa (štyri kategórie) pre patentové žiadosti v roku 2008 a 2012**




Zdroj: vlastné spracovanie

**Obrázok 3 | Bratislavský región a jeho „susedia“ na základe $W_{8KNN}$**

Zdroj: vlastné spracovanie

Zatiaľ čo základný KPF model predpokladá, že inovačný výstup v *i*-tom regióne je výlučne determinovaný inovačnými vstupmi daného regiónu, rozšírená verzia tohto modelu obsahuje ďalšie ekonomické a inštitucionálne faktory, ako aj premenné zohľadňujúce spillover efekty znalostí a poznatkov medzi regiónmi. Pri špecifikácii priestorového ekonometrického modelu, ktorý zohľadňuje potenciálne priestorové efekty, budeme vychádzať z rozšíreného RKPF modelu, ktorý vo všeobecnom tvare môžeme formulovať nasledujúcim spôsobom:

$$I_i = f(\boldsymbol{R}_i, \boldsymbol{Z}_{1i}, \boldsymbol{Z}_{2i}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\eta}, \boldsymbol{\gamma})e^{u_i} \qquad i = 1, 2, ..., N, \tag{5}$$

kde $\boldsymbol{I}$ reprezentuje inovačný výstup, $\boldsymbol{R}$ je vektor vstupov výskumu a vývoja, $\boldsymbol{Z}_1$ je vektor premenných, ktoré odrážajú ekonomické a inštitucionálne determinanty, vektor $\boldsymbol{Z}_2$ obsahuje premenné zachytávajúce priestorové interakcie medzi regiónmi. $\boldsymbol{\beta}$, $\boldsymbol{\eta}$ a $\boldsymbol{\gamma}$ sú vektory neznámych parametrov. Ostatné nepozorovateľné faktory zachytáva vektor náhodných zložiek $\boldsymbol{u}$.

Inovačný výstup v našej ekonometrickej analýze bude reprezentovať premenná *PATAV*, ktorá vyjadruje spriemerované hodnoty patentových žiadostí za roky 2011 a 2012[5] (počet na mil. obyvateľov). Prvým inovačným vstupom bude premenná *RDE*, ktorá je vyjadrená ako celkové výdavky na výskum a vývoj v roku 2011 (v % *HDP*)[6], a ako druhý inovačný vstup budeme uvažovať premennú *HRST*, ktorá vyjadruje ľudské zdroje vo vede a technike v roku 2011 (v % aktívnej populácie)[7]. Premenná *HRST* zachytáva schopnosť generovať nové poznatky ako aj schopnosť absorbovať externé poznatky vo forme znalostných spillover efektov. Na základe stratégie „od všeobecného ku špecifickému" budeme vychádzať z odhadu modelu RKPF[8] bez priestorovo oneskorených premenných v tvare:

$$\boldsymbol{y} = \boldsymbol{l}_N\boldsymbol{\alpha} + \mathbf{X}\boldsymbol{\delta} + \boldsymbol{u} \qquad \boldsymbol{u} \sim N(0, \sigma_u^2\boldsymbol{I}_N) \ , \tag{6}$$

kde vektor $\boldsymbol{\gamma}$ s rozmerom $N \times 1$ je vektor pozorovaní závislej premennej (*PATAV* v logaritmickom tvare), vektor parametrov $\boldsymbol{\delta}$ s rozmerom $(2 \times 1)$ obsahuje parameter $\beta_1$ zodpovedajúci vysvetľujúcej premennej *RDE* (v logaritmickom tvare) a parameter $\beta_2$ zodpovedajúci vysvetľujúcej premennej *HRST* (v logaritmickom tvare), $\mathbf{X}$ je matica pozorovaní vysvetľujúcich premenných s rozmerom $N \times 2$, $\boldsymbol{I}_N$ je $N \times 1$ vektor jednotiek, α predstavuje úrovňovú konštantu a vektor $\boldsymbol{u}$ s rozmerom $N \times 1$ predstavuje vektor náhodných poruchových zložiek. Keďže model (6) nezohľadňuje žiadne priestorové aspekty, na odhad modelu môžeme aplikovať metódu najmenších štvorcov (MNŠ). Výsledky odhadu modelu (6) sú uvedené v tabuľke 1.

Štatistiky priestorovej autokorelácie (pozri tab. 1) potvrdzujú prítomnosť priestorových závislostí v regionálnom inovačnom procese a teda výsledky získané odhadom MNŠ môžu byť zavádzajúce a nebudeme im venovať ďalšiu pozornosť.

5 Použitie dlhšieho časového obdobia na získanie priemerného ukazovateľa patentových žiadostí nebolo vzhľadom na nedostupnosť veľkého počtu údajov možné.

6 Premenná zachytáva všetky výdavky na výskum a vývoj vykonané v rámci regiónu NUTS 2 v sledovanom období vo všetkých sektoroch bez ohľadu na zdroj finančných prostriedkov.

7 Premenná vyjadruje aktívnu populáciu vo vekovej skupine 15–74 rokov, ktorá úspešne ukončila vzdelanie na treťom stupni alebo je zamestnaná vo vede a technike ako percentuálny podiel celkovej aktívnej populácie vo vekovej skupine 15–74 rokov na regionálnej úrovni NUTS 2.

