

---

# SOCIÁLNĚ PROSTOROVÉ NEROVNOSTI V ÚMRTNOSTI OBYVATELSTVA VELKÝCH ČESKÝCH MĚST V OBDOBÍ LET 2001–2011

---

Ladislav Kázmér

---

SOCIO-SPATIAL INEQUALITIES IN MORTALITY AMONG THE POPULATIONS OF LARGE CZECH TOWNS IN 2001–2011

## **Abstract**

Research on the spatial distribution of population mortality and its social and economic determinants occupies an important place in both social and epidemiological science, in particular owing to its practical implications. The aim of this paper is to evaluate the structural and spatial mortality distribution of selected Czech urban populations (Prague, Brno, Pilsen, and Ostrava) during the inter-censal period of 2001–2011. It also relates mortality conditions to the specific social characteristics of the population living in a given area.

**Keywords:** mortality, urban population, socioeconomic inequalities, spatial analysis, Bayesian mapping, ecological approach

Demografie, 2016, 58: 5–28

---

## 1. ÚVOD

Úmrtnost a nemocnost obyvatelstva, jejich strukturální a prostorová distribuce, časový vývoj, i jejich celkový monitoring, představují klíčové otázky pro epidemiologický výzkum i tvorbu politik v oblasti veřejného zdraví. Analýzy úmrtnosti a nemocnosti obyvatelstva slouží jako výchozí bod při plánování a tvorbě efektivních intervencí zaměřených na snižování nerovností v oblasti zdraví populace, a to jak v jejich strukturálním, tak i prostorovém aspektu. V kontextu výzkumu veřejného zdraví zároveň platí, že podobně jako v ostatních zemích střední a východní Evropy, je vývoj české populace dlouhodobě ovlivněn procesy urbanizace společně s posledními fázemi demografického a epidemiologického přechodu.

Z výše zmíněných důvodů má problematika prostorové distribuce indikátorů zdravotního stavu obyvatelstva významné postavení v demografické i epidemiologické literatuře. Sociální a ekonomické determinanty jsou obecně pokládány za jednu z hlavních skupin faktorů ovlivňujících nejen úroveň zdraví, ale i celkovou kvalitu života příslušné populace. Ty jsou podmíněny nejen socio-strukturálně, ale i prostorově,<sup>1)</sup> a to na různých stupních měřítkové úrovně (Dahlgren – Whitehead, 1991; Barton – Grant, 2006, Borrell aj., 2013). V posledním období lze proto, zejména v zahraniční literatuře, sledovat posun příslušného výzkumu z národního a regionálního měřítka spíše na úroveň vnitro-regionální až lokální (viz např. Hillemeier aj., 2004; Luck aj., 2006). Takovéto výzkumné zacílení v českém prostředí zatím výrazně zaostává.

---

1) Koncept tzv. sociálně prostorových determinant se věnuje nejen otázce, jak jsou obecné sociální a ekonomické procesy strukturovány v prostoru, ale rovněž i způsobům jak specifické podmínky daného prostoru (nebo přesněji řečeno prostředí) ovlivňují procesy probíhající uvnitř příslušné populace.

Hlavním cílem předkládané studie je proto celková analýza a zhodnocení vývoje úmrtnosti populace vybraných čtyř populačně největších měst České republiky<sup>2)</sup> – Prahy (1,257 mil.), Brna (371 tis.), Ostravy (303 tis.) a Plzně (169 tis.), a to v období let 2001–2011, hodnocených z pohledu (časovo-)prostorových nerovností v intenzitě úmrtnosti na jedné straně, jakož i jejich strukturálních rozdílů podle různých skupin příčin smrti na straně druhé. Následně jsou aplikovány postupy snažící se příslušné nerovnosti vysvětlit, a to jak komparativní – na úrovni „meziměstské“, tak analyticky komplexnější – aplikovány především v případě „vnitroměstských“ prostorových rozdílů.

