

Pavol Hurbánek  
University of Southampton, School of Geography  
Highfield, Southampton SO17 1BJ  
Spojené kráľovstvo Veľkej Británie a Severného Írska  
Tel.: +44 23 8059 2205, Email: pavolhurbanek@gmail.com

---

Posudok oponenta na dizertačnú prácu predloženú na obhajobu na Univerzite Karlovej v Prahe, Prírodovedeckej fakulte, Katedre sociálnej geografie a regionálneho rozvoja

Vojtěch Nosek:

"Prostorové aspekty sociálnych nerovnomerností: Česko v kontextu strednej a východnej Európy"

Aktuálnosť zvolenej témy

Téma predkladanej dizertačnej práce je vysoko aktuálna. Hoci sa nájdu názory, že dôležitejšie ako poukazovať na existenciu geografickej variability je študovať jej podmieňujúce faktory, niet pochýb o tom, že poznatky o meraní tejto variability, ktoré v súčasnosti máme, nie sú ani zďaleka úplné a je potrebné výskum v tejto oblasti rozvíjať. Obzvlášť to platí pre geografiu Strednej a Východnej Európy, ktorá si len veľmi pomaly a so značným oneskorením osvojuje už dávnejšie vo svete známe kvantitatívne metódy hodnotenia priestorovej variability.

Splnenie vytýčeného cieľa dizertačnej práce

V predkladanej dizertačnej práci si za metodologický cieľ autor kladie skúmať možnosti rozkladu Theilovho indexu ( $T$ ), predovšetkým podielu regionálnej nerovnomernosti na celkovej nerovnomernosti ( $T_B/T$ ), a Moranovho indexu  $I$  ( $MI$ ), konkrétne jeho formy založenej na binárnej definícii susedstva ( $MI_Q$  ak sa polygóny dvoch územných jednotiek dotýkajú aspoň v 1 bode, tzv. typ "queen", a  $MI_{10}$  – ak sú dve územné jednotky vzdialené najviac 10km), z hľadiska ich využitia pre hodnotenie priestorových aspektov sociálnych nerovnomerností. Za empirický cieľ si autor kladie analyzovať význam priestorovej dimenzie sociálnych nerovnomerností v Česku, Slovensku, Poľsku a Rakúsku, jeho vzťah s mierkovou úrovňou a mierou "organickosti" ("reálnej nodality") regionálneho systému a s mierou komplexity sledovaných premenných, a porovnať tento význam s významom iných dimenzií sociálnych nerovnomerností (veková, národnostná, vzdelanostná, sektorová, atď.). Tieto ciele sa autorovi podarilo viac-menej naplniť.

