

ROZDIELY V ÚMRTNOSTI MEDZI MESTOM A VIDIEKOM: POLOHA AKO DIFERENCIAČNÝ FAKTOR

Pavol Ďurček¹⁾ – Lenka Gašparová²⁾

DIFFERENCES IN THE MORTALITY RATE BETWEEN URBAN AND RURAL AREAS: LOCATION AS A DIFFERENTIATION FACTOR

Abstract

The main aim of the paper is to compare the mortality rate of urban and rural areas of the Slovak Republic in three time periods: 1971–1975, 1988–1992, and 2015–2019. The urban areas here are represented by the centres of functional commuter regions defined in the work of Halás et al. (2012). The rural areas are the hinterlands of these centres. Methodologically the analysis is based on the concept of relative regional differentiation. Basic measures of variability are used to monitor the overall and component unevenness of the standardised crude mortality rates. The most important findings of our study are the answers to our hypothetical questions. While the hypothesis was confirmed for the periods 1971–1975 and 1988–1992, the results did not confirm the validity of the hypothesis for the period 2015–2019. Using a regression analysis, we found that the spatial picture of the intensity of mortality did not change much between the 1970s and the present. The results of the regression analysis also show a difference in the intensity of mortality between the north and the south of the Slovak Republic.

Keywords: mortality, city, countryside, differentiation, location, regression analysis

Demografie, 2022, **64(1): 3–23**

DOI: <https://doi.org/10.54694/dem.0291>

ÚVOD A TEORETICKÉ ZHRNUTIE

Úmrtnosť, ako jeden z hlavných demografických procesov ovplyvňujúcich reprodukciu obyvateľstva (Bleha – Nováková, 2010), prešla pozoruhodným historickým vývojom nielen na Slovensku, ale na celom svete a kvôli tomu je stále v hľadáčku vedcov. O to viac je táto téma zaujímavá, ak sa na úmrtnosť pozeráme v kontexte rozdielov medzi mestským a vidieckym

prostredím. Preto je cieľom našej analýzy zhodnotiť mortalitu na úrovni mestských centier a vidieckych zázemí, a to v troch časových obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019. Naša práca je zároveň inovatívna v tom, že mestský resp. vidiecky priestor nevyčleňujeme na základe udelenia/neudelenia štatútu mesta, ale na základe podmienky nodality. Za mestá budú teda považované len prirodzené dochádzkové centrá (viac k vyčleneniu v metodologickej časti). Práca

1) Univerzita Komenského v Bratislave, Prírodovedecká fakulta, Katedra ekonomickej a sociálnej geografie, demografie a územného rozvoja, Ilkovičova 6, 842 15 Bratislava, Slovenská republika, kontakt: pavol.durcek@uniba.sk.

2) Univerzita Komenského v Bratislave, Prírodovedecká fakulta, Katedra ekonomickej a sociálnej geografie, demografie a územného rozvoja, Ilkovičova 6, 842 15 Bratislava, Slovenská republika, kontakt: gasparova.lenka.1@uniba.sk.

sa orientuje na koncept relatívnej regionálnej diferenciácie. To znamená že, našim hlavným cieľom je zistiť odpoveď na otázku, či celkovú nerovnomernosť v charaktere úmrtnosti tvoria prevažne diferencie medzi regiónmi, alebo viac rozdiely medzi mestským a vidieckym prostredím vo vnútri regiónov. Teraz si predstavíme odborné práce, z ktorých odvodíme aj niekoľko pracovných hypotéz.

V mnohých krajinách strednej a východnej Európy sa vývoj úmrtnosti po roku 1950 člení do troch časových období. Prvým z nich je výrazné zlepšenie úmrtnostnej situácie v 50. rokoch 20. storočia. Nasleduje však stagnácia, prípadne mierne zhoršenie mortality od konca 60. rokov do začiatku 90. rokov 20. storočia. Tretou fázou sa rozumie obdobie od roku 1990, kedy sa začali zlepšovať úmrtnostné pomery (Hulíková Tesárková, 2017). V našom prvom sledovanom období 1971–1975 sa naplno prejavujú pozitívne efekty z fázy zlepšovania úmrtnostných pomerov zo začiatku obdobia socializmu. Hrubá miera úmrtnosti (neštandardizovaná) je v prvej polovici 70. rokov 20. storočia pod hodnotu 9,5 ‰ a zaujímavosťou je, že túto hodnotu sa doposiaľ na Slovenku nepodarilo prekonať. Bol to dôsledok mladej vekovej štruktúry, ktorú ešte viac omladila rapidne klesajúca dojčenská a perinatálna úmrtnosť počas prvej fázy zlepšovania úmrtnostných pomerov v 50. rokoch 20. storočia (Kučera, 1994). Avšak ukazovatele zohľadňujúce vekovú štruktúru, ako napríklad stredná dĺžka života pri narodení, už naznačujú nastupujúcu stagnáciu. Tento rozdiel možno sledovať hlavne ak porovnáme hodnoty strednej dĺžky života pri narodení na Slovensku s krajinami západnej Európy (Guo, 1993). Kučera (1994) uvádza, že stredná dĺžka života pri narodení u mužov začiatkom 70. rokov dosahovala hodnotu 67 rokov. U žien bola lepšia o viac ako 6 rokov. Viacerí autori ako napríklad Cockerham (1997), Šprocha – Majo (2016), Carlson a Hoffmann (2011) si vysvetľujú zastavenie zlepšovania úmrtnostných pomerov v socialistických krajinách nezdravým životným štýlom, a to hlavne u mužov. Náročná fyzická práca, alkohol a fajčenie totiž vplývali na znižovanie strednej dĺžky života (Guo, 1993). Na vývoji úmrtnosti populácie sa podieľajú aj fyziologické danosti jednotlivých pohlaví. Každé pohlavie má pri narodení iné predispozície a tým sa líšia úmrtnostné pomery medzi mužmi a ženami (Vallin – Meslé – Valkonen, 2001). Už v období

socializmu sa začali regionálne prejavovať niektoré ďalšie diferenciačné faktory ako národnosť, vzdelanie a odvetvová zamestnanosť (Mládek – Čupelová, 2006). V rámci socialistického Slovenska bol jeden z najvýznamnejších faktorov vplyvajúcich na rozdiely medzi mestami a vidiekom dopad urbanizácie. Tá pôsobila na prelome 60. a 70. rokov ešte pomerne selektívne a regionálne nevyrovnane (Slavík – Grác, 2009). To sa prejavovalo aj na dostupnosti zdravotnej starostlivosti, či na významných diferenciačných faktoroch ako je vzdelanie a odvetvová zamestnanosť, ktoré značne podmieňujú zdravotný stav. Preto v intenzite úmrtnosti pre obdobie 1971–1975 predpokladáme existenciu veľkých disparít medzi mestskými centrami a vidieckym zázemím.

V druhom sledovanom období 1988–1992 nie sú úmrtnostné pomery na Slovensku zásadne lepšie ako na začiatku 70. rokov 20. storočia. Stredná dĺžka života pri narodení na Slovensku stúpala za toto 20 ročné obdobie približne o jeden rok (VDC, 2021). Je to dôsledok už vyššie spomínaných faktorov životného štýlu, ekologickej deprivácie ako aj slabšej schopnosti inovovať liečebné a preventívne postupy (Burcin – Kučera, 2008). Avšak počas normalizačného obdobia prevládala silná snaha znížiť úroveň spoločenských disparít. Vtedajšie vedenie štátu realizovalo znižovanie nerovností pomocou masívnejšej industrializácie v spojení s urbanizáciou, ktoré zasiahli prakticky každý región Slovenska (Faltán – Pašiak, 2004). V roku 1985 bola dosiahnutá úroveň urbanizácie 50 % a naďalej stúpala (Slavík – Grác, 2009). Preto predpokladáme, že sa znížil vplyv rozdielov medzi mestskými centrami a zázemiami na celkovú úroveň nerovnosti, u ktorej tiež očakávame pokles.

Novými prvkami, ktoré sa začali prejavovať až po roku 1989 (avšak čiastočne mohli ovplyvniť aj intenzitu úmrtnosti v sledovanom období 1988–1992) boli prvé opatrenia na zlepšenie zdravotníckeho systému (Hlavačka a kol., 2004). Ďalšou výraznou zmenou bolo zatváranie veľkých priemyselných podnikov. To síce spôsobilo zvýšenie nezamestnanosti a zhoršenie socioekonomickej situácie spolu s nárastom regionálnych disparít (Ira – Michálek – Podolák, 2008), ale v prospech zníženia environmentálnej záťaže. Zatvárané závody sa väčšinou vyznačovali extenzívnym charakterom výroby, ktorý bol škodlivý pre zdravie svojich zamestnancov ako aj pre okolité životné

prostredie (MŽP SR, 2002). Celkovo dochádza po roku 1992 k rapidnému zlepšovaniu úmrtnostných pomerov. Od začiatku 90. rokov dochádza k skvalitneniu zdravotnej starostlivosti, k nárastu využitia nových liečebných postupov a rastu objemu financií do zdravotníctva (Rokosová – Háva, 2005). Okrem spomenutých aspektov sa tiež zlepšuje využívanie preventívnych opatrení a zavádzajú sa nové prístroje, vďaka ktorým je možné jednoduchšie zistiť diagnózy pacientov (Burcin – Kučera, 2008). Ako uvádzajú Hlavačka a kol. (2004), v priebehu rokov 1989–2003 je evidovaný nárast počtu obyvateľov z 5,3 na 5,4 milióna obyvateľov. Autori konštatujú, že sa jedná o nárast spôsobený poklesom úmrtnosti. Všetky tieto faktory spôsobili, že v poslednom sledovanom období 2015–2019 je dosahovaná na Slovensku stredná dĺžka života na úrovni približne 77 rokov, čo je nárast oproti obdobiu 1988–1992 o približne 6 rokov.

Avšak pri pohľade na regióny očakávame oproti roku 1989 zvýšenie celkovej nerovnomernosti, na ktorej sa bude opäť väčšinovo podieľať diferenciácia medzi mestským a vidieckym prostredím. Našu hypotézu odvodzujeme na základe nasledujúcich tvrdení. Z regionálneho pohľadu sa za vplývajúce faktory označuje zmena spoločensko-politickej situácie na Slovensku. Prechod na trhovú ekonomiku ako aj zánik vtedajších, lokálnych, regionálnych až nadregionálnych pilierov hospodárstva na Slovensku spôsobili veľký nárast sociálnych rozdielov (Madajová a kol., 2014; Michálek – Veselovská, 2014; Korec – Rusnák, 2016). Práve rast chudoby a sociálnej deprivácie vyvolal dilemu u rurálneho obyvateľstva, ktoré nevie, či má zostať na upadajúcom vidieku, alebo riskovať odlúčenie od svojich známych a rodiny po odchode do úspešne sa rozvíjajúceho mesta (Faltan, 2019). V nadväznosti na migráciu, životné a pracovné podmienky, demografické štruktúry, sociálne štruktúry, či rozdielny životný štýl sa úmrtnostné pomery medzi mestom a vidiekom stále viac odlišujú, čím narastá diferenciácia vo vnútri regiónov. Senior a kol. (2000) predpokladajú, že práve vek, pohlavie, národnosť a sociálna trieda sú hlavné faktory prispievajúce k rozdielom medzi mestami a vidiekom. Dôležitú úlohu hrá tiež prístup k zdravotníckym zariadeniam a dostupnosť liečebných prostriedkov, ktoré sú vidieckemu priestoru vzdialenejšie. Gavurová a Vagašová (2015) pokladajú za dôležité aj preventívne opatrenia, ktoré sa na Slo-

vensku darí efektívnejšie presadzovať práve v mestskom prostredí. V neposlednom rade je významný aj environmentálny faktor zaradený medzi endogénne faktory ovplyvňujúce úmrtnosť (Caselli – Vallin – Wunsch, 2006). Znečistené prírodné prostredie môže mať negatívny dopad na zdravie obyvateľov, a to najmä v regiónoch, kde je vyššie riziko priemyselných splodín a kontaminácie vody, pôdy, prípadne zvierat (MŽP SR, 2010). Pre korektnosť však treba dodať aj iný názor. Napríklad Woods (2003) sa domnieva, že nastane postupné znižovanie disparít medzi mestami a vidiekom z pohľadu úmrtnostných pomerov. Autor však nevyvracia možnosť zvýhodňovania mestského obyvateľstva, ak dôjde k ďalšiemu prehĺbeniu socioekonomických disparít.