8 Uvažujeme Cobbovu-Douglassovu produkčnú funkciu a následnú logaritmickú transformáciu.

**Tabuľka 1 | Výsledky odhadu modelov MNŠ a SDM**

| | **Model MNŠ**<br>MNŠ | **Model SDM**<br>SML |
|---|---|---|
| $\alpha$ | –3,897*** | –0,385 |
| $\beta_1$(ln***RDE***) | 0,936*** | 0,489*** |
| $\beta_2$(ln***HRST***) | 2,141*** | 1,312*** |
| $\gamma_1$(**W**ln***RDE***) | – | 0,042 |
| $\gamma_2$(**W**ln***HRST***) | – | 0,957** |
| $\rho$(**W**ln***PATAV***) | – | 0,740*** |
| **Štatistiky kvality odhadu** | | |
| $R^2$ | 0,601 | – |
| *AIC* | 656,326 | 455,860 |
| *SC* | 666,830 | – |
| ln*L* | –325,163 | –220,929 |
| *Jarque–Bera* | 3,092 | – |
| *Breusch–Pagan* | 4,256 | – |
| *Koenker–Basset* | 4,841* | – |
| **Štatistiky priestorovej autokorelácie** | | |
| Moranovo *I* (reziduály)<br>$LM_\rho$ | 15,741***<br>229,541*** | –<br>– |
| Robustná $LM_\rho$<br>$LM_\lambda$ | 64,454***<br>222,691*** | –<br>– |
| Robustná $LM_\lambda$ | 57,605*** | – |
| *LM* test | – | 0,063 |
| *LR* test | – | 111,820*** |

Poznámky:
Symboly ***, **, * označujú vo všetkých tabuľkách príspevku zamietnutie hypotézy $H_0$ na hladine významnosti 1%, 5 % a 10 %.

Skratky vo všetkých tabuľkách majú nasledujúce vysvetlenie: *AIC* – Akaikeho informačné kritérium, *SC* – Schwarzovo kritérium, ln*L* –hodnota logaritmu vierohodnostnej funkcie, *LR* – Likelihood Ratio, *LM* – Lagrange Multiplier, pseudo $R^2$ (S) – priestorové pseudo $R^2$.

Zdroj: vlastné výpočty

Na základe *LM* testov špecifikácie (pozri tab. 1) však nebolo možné jednoznačne zvoliť špecifikáciu priestorového ekonometrického modelu. Keďže sme predpokladali existenciu globálnych spillover efektov v súvislosti s modelovaním regionálnych inovačných aktivít, zvolili sme model SDM, t. j. model ktorý umožňujú spillover efekty na globálnej úrovni. Globálny spillover efekt znamená, že zmeny v *i*-tom regióne aktivujú sériu reakcií v ostatných, potenciálne vo všetkých regiónoch, pričom lokálny spillover efekt nespôsobuje takúto sériu reakcií a týka sa bezprostredne iba susedných regiónov, kde tento efekt zaniká. Pri odhade modelu SDM budeme vychádzať z nasledujúcej formulácie:

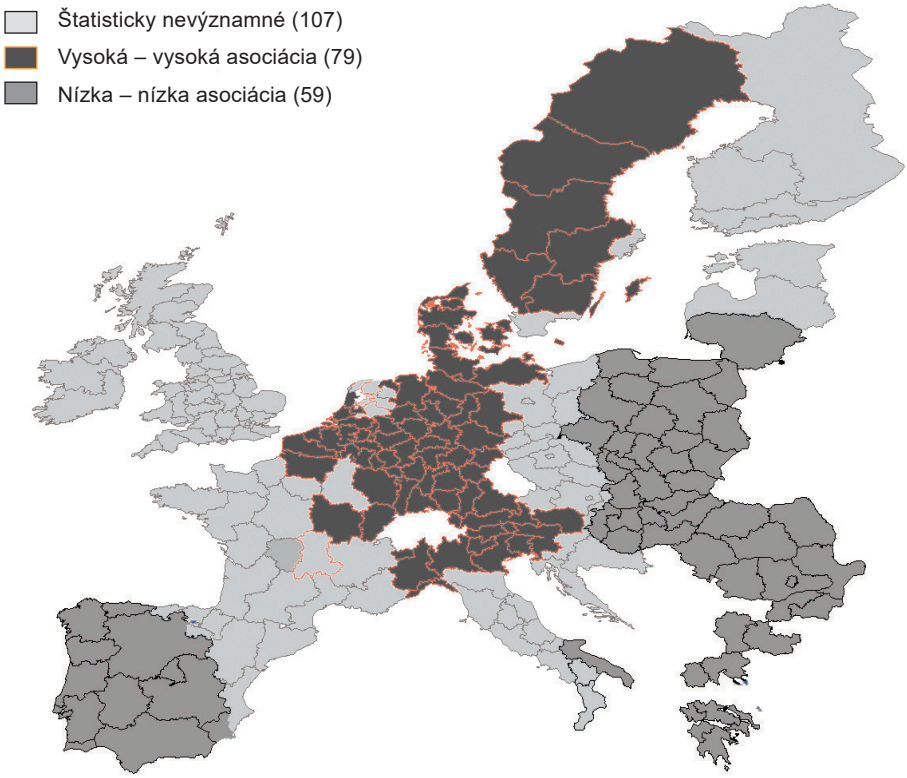
$$\boldsymbol{y} = \rho \mathbf{W}\boldsymbol{y} + \boldsymbol{l}_N \alpha + X\boldsymbol{\delta} + \mathbf{WX}\boldsymbol{\omega} + \boldsymbol{u}\ , \tag{7}$$