Originalita a prínos nových poznatkov pre ďalší rozvoj vednej disciplíny

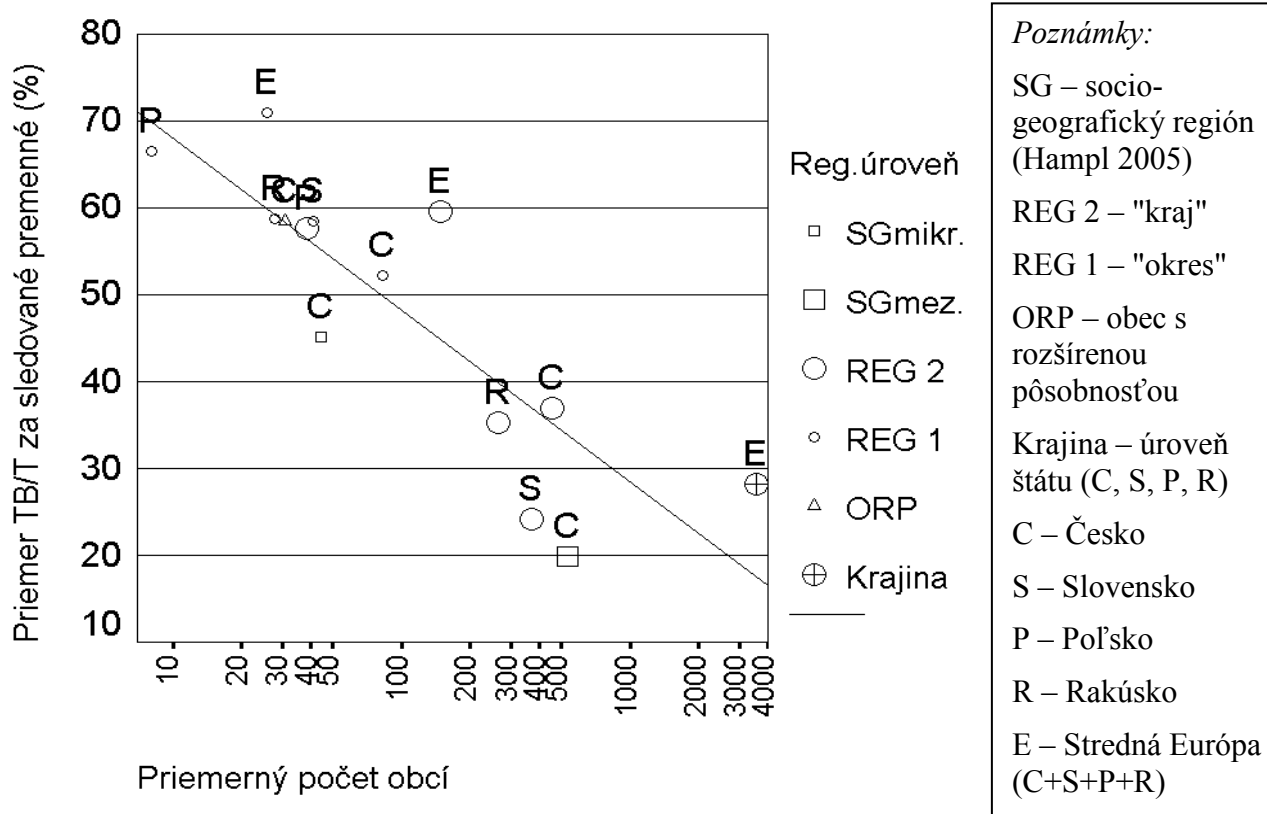
Dizertačnú prácu Mgr. Vojtěcha Noska možno považovať za nadpriemernú až výnimočnú z niekoľkých dôvodov. Autor pracuje so sociálno-demografickými a sociálno-ekonomickými dátami na úrovni obcí za štyri rôzne krajiny a na úrovni základných sídelných jednotiek, ba dokonca jednotlivcov za celé Česko. Priestorovú variabilitu pritom hodnotí mierami (priestorových) nerovnomerností v stredoeurópskom kontexte doteraz málo využívanými. Hlavným prínosom práce je však samotná analýza týchto mier, najmä  $T_B/T$ ,  $MI_Q$  a  $MI_{10}$ , ich citlivosti na rôzne podmienky analýzy, ich štatistickej významnosti metódami Monte Carlo simulácií a bootstrapping, a v neposlednom rade tiež deduktívne odvodenie ich vzájomného vzťahu.