Na syntetické zhodnotenie našich parciálnych zistení použijeme regresnú analýzu. Úroveň variability úmrtnosti v jednotlivých mestských centrách a vidieckych zázemiach budeme vysvetľovať geografickou polohu. Možno sa takýto faktor zdá byť nedostatočný, ale práve poloha patrí medzi tzv. subjekty krajiny, ktoré Valkonen (2001) označuje za podmieňujúce kvalitu a dostupnosť zdravotnej starostlivosti. Preto sa chceme na tento faktor pozrieť samostatne a bez zohľadnenia iných premenných.

DÁTA A METODIKA

Príprava dát

Na zanalýzovanie mortality boli vybrané tri časové obdobia: 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019. Za priestorové jednoty boli zvolené funkčné regióny dochádzky (ďalej FRD), delené na centrá (mestá) a zázemia (vidieky). FRD sú považované za prirodzené regióny detegované dochádzkou do zamestnania. Z troch dostupných variantov z práce Halás a kol. (2012), bol vybraný variant FRD–1. Na prvý pohľad sa môže zdať problematické použitie jednotnej štruktúry FRD pre všetky tri časové obdobia. Najmä v socializme mohli spádové regióny vyzeráť inak, avšak Bezák (2002) konštatoval, že vymedzenie prirodzených spádových regiónov sa zhruba od obdobia normalizácie príliš nemení.

Dáta pre našu analýzu pochádzali z troch zdrojov. Pre obdobie 1971–1975 to bola práca Gašparová (2019). Dáta pre obdobie 1988–1992 pochádzali z práce Oravec (2020). Vypracovaniu týchto prác

predchádzala digitalizácia analógových prameňov za úroveň obcí v príslušných rokoch. Dáta za obce pre posledné obdobie 2015–2019 pochádzajú z portálu DATAcube, prevádzkovaného Štatistickým úradom SR (2020). Ďalším krokom bolo zlučovanie obcí do FRD–1. Kým pri období 2015–2019 prebehlo zlučovanie prostredníctvom kódov obcí a pomocného kódovníka obcí z roku 2014 (k tomuto postupu viac v práci Ďurček, 2017), pri obdobiach 1971–1975 a 1988–1992 bolo využité kombinované zlučovanie. To sa používalo v prípade, ak neboli v analógových záznamoch hodnoty kódov obcí. Vtedy sa za originálny identifikátor použil textový reťazec kombinujúci názov obce a názov okresu. Po zaradení každej obce do príslušných FRD mohlo dôjsť k redukcii a spočítaní dát stredného stavu a zomretých pre centrá a zázemia zvlášť. Následne sme pre jednotlivé centrá a zázemia vypočítali hrubé miery úmrtnosti a štandardizované hrubé miery úmrtnosti (ďalej ŠHMÚ).

Ako štandard pre výpočet štandardizovaných hrubých mier boli použité vekovo špecifické miery úmrtnosti za SR v roku 2017 (viac k postupu v práci Gašparová, 2021). Veková štruktúra skúmaných populácií pochádza z troch rôznych zdrojov. Pre obdobie 2015–2019 sme prevzali vekovú štruktúru za 5-ročné vekové kategórie k 1.7.2017 z databázy DATAcube, ktorú spravuje Štatistický úrad SR. Pre obdobie 1988–1992 sme použili dáta za 5-ročné vekové kategórie zo Sčítania ľudu domov a bytov 1991, kde sa za referenčný dátum použil 3. marec 1991. Pre obdobie 1971–1975 sme sa už nevedeli dostať k údajom za 5-ročné vekové kategórie v dostatočne podrobnej územnej štruktúre. Preto sme použili počty obyvateľov za hlavné vekové skupiny (0–14, muži 15–59, ženy 19–54, muži 60+, ženy 55+) a tým sme aspoň čiastočne mohli zachytiť efekt rozdielnej vekovej štruktúry. Tieto dáta pochádzajú zo Štatistického lexikónu obcí ČSFR 1974, ktorý bol zostavený na základe Sčítania ľudu, domov a bytov 1970, kde bola za rozhodujúci okamih sčítania označená polnoc z 30. novembra na 1. decembra 1970.

Pôvodne sme chceli v štúdiu použiť objektívnejšie vyjadrenie úmrtnostných pomerov, ktorým je stredná dĺžka života pri narodení. Avšak pre priestorovo podrobný charakter našej analýzy, ako aj pre záujem „pozrieť sa viac do minulosti“ nebolo možné tento ukazovateľ vypočítať. Hlavným obmedzením bola absencia počtu zomrelých podľa veku na úrovni obcí.

Preto sme sa rozhodli použiť štandardizovanú hrubú mieru úmrtnosti, ktorá zohľadňuje vekovú štruktúru jednotlivých regionálnych populácií.

Koncept relatívnej regionálnej diferenciácie

Diferenciácia sa z geografického hľadiska môže skúmať na úrovni priestorových aspektov (horizontálna diferenciácia) alebo aspektov spoločenských vrstiev (vertikálna diferenciácia) s ohľadom na sociálne postavenie obyvateľstva v regióne (Netrdová – Nosek, 2009). Naša práca sa zaoberá skúmaním horizontálnej nerovnomernosti. Sem býva zaradovaný aj tzv. koncept relatívnej regionálnej diferenciácie. Relatívne poňatie znamená, že pri použití tohto prístupu sa nedefinuje len celková (globálna) miera nerovnomernosti (napr. za celý štát), ale podrobnejšie sa pozrie na to, čo túto nerovnomernosť tvorí: či rozdiely medzi regiónmi, alebo rozdiely vo vnútri regiónov (Harvey, 1973). Preto s týmto konceptom spájame našu hlavnú výskumnú otázku a to, či sa nerovnomernosť v prípade úmrtnosti prejavuje najviac dôsledkom rozdielnosti medzi mestami a vidiekom alebo diferenciáciou medzi FRD celkovo.

Globálnu mieru variability (diferenciácie) budeme vyjadrovať pomocou *varičného koeficientu*, ktorý znázorňuje koľko percent predstavuje štandardná odchýlka z priemeru.

Najmä *rozptyl* je pre našu analýzu veľmi dôležitý. Vďaka jeho rozkladu sme schopní zistiť odpoveď na skúmanú otázku, ktorá zo zložiek celkovej diferenciácie (FDR alebo mesto-vidiek) sa na celkovej variabilite podieľa viac. Základom je rozloženie rozptylu na zložku B ($S_{between}^2$) a zložku W (S_{within}^2) podľa nasledujúceho vzorca:

$$s^2 = B + W = \left(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 * f_{ii} \right) + \left(\sum_{i=1}^n f_i * \sum_{j=1}^n (x_{ij} - x_i)^2 * f_{ij} \right)$$

x_i je hodnota sledovaného javu v nadradenom území i (v našom prípade je to hodnota za celé FDR), $\bar{x}$ predstavuje priemer, x_j je hodnota sledovaného javu územia j (čiže príslušného centra alebo zázemia vo vnútri FRD), ktoré je súčasťou nadradeného územia i (konkrétneho FRD) a f_{ij} vyjadruje podiel populácie územia j (príslušného centra alebo zázemia) z populácie

nadradenej jednotky i (konkrétneho FRD) (Ďurček – Šprocha, 2019). Výsledok bol daný do pomeru ku globálnemu rozptylu, čím sme zistili percentuálne zastúpenie medziregionálnej zložky B (v našom prípade sú to rozdiely medzi FRD) a vnútroregionálnej zložky W (rozdiely medzi mestom a vidiekom vo vnútri FRD).

Index diferenciácie, ako posledný ukazovateľ, znázorňuje podpriemerné a nadpriemerné hodnoty ŠHMÚ u miest a vidieka FRD. Index bol využitý v rámci vizuálneho priestorového obrazu FRD. Index diferenciácie je pomer hodnoty v príslušnej územnej jednotke (centre alebo zázemí) k priemernej hodnote za SR. Keď sa tento pomer vynásobí 100, možno ho interpretovať v percentách. Index diferenciácie sa vždy počíta k priemernej hodnote za príslušné obdobie.

Mnohonásobná lineárna regresia

Na syntetické zhodnotenie diferenciácie úmrtnosti použijeme mnohonásobnú lineárnu regresiu. Tá predstavuje ďalší spôsob, ako sa pozeráť na koncept relatívnej regionálnej diferenciácie, čiže ako naraz analyzovať celkové rozdiely medzi regiónmi a rozdiely vo vnútri týchto jednotiek. Konkrétne je našim cieľom pomocou tohto postupu identifikovať veľkosť vplyvu mestského, resp. vidieckeho prostredia na intenzitu úmrtnosti. A keďže viaceré štúdie potvrdili (Madařová a kol., 2014; Michálek – Veselovská, 2014; Korec – Rusnák, 2016; Faltan, 2019; Šprocha a kol., 2019; Rusnák – Korec 2020), že značným diferenciálnym faktorom, nielen u úmrtnosti, je poloha regiónu resp. mesta, tak sme sa rozhodli do regresie pridať aj faktor polohy.

Konkrétne má mnohonásobná regresia nasledovný matematický zápis:

$$Y = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_nX_n + e_i$$

kde Y je závislá premenná, ktorej hodnoty sa snažíme vysvetliť (v našom prípade sem dosádzame hodnoty štandardizovanej hrubej miery úmrtnosti za jednotlivé centrá a zázemia – celkovo 130 observačných jednotiek).

$X_1, X_2, \dots, X_n$ sú hodnoty nezávislých premenných – nazývané aj prediktory (použili sme tri premenné: dichotomická premenná mesto-vidiek, hodnota geografickej dĺžky vyjadrená v stupňoch a hodnota geografickej šírky vyjadrená v stupňoch). V prípade

premennej mesto-vidiek budeme mestské centrá označovať hodnotou 0 a vidiecke zázemia hodnotou 1. Vďaka takémuto „kódovému“ označeniu môžeme povedať o kolko sa úmrtnosť líši medzi mestom a vidiekom. Na prvý pohľad sa môže zdať, že dichotomické premenné nemajú v mnohonásobnej lineárnej regresii čo robiť, avšak ich použitie je korektné, ak sa dodrží príslušný kódovací prístup, ktorý je odporúčaný aj v práci Hendl (2012). Nakoniec existuje celá rada štúdií (napr.: Kassie a kol., 2014; Zeng a kol., 2014), ktoré hodnotia gendrové rozdiely, kde vstupuje rod, respektíve pohlavie, ako nezávislá dichotomická premenná. Hodnoty geografickej šírky a dĺžky predstavujú súradnice jednotlivých centroidov FRD. Použitím geografickej šírky a dĺžky v regresnej analýze by sme chceli preveriť niektoré (čiastočne zľudovené až stereotypizujúce) predpoklady a priestorovom rozmiestnení charakteristík úmrtnosti na Slovensku. Napríklad, že smerom od západu na východ budú hodnoty úmrtnosti stúpať, alebo že smerom z juhu na sever úmrtnosť naopak klesá.

b_0 je konštanta – zjednodušene (resp. čisto teoreticky, pretože tento stav je u nás nemožný) možno povedať, že je to hodnota závislej premennej v situácii, ak všetky nezávislé premenné budú dosahovať nulovú hodnotu.