kde $\rho$ je parameter priestorového autoregresného procesu, **W** je matica priestorových váh typu $\mathbf{W}_{\mathbf{8KNN}}$, vektor parametrov $\boldsymbol{\omega}$ s rozmerom (2 × 1) obsahuje parameter $\gamma_1$ zodpovedajúci priestorovo oneskorenej vysvetľujúcej premennej *RDE* a parameter $\gamma_2$ zodpovedajúci priestorovo oneskorenej vysvetľujúcej premennej *HRST*, ostatné členy modelov boli definované skôr. Odhad modelu (7) bol zrealizovaný estimátorom SML. Výsledky odhadu sú uvedené v tab. 1. Štatisticky významný odhad priestorového autoregresného parametra $\rho$, ako aj výsledky *LR* testu potvrdzujú opodstatnenosť priestorovo oneskorenej závislej premennej v modeli. Okrem odhadov parametrov $\gamma_1$ a $\alpha$ boli štatisticky významné všetky parametre a *LM* test nenaznačoval problém zostávajúcej priestorovej autokorelácie.

Model (7) je východiskom pri testovaní hypotézy o priestorovej heterogenite, resp. priestorovej štruktúrnej nestabilite. Našim predpokladom sú nehomogénne reakcie inovačného výstupu na zmeny inovačných vstupov, resp. odlišné hodnoty regresných parametrov medzi skupinami regiónov. Na identifikáciu potenciálnych priestorových inovačných režimov, resp. rozdelenie regiónov do skupín, sme sa rozhodli využiť informáciu z lokálnych Getisovych–Ordovych štatistík ako miery priestorového zhlukovania. Na základe grafickej vizualizácie lokálnych Getisovych–Ordovych štatistík môžeme vidieť štatisticky významné[9] zhluky, resp. hotspot a coldspot lokality (pozri obr. 4). Pozitívna priestorová autokorelácia bola potvrdená pre 138 regiónov. Môžeme teda konštatovať, že podobné hodnoty patentových žiadostí majú tendenciu sa zoskupovať v priestore, tzn., že sa zoskupujú regióny s vysokými (t. j. „*vysoká-vysoká*“ asociácia – 79 regiónov) alebo nízkymi (t. j. „*nízka-nízka*“ asociácia – 59 regiónov) hodnotami. Medzi tzv. hotspot lokality patria najmä regióny Nemecka, Rakúska, Dánska, Švédska, Belgicka, Francúzska a regióny severného Talianska a ako coldspot lokality boli identifikované najmä regióny s prevažne s postsocialistickou minulosťou a regióny Španielska, Portugalska, Grécka a južné regióny Talianska.

9 Štatistická významnosť bola posúdená náhodnou permutačnou procedúrou, t. j. štatistika je veľakrát vypočítaná za účelom vygenerovania tzv. referenčného rozdelenia a pseudo-pravdepodobnostnej hodnoty (999 permutácií, hladina významnosti 1 % a 5 %).

**Obrázok 4 | Getisova–Ordova zhluková mapa pre premennú *PATAV***

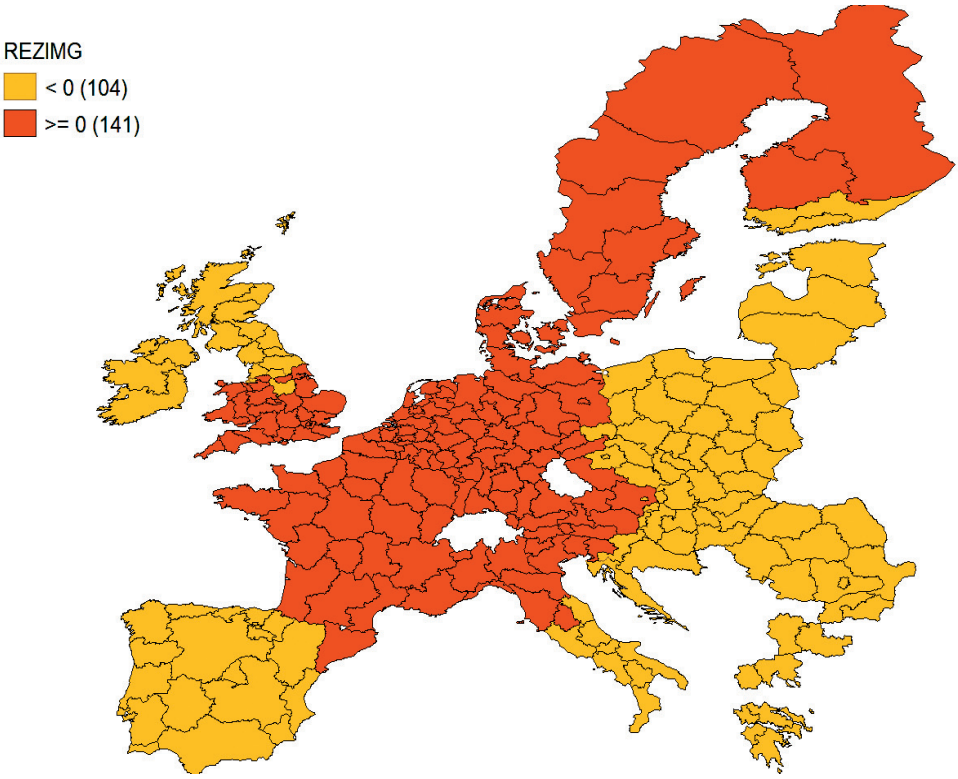



Zdroj: vlastné spracovanie

Rozdelenie regiónov NUTS 2 do dvoch priestorových režimov[10] vychádzalo z vypočítaných $z$ – hodnôt $G_i(d)$ štatistík pre modelovanú premennú – *PATAV*, pre $i = 1, ..., 245$. Režim 1 zahŕňa 104 regiónov a režim 2 obsahuje 141 regiónov. Príslušnosť jednotlivých regiónov k režimom je zrejmá z obr. 5, pričom si môžeme všimnúť, že režim 1 pozostáva prevažne z regiónov z postsocialistických krajín, regiónov Portugalska, Španielska, Grécka a južných regiónov Talianska. Na druhej strane, režim 2 tvoria ekonomicky silnejšie regióny.