## Pripomienky do diskusie

- V práci je len málo formálnych chýb, napríklad: nesprávny názov tab. 46, obrátená farebná škála na obr. 33, zámena  $f_j$  a  $f_s$  na str. 30, odvolanie sa na neexistujúcu kapitolu 2.3.2 na str. 26, odvolanie sa na prácu v poznámke 1 na str. 6, ktorá nie je v zozname literatúry, tvrdenie na str. 84, že "hranica [Poľska] sa po roku 1938 posunula smerom na východ", a podobne.
- Na str. 77 autor nesprávne zamieňa pojem "podiel rozvedených" pojmom "rozvodovosť", čím príslušné tvrdenia nadobúdajú úplne iný, zväčša nepravdivý význam.
- Autor vysvetľuje zhľuky vyšších hodnôt podielu rozvedených na "juhu Slovenska" tým, že sa jedná o "štrukturálne postihnutú oblasť", a prítomnosťou Maďarskej menšiny, ktorá "sa geopolitickým vývojom marginalizovala a vyznačuje sa nižším sociálnym statusom, čo môže s mierou rozvodovosti súvisieť". Keďže z príslušného obr. 30 je zjavné, že tieto zhľuky na "juhu Slovenska" sú väčšie ako by sa mohlo zdať z textu a zahrňujú napr. aj horný Turiec alebo Horehronie, táto interpretácia zrejme nie je správna. Zdá sa, že okrem veľkých miest sa relatívne väčším podielom rozvedených vyznačujú oblasti s menším podielom veriacich na celkovom počte obyvateľov a s väčším podielom nekatolíckych veriacich na celkovom počte veriacich.
- Podľa autora "dôvodom vyššej hodnoty MI ... je častejší výskyt ... zhľukov typu „nízka–vysoká“ indikujúci striedanie nadpriemerných a podpriemerných hodnôt sledovanej premennej v priestore" (str. 79). Avšak priamo zo vzorca pre MI vyplýva, že čím je viac takýchto zhľukov (a tiež zhľukov typu "vysoká–nízka"), tým viac je záporných sčítancov v čitateli, a tým nižšia je výsledná hodnota MI.
- Rozdiely medzi mapami LISA toho istého územia medzi dvoma alebo viacerými rokmi by bolo vhodné posúdiť nielen vizuálne, ale i kartograficky a kvantitatívne, čo by zrejme uľahčilo interpretáciu výsledkov.
- Bolo by zaujímavé preskúmať vplyv zlúčenia, resp. nezlúčenia niektorých mestských regiónov s ich okolím na výsledky práce. Na úrovni REG 1 bola ako samostatný (nezlúčený s okolím) mestský región v Rakúsku ponechaná len Viedeň, zatiaľ čo na Slovensku to boli 2, v Česku 4 a v Poľsku 6 mestských regiónov. Podobne boli pravdepodobne rozdiely v hodnotách relatívneho významu regionálnych nerovnomerností na úrovni REG 2 v medzinárodnom porovnaní výrazne ovplyvnené tým, že Bratislava ako jediné hlavné mesto (i keď najmenšie), netvorí v systéme REG 2 samostatný región.
- Je diskutabilné, či by nebolo lepšie pri porovnaní medzi rokmi 1991 a 2001 použiť ten istý regionálny systém, keďže rozdiel v príslušných hodnotách  $T_B/T$  môže byť do istej miery nielen dôsledkom zmeny relatívneho významu regionálnych nerovnomerností, ale i dôsledkom použitia iného regionálneho systému. Hodnoty  $(T_B/T)^*$  tento problém čiastočne riešia, ale pri interpretácii výsledkov sa autor častejšie odvoláva na  $T_B/T$  ako na  $(T_B/T)^*$ .
- Podľa autora platí, že "ak pozorujeme vysokú priestorovú autokoreláciu, geografická zložka nerovnomernosti sledovanej premennej [myslí sa  $T_B$ , resp.  $T_B/T$ ] bude vyššia než v prípade nízkej priestorovej autokorelácie". Takéto tvrdenie je príliš zjednodušujúce, pretože priestorová autokorelácia je mierkovo závislá, a  $T_B$ , resp.  $T_B/T$  je závislé od konkrétneho priebehu hraníc a podobne tiež mierkovej úrovne daného regionálneho systému. Mohlo by snáď ale platiť v prípade, keby priestorová vážiaca funkcia ( $w_{ij}$ ) bola rovná 1 pre všetky páry obcí i a j z toho istého regiónu a rovná 0 pre všetky ostatné páry obcí. Z tohto dôvodu by pre kategorizáciu sledovaných premenných predstavenú v tab. 11, 24 a 58 bolo zrejme vhodnejšie použiť len  $(T_B/T)^*$  alebo len MI. Názvy riadkov by pritom mohli byť napr. " $(T_B/T)^*_{REG1}$  nízke" a " $(T_B/T)^*_{REG1}$  vysoké" a názvy stĺpcov napr. " $(T_B/T)^*_{REG2}$  nízke" a " $(T_B/T)^*_{REG2}$  vysoké". V prípade použitia len MI by názvy riadkov mohli byť napr. "MI<sub>10</sub> nízke" a "MI<sub>10</sub> vysoké" a názvy stĺpcov napr. "MI<sub>40</sub> nízke" a "MI<sub>40</sub> vysoké" (kde 10 a 40 sú použité kritické vzdialenosti v km binárne definujúce susedstvo). Obdobne k MI<sub>10</sub> a MI<sub>40</sub> by mohli byť použité napr. MI<sub>Q2</sub> a MI<sub>Q10</sub>, kde číslica v dolnom indexe