$b_1, b_2, \dots, b_n$ sú ďalšie parciálne regresné koeficienty – tieto koeficienty prislúchajú vždy jednotlivým nezávislým premenným a hodnotu každého z nich možno interpretovať ako veľkosť, o ktorú sa závislá premenná zmení, ak sa daná nezávislá premenná zmení o hodnotu jednej mernej jednotky. e_i označuje rezíduá, čiže nesystematickú zložku modelu.

Zvažovali sme, že medzi nezávislé premenné doplníme aj čas, avšak ten sa ukázal až príliš deterministický (jeho korelácia s hodnotami úmrtnosti bola príliš silná) a utláčal do úzadia naše geografické faktory. Preto sme sa rozhodli realizovať našu analýzu samostatne za jednotlivé obdobia 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019.

Vaus (2014) uvádza niekoľko predpokladov, ktoré musí regresná analýza spĺňať aby bola korektná. Ich platnosť uvedieme vo výsledkovej časti:

- 1.) Absencia multikolinearity medzi nezávislými premennými.
- 2.) Požiadavka na lineárny vzťah, resp. vylúčenie ostatných nelineárnych vzťahov.

- 3.) Predpoklad normálneho rozdelenia rezíduí regresného modelu.
- 4.) V údajoch by nemali byť extrémne (odľahlé) hodnoty.
- 5.) Vzťahy medzi premennými musia vykazovať homoskedasticitu, čiže homogenitu rozptylu.

Upozorňujeme, že naše výsledky netreba príliš preceňovať, pretože premenná mesto-vidiek, či vyjadrenia geografickej dĺžky a šírky sú len zástupnými premennými. Skutočné (primárne) faktory vysvetľujúce zdravotný stav a úmrtnostné pomery (environmentálne záťaž, pracovné podmienky, bytové podmienky, úroveň regionálneho zdravotníctva, prevencia, zdravý životný štýl a iné), sú za nimi skryté a môžu si vzájomne odporovať alebo aj pôsobiť synergicky. Kvôli tomu má naše syntetické hodnotenie skôr korelačný charakter a nie charakter kauzálny.

VÝVOJ ÚMRTNOSTI V KONTEXTE ROZDIELOV MEDZI MESTSKÝM CENTROM A VIDIECKYM ZÁZEMÍM

Základným výstupom je tabuľka 1 znázorňujúci priemerné hodnoty štandardizovaných hrubých mier úmrtnosti v obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019. V prvom skúmanom období 1971–1975 dosahuje hodnota ŠHMÚ 14,10 ‰, čo je približne rovnako ako pri období 1988–1992 (14,17 ‰). To dokladujú aj hodnoty absolútnych a relatívnych diferencií, medzi týmito obdobiami. Ako uvádza *Hulíková Tesárková* (2017), práve obdobie od polovice 60. rokov po koniec 80. rokov 20. storočia sa vyznačuje stagnáciou, prípadne miernym zhoršením úmrtnostných pomerov. Tento fakt sa potvrdzuje aj v takmer rovnakých štandardizovaných hodnotách ŠHMÚ pri oboch skúma-

ných obdobiach. Obdobie socializmu opisujú autori *Carlson a Hoffmann* (2011) ako obdobie s nezdravým životným štýlom. Spomínané vonkajšie faktory ako náročná fyzická práca, požívanie nadmerného množstva alkoholu, fajčenie alebo kontaminované prírodné prostredie majú svoj podiel na zhoršovaní úmrtnosti, a to najmä u mužskej populácie. Začiatok 90. rokov síce predstavuje celkový obrat v smerovaní spoločnosti a nástup druhého demografického prechodu, avšak skúmané obdobie 1988–1992 ešte vykazuje nezmenné úmrtnostné pomery. V tomto prípade sa pozitívne zmeny v rámci mortality nestačili prejaviť. *Zajac a kol.* (2020) vo svojej štúdii zachytávajú rozdielny reálny obraz zdravotníctva a obraz z pohľadu obyvateľstva v socializme. Obyvatelia žili v predstave dostatočného a fungujúceho zdravotníctva. Občania mali pridelených obvodných lekárov, ženy s deťmi mali pridelených detských lekárov, pre deti fungoval očkovací kalendár a povinné očkovanie ako aj preventívne prehliadky, a to všetko zdarma. Taktiež existovala vybudovaná sieť nemocníc a ľudia mali pocit dostatočnej a efektívnej starostlivosti. Tieto fakty mohli vyvolať pocit dobrého zdravia a nízkych úmrtnostných pomerov u populácií. Avšak v skutočnosti existovali viaceré nedostatky, ktoré zapríčinili stagnáciu, akými sú najmä absencia kvality určovania chorôb, prevencií a deficit technických inovácií. Autori uvádzajú, že pri mnohých prípadoch by mohlo zavedenie kvalitných medicínskych prístrojov pomôcť k rýchlejšiemu diagnostikovaniu chorôb, čím by sa zvýšili šance na prežitie a predišlo by sa úmrtiam. Kým sa takéto prístroje používali v západnej Európe, u nás v období socializmu absentovali.

Čo sa týka obdobia 2015–2019, kedy na 1000 obyvateľov stredného stavu zomiera necelých 10 oby-

Tab. 1: Priemerná štandardizovaná hrubá miera úmrtnosti v obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019

Average standardised crude death rate in the periods 1971–1975, 1988–1992, and 2015–2019

Obdobie / Period	1971–1975	1988–1992	2015–2019
Priemerná štandardizovaná hrubá miera úmrtnosti Average standardized crude mortality rate	14,1	14,17	9,81
Absolútna zmena oproti predchádzajúcemu obdobiu Absolute change to the previous period	-	0,07	-4,36
Relatívna zmena oproti predchádzajúcemu obdobiu Relative change from the previous period	-	0,50 %	-30,77 %

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Note: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

vateľov, pozorujeme výrazné zlepšenie oproti predošlým dvom obdobiam. Z globálneho hľadiska môžeme hovoriť o medicínskych pokrokoch, inovácií liekov, neustáleho vývoja prístrojov, hľadania nových spôsobov technickej podpory a podobne. *Vallin, Meslé, Valkonen* (2001) tvrdia, že hoci sa u nás stredná dĺžka života predlžuje, nikdy sa nevyrovnáme hodnotám západnej Európy. Domnievame sa, že dnes už moderné prístroje a technológie nepomôžu k znižovaniu úmrtnosti v takej miere, ako to bolo na prelome 90. rokov. Významnejším faktorom sa stane prevencia ľudí a zdravý životný štýl, ktorý môže dopomôcť k lepším úmrtnostným pomerom.

Ďalším výstupom v rámci našej analýzy je obrázok 1, ktorý ako prvý zobrazuje výsledky vyobrazujúce rozdiely v úmrtnosti nielen medzi skúmanými obdobiami, ale aj medzi mestom a vidiekom. V prvom období 1971–1975 sú hodnoty ŠHMÚ výrazne odlišné medzi mestskými centrami a vidieckym zázemím. Priemerná hodnota pri centrách, označená ako $\times$, predstavuje 13,67 ‰, kým pri zázemiach je táto hodnota vyššia o 3,38 promilového bodu (17,05 ‰). Rozdielne sú aj výsledky dolného kvartilu, mediánu a horného kvartilu. Dolný kvartil u centier znamená, že štvrtina miest dosahuje hodnotu ŠHMÚ 11,44 ‰ alebo nižšiu, kým 25 % vidieka zaznamenáva takmer 16 zomretých na 1000 obyvateľov stredného stavu (konkrétne 15,81 ‰) alebo menej. Medián, deliaci súbor na dve rovnaké časti, sa taktiež pohybuje v odlišných hodnotách pri mestách a pri vidieku. U mestských centier predstavuje 13,63 ‰ a pri vidieckych zázemiach je jeho hodnota 16,83 ‰, čiže o 3,2 promilového bodu viac. Horný kvartil pri mestách dosahuje hodnotu ŠHMÚ 14,87 ‰, kým u 25 % vidieka je táto hodnota 17,82 ‰ alebo vyššia. Aj vďaka výsledkom popisnej štatistiky dokazujeme v období 1971–1975 zhoršené úmrtnostné pomery na vidieku oproti mestám. Na tento jav vplýva aj globálny aspekt situovania nemocníc, zdravotných potrieb do miest, ale tým hlavným faktorom odlišujúcim mestá a vidiek vo výraznej miere je socialistická urbanizácia. *Mládek a Čupelová* (2008) tiež hovoria o previazanosti úmrtnosti a tohto typu migrácie. Sťahujúce sa obyvateľstvo do miest pracuje častejšie v treťom sektore, kde nie je až tak vystavené škodlivému a fyzicky zaťažujúcemu pracovnému prostrediu ako obyvateľstvo zostávajúce na vidieku (*Slavík – Grác,*

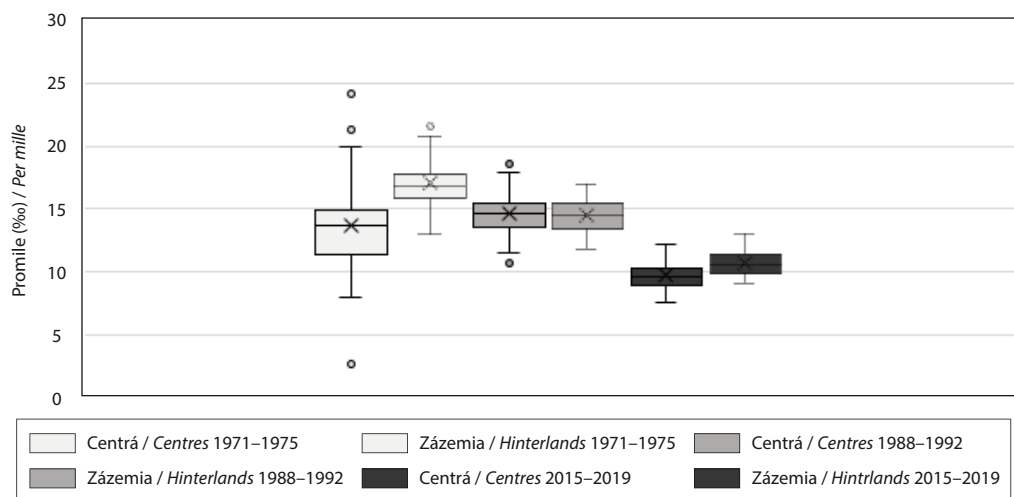
2009). Obdobie 1988–1992 už značí takmer vyrovnané hodnoty ŠHMÚ medzi mestami a vidiekom, o čom svedčia aj výsledky ukazovateľov opisnej štatistiky. Priemerná hodnota pri mestských centrách predstavuje 14,69 ‰ a pri vidieckych zázemiach je priemer len o 0,19 promilových bodov nižší (14,50 ‰). Pri mestách je v tomto sledovanom období dokonca vyššia hodnota dolného kvartilu (13,57 ‰) ako pri vidieku (13,48 ‰). Aj medián dosahuje vyššiu hodnotu pri mestách, konkrétne 14,61 ‰. Vidiek vykazuje medián o veľkosti 14,50 ‰. Avšak horný kvartil u 25 % centier predstavuje hodnotu ŠHMÚ 15,38 ‰ alebo vyššiu, kým 25 % zázemí disponuje hodnotou 15,47 ‰ alebo vyššou. Hlavným faktorom, ktorý spôsobil vyrovnanie hodnôt medzi mestami a vidiekom je celkové znižovanie regionálnych rozdielov a posilnenie vnútroregionálnych väzieb medzi mestskými centrami ich zázemiami prostredníctvom socialistickej industrializácie (*Faltan – Pašiak*, 2004).