10 Regióny so zápornou z – hodnotou $G_i(d)$ štatistiky boli zaradené do prvého režimu (režim 1) a regióny s kladnou hodnotou do druhého režimu (režim 2).

**Obrázok 5 | Zlomová mapa (dve kategórie, hranica 0) *z* – hodnôt $G_i(d)$ štatistík pre *PATAV***




Zdroj: vlastné spracovanie

Pri odhade modelu dvoch priestorových režimov predpokladáme priestorové regionálne spillover efekty, avšak najskôr uvažujeme konštantnú hodnotu autoregresného parametra. Takýto model dvoch priestorových režimov v maticovom tvare môžeme naformulovať nasledujúcim spôsobom:

$$\begin{bmatrix} \boldsymbol{y}_1 \\ \boldsymbol{y}_2 \end{bmatrix} = \rho \mathbf{W}\boldsymbol{y} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{l}_{N_1} & \boldsymbol{0} \\ \boldsymbol{0} & \boldsymbol{l}_{N_2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\delta}_1 \\ \boldsymbol{\delta}_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{W}_1\mathbf{X}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{W}_2\mathbf{X}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\omega}_1 \\ \boldsymbol{\omega}_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{u}_1 \\ \boldsymbol{u}_2 \end{bmatrix}, \qquad (8)$$

kde vektor $\boldsymbol{y}_1$ $(N_1 \times 1)$ a vektor $\boldsymbol{y}_2$ $(N_2 \times 1)$ sú subvektory vektora $\boldsymbol{y}$, matica $\mathbf{X}_1$ $(N_1 \times 2)$ a matica $\mathbf{X}_2$ $(N_2 \times 2)$ sú submatice matice $\mathbf{X}$, $\mathbf{W}_1$ a $\mathbf{W}_2$ sú matice režimových váh definované vzťahom (8) , $\boldsymbol{\delta}_1$, $\boldsymbol{\delta}_2$, $\boldsymbol{\omega}_1$ a $\boldsymbol{\omega}_2$ sú vektory parametrov s rozmermi $(2 \times 1)$, vektor $\boldsymbol{u}_1$ $(N_1 \times 1)$ a vektor $\boldsymbol{u}_2$ $(N_2 \times 1)$ sú subvektory vektora $\boldsymbol{u}$, vektor $\boldsymbol{y}$, matica $\mathbf{X}$ a vektor $\boldsymbol{u}$ boli definované skôr. Dolný index vo formulácii modelu (8) označuje priestorový režim, $N_1 = 104$,

$N_2 = 141$, pričom $N_1 + N_2 = N$. Ostatné premenné sú definované rovnako ako v modeli (7). V modeloch s priestorovými režimami je nutné definovať režimové váhy, resp. maticu $\mathbf{W}_R$. Táto matica má blokovo diagonálnu štruktúru váh a pri našom predpoklade dvoch režimov má nasledujúci tvar:

$$\mathbf{W_R} = \begin{bmatrix} \mathbf{W_1} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{W_2} \end{bmatrix}, \tag{9}$$

kde $\mathbf{W}_1$ a $\mathbf{W}_2$ sú submatice pôvodnej matice $\mathbf{W}_{8KNN}$, pričom sa neberú do úvahy vzťahy susedstva medzi priestorovými jednotkami z rôznych priestorových režimov. Na základe matíc $\mathbf{W}_1$ a $\mathbf{W}_2$ sú v modeli (8) konštruované priestorovo oneskorené premenné vysvetľujúcich premenných a priestorovo oneskorená závislá premenná je konštruovaná na základe kompletnej matice $\mathbf{W}$, resp. $\mathbf{W}_{8KNN}$ (zohľadňujú sa teda priestorové vzťahy medzi všetkými pozorovaniami), a súhrnného vektora $\boldsymbol{y}$. Táto špecifikácia je vhodná pri predpoklade jednotného priestorového procesu v rámci celého súboru NUTS 2 regiónov, dôsledkom čoho je jeden priestorový autoregresný parameter $\rho$, hoci ostatné parametre sa môžu medzi priestorovými režimami odlišovať. Odhad modelu (8) budeme realizovať estimátorom SML za predpokladu skupinovej homoskedasticity (GHOM), t. j. $\mathrm{E}\left[\boldsymbol{u}\boldsymbol{u}^{\mathrm{T}}\right] = \boldsymbol{\Sigma}$, pričom predpokladáme konštantný rozptyl v oboch uvažovaných priestorových režimoch, t. j. $\mathrm{E}\left[\boldsymbol{u}\boldsymbol{u}^{\mathrm{T}}\right] = \boldsymbol{\Sigma} = \sigma_u^2 \mathbf{I}_N$. Všetky výsledky sú uvedené v tab. 2.