vyjadruje rád (z angl. "order" alebo "tier") pre  $MI_{Q1} = MI_Q$  priameho a pre  $MI_{Q2}$  a vyššie sprostredkovaného binárne definovaného susedstva typu "queen". Samozrejme je možné použiť aj kategorizáciu s viac ako  $2 \times 2$  triedami. V prípade výpočtu MI na viac ako dvoch rôznych mierkových/rádových úrovniach až na celom kontinuu spektra týchto úrovní je vhodné využiť Moranov korelogram, semivariogram alebo iný nástroj popisujúci mierkovo závislú priestorovú štruktúru variability. Takéto nástroje by boli pravdepodobne vhodnejšie aj na skúmanie vzťahu medzi komplexitou sledovanej premennej na jednej strane a významom priestorovej dimenzie nerovnomerností, resp. mierkou dosahu priestorovej autokorelácie danej premennej na strane druhej.

- Napriek tomu, že autor venoval celú jednu časť kapitoly 4.1 analýze vplyvu počtu jednotiek a počtu a veľkosti regiónov na hodnoty  $T$ ,  $T_B$  a  $T_B/T$ , nikde v tejto ani v inej časti práce nevyslovil explicitne jeden z najvšeobecnejších záverov, ktorý z uvedenej analýzy a tab. 7, 8 a 9 vyplýva, a ktorý je zrejmy aj z empirickej časti práce (*Graf A*), t.j. že so zväčšujúcim sa priemerným počtom obcí (jednotiek, jednotlivcov) pripadajúcich na jeden región (skupinu, kategóriu) sa hodnota  $T_B/T$  znižuje.



*Graf A* Vzťah hodnôt priemerného počtu obcí v jednej jednotke na danej regionálnej úrovni a hodnôt priemeru relatívneho významu regionálnych nerovnomerností  $T_B/T$  za všetky sociálno-ekonomické a sociálno-demografické premenné sledované v predloženej dizertačnej práci na príslušnej regionálnej úrovni

- Hoci v práci navrhnuté očistenie relatívneho významu regionálnych (medzi-skupinových) nerovnomerností  $T_B/T$  odčítaním stochastickej zložky (resp. priemeru  $E(T_{B0}/T)$  rozdelenia hodnôt  $T_{B0}/T$  zo simulácií nulového modelu, t.j.  $(T_B/T)^* = T_B/T - E(T_{B0}/T)$ ) vyššie uvedený problém (podľa autora) rieši, zdá sa ako by naň pri interpretáciách výsledkov potom zabúdali. Otázkou do diskusie zostáva, či by takáto štandardizácia nemala zohľadniť nielen strednú hodnotu, ale i variabilitu (napr. smerodajnú odchylku  $SD(T_{B0}/T)$ ) rozdelenia hodnôt  $T_{B0}/T$  zo simulácií nulového modelu napr. nasledovným spôsobom:  $(T_B/T)^* = (T_B/T - E(T_{B0}/T)) / SD(T_{B0}/T)$ . Príkladom

takéhoto opomenutia je hodnotenie rodových, národnostných či náboženských dimenzií nerovnomerností medzi jednotlivcami v Česku len ako veľmi nevýznamných (v porovnaní s dimenziami priestorovými) iba na základe hodnôt  $T_B$ , a to napriek tomu, že (1) z tab. 9 a *Grafu A* vyplýva, že čím má dimenzia menej kategórií (príp. čím nerovnomernejšie sa tieto podieľajú na celej populácii), tým menšia je hodnota  $T_B/T$ , a že (2) z tab. 10 vyplýva, že čím je rozdelenie hodnôt za jednotlivcov šikmejšie/nerovnomernejšie, tým väčšia je hodnota  $T_B/T$ .