V období 2015–2019 pozorujeme jednak oveľa nižšie hodnoty ŠHMÚ oproti predchádzajúcim obdobiam a zároveň sú opäť viditeľné rozdiely medzi mestami a vidiekom. Priemer dosahuje u miest 9,73 ‰, pričom pri vidieckych zázemiach sa nachádza na hodnote 10,67 ‰, čo je o 0,94 promilového bodu viac. Štvrtina centier zaznamenáva výsledky ŠHMÚ 8,99 ‰ alebo menej a u 25 % zázemí bola pozorovaná hodnota ŠHMÚ 9,86 ‰ alebo nižšia. Kým sa medián pri mestách pohybuje na hodnote 9,62 ‰, vidiek eviduje oveľa vyššiu hodnotu, a to 10,59 ‰. Aj horný kvartil potvrdzuje horšie úmrtnostné pomery vo vidieckych zázemiach. Hoci 25 % miest vykazuje hodnotu 10,33 ‰ alebo vyššiu, u 25 % zázemí je to 11,43 ‰ alebo viac. Tieto čísla vypovedajú o lepších úmrtnostných pomeroch v meste v porovnaní s vidieckym priestorom. *Meslé, Vallin* (2002) hovoria o lepších zdravotných podmienkach, ktoré sú situované skôr v mestách. Na druhú stranu, na vidieku takéto možnosti často chýbajú. Pri porovnaní prvého a posledného sledovaného obdobia by sme však mohli potvrdiť výroky *Woodsa* (2003), ktorý píše o vyrovnávaní rozdielov medzi urbánnym a rurálnym priestorom, ktoré očakáva dokonca aj v budúcnosti, ak sa podarí znižovať socioekonomické rozdiely.

Výsledky regionálnej diferenciácie v rámci priestorového obrazu znázorňuje obrázok 2. Prostredníctvom

Obr. 1: Štandardizovaná hrubá miera úmrtnosti v centrách a zázemiach FRD v obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019

Standardised crude death rate in the centres and hinterlands of FCRs in the periods 1971–1975, 1988–1992, and 2015–2019



Pozn. 1: FRD – funkčné regióny dochádzky.

Note: 1: FCR – Functional commuter regions.

Pozn. 2: V obdobiach 1971–1975 a 2015–2019 bol štatisticky významne ($p < 0.01$) preukázaný rozdiel medzi priemernou hodnotou ŠHMU v mestských centrách a vidieckych zázemiach. V období 1988–1992 sa tento rozdiel nepodarilo štatisticky významne preukázať. Test významnosti bol vykonaný dvojvýberovým T-testom s rozdielnym rozptylom.

Note: 2: In the periods 1971–1975 and 2015–2019, a statistically significant ($p < 0.01$) difference was found between the average value of ŠHMU in urban centres and rural areas. In the period 1988–1992, this difference could not be significantly demonstrated. The significance test was performed using a two-tailed T-test with different variance.

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

indexu diferenciácie vidíme, ktoré mestské centrá a vidiecke zázemia, prípadne celé regióny, sa nachádzajú v podpriemerných alebo nadpriemerných hodnotách úmrtnosti. V období 1971–1975, kedy sa odvíjame od priemeru 14,10 ‰, pozorujeme najviac nadpriemerných hodnôt najmä vo vidieckych zázemiach FRD. Z priestorového hľadiska je však dobre viditeľný dopad dovtedy prebiehajúcej selektívnej socialistickej urbanizácie, pretože aj v prípade mestského priestoru možno sledovať pomerne veľké diferencie z hľadiska intenzity úmrtnosti. Ako uvádza (Slavík – Grác, 2009) mestá boli akýmsi „push“ faktorom, kde sa začali objavovať nové možnosti zamestnania aj v terciárnom sektore s možnosťou kvalitnejšieho bývania a dostupnejšej zdravotnej starostlivosti (Kučera, 1994).

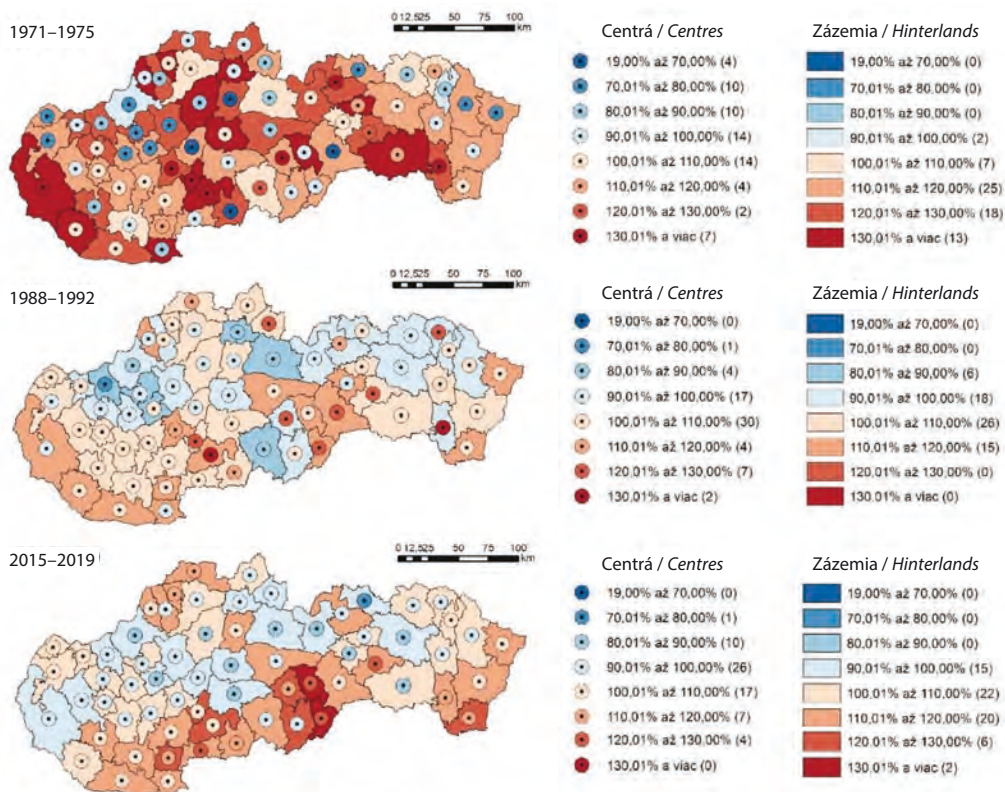
Na prelome 80. a 90. rokov 20. storočia je pozorovaná výrazná zmena priestorového obrazu. Väčšina centier a zázemí dosahuje hodnoty ŠHMÚ blízke priemeru 14,17 ‰. Základným zistením je, že mestá

a vidiek sú si v úmrtnostných pomeroch podobné. Domnievame sa, že je to dopad politiky znižovania regionálnych disparít presadzovanej počas obdobia socializmu, ktorá sa prejavila aj na charaktere úmrtnostných pomerov.

V najnovšom období 2015–2019, kedy je priemerná hodnota ŠHMÚ 9,81 ‰, možno badať istý nárast regionálnych rozdielov. Avšak stále dominujú hodnoty blízke priemeru ako u miest, tak aj u vidieckych zázemí. Vo všeobecnosti platí že, mestá vykazujú vo väčšej miere podpriemerné hodnoty ako zázemia. Tieto centrá nájdeme najviac na severnom a západnom Slovensku. Nadpriemerné hodnoty sú evidované najmä na juhu Slovenska. Domnievame, že niektoré vyššie hodnoty úmrtnosti sú výsledkom zväčšenej environmentálnej záťaže, ktorá vznikla ako dôsledok extenzívnej socialistickej industrializácie (Hampl, 1998), a tá spôsobila kontamináciu prostredia. Ďalej sa stotožňujeme s názorom, že jedným z dôvodov lep-

Obr. 2: Index diferenciácie ŠHMÚ urbánneho a rurálneho priestoru FRD v obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019

Index of differentiation of the standardised crude death rate in the urban and rural space of FCRs in the period 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019



Pozn.: FRD – funkčné regióny dochádzky.

Note: FCR – Functional commuter regions.

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

ších úmrtnostných pomerov v mestách sú kvalitnejšie a dostupnejšie zdravotnícke služby. Ako tvrdia *Burcin, Kučera* (2008), do miest prúdi väčší obnos peňazí na fungovanie zdravotníctva. Aj v prípade krajských miest, kde je financovanie nemocníc trochu iné (väčšina krajských nemocníc je fakultná a je financovaná priamo štátom) ako pri menších mestách (VÚC alebo súkromní vlastníci), sa nám potvrdili podpriemerné hodnoty úmrtnosti. Mestá navyše ponúkajú množstvo príležitostí zdravšieho životného štýlu a keďže sú považované za moderný a dynamický priestor, migrácia hrá často úlohu ako pozitívny faktor. Mestské obyvateľstvo sa tiež označuje za skupinu vyznávajúcu

zdravší životný štýl, čo rovnako ovplyvňuje úmrtnosť v kladnom slova zmysle (*Mládek – Čupelová*, 2008).

Na obrázku 3 predstavujeme výsledky zamerané na relatívnu regionálnu diferenciáciu úmrtnosti, pomocou ktorých sme schopní overiť platnosť našich hypotéz. V období 1971–1975 sme identifikovali najväčšiu mieru diferenciácie spomedzi všetkých sledovaných odzobí (variačný koeficient dosahuje hodnotu 28,25 %). Navyše túto diferenciáciu do veľkej miery (57,58 %) tvorí zložka W, čiže rozdiely medzi mestom a vidiekom. Toto zistenie je čiastočne prevrátaním, nakoľko sa často stretávame s názorom, že v čase socializmu boli rozdiely v ekonomických či sociálnych

ukazovateľoch menšie ako v súčasnosti. Vysvetlenia existujúcej diferenciácie sme už viac krát spomínali vyššie a súvisia so selektívnym charakterom dovtedy prebiehajúcej urbanizácie a zhoršeným prístupom k zdravotnej starostlivosti v niektorých regiónoch. Aj Očovský (1989) spomína pri popise formovania sídelného systému socialistického Slovenska výstavbu bytov len v niektorých ekonomicky aktívnejších mestách. Tým pádom mohol nastať jav rozvíjania disparít medzi ekonomicky pasívnymi mestami a aktívnymi mestami s potenciálom pre rozvoj (Šveda, 2014).

Zlomové obdobie 80. a 90. rokov znamená zlom aj z pohľadu disparít. Celková diferenciácia vyjadrená variačným koeficientom oproti predchádzajúcemu obdobiu 1971–1975 značne klesá a dosahuje hodnotu 8,85 %. Tým sa nám potvrdila hypotéza o poklese diferenciácie počas obdobia normalizácie. Zároveň sa potvrdila aj hypotéza o zmenšení rozdielov medzi mestami a vidiekom. Zložka W dosahuje hodnotu 33,20 %, čo je o 24,38 percentuálnych bodov menej ako v období 1971–1975. To znamená, že za približne 20 rokov došlo k zblíženiu hodnôt úmrtnosti medzi

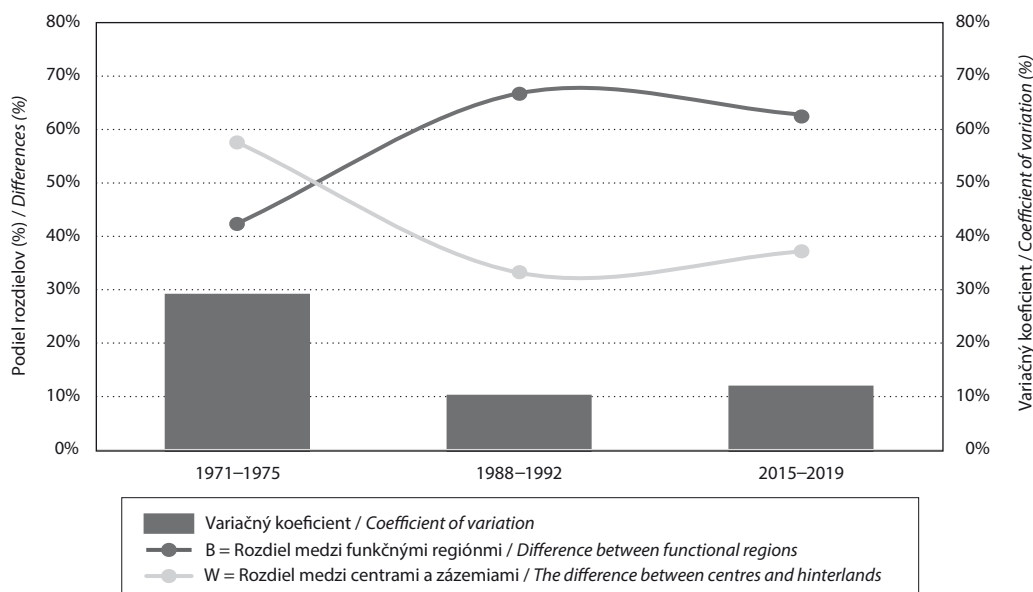
mestom a vidiekom. Domnievame sa, že to bol výsledok už nie selektívne prebiehajúcej urbanizácie a politiky znižovania disparít, ktorá na konci 80. rokov 20. storočia začala prinášať „svoje ovocie“.