V případě vnitroměstské prostorové distribuce se článek zaměřuje na populaci hlavního města Prahy. Na příslušnou analýzu byly aplikovány pokročilé statistické metody, vycházející z principů víceúrovňového modelování, společně se specifickými přístupy prostorové analýzy dat. Tyto metody byly aplikovány především za účelem 1) kontroly výrazné variability v bodových odhadech příslušných parametrů v jednotlivých městských částech Prahy (tzv. *overdispersion*); 2) zahrnutí prostorové struktury statistických jednotek do analýzy předmětného jevu (problém tzv. *spatial dependence*, resp. prostorové autokorelace).

K prvním domácím publikacím věnujícím se otázce mapování onemocnění v podrobnějším prostorovém rozlišení patří metodicky zaměřený článek od autorů Tomášek – Tomášková (2009). Autoři se věnují rešerši a zběžnému představení nejčastěji aplikovaných modelů v oblasti tzv. prostorové epidemiologie, systematicky orientovaný výzkum v dané tematické dosud chybí. V kontextu populace hlavního města Prahy je významný také zahraniční projekt *INEQ-Cities* (University College London) mapující socioekonomické nerovnosti v úmrtnosti obyvatelstva 16 evropských metropolí – včetně Prahy. Přes rozsáhlou a komplexní

povahu projektu je třeba podotknout, že v analýzách častokrát chybí delší časové období vývoje použitých indikátorů, jakož i analýza explicitně zaměřena na prostorové shlukování rizika v předmětném území. Námí předkládaná studie na tyto aspekty navazuje, přičemž v případě separátních analýz za Prahu vychází již z výsledků předešlé autorovy studie (Kázmér, 2014).

## 2. METODY A DATA

### **Praha, Brno, Ostrava, Plzeň – rozdíly mezi největšími českými městy**

V první části článku se nejprve zaměřujeme na analýzu sociálně prostorové diferenciaci vybraných čtyř největších měst Česka, a to využitím dat ze dvou posledních sčítání (SLDB 2001, SLDB 2011). Diferenciace byla sledována prostřednictvím dvou vybraných indikátorů odrážejících sociální a ekonomické prostředí,<sup>3)</sup> ve kterém příslušná populace žije: i) *podílu osob s vysokoškolským vzděláním* na obyvatelstvu ve věku 15 a více let; ii) *míry nezaměstnanosti* – tj. podílu nezaměstnaných na ekonomicky aktivním obyvatelstvu. Následně byla hodnocena jak celková úroveň úmrtnosti, tak její struktura podle hlavních skupin příčin smrti, a to pomocí dvou ukazatelů: i) *naděje dožití při narození* v případě celkové úmrtnosti; ii) *standardizované úmrtnosti* v případě struktury dle příčin smrti. Analýzy byly provedeny odděleně pro obě pohlaví a jednotlivé roky v období 2001–2011. V analýzách byl tedy použit jak intenzitní, tak strukturální a vývojový aspekt. Všechna data o zemřelých i o exponované populaci (příp. i počtu narozených v daném roce) byla získána z průběžných statistik Českého statistického úřadu (ČSÚ). V závěru kapitoly byly vybrány ukazatele sociálně prostorové diferenciaci největších českých měst vztahy k úrovni celkové úmrtnosti obyvatelstva. Aplikována byla

2) Data ze Sčítání lidu, domů a bytů 2011.

3) Z pohledu terminologie upřednostňujeme pojem sociální a ekonomické *prostředí* (především v první části článku na meziměstské prostorové úrovni). Nicméně, z přísného analytického pohledu by bylo vhodnější používat termín sociální, příp. sociodemografická *struktura*, na kterou se odkazujeme v podrobnějších analýzách za hlavní město Prahu. Poznamenáváme tedy, že příslušné dva termíny chápeme víceméně komplementárně, přičemž pojem *struktura* upřednostňujeme především ve smyslu vybraných socio-strukturálních charakteristik dané populace (v užším smyslu – tzv. „kompoziční efekty“). Naproti tomu pojem *prostředí* akcentujeme nejen ve smyslu těchto strukturálních charakteristik, ale i v návaznosti na specifickou sociální organizaci a způsob života příslušné populace (v širším smyslu – tzv. „kontextuální efekty“).

metoda Poissonovy regrese, a to ve dvou 3letých průřezových obdobích se středem intervalu k roku daného cenzu: 2000–2002 a 2010–2012.