SML odhad modelu (8) poskytol štatisticky významný odhad takmer všetkých parametrov oboch uvažovaných priestorových režimov ako aj spoločného priestorového autoregresného parametra $\rho$. Vzhľadom na predpoklad skupinovej homoskedasticity v rámci tohto odhadu získavame iba jednu skupinu štatistík kvality odhadu.

V poslednej časti našej analýzy predpoklad o jednotnom priestorovom procese zmeníme na realistickejší predpoklad separátnych priestorových procesov, z čoho vyplývajú aj individuálne odhady priestorových autoregresných parametrov. Budeme teda vychádzať z nasledujúcej modifikovanej verzie modelu (8):

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \boldsymbol{y}_1 \\ \boldsymbol{y}_2 \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \rho_1 \mathbf{W}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \rho_2 \mathbf{W}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{y}_1 \\ \boldsymbol{y}_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{l}_{N_1} & \boldsymbol{0} \\ \boldsymbol{0} & \boldsymbol{l}_{N_2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\delta}_1 \\ \boldsymbol{\delta}_2 \end{bmatrix} + \\ &+ \begin{bmatrix} \mathbf{W}_1 \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{W}_2 \mathbf{X}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\omega}_1 \\ \boldsymbol{\omega}_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{u}_1 \\ \boldsymbol{u}_2 \end{bmatrix} \end{aligned}, \tag{10}$$

kde $\rho_1$ a $\rho_2$ sú priestorové autoregresné parametre jednotlivých priestorových režimov. Na odhad modelu (10) opäť využijeme estimátor SML, odhad zrealizujeme za predpokladu o skupinovej heteroskedasticite (GHET), čiže $\mathrm{E}\left[\boldsymbol{u}_1\boldsymbol{u}_1^{\mathrm{T}}\right] = \boldsymbol{\Sigma}_1$ a $\mathrm{E}\left[\boldsymbol{u}_2\boldsymbol{u}_2^{\mathrm{T}}\right] = \boldsymbol{\Sigma}_2$, pričom predpokladáme homoskedasticitu poruchových zložiek modelu, t. j. $\mathrm{E}\left[\boldsymbol{u}_1\boldsymbol{u}_1^{\mathrm{T}}\right] = \boldsymbol{\Sigma}_1$, kde $\boldsymbol{\Sigma}_1 = \sigma_1^2 \mathbf{I}_{N_1}$ a $\mathrm{E}\left[\boldsymbol{u}_2\boldsymbol{u}_2^{\mathrm{T}}\right] = \boldsymbol{\Sigma}_2$, kde $\boldsymbol{\Sigma}_2 = \sigma_2^2 \mathbf{I}_{N_2}$. Výsledky odhadu modelu (10) sú tiež obsiahnuté v tab. 2.

**Tabuľka 2 | Model SDM s priestorovými režimami**

| | **režim 1 + režim 2** SML (GHOM) | **režim 1** SML (GHET) | **režim 2** |
|---|---|---|---|
| 1_$\alpha$ | –6,241*** | –6,567*** | – |
| 1_$\beta_1$(ln***RDE***) | 0,615*** | 0,634*** | – |
| 1_$\beta_2$(ln***HRST***) | 1,551*** | 1,594*** | – |
| 1_$\gamma_1$($\mathbf{W_1}$ln***RDE***) | –0,363* | 0,042 | – |
| 1_$\gamma_2$($\mathbf{W_1}$ln***HRST***) | 0,674 | 0,983 | – |
| 2_$\alpha$ | 7,770*** | – | 4,900** |
| 2_$\beta_1$(ln***RDE***) | 0,471*** | – | 0,424*** |
| 2_$\beta_2$(ln***HRST***) | 0,718* | – | 0,777** |
| 2_$\gamma_1$($\mathbf{W_1}$ln***RDE***) | 0,517** | – | 0,325 |
| 2_$\gamma_2$($\mathbf{W_1}$ln***HRST***) | 2,196*** | – | –1,659** |
| 1_$\rho_1$($\mathbf{W_1}$ln***PATAV***) | – | 0,180 | – |
| 2_$\rho_2$($\mathbf{W_2}$ln***PATAV***) | – | – | 0,599*** |
| $\rho$(**W**ln***PATAV***) | 0,455*** | – | – |
| **Režimová premenná:** *z* – **hodnoty** $G_i$ (*d*) | | | |
| **Štatistiky kvality odhadu** | | | |
| pseudo $R^2$ | 0,847 | 0,739 | 0,580 |
| pseudo $R^2$ (S) | 0,836 | 0,732 | 0,472 |
| ln*L* | –210,433 | –100,034 | –108,512 |
| *AIC* | 442,865 | 212,067 | 229,025 |
| *SC* | 481,379 | 227,934 | 246,717 |
| **Chowov test** | | | |
| $\alpha$ | 22,740*** | 13,719*** | |
| $\beta_1$ | 1,078 | 2,095 | |
| $\beta_2$ | 2,498 | 2,464 | |
| $\gamma_1$ | 2,498*** | 0,763 | |
| $\gamma_2$ | 10,470*** | 7,547*** | |
| $\rho$ | – | 5,668** | |
| Globálny test | 43,054*** | 29,255*** | |