Našu hypotézu pre obdobie 2015–2019 o zvýšení celkových rozdielov, ktoré bude dominantne opäť tvoriť diferenciácia medzi mestom a vidiekom, sa nám nepodarilo jednoznačne potvrdiť. Síce sme oproti prelomu 80. a 90. rokov 20. storočia zaznamenali zvýšenie hodnôt variačného koeficientu, avšak tento nárast možno označiť za pomerne slabý (o 1,7 percentuálneho bodu) a určite tieto hodnoty nemožno pripodobniť k výsledkom variability pre prvé sledované obdobie 1971–1975. Ďalším dôvodom, prečo nad potvrdením našej poslednej hypotézy polemizujeme, je, že význam rozdielov medzi mestom a vidiekom (zložka W) sa nestal dominantný a tvorí 37,17 %, aj keď oproti predchádzajúcemu obdobiu je to tiež mierny nárast.

Tieto výsledky možno interpretovať nasledovne. Transformácia ekonomiky ako aj celej spoločnosti znevýhodnila niektoré regióny aj z hľadiska

Obr. 3: Výsledky regionálnej diferenciácie ŠHMÚ obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019

Results of the regional differentiation of the standardised crude death rate in the periods 1971–1975, 1988–1992 and 2015–2019



Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

poskytovania zdravotnej starostlivosti (*Korec – Rusnák*, 2016). Predovšetkým dochádza k poklesu kapacít nemocničných zariadení a v niektorých prípadoch aj k zatváraniu nemocníc. Avšak tento faktor sa neukázal až taký dôležitý pre intenzitu úmrtnosti. Zdravotná starostlivosť má viac ambulantný charakter, kde sa relatívne rýchlo dokázali aplikovať nové medicínske, farmaceutické a preventívne postupy (*Zajac a kol.*, 2020). Zároveň netreba zabudnúť na to, že faktory mimo poskytovania zdravotnej starostlivosti začali byť čoraz viac dôležité. Zlepšujú sa najmä faktory životného štýlu a pracovného prostredia (*Gavurová a Vagašová* (2015). V neposlednom rade pomohlo aj zatváranie veľkých závodov z čias socializmu, ktoré predstavovali veľkú environmentálnu záťaž (*MŽP SR*, 2010). Slabý nárast rozdielov medzi mestom a vidiekom môže byť aj následkom kontaminácie, ktorou bolo častokrát postihnuté nielen mesto, ale aj k nemu prislúchajúce vidiecke zázemie.

POLOHA A DICHOTÓMIA MESTO-VIDIEK AKO VYSVETLJÚCE FAKTORY ÚMRTNOSTI

Vyššie uvedená analýza diferenciácie úmrtnosti tvorí veľmi dobrý základ pre pochopenie mnohonásobnej lineárnej regresie, ktorej výsledky budú predstavovať akési syntetické zhodnotenie našich parciálnych zistení.

Začneme overením predpokladu o absencii multikolinearity medzi nezávislými premennými. Na to sme využili párové korelácie Perasonho korelačného koeficientu. Ten podľa *Vausa* (2014) musí dosahovať hodnoty v rozpätí $-0,8$ až $0,8$. Tento predpoklad sme splnili. Žiadna párová korelácia nezávislých premenných nedosiahla hodnotu väčšiu ako $0,5$ (najviac korelujú premenné geografická dĺžka s geografickou šírkou ($0,48$), čo je ale spôsobené mierne juhozápadne-severovýchodným tvarom územia Slovenskej republiky).

Na prvotné predstavenie vzťahu medzi závislou premenou a prediktormi (nezávislými premennými) ako aj na overenie predpokladu o linearite sme vytvorili sériu korelačných grafov (obrázky 4 až 9). Keďže pre premennú mesto-vidiek takýto samostatný graf zmysel nemá (všetky body by sa zarovnali iba

do dvoch línií), tak sme túto premennú aspoň nepriamo zohľadnili. V korelačných grafoch sme označili územia patriace pod vidiecke zázemie (svetlošedá farba) a územia definované ako mestá (tmavošedá farba). Tento postup nám zároveň umožňuje pozrieť sa na to, či nie je zmena hodnôt ŠHMU v meste a na vidieku s meniacou sa geografickou polohovou protichodná. Táto situácia nastáva v prípade premennej geografická šírka v rokoch 1971–1975 a nepochybne aj 1988–1992. Kým na vidieku smerom zo západu na východ úmrtnosť klesá, u miest je to naopak, čiže s narastajúcou hodnotou geografickej šírky hodnoty úmrtnosti stúpajú.

Predpoklad o lineárnom vzťahu medzi prediktormi a vysvetľovanou premenou nie je ideálne splnený (obrazce sú dekoncentrované od kriviek lineárneho priebehu), avšak z grafov je zrejmé, že nemožno jednoznačne identifikovať žiadne ďalšie bežne matematické priebehy ako napríklad mocninový, exponenciálny, logaritmický, či polynomický (druhý, tretí stupeň).

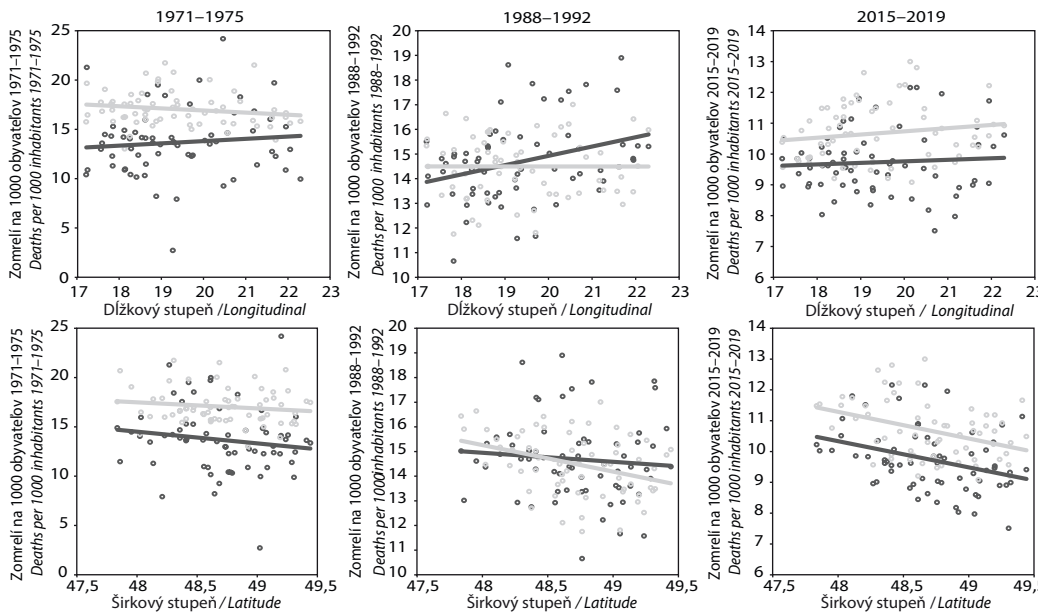
Ďalej v tabuľke 2 uvádzame hodnoty Pearsonovho korelačného koeficientu. Už pri tejto prvotnej analýze možno očakávať, že významný prediktorem bude práve dichotomická premenná mesto-vidiek (viac na nám tomto povedia štandardizované beta koeficienty, viď ďalej). V rokoch 1971–1975 a 2015–2019 dosahuje Pearsonov korelačný koeficient stredne veľkú pozitívnu koreláciu, ktorej vplyv v medziobdobí 1988–1992 značne slabne (dokonca vykazuje veľmi slabú negatívnu koreláciu). Zmena polohy zo západu na východ (premenná dĺžkový stupeň) dosahuje najnižšie hodnoty Pearsonovho korelačného koeficientu spomedzi všetkých nezávislých premenných (to vo všetkých sledovaných obdobiach). To nám tiež potvrdzuje aj veľmi disperzný obraz týchto hodnôt v korelačných grafoch. Pri zmene polohy z juhu na sever (premenná šírkový stupeň) nie sú dosahované až také nízke hodnoty korelácie ako v prípade zmeny polohy zo západu na východ. V poslednom sledovanom období 2015–2019 dosahuje dokonca táto premenná mierne silnú negatívnu koreláciu nad $0,3$. Viac k interpretačným hraniciam Pearsonovho korelačného koeficientu napríklad v práci *Hendl* (2012).

V tabuľke 3 sú uvedené konkrétne výsledky regresnej analýzy. Jedným zo základných zistení je,

že pri použití viacnásobnej regresie sú vo všetkých sledovaných obdobiach dosahované väčšie hodnoty R ako pri použití jednoduchých párových korelácií. Toto potvrdzuje opodstatnenosť využitia viacnásobnej lineárnej regresnej.

Hodnoty koeficientu determinácie, ako aj jeho adjustovanej verzie, naznačujú, že v období 1971–1975 je 28 % variability ŠHMÚ vysvetlených našimi troma nezávislými premennými. Tento výsledok síce nevyzerá príliš významne, ale v sociálnych vedách aj hodnoty

Obr. 4–9: Grafické znázornenie závislosti medzi štandardizovanou hrubou mierou úmrtnosti a premennými geografická dĺžka, geografická šírka
Graphical representation of the dependence between the standardised crude death rate and variables such as longitude and latitude



Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.
Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Tab. 2: Hodnoty Pearsonovho korelačného koeficientu medzi ŠHMÚ a premennými mesto-vidiek, geografická dĺžka, geografická šírka v obdobiach 1971–1975, 1988–1992, 2015–2019
Values of the coefficient of Pearson's correlation between the standardised crude death rate and variables such as urban-rural, longitude, latitude in the periods 1971–1975, 1988–1992, 2015–2019

Prediktor	Štandardizovaná hrubá miera úmrtnosti v období Standardized crude mortality rate in the period		
	1971–1975	1988–1992	2015–2019
Mesto/Vidiiek Urban/Rural	0,53	–0,07	0,43
Dĺžkový stupeň Longitudinal	0,00	0,18	0,10
Šírkový stupeň Latitude	–0,12	–0,20	–0,32

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.
Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Tab. 3: Výsledky regresnej analýzy pre obdobia 1971–1975, 1988–1992, 2015–2019

Results of a regression analysis for the periods 1971–1975, 1988–1992, 2015–2019

Vyhodnotenie celého modelu / Evaluation of the whole model

Obdobie / Period	R	R ²	_{adj} R ²	_{sig} F
1971–1975	0,55	0,30	0,28	9,60E-10
1988–1992	0,36	0,13	0,11	6,50E-4
2015–2019	0,59	0,35	0,33	9,80E-12

Regresné koeficienty / Regression coefficients

Obdobie / Period	b_{konst}	P-value	_{std} Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	64,31	0,03	–	5,47	123,16
1988–1992	65,5	3,10E-5	–	35,49	95,51
2015–2019	61,66	5,30E-9	–	42,19	81,13
Obdobie / Period	b_{m-v}	P-value	_{std} Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	3,38	7,10E-11	0,53	2,44	4,32
1988–1992	–0,19	0,43	–0,07	–0,67	0,29
2015–2019	0,94	2,10E-8	0,43	0,63	1,25
Obdobie / Period	b_{dĺž}	P-value	_{std} Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	0,14	0,46	0,06	–0,23	0,51
1988–1992	0,33	8,19E-4	0,31	0,14	0,52
2015–2019	0,21	7,80E-4	0,27	0,09	0,34
Obdobie / Period	b_{šír}	P-value	_{std} Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	–1,09	0,09	–0,14	–2,36	0,17
1988–1992	–1,17	4,30E-4	–0,33	–1,82	–0,53
2015–2019	–1,15	2,40E-7	–0,43	–1,57	–0,73

Pozn.: R² – koeficientu determinácie, _{adj}R² – adjustovaný koeficientu determinácie. Ten je podľa Fielda (2014) presnejší pri vysvetľovaní úrovne variability závislej premennej, pretože pri jeho výpočte sa zohľadňuje veľkosť analyzovaného súboru ako aj počet prediktorov.