### **Praha – rozdíly na vnitroměstské prostorové úrovni**

V další části článku se zaměřujeme na analýzu vnitroměstské prostorové diferenciaci v intenzitě úmrtnosti obyvatelstva hlavního města ČR. Příslušné analýzy byly provedeny odděleně pro dvě 5letá časová období: 2001–2005 a 2007–2011. Z důvodu omezeného rozsahu článku jsou prezentovány výstupy jen z vybraných diferenčních ukazatelů úmrtnosti (především dle věku populace). Podrobné statistické výstupy, společně s popisem použité metodiky a parciálních zjištění, jsou k dispozici v již zmíněné autorově studii Kázmér, 2014.

Jako ukazatel intenzity úmrtnosti v dané prostorové jednotce byl použit věkově standardizovaný index (SMR), vypočtený nepřímou metodou. Za prostorové statistické jednotky byly zvoleny městské části (MČ) hlavního města v jejich současných administrativních hranicích. Jelikož pro takoveto vnitroměstské prostorové jednotky je charakteristická vysoká variabilita v četnosti exponované populace, byl v dalším kroku analýz aplikován hierarchický *Poissonův-Gamma model* (Clayton – Kaldor, 1987; Lawson, 2013) – viz Příloha A. Takto vyhlazené úmrtnostní indexy (sSMR) následně vstupovaly do analýzy prostorové distribuce jevů. Intenzita úmrtnosti byla následně modelována i pomocí nástrojů vícerozměrné prostorové analýzy dat – viz i Příloha B.

Všechny potřebné databázové a statistické výpočty, jakož i výpočet regresních koeficientů v případě Poissonovy regrese, byly uskutečněny v softwarovém prostředí programu *SPSS Statistics 21*. Pro analýzu

vývoje naděje dožití při narození byl využit specializovaný program *DeRaS*, vhodný pro výpočet podrobných úmrtnostních tabulek (Burcin aj., 2012). Výpočty vyhlazených úmrtnostních indexů (sSMR) byly provedeny pomocí programu *WinBUGS 1.4* (Spiegelhalter aj., 2003), aplikací algoritmu *Markovova řetězce Monte Carlo (MCMC)*. Pro účely výpočtů různých typů prostorové regresní analýzy byl využit program *GeoDa* (Anselin aj., 2006). Kartografická vizualizace mapových výstupů byla zpracována v programu *ArcGIS 10.2* (ESRI, 2013).

### **3. SOCIÁLNĚ PROSTOROVÁ DIFERENCIACE NEJVĚTŠÍCH MĚST ČR**

Komparativní analýzu současné sociálně prostorové diferenciaci ČR začneme nejprve na celostátní úrovni porovnáním vybraných ukazatelů i) *podílu osob s vysokoškolským vzděláním* (na obyvatelstvu 15 a více let<sup>4)</sup>) a ii) *míry nezaměstnanosti* (tj. podílu nezaměstnaných na ekonomicky aktivním obyvatelstvu) podle výsledků sčítání 2001 a 2011, a to mezi obyvatelstvem žijícím ve městech ve srovnání s populací žijící ve venkovských obcích (definovaných jako obce s počtem obyvatel nižším než 2 000<sup>5)</sup>).

Tabulka 1 prezentuje výsledky příslušných ukazatelů celkově i odděleně dle pohlaví. Lze pozorovat, že podíl osob s vysokoškolským vzděláním (VŠ)<sup>6)</sup> je koncentrován především v urbánním prostředí (10,51 % – SLDB 2001; 14,02 % – SLDB 2011), přičemž na venkově je tento podíl přibližně o polovinu nižší (4,24 % – SLDB 2001; 8,34 % – SLDB 2011). Jisté prostorové specifikum mohou v tomto směru tvořit venkovské obce v zázemí dynamicky se rozvíjejících velkých měst, do kterých se, především v rámci procesů suburbanizace, stěhují mladé rodiny s celkově

4) Daný podíl by bylo možné počítat i na populaci ve věku 25 a více let (příp. i 25–64 let). Jelikož agregátní data o vzdělanosti struktury jsou pro nižší prostorové statistické jednotky tradičně publikována za obyvatelstvo nad 15 let, rozhodli jsme se potenciální zkrslení v údajích zanedbat a příslušný metodický postup zachovat i ve všech ostatních analýzách článku. Výhodou je, že v případě vnitroměstských analýz za Prahu nám příslušné rozhodnutí umožňuje výsledky porovnávat přímo s výstupy obdrženými v projektu *INEQ-Cities*, kde byl v případě Prahy zvolen stejný postup.