Poznámky: – označuje režim 1
– označuje režim 2

Zdroj: vlastné výpočty

Odhad modelu (10) pri predpoklade skupinovej heteroskedasticity nám poskytuje separátne odhady všetkých parametrov ako aj separátne štatistiky kvality odhadu pre režim 1 a režim 2. Vidíme rozdielnosť v odhadnutých parametroch ako aj v ich štatistickej významnosti. Keďže všetky parametre korešpondujúce s priestorovo oneskorenými premennými nie sú štatisticky významné pre regióny režimu 1, môžeme teda usudzovať, že priestorové regionálne interakcie, resp. spillover efekty, nie sú faktorom determinujúcim inovačné procesy v rámci tejto skupiny regiónov (regióny s postsocialistickou minulosťou a ekonomicky slabšie regióny). Takýto záver čiastočne vyplýva aj z výsledkov odhadu modelu (8), kde na základe posúdenia štatistickej významnosti parametrov môžeme tiež usudzovať neexistenciu priestorových spillover efektov výdavkov na vedu a výskum (zodpovedajúci parameter je síce štatisticky významný, avšak má záporné znamienko) a ľudského kapitálu vo vede a výskume. Na druhej strane z výsledkov odhadov modelov (8) a čiastočne aj (10) zodpovedajúcich režimu 2 vidíme, že v rámci tejto skupiny regiónov (ekonomicky silnejšie regióny) priestorové spillover efekty zohrávajú významnú úlohu v inovačných aktivitách tejto skupiny regiónov.

Tieto zistené rozdielnosti ako aj formálne výsledky globálneho Chowovho testu (test stability regresných koeficientov, bližšie pozri Anselin a Rey, 2014) vedú k záveru o heterogenite parametrov týchto dvoch režimov a to na základe oboch realizovaných odhadov. Chowov test aplikovaný na individuálne parametre vedie k záveru o homogénnych reakciách inovačného výstupu na zmeny v oboch inovačných vstupoch, avšak o rozdielnosti regresných parametrov medzi uvažovanými dvoma priestorovými režimami pokiaľ ide o parametre priestorového autoregresného procesu.

Keďže premenné v modeloch boli vyjadrené v logaritmickom tvare, je možné ich interpretovať ako elasticity. Zamerajme sa bližšie napr. na výdavky na výskum a vývoj, zodpovedajúca hodnota tohto parametra v modeli SDM pri predpoklade separátnych priestorových procesoch pre režim 1 je na úrovni 0,6344 a pre režim 2 je 0,4239. Mohli by sme teda konštatovať, že 1% nárast celkových výdavkov na výskum a vývoj spôsobí v priemere 0,6344 % (resp. 0,4239 %) nárast patentových žiadostí. V ekonomicky slabších regiónoch (regióny režimu 1, ako napr. takmer všetky postsocialistické regióny, regióny Španielska, Portugalska, Grécka) by navýšenie výdavkov na výskum a vývoj viedlo k vyššej inovačnej aktivite ako v ekonomicky silnejších regiónoch (regiónoch režimu 2). Otázne však je, akú časť tohto efektu môžeme pripisovať samotnému regiónu (priamy efekt) a akú časť možno pripisovať susedným regiónom (nepriamy efekt), čiže priestorovým spätným väzbám. Podľa našich výsledkov priestorové interakcie boli potvrdené medzi vyspelejšími regiónmi, v rámci ktorých existujú významné interakcie, a teda v rámci týchto krajín a regiónov existuje aj väčší počet inovačných zhlukov. Skutočnosť, že ekonomické aktivity majú tendenciu sa zhlukovať v určitých lokalitách, je spôsobené predovšetkým výhodami efektívnosti (nižšie náklady), výhodami flexibility

(vysoká mobilita pracovnej sily) ako aj inovačnými výhodami (spillover efekty v oblasti poznatkov). V rámci EÚ sú takéto zoskupenia hlavne v regiónoch zahŕňajúce hlavné mestá ako napr. NUTS 2 regióny Berlín, Île-de-France (Paríž), Helsinky či Štokholm. Medzi ďalšie významné inovačné zhluky patria napr. regióny Bavorsko, Báden-Württemberg v Nemecku, Emiglia-Romagna v Taliansku, oblasť Oxfordu, Cambridge v Anglicku, Štajersko v Rakúsku alebo Antverpy v Holandsku (zrejmé aj z obr. 2). Všetky tieto regióny boli podľa našej analýzy súčasťou inovačného režimu 2, v rámci ktorých boli potvrdené inovačné spillover efekty. Aj v rámci regiónov menej vyspelých krajín (režim 1) sú inovačnými lídrami tiež predovšetkým hlavné mestá. Okrem toho, takmer všetky krajiny zahrnuté do našej analýzy majú vyšší stupeň rozmanitosti vo svojich regiónoch (pozri obr. 2). Toto jasne poukazuje na dôležitosť merania inovácií na regionálnej úrovni a taktiež na opodstatnenosť viacerých inovačných zhlukov. Rozdiely v regionálnom výkone by mali vyžadovať aj rozdiely v regionálnych programoch na podporu inovácií. Klastrové politiky ako aj ďalšie iniciatívy v rámci EÚ by sa mali zameriavať na podporu a uľahčenie medziregionálnej a medzinárodnej spolupráce s ohľadom na špecifiká jednotlivých regiónov, či skupín regiónov s cieľom zohľadniť, resp. identifikovať, ich silné stránky a ďalej ich rozvíjať.