_{sig}F – signifikantnosť podľa F-testu. Ak sú hodnoty F-testu nižšie ako 0,05 možno regresný model označiť za dostatočne vierohodný. _{sig}F hovorí o celkovej „výstižnosť“ modelu.

b_{m-v}, **b_{dĺž}**, **b_{šír}** – sú regresné koeficienty, ktoré prislúchajú jednotlivým premenným mesto-vidiek, geografická dĺžka, geografická šírka.

_{std}Beta – štandardizované regresné koeficienty, ktoré merajú čistý efekt nezávislých premenných na premennú závislú s vylúčením vplyvu ostatných prediktorov.

Lower 95 % a Upper 95 % – dolný a horný interval spoľahlivosti pre príslušné regresné koeficienty. Rozpätie medzi dolnou a hornou hodnotu intervalu spoľahlivosti nám hovorí o úrovni variability príslušnej premennej vo vzťahu k závislej premennej (to intuitívne naznačujú aj korelačné grafy vyššie).

Note: R² – coefficient of determination, _{adj}R² – adjusted coefficient of determination. According to Field (2014), the adjusted coefficient of determination is able to more accurately explain the level of variability of the dependent variable, because its calculation takes into account the size of the analysed set and the number of predictors.

_{sig}F – significance according to the F-test. If the F-test values are lower than 0.05, the regression model can be considered sufficiently plausible. _{sig}F talks about the overall ‘aptness’ of the model.

b_{m-v}, **b_{dĺž}**, **b_{šír}** – are the regression coefficients that belong to the individual variables city-countryside, longitude, and latitude.

_{std}Beta – standardised regression coefficients that measure the net effect of independent variables on the dependent variable excluding the influence of other predictors.

Lower 95% and Upper 95% – lower and upper confidence intervals for the respective regression coefficients. The range between the lower and upper value of the confidence interval tells us about the level of variability of the respective variable in relation to the dependent variable (this is intuitively indicated by the correlation graphs above).

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors’ calculations.

koeficientu determinácie okolo 0,3 považuje Mareš a kol. (2019) za zaujímavé zistenie. Teraz sa pozrieme na jednotlivé regresné koeficienty. Tzv. konštanta nám udáva, aká by bola hodnota závislej premennej, ak by všetky prediktory dosahovali nulovú hodnotu. Vzhľadom na túto čisto hypotetickú situáciu nemá takéto interpretovanie veľký význam. Avšak zaujímavou informáciou, ktorú nám konštanta dáva, je charakter zmeny koeficientu v čase. Pokles hodnoty konštanty medzi obdobiami dokladuje celkový pokles intenzity úmrtnosti počas nami sledovaného obdobia. Teraz sa pozrieme na výsledok pre Koeficient b_{m-v} . Vďaka hodnotám 0 pre mesto a 1 pre vidiek vstupujúcim do regresie môžeme povedať, o koľko je väčšia/menšia úmrtnosť na vidieku v porovnaní s mestom. Konkrétne v období 1971–1975 bola intenzita úmrtnosti na vidieku v priemere o 3,38 zomrelého na 1000 obyvateľov vyššia ako v meste. Tento pomerne výrazný rozdiel sme identifikovali aj v predchádzajúcej kapitole. Pri pohybe zo západu na východ o jeden dĺžkový stupeň stúpa úmrtnosť v priemere o 0,14 zomrelého na 1 000 obyvateľov. Zaujímavá je zmena úmrtnosti pri posune o stupeň z juhu na sever, kde bol zaznamenaný pokles o 1,09 zomrelého. Dôležité je pozrieť sa na štandardizované regresné koeficienty Beta, ktoré nám umožňujú vzájomné porovnanie vplyvu jednotlivých premenných, aj keď sú v iných merných jednotkách. Konkrétne ŠHMU pre obdobie 1971–1975 navyše ovplyvňuje dichotómia mesto-vidiek a potom premenná geografická šírka. Vplyv geografickej dĺžky je najmenší.

V období 1988–1992 je iba 11 % variability ŠHMU vysvetlených nezávislými premennými, čo je najmenej spomedzi troch sledovaných období. Je to dôsledok poklesu diferenciácie medzi mestom a vidiekom, ktorý sme identifikovali aj v predchádzajúcej kapitole. V rámci regresnej analýzy nám to tiež potvrdzuje hodnota koeficientu b_{m-v} , ktorá oproti predchádzajúcemu obdobiu značne klesla a je dokonca mierne záporná. Táto záporná hodnota znamená, že v priemere bola v tomto období vyššia intenzita úmrtnosti v mestách ako na vidieku. U premenných geografická dĺžka a geografická šírka sa hodnoty regresných koeficientov v období 1988–1992 zásadne nezmenili resp. iba mierne vzrástli. Štandardizované regresné koeficienty Beta nám hovoria, že ŠHMU je približne rovnako ovplyvnená geografickou šírkou ako aj geografickou dĺžkou. Premenná mesto vidiek má marginálny vplyv.

V poslednom sledovanom období 2015–2019 je úroveň koeficientu determinácie najvyššia. Jedna tretina variability ŠHMU je vysvetlená našimi prediktormi. Regresný koeficient pre dichotomickú premennú mesto-vidiek sa blíži k hodnote 1, čo znamená, že priemerný rozdiel medzi mestským a vidieckym prostredím je na úrovni jedného zomrelého na 1 000 obyvateľov. Koeficient b_{diz} naznačuje, že pri posune zo západu na východ o jeden dĺžkový stupeň intenzita úmrtnosti stúpne o 0,21 zomrelého na 1 000 obyvateľov. Pri posun o jeden šírkový stupeň z juhu na sever však úmrtnosť klesne o 1,15 zomrelého.

Štandardizované regresné koeficienty Beta naznačujú, že na variabilitu ŠHMU rovnako vplyvajú premenná mesto-vidiek a geografická šírka. Oproti týmto dvom premenným sa geografická dĺžka vyznačuje zruba dvojtretinovým významom.

Pre korektnosť ešte uvádzame aj výsledky analýzy predpokladov pre zrealizovanie regresnej analýzy. Z obrázkov 10 až 12 vyplýva, že predpoklad normality u rezíduí bol porušený práve v období 1971–1975. V rámci tohto obdobia je výsledkom špicatejšie rozdelenie početnosti oproti normálnemu rozdeleniu. To indikuje výskyt extrémnych hodnôt. Konkrétne sme identifikovali dve štatistické jednotky, ktorých hodnoty štandardizovaných rezíduí boli mimo interval $-3,29$ až $+3,29$. Tieto prípady aj s reálnymi a predikovanými hodnotami uvádzame v tabuľke 4. Ešte sa pozrieme na predpoklad o homoskedasticite – čiže zhode rozptylov pre jednotlivé kategórie/hodnoty nezávislých premenných. Homoskedasticitu možno identifikovať tak, že na porovnávacom grafe štandardizovaných rezíduí a štandardizovaných predikovaných hodnôt nemožno identifikovať žiaden kompaktný obrazec resp. trend. Ako vidieť na obrázkoch 13 až 15, tento predpoklad neplatí znovu v období 1971–1975, v ktorom možno identifikovať dva samostatné zhľady hodnôt. Ako naznačuje obrázok 1, je to hlavne dôsledok rozdielnej variability centier a zázemí v tomto období.

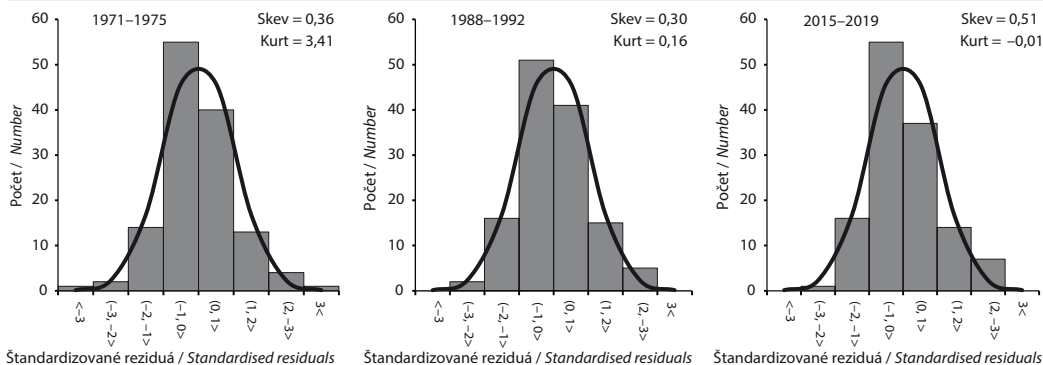
Práve pre nesplnenie viacerých predpokladov pre realizáciu korektnej regresnej analýzy sme sa rozhodli zo štatistického súboru pre obdobie 1971–1975 vylúčiť identifikované extrémne hodnoty a výpočty zrealizovať znova. Výsledky znázorňujeme v tabuľke 5. Po našej úprave sa zvýšila hodnota adjustovaného

regresného koeficientu o 6 percentuálnych bodov. V rámci regresných koeficientov sa najväčšie zmeny prejavili práve u premenných vyjadrujúcich geografickú polohu. Regresný koeficient zodpovedajúci

dichotomickej premennej mesto-vidiek sa prakticky nezmenil. Predpoklady pre regresnú analýzu vyzerajú po našej úprave lepšie. Reziduá vykazujú normálne rozdelenie a extrémne hodnoty už nie sú zastúpené.

Obr. 10 až 12: Rozdelenie početnosti pre hodnoty štandardizovaných rezíduí

Frequency distribution for standardised residual values



Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Tab. 4: Štatistické jednotky s hodnotu štandardizovaných rezíduí mimo interval – 3,29 až + 3,29

Statistical units with the value of the standardised residuals outside the range of –3.29 to + 3.29

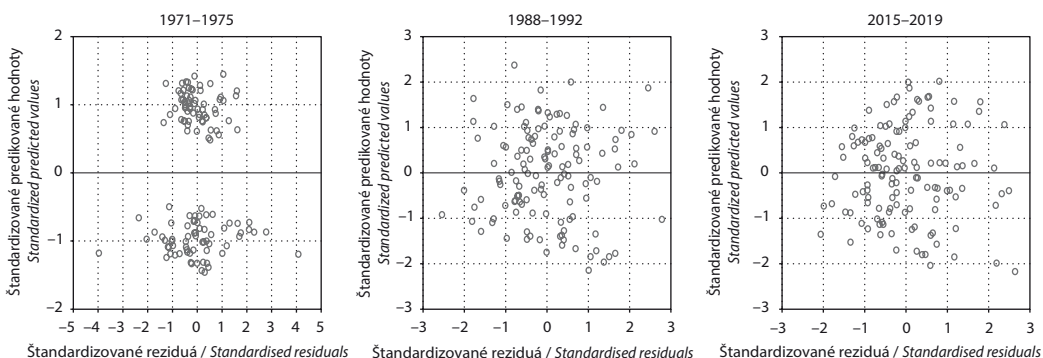
Názov / Name	Štandardizované rezíduum Standardised residual	Reálna hodnota Real value	Predikovaná hodnota Predicted value	Rezíduum Residual
Ružomberok_C	–3,96	2,72	13,31	–10,6
Kežmarok_C	4,08	24,19	13,28	10,9

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Obr. 13 až 15: Hodnoty štandardizovaných rezíduí a štandardizovaných predikovaných hodnôt – kontrola homoskedasticity

Values of the standardised residuals and standardised predicted values – homoscedasticity control



Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Tab. 5: Výsledky regresnej analýzy pre obdobie 1971–1975 po odstránení extrémnych hodnôt

Results of a regression analysis for the period 1971–1975 after removing the extreme values

Vyhodnotenie celého modelu / Evaluation of the whole model					
Obdobie / Period	R	R ²	adj R ²	sig F	
1971–1975	0,6	0,36	0,34	5,50E-12	
Regresné koeficienty / Regression coefficients					
Obdobie / Period	b _{konst}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	66,65	0,01	–	14,96	118,34
Obdobie / Period	b _{m-v}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	3,39	4,00E-13	0,58	2,56	4,21
Obdobie / Period	b _{diz}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	0,09	0,59	0,04	–0,24	0,41
Obdobie / Period	b _{sir}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	–1,12	0,05	–0,16	–2,23	–0,02

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Avšak predpoklad homoskedasticity zostáva stále nesplnený. Tento problém sa dá pravdepodobne vyriešiť len nájdením a použitím ďalšej vysvetľujúcej premennej, ktorá by rozdielnu variabilitu v mestskom a vidieckom prostredí dokázala lepšie vystihnúť.