- Na str. 85 a 104 autor síce uvádza, že obce v Poľsku majú väčšiu rozlohu ako v iných sledovaných krajinách, avšak nikde v práci neudáva informácie o priemernej a mediánovej hodnote rozlohy a počtu obyvateľov v obciach sledovaných krajín (tak ako to spravil za systémy REG 1 a REG 2 v tab. 6) a najmä o priemernom počte obcí na jeden región úrovni REG 1 a REG 2 týchto krajín, ktoré sú nevyhnutné pre správnu interpretáciu hodnôt  $T_B/T$ , ale i MI. Všetky tieto hodnoty (okrem priemerného počtu obcí v regióne) sú podstatne menšie na Slovensku a v Česku v porovnaní s Poľskom a Rakúskom, čo vysvetľuje podstatne nižšie hodnoty MI prvých troch sledovaných sociálno-demografických premenných v týchto štátoch. Obdobne pri výrazne najmenšej hodnote priemerného počtu obcí na jeden región v Poľsku (na úrovni REG 1 cca 3- až 10-násobne menšej a na úrovni REG 2 cca 7- až 12-násobne menšej v porovnaní s ostatnými krajinami) nie je prekvapivá jeho najväčšia hodnota  $T_B/T$  na úrovni REG 1 za polovicu sledovaných premenných a na úrovni REG 2 za všetky premenné okrem miery nezamestnanosti. Hoci pretrvávanie štátnej hranice pred roka 1938 v sociálno-demografických a sociálno-ekonomických charakteristikách obyvateľstva v Poľsku (ktoré za touto skutočnosťou podľa autora treba hľadať) je neodškriepiteľné, takmer nezmenená pozícia tejto krajiny na uvedených prvých priečkach po zohľadnení  $(T_B/T)^*$  intuitívne sponchybňuje očisťujúci/standardizačný účinok použitej transformácie  $T_B/T$  na  $(T_B/T)^*$  a vyzýva k jeho preskúmaniu v budúcnosti.
- Na str. 85-86 popisuje autor index starnutia v sledovanom stredoeurópskom regióne ako celku a akoby prekvapene bez adekvátnej interpretácie hodnotí príslušný MI ako "pomerné nízky" a  $T_B/T$  ako "relatívne vysoký" (pričom  $(T_B/T)^*$  neuvádza). Absentuje vysvetlenie, že MI je nízke preto, lebo nie je populačne vážené, a teda malé a početné obce v Česku a na Slovensku zväčša lokálne neautokorelované majú rovnakú váhu ako podstatne väčšie a menej početné Rakúske a najmä Poľské obce zväčša lokálne pozitívne autokorelované. Keďže  $T_B/T$  populačne vážené je, jeho hodnota za stredoeurópsky región ako celok je na rozdiel od MI oveľa bližšie k hodnotám Poľska a Rakúska ako k hodnotám Česka a Slovenska. Pritom je paradoxné, že na str. 34 v pozn. 11 autor pripomína, že práve na tieto vlastnosti uvedených indikátorov je potrebné pri interpretácii pamätať.

Napriek niektorým pripomienkam možno predloženú dizertačnú prácu Mgr. Vojtěcha Noska považovať za jedinečný a obohacujúci príspevok k poznaniu geografie, k vývoju jej metodologického aparátu a k formalizácii niektorých termínov. Prácou doktorand preukázal, že disponuje bohatými teoretickými znalosťami nielen z oblasti humánnej geografie, ale aj štatistiky a informatiky, ktoré vie prakticky a invenčne použiť na riešenie teoretických, metodologických i aplikačných problémov, pričom niektoré zo získaných poznatkov a výsledky riešenej témy už publikoval vo viacerých pôvodných vedeckých a odborných prácach.

Na základe uvedených skutočností konštatujem, že predkladaná práca spĺňa kritériá kladené na dizertačnú prácu a po jej úspešnej obhajobe odporúčam uchádzačovi udeliť vedecko-akademickú hodnosť "philosophiae doctor — PhD".

V Southampton, 8. júna 2010

Pavol Hurbánek