## Záver

V príspevku sme venovali pozornosť analýze priestorových aspektov regionálneho inovačného procesu EÚ, t. j. predmetom testovania bola hypotéza o priestorovej autokorelácii ako aj priestorovej heterogenite. Na báze lokálnych Getisových–Ordových štatistík priestorovej autokorelácie, ako aj na základe výsledkov priestorového RKPF modelu môžeme usudzovať, že regionálny inovačný proces (reprezentovaný patentovými žiadosťami) nie je priestorovo izolovaným procesom, ale je ovplyvnený aj inovačnými aktivitami v susedných regiónoch. Priestorové medziregionálne interakcie boli v modeli RKPF zohľadnené prostredníctvom priestorovo oneskorených premenných. Štatistická významnosť parametrov priestorového RKPF modelu (prekvapivo okrem parametra zodpovedajúceho výdavkom na výskum a vývoj) korešpondujúcich s priestorovo oneskorenými premennými potvrdzujú význam geografickej polohy regiónu, resp. významnú úlohu priestorových spillover efektov v procese modelovania inovačných aktivít regiónov EÚ.

V druhej časti analýzy sme sa zaoberali ďalším priestorovým efektom a to priestorovou heterogenitou. Hypotézu o priestorovej heterogenite, resp. priestorovej štruktúrnej nestabilite, sme overovali na základe modelov priestorových režimov, pričom na identifikáciu dvoch priestorových inovačných režimov sme využili informácie z lokálnych Getisových–Ordových štatistík. Na základe SDM špecifikácie regionálnej znalostnej produkčnej funkcie sme odhadli dva modely s priestorovými režimami. Na odhad oboch

modelov bol aplikovaný SML estimátor, pričom odhad prvého modelu sme zrealizovali za predpokladu o jednotnom priestorovom procese a skupinovej homoskedasticite a druhý odhad za predpokladu separátnych priestorových procesov a skupinovej heteroskedasticity. Výsledky globálneho Chowovho testu potvrdili hypotézu o heterogenite parametrov týchto dvoch režimov, čiže hypotézu o dvoch priestorových inovačných režimoch možno považovať za potvrdenú a to na základe oboch realizovaných odhadov. Chowov test aplikovaný na individuálne parametre viedol k záveru o homogénnych reakciách inovačného výstupu na zmeny v oboch inovačných vstupoch, avšak o rozdielnosti regresných parametrov medzi uvažovanými dvoma priestorovými režimami pokiaľ ide o parametre priestorového autoregresného procesu.

Podstatným zistením vyplývajúcim z našej empirickej analýzy je nutnosť zohľadňovania priestorových efektov pri modelovaní regionálnych inovačných procesov a to tak priestorovú autokoreláciu ako aj priestorovú heterogenitu. Tieto priestorové aspekty sú v empirických štúdiách zaoberajúcich sa podobnou problematikou často opomínané, hoci zohľadnením priestorových aspektov pri konštrukcii modelu regionálnej znalostnej produkčnej funkcie môžeme zlepšiť kvalitu odhadov parametrov, čo následne umožňuje efektívnejšie rozhodovanie, či napr. rozdeľovanie finančných zdrojov s cieľom eliminácie regionálnych disparít, nakoľko podniknutie konkrétnych krokov a prijatie konkrétnych zákonov v niektorej krajine/regióne ovplyvní tiež dianie v ďalších, prípadne i všetkých krajinách/regiónoch EÚ.

## Literatúra


Acs, Z. (2002). *Innovation and the Growth of Cities*. Cheltenham: Edward Elgar. ISBN 978 1 84064 936 9.

Acs, Z. J., Anselin, L., Varga, A. (2002). Patents and Innovation Counts as Measures of Regional Production of New Knowledge. *Research Policy*, 31(7), 1069–1085, https://doi.org/10.1016/s0048-7333(01)00184-6

Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93–115, https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x

Anselin, L., Varga, A., Acs, Z. (1997). Local Geographic Spillovers between University Research and High Technology Innovations. *Journal of Urban Economics*, 42(3), 422–448, https://doi.org/10.1006/juec.1997.2032

Anselin, L., Varga, A., Acs, Z. (2000a). Geographical Spillovers and University Research: A Spatial Econometric Perspective. *Growth and Change*, 31(4), 501–515, https://doi.org/10.1111/0017-4815.00142

Anselin, L., Varga, A., Acs, Z. (2000b). Geographic and Sectoral Characteristics of Academic Knowledge Externalities. *Papers in Regional Science*, 79(4), 435–443, https://doi.org/10.1111/j.1435-5597.2000.tb01766.x

Anselin, L., Rey, S. J. (2014). *Modern Spatial Econometrics in Practice*. Chicago: GeoDa Press LLC. ISBN 0986342106.

Audretsch, D. B., Feldman, M. P. (1996). R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production. *American Economic Review*, 86(3), 630–640.

Audretsch, D. B., Feldman, M. P. (2004). *Knowledge Spillovers and the Geography of Innovation*. Handbook of Regional and Urban Economics. North-Holland. ISBN 978-0-444-50967-3.

Barro, R. J. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 103–125, https://doi.org/10.1086/261726

Bivand, R. S. (2010). Exploratory Spatial Data Analysis, in Fischer, M. M., Getis, A., ed., *Handbook of Applied Spatial Analysis. Software Tools, Methods and Applications*. Berlin Heidelberg: Springer–Verlag, pp. 219–254. ISBN 978-3-642-03647-7, https://doi.org/10.1007/978-3-642-03647-7_13

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/10.1111/0022-4146.00146

Charlot, S., Crescenzi, R., Musolesi, A. (2015). Ekonometric Modelling of the Regional Knowledge Production Function in Europe. *Journal of Econonic Geography*, 15(6), 1227–1259, https://doi.org/10.1093/jeg/lbu035

Chocholatá, M. (2017). *Analýza mzdových disparít v okresoch Slovenska v období* 2001-2015. AIESA – Building of Society based on Knowledge (17th International Scientific Conference). Bratislava: Letra Edu, pp. 316–326.