ZHRNUTIE

Mortalitu, ako jeden z hlavných demografických procesov, sme skúmali v troch časových obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019. Hlavný dôraz bol kladený na regionálnu diferenciáciu, a to medzi mestskými centrami a vidieckym zázemím vo funkčných regiónoch dochádzky. Vyššie uvedené výsledky možno zhrnúť nasledovne.

V prvom sledovanom období 1971–1975 bola dominantná vnútroregionálna diferenciácia medzi mestom a vidiekom. Upevňovanie moci a budovanie socialistického štátu prebiehalo dovtedy dosť selektívne a to sa prejavilo aj na charaktere diferenciácie medzi mestským a vidieckym prostredím. Existencia rozdielov v intenzite úmrtnosti sa prejavila aj na globálnej hodnote nerovnomernosti, ktorá dosahovala na začiatku 70. rokov 20. storočia najväčšie hodnoty spomedzi všetkých sledovaných období. Do konca socializmu sa intenzita úmrtnosti v celorepublikovom

meradle zmenila len minimálne, avšak dochádza k zásadným premenám charakteru priestorovej diferenciácie. Obdobie 1988–1992 vykazuje celkový pokles globálnej hodnoty nerovnomernosti ako aj pokles rozdielov medzi mestom a vidiekom. Domnievame sa, že tento pokles rozdielov je výsledkom snahy vtedajšej garnitúry o zníženie spoločenských disparít. Vtedajšie vedenie štátu to realizovalo pomocou masívnejšej industrializácie a s ňou spojenou urbanizáciou, ktoré zasiahli prakticky každý región Slovenska. V 90. rokoch 20. storočia dochádza k postupnému zlepšovaniu úmrtnostných pomerov. Je to výsledok modernizácie v zdravotníctve a zmeny charakteru životného štýlu obyvateľstva. Keďže tieto transformačné zmeny neboli aplikované úplne rovnomerne, v období 2015–2019 evidujeme mierny nárast rozdielov medzi mestami a vidiekom, ako aj v globálnych vyjadreniach nerovnomernosti. Avšak tento nárast nie je veľmi veľký, hlavne ak ho porovnáme so začiatkom normalizačného obdobia.

Naša analýza úrovne relatívnej regionálnej diferenciácie naznačuje, že úmrtnosť bola ovplyvnená dlhodobým spoločensko-politickým vývojom, ktorý mal veľmi komplexný charakter. Preto sme sa pozreli na úroveň rozdielov v intenzite úmrtnosti pomocou regresnej analýzy, kde boli ako vysvetľujúce premenné

použitie vyjadrenia polohy, a to geografické súradnice. Síce sú tieto premenné zástupnými a nie priamymi vysvetľujúcimi premennými, ale práve v nich by sa mohla odrážať lokálna komplexnosť všetkých faktorov, ktoré pôsobia na samotnú úmrtnosť v danej lokalite/regióne.

Naše zistenia z regresnej analýzy možno zhrnúť nasledujúco. Malá premenlivosť koeficientov b_{dlz} a b_{sir} v čase naznačuje, že priestorový obraz intenzity úmrtnosti sa od 70. rokov 20. stor. po súčasnosť príliš nemenil. Zásadnou prestavbou však prešla vnútroregionálna diferenciácia, kde došlo k zníženiu rozdielov medzi mestom a vidiekom. To nám zase potvrdzujú hodnoty regresného koeficientu b_{m-v} .

Keď porovnáme hodnoty koeficientov b_{dlz} a b_{sir} medzi sebou, môžeme tak dospieť k nasledujúcim zisteniam. Aj napriek tomu, že medzi západom a východom krajiny panujú pomerne silné socioekonomické rozdiely (popísané napr. v prácach *Madajová a kol.*, 2014; *Michálek – Veselovská*, 2014; *Korec – Rusnák*, 2016) takýto priestorový obraz možno u intenzity úmrtnosti identifikovať len čiastočne, kdeže pri posune o dĺžkový stupeň sa intenzita úmrtnosti mení v priemere len o 0,2 zomrelého na 1000 obyvateľov. Dokonca ak sa pozeráme samostatne len na vidiecke zázemia, tak v prvom sledovanom období 1971–1975 a je jasne dosahovaný opačný trend (čiastočne to možno sledovať aj v období 1988–1992). To znamená, že úmrtnosť na vidieku smerom zo západu na východ mierne klesala. V oveľa väčšej miere sa však prejavuje rozdiel v intenzite úmrtnosti medzi severom a juhom, pretože v každom sledovanom období tu pri posune o šírkový stupeň úmrtnosť klesne viac ako o jedného zomrelého na 1 000 obyvateľov.

Pre objektivnosť uvádzame aj niekoľko obmedzení našej práce:

1. Do istej miery je výskum zaťažený tzv. ekologickou chybou. Tento problém sa týka predovšetkým vidieckych zázemí. V zázemiach sa môžu nachádzať obce, ktoré sú intenzitou úmrtnosti veľmi blízke priemernej hodnote. Pre takéto obce je priemerná hodnota za celé zázemie výpovedná. Avšak v zázemí môžu byť aj obce výrazne nadpriemerné a zároveň výrazne podpriemerné. V takýchto prípadoch je priemerná hodnota skresľujúca.
2. S tým môže súvisieť aj druhý problém. Aj keď *Bezák* (2002) konštatoval, že vymedzenie prirod-

zených spádových regiónov sa od obdobia normalizácie prakticky nemenilo, nemôžeme vylúčiť, že v priebehu posledných 50 rokov nedochádzalo k presunu inklinácie niektorých obcí (predovšetkým okrajových) k iným regionálnym centráram.

3. Ďalším problémom je fakt, že v priebehu sledovaných 50 rokov došlo k integrovaniu demografického správania vidieckeho a mestského obyvateľstva. Prvé dva sledované rezy boli nesporne ovplyvnené koncentračnými procesmi – urbanizácia. Tým sa životný štýl a zvyklosti vidieka dostávali do mestského prostredia. V poslednom sledovanom období sa naopak prejavujú hlavne dekoncentračné procesy ako suburbanizácia. Tu naopak dochádza k importu mestského spôsobu života (s príslušnou intenzitou chorobnosti a úmrtnosti) do vidieckeho prostredia. Problém predstavujú hlavne tie zázemia, kde je suburbanizácia veľmi silná a je do istej miery otáznke, či takéto zázemia možno označiť za vidiecky priestor.
4. Ďalším limitom našej štúdie je príliš zjednodušujúci pohľad v prípade regresnej analýzy. Vysvetľujúce premenné boli zvolené len s cieľom modelovo popísať ako sa so zmenou geografickej polohy mení úroveň úmrtnosti a zároveň ako sa na jej variabilitu podieľajú rozdiely medzi mestskými centrami a ich zázemiami.

Našou štúdiou, zameranou na rozdiely medzi mestom-vidiekom a celými regiónmi, sme chceli zanalizovať vývoj úmrtnosti v troch vybraných obdobiach a zároveň tak poskytnúť možnosť zamyslenia sa nad eventúlnymi scenármi vývoja disparít v budúcnosti. Takýto výskumný zámer je však nad rámec našej štúdie a predstavuje zaujímavý nápad pre realizáciu ďalších vedeckých prác. Naš prístup zároveň možno obohatiť aj o tzv. interakciu, to znamená o premenne, ktoré by zohľadňovali spolupôsobenie geografickej polohy a mestského-vidieckeho priestoru na vysvetľovanú premennú. Ďalší zaujímavý výskumný smer predstavuje dopĺňanie nových premenných do regresného modelu, ktoré by mohli zohľadňovať úroveň environmentálneho zaťaženia, pracovné podmienky, bytové podmienky, vzdelanie obyvateľstva, príjmové možnosti, úroveň regionálneho zdravotníctva, mieru prevencie, zdravý životný štýl či iné.

Pod'akovanie

Tento článok vznikol v rámci projektu projektu APVV VV-17-0079 s názvom Analýza a prognóza demografického vývoja Slovenskej republiky v horizonte 2080: identifikácia a modelovanie dopadov na sociálno-ekonomickú sféru v rozličných priestorových mieriach.