European Commission (2010). *Europe* 2020*: A European Strategy for Smart, Sustainable and Inclusive Growth*. [Cit. 2015-05-02] Dostupné z: http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2010:2020:FIN:EN:PDF

Eurostat (2017). *General and Regional Statistics*. [Cit. 2017-11-11] Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/.

Feldman, M. P. (1994). *The Geography of Innovation*. Dordrecht, the Netherlands: Kluwer Academic Publishers. ISBN 978-0-7923-2698-4.

Feldman, M. P., Florida, R. (1994). The Geographic Sources of Innovation: Technological Infrastructure and Product Innovation in the United States. *Annals of the Association of American Geographers*, 84(2), 210–229, https://doi.org/10.1111/j.1467-8306.1994.tb01735.x

Furková, A. (2016). Spatial Pattern of Innovative Activity in the EU Regions: Exploratory Spatial Data Analysis and Spatial Econometric Approach, in Gomes, O., ed., *Advances in Applied Business Research: the L.A.B.S. Initiative*. New York: Nova Science Publishers, pp. 159–186. ISBN 978-1-63484-926-5.

Furková, A. (2017). *Význam priestorových efektov v analýze inovačných aktivít regiónov EÚ*. Bratislava: Ekonóm. ISBN 978-80-225-4432-0.

Getis, A. (2010). Spatial Autocorrelation, in Fischer, M. M., Getis, A., eds., *Handbook of Applied Spatial Analysis. Software Tools, Methods and Applications*. Berlin Heidelberg: Springer–Verlag, pp. 255–278. ISBN 978-3-642-03647-7.

Getis, A., Ord, J. K. (1992). The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. *Geographical Analysis*, 24(3), 189–206, https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1992.tb00261.x

Gordon, I., McCann, P. (2005). Innovation, Agglomeration and Regional Development. *Journal of Economic Geography*, 5(5), 523–543, https://doi.org/10.1093/jeg/lbh072

Griliches, Z. (1979). Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth. *Bell Journal of Economics*, 10(1), 92–116, https://doi.org/10.2307/3003321

Haining, R. (2003). *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*. Cambridge: Cambridge University Press. ISBN 0521774373.

Jaffe, A. B. (1989). Real Effects of Academic Research. *American Economic Review*, 79(5), 957–970.

Jaffe, A. B., Trajtenberg, M., Henderson, R. (1993). Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 577–598, https://doi.org/10.2307/2118401

Khan, B. Z. (2012). *Of Time and Space: A Spatial Analysis of Technological Spillovers among Patents and Unpatented Innovations in the Nineteenth Century*. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper No. 20732, https://doi.org/10.3386/w20732

Klímová, V., Žítek, V. (2015). Inovační paradox v Česku: ekonomická teorie a politická realita. *Politická ekonomie*, 63(2), 147–166, https://doi.org/10.18267/j.polek.994

Kumar, I. (2008). *Innovation Clusters: A Study of Patents and Citations*. ESRI International User Conference. [Cit. 2015-07-11] Dostupné z: https://www.pcrd.purdue.edu/files/media/Innovation-Clusters-A-Study-of-Patents-and-Citations.pdf

Lesage, J., Pace, K. (2009). *Introdaction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: Chapman and Hall/CRC. ISBN 81420064247.

Leung, Y., Mei, C., Zhang, W. (2000). Testing for Spatial Autocorrelation among the Residuals of the Geographically Weighted Regression. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 32(5), 871–890, https://doi.org/10.1068/a32117

Lucas, R. E. Jr. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42, https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7

Moran, P. A. P. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17–23, https://doi.org/10.2307/2332142

Moreno, R., Paci, R., Usai, S. (2005a). Spatial Spillovers and Innovation Activity in European Regions. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 37(10), 1793–1812, https://doi.org/10.1068/a37341

Moreno, R., Paci, R., Usai, S. (2005b). *Innovation Clusters in the European Regions*. Centre for North South Economic Research. Working Paper. [Cit. 2015-07-11]. Dostupné z: http://crenos.unica.it/crenos/sites/default/files/wp/05-12.pdf

Ord, J. K., Getis, A. (1995). Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application. *Geographical Analysis*, 27(4), 286–306, https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00912.x

Pakes, A., Griliches, Z. (1980). Patents and R&D at the Firm Level: A First Look. *Economic Letters*, 5(4), 377–381, https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90136-6

Rebelo, S. (1991). Long-run Policy Analysis and Long-run Growth. *Journal of Political Economy*, 99(3), 500–521, https://doi.org/10.1086/261764

Romer, P. M. (1986). Increasing Return and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002–1037, https://doi.org/10.1086/261420

Solow, R. A. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94, https://doi.org/10.2307/1884513

Wheeler, D. (2007). Diagnostic Tools and a Remedial Method for Collinearity in Geographically Weighted Regression. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 39(10), 2464–2481, https://doi.org/10.1068/a38325

Zemplinerová, A. (2010). Inovační aktivita firem a konkurence. *Politická ekonomie*, 58(6), 747–760, https://doi.org/10.18267/j.polek.760