Literatúra

- Bezák, A. 2002. Interregionálne migrácie na Slovensku v rokoch 1981-1998. *Sociológia*, 34(4), s. 327-344.
- Bleha, B. – Nováková, G. 2010. *Praktikum z demogeografie a geografie*. Geografika, Bratislava, 138 s., ISBN 978-80-89317-31-4.
- Burcin, B. – KUČERA, T. 2008. Úmrtnost. In: *Populační vývoj České republiky 1990-2002*. Praha. DemoArt, s. 57-67.
- Carlson, E. – HOFFMANN, R. 2011. The State Socialist Mortality Syndrome. *Population and Policy Review*, 30(3), s. 355-379. <https://doi.org/10.1007/s11113-010-9192-z>.
- Caselli, G. – Vallin, J. – Wunsch, G. 2006. *Demography: Analysis and Synthesis*. London, Elsevier. British Library Cataloguing-in-Publication Data, ISBN 13: 978-0-12-765660-1.
- Cockerham, W. C. 1997. The social determinants of the decline of life expectancy in Russia and Eastern Europe: A lifestyle explanation. *Journal of Health and Social Behavior*, 38(2), s. 117-130. <https://doi.org/10.2307/2955420>.
- Ďurček, P. 2017. Údaje o bilanci pohybu obyvateľstva v obciach v roku 1972 a ich úprava na úroveň obcí v roku 2011. *Slovenská štatistika a demografia*, 27(1), s. 6-19.
- Ďurček, P. – Šprocha, B. 2017. Centrá a zázemia funkčných mestských regiónov na Slovensku optikou kohortnej plodnosti. Bratislava. *Geografický časopis*, 69(3), s. 225-244.
- Ďurček, P. – Šprocha, B. 2019. Transformácia plodnosti na Slovensku v kontexte rozdielov medzi centrom a zázemím. *Geografie*, 124(3), s. 281-313. <https://doi.org/10.37040/geografie2019124030281>
- Faltan, L. 2019. Socio-priestorové premeny vidieckych sídiel na Slovensku v začiatkoch 21. storočia - sociologická reflexia. *Sociológia – Slovak Sociological Review*, 51(2), s. 95-114. <https://doi.org/10.31577/sociologia.2019.51.2.5>.
- Faltan, L. – Pašiak, J. 2004. *Regionálny rozvoj Slovenska. Východiská a súčasný stav*. Bratislava, Sociologický ústav Slovenskej akadémie vied, s. 5-78, ISBN 80-85544-35-0.
- Field, A. 2014. *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics*. London: Sage. s. 915. ISBN 9781446249185.
- Gašparová, L. 2019. *Zložky prirodzeného prírastku obyvateľstva Slovenskej republiky v období 1971-1975: komparácia so súčasným stavom*. Bratislava, Univerzita Komenského, Bakalárska práca, s. 69.
- Gašparová, L. 2021. *Zložky celkového pohybu obyvateľstva s dôrazom na rozdiely medzi mestom a vidiekom*. Bratislava, Univerzita Komenského, Diplomová práca, s. 107.
- Gavurová, B. – Vagašová, T. 2015. The significance of amenable mortality quantification for financing the health system in Slovakia. *Procedia Economics and Finance*, 32, s. 77-86. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)01367-2](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01367-2).
- Guo, G. 2015. Mortality trends and causes of death: A comparison between Eastern and Western Europe, 1960s-1980s. *European Journal of Population*, 9(2), s. 287-312. <https://doi.org/10.1007/BF01266021>.
- Halás, M. a kol. 2014. Funkčné regióny na Slovensku podľa denných tokov do zamestnania. *Geografický časopis*, 66(2), s. 89-114.
- Hampl, M. 1998. *Realita, spoločnosť a geografická organizácia: hľadanie integrálneho rádu*. Praha, Přírodovědecká fakulta UK, s. 110.
- Harvey, D. 1973. *Social justice and the city*. London: Edward Arnold, s. 236.
- Hendl, J. 2012. *Přehled statistických metod*. Praha: Portál, s. 736. ISBN 9788026202004.
- Hlavačka, S. – Wágner, R. – Riesberg, A. 2004. Health Care Systems in Transition- Slovakia. Denmark. *WHO Regional Office for Europe*, 6(10), s. 118, ISSN 1020-9077.
- Hulíková Tesárková, K. 2017. The Czech republic and Slovakia in terms of mortality from malignant neoplasms: similar or opposite tendencies? *Cent Eur J Public Health*, 25(3), s. 177-184. <https://doi.org/10.21101/cejph.a4360>.
- Ira, V. – Michálek, A. – Podolák, P. 2008. Evaluation of the Territorial Disparities in Selected Aspects of Life Quality in Slovakia. In: Gajdoš, P. (ed.) *Regional Disparities in Central Europe*. Sociologický ústav SAV, Bratislava, s. 156-179.

- Kassie, M. – Ndiritu, S. – Stage, J. 2014. What Determines Gender Inequality in Household Food Security in Kenya? Application of Exogenous Switching Treatment Regression. *World Development*, 56(1), s. 153–171.
<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.10.025>.
- Korec, P. – Rusnák, J. 2016. Zaoštvávajúce regióny Slovenska v kontexte nového (európskeho) regionalizmu. *Geografické informácie*, 20(2), s. 216–230. <https://doi.org/10.17846/GI.2016.20.2.216-230>.
- Kučera, M. 1994. *Populace České republiky 1918–1991*. Praha, ACTA DEMOGRAPHICA XII., Česká demografická společnost. Sociologický ústav AV ČR, s. 198.
- Madajová, M. – Michálek, A. – Podolák, P. 2014. Úroveň regionálnych disparít na Slovensku a jej zmena v období rokov 2001–2011. *Geographia Slovaca*, 28, s. 127–152.
- Mareš, P. – Rabušic, L. – Soukup, P. 2019. *Statistická analýza sociálnovedných dat*. Brno: Muni Press. s. 576. ISBN 9788021092471.
- Meslé, F. – Vallin, J. 2002. Mortality in Europe: the Divergence Between East and West. *Population*, 57(1), s. 157–197.
<https://doi.org/10.3917/pope.201.0157>.
- Michálek, A. – Veselovská, Z. 2014. Vývoj regionálnych disparít z aspektu chudoby na Slovensku po roku 2001. *Geographia Slovaca*, 28, s. 153–171.
- Mládek, J. – Čupeľová, K. 2008. Diferencovanosť populačných procesov a štruktúr v urbánnych a rurálnych priestoroch Slovenska. *Geografická revue*, 4(2), s. 273–309.
- MŽP SR. 2002. *Správa o stave životného prostredia Slovenskej republiky v roku 2002*. Ministerstvo životného prostredia Slovenskej republiky – Slovenská agentúra životného prostredia: Bratislava, s. 15.
- MŽP SR. 2010. *Štátny program sanácie environmentálnych záťaž*. Ministerstvo životného prostredia Slovenskej republiky – Slovenská agentúra životného prostredia: Bratislava, s. 127.
- Netrdová, P. – Nosek, V. 2009. Prístupy k měření významu geografického rozměru společenských nerovnoměrností. Praha, katedra sociální geografie a regionálního rozvoje Přírodovědecké fakulty UK. *Geografie – Sborník CGS*, 114(1), s. 52–65.
<https://doi.org/10.37040/geografie2009114010052>.
- Očovský, Š. 1989. *Domy, byty, bývanie. Geografická analýza materiálnej substance sídel a bývania*. Veda: Bratislava, s. 238.
- Oravec, O. 2020. *Priestorová autokorelácia zložiek celkového pohybu obyvateľstva Slovenskej republiky*. Diplomová práca. Bratislava: Univerzita Komenského v Bratislave, Prírodovedecká fakulta, s. 107.
- Rokosová, M. – Háve, P. 2005. Health Care Systems in Transition: Czech Republic. Denmark. *WHO Regional Office for Europe*, 7(1), s. 89, ISSN 1020-9077.
- Rusnák, J. – Korec, P. 2020. *Teórie regionálneho rozvoja a výskum regiónov*. Bratislava: Univerzita Komenského v Bratislave.
- Senior, M. – Williams, H. – Higgs, G. 2000. Urban-rural mortality differentials: controlling for material deprivation. *Social Science & Medicine*, 51, s. 289–305. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(99\)00454-2](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(99)00454-2).
- Slavík, V. – Grác, R. 2009. Proces urbanizácie a migrácia obyvateľstva v kontexte vývoja sídelnej štruktúry Slovenskej republiky. In Bleha, B. (eds.) *Populačný vývoj Slovenska na prelome tisícročí - kontinuita či nová éra?* Bratislava: Geografika, 336 s.
- Šprocha, B. – Bleha, B. – Garajová, A. – Pilinská, V. – Mészáros, J., Vaňo, B. 2019. Populačný vývoj v krajinách a okresoch Slovenska od začiatku 21. storočia. Bratislava. INFOSTAT, s. 46–110.
- Šprocha, B. – Majo, J. 2016. *Storočie populačného vývoja Slovenska I.: demografické procesy*. Bratislava: INFOSTAT, s. 185, ISBN 978-80-89398-30-0 EAN.
- Šveda, M. 2014. Bytová výstavba v zázemí veľkých slovenských miest v kontexte suburbanizácie a regionálnych disparít. *Geographia Slovaca*, 28, s. 23.
- Valkonen, T. 2001. Trends in differential mortality in European countries. In: Vallin, J. – Meslé, F. – Valkonen, T. Trends in mortality and differential mortality. Council of Europe Publishing. *Population studies*, 36.
- Vallin, J. – Meslé, F. – Valkonen, T. 2001. Trends in mortality and differential mortality. Council of Europe Publishing. *Population studies*, 36, s. 185–321.
- Vaus, D. de. 2014. *Surveys In Social Research*. London: Routledge. s. 400. ISBN 978-0415530187.
- Woods, R. 2003. Urban-Rural Mortality Differentials: An Unresolved Debate. *Population and Development Review*, 29(1), s. 29–46.
<https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2003.00029.x>.

- Zajec, P. a kol. 2020. *Socializmus: Realita namiesto mýtov*. Bratislava, Konzervatívny inštitút M. R. Štefánika, s. 218–236, ISBN: 978-80-8912118-2.
- Zeng, J. – Pang, X. – Zhang, L. – Medina, A. – Rozelle, S. 2014. Gender Inequality In Education In China: A Meta-Regression Analysis. *Contemporary Economic Policy*, 32(2), s. 474–491. <https://doi.org/10.1111/coep.12006>.

Internetové zdroje:

- Štatistický úrad Slovenskej republiky. 2020. Prehľad a bilancia obyvateľstva SR. Databáza DATAcube. [online]. [cit. 27.6.2020]. Dostupné na: [http://datacube.statistics.sk/#!/view/sk/VBD_DEM/om7103rr/Preh%C4%BEd%20pohybu%20obyvate%C4%BEstva%20-%20obce%20\(ro%C4%8Dne\)%20%5Bom7103rr%5D](http://datacube.statistics.sk/#!/view/sk/VBD_DEM/om7103rr/Preh%C4%BEd%20pohybu%20obyvate%C4%BEstva%20-%20obce%20(ro%C4%8Dne)%20%5Bom7103rr%5D).
- VDC. 2021. Demografické údaje – Tabuľka základných údajov SR. [online]. [cit. 27.6.2021]. Dostupné na: http://www.infostat.sk/vdc/sk/index.php?option=com_wrapper&view=wrapper&Itemid=35.

PAVOL ĎURČEK

Pôsobí ako odborný asistent na katedre ekonomickej a sociálnej geografie, demografie a územného rozvoja na Prírodovedeckej fakulte UK v Bratislave. Pri pedagogickej činnosti zameranej na štatistické metódy, kartografiu a demografickú analýzu sa venuje základnému výskumu priestorovej diferenciácie demografických procesov a štruktúr.

LENKA GAŠPAROVÁ

Od roku 2021 je absolventkou magisterského študijného odboru Humánna geografia a demografia v štátnej správe a samospráve na Prírodovedeckej fakulte UK v Bratislave. V rámci štúdia sa absolventka venovala najmä výskumnej činnosti v oblasti tvorby databázy a analýzam demografických procesov na regionálnej úrovni. V súčasnosti sa aj popri práci venuje publikačnej činnosti zameranej na priestorovú diferenciáciu demografických procesov.

SUMMARY

The article presented an analysis of mortality as a main demographic process in the urban and rural areas of the Slovak Republic in 1971–1975, 1988–1992, and 2015–2019. The main concept used in this analysis was relative regional differentiation. Significant intra-regional differentiation was observed between urban and rural areas in 1971–1975. The consolidation of power and the building up of socialism occurred only in selective areas and this became a source of urban and rural differentiation]. The differences in mortality intensity were also reflected in the global level of inequality, which reached a peak in the early 1970s. By the end of the state-socialist period, the intensity of mortality had changed little on a national

scale, but there were fundamental changes in spatial differentiation. An overall decrease in the global level of inequality and a decrease in urban-rural disparities can be observed in 1988–1992. In our opinion, massive industrialisation and urbanisation affected every region in Slovakia. In the 1990s, mortality rates gradually improved. This was the result of modernisation in health care and a change in the lifestyle of the population. In 2015–2019 a slight increase was recorded in urban-rural disparities and in global indicators of inequality. Our analysis of the level of relative regional differentiation suggests that mortality was influenced by long-term socio-political developments, which were very complex. Our findings from the regression analysis demonstrate

that the spatial picture of mortality intensity has not changed much since the 1970s. However, intra-regional differentiation has transformed significantly, with a decrease in disparities between urban and rural areas. There are relatively strong socio-economic disparities between the western and eastern parts of the country. This spatial picture is only partly mirrored in the intensity of mortality because with each shift in a degree of longitude to the east/west mortality intensity changes on average by only 0.2 deaths per 1,000 inhabitants. Even in the first periods, the opposite trend was

observed and mortality declined slightly from west to east. However, there is a much bigger difference in the intensity of mortality between the north and the south of the country, because in each observed period the mortality rate in this case decreased by more than one death per 1,000 inhabitants. In our study of the differences between urban and rural areas and entire regions, we sought to analyse the development of mortality in three selected periods and at the same time provide an opportunity to think about possible scenarios for the development of disparities in the future.