5) Kritérium populační velikosti 2 000 obyvatel bylo zvoleno v návaznosti na výpočet naděje dožití příslušné populace. Pro výpočet střední délky života venkovského obyvatelstva aplikuje ČSÚ právě tuto velikostní hranici.

6) V případě „*neudáno*“ (zejména u vzdělání v SLDB 2011) byly takoveto osoby považovány za ty, které se na příslušné míře „nepodílí“ (tj. vzdělání „*nižší než VŠ*“). Stejný postup byl zachován u všech ostatních analýz uvedených v tomto článku.

vyšším vzděláním i relativně vyšším příjmem než je celorepublikový průměr.

V případě ukazatele míry nezaměstnanosti je na první pohled možná trochu překvapující, že v celostátním pohledu nejsou v tabulce 1 příslušné míry výrazně prostorově diferencovány (podle údajů SLDB 2001 je dokonce nezaměstnanost o trochu nižší na venkově než ve městech). Zde je ovšem nutno zmínit, že daná hodnota je do značné části ovlivněna i obyvatelstvem žijícím v rozsáhlých urbanizovaných oblastech uhelných pánví s tradičně vysokou nezaměstnaností<sup>7)</sup> (typicky město Ostrava – viz i níže, Ústí nad Labem apod.), jako i již zmíněnými procesy suburbanizace venkovských obcí v zázemí velkých měst (kde je míra nezaměstnanosti naopak na relativně nižší úrovni). Co se týče genderových rozdílů v nezaměstnanosti, jsou výraznější především v rurálním prostředí (relativní riziko = 1,20) oproti městům (relativní riziko = 1,07).

I navzdory zmíněným specifikům je tedy z tabulky 1 patrné, že v urbánním prostředí dochází k vyšší

koncentraci lidského kapitálu i k nižším genderovým rozdílům v participaci na trhu práce, než je tomu na venkově. Z výše uvedených důvodů je nutné se na distribuci zvolených indikátorů v rámci populace žijící ve městech podívat podrobněji, a to především v „horizontálním“ prostorovém aspektu.

Vybrané ukazatele sociálně prostorové diferenciace byly tedy následně porovnány mezi vybranými největšími městy Česka. Graf 1 prezentuje výsledky komparativní analýzy stejných ukazatelů jako v předešlém případě, a to v administrativních hranicích Prahy, Brna, Ostravy a Plzně<sup>8)</sup>. Příslušné míry jsou dodatečně porovnány i s celorepublikovým průměrem.

Z grafu 1 je názorně vidět, že nejprůzračnější podmínky sociálního a ekonomického prostředí jsou přítomny v hlavním městě Praze, která má v obou analyzovaných obdobích celkově nejnižší míru nezaměstnanosti a společně s Brnem i nejvyšší zastoupení osob s VŠ vzděláním (více než 23 % u obou měst – SLDB 2011). Druhou v pořadí je populace města Brna, u které je v porovnání s Prahou citelná především vyšší míra

**Tab. 1: Rozdíly v zastoupení osob s vysokoškolským vzděláním a míře nezaměstnanosti ve městech a na venkově, muži, ženy, celkem, 2001, 2011** | Differences in the share of persons with university education and the unemployment rate in urban and rural areas, males, females, total, 2001, 2011

	2001			2011		
	Muži Males	Ženy Females	Celkem Total	Muži Males	Ženy Females	Celkem Total
<b>Města / Urban</b>						
VŠ vzdělání (%) / University education (%)	12,87	8,39	10,51	15,12	13,00	14,02
Míra nezaměstnanosti (%) / Unemployment rate (%)	9,08	9,74	9,38	9,48	10,15	9,79
<b>Venkov / Rural</b>						
VŠ vzdělání (%) / University education (%)	5,09	3,45	4,24	8,63	8,04	8,34
Míra nezaměstnanosti (%) / Unemployment rate (%)	8,12	10,00	8,93	9,15	11,01	9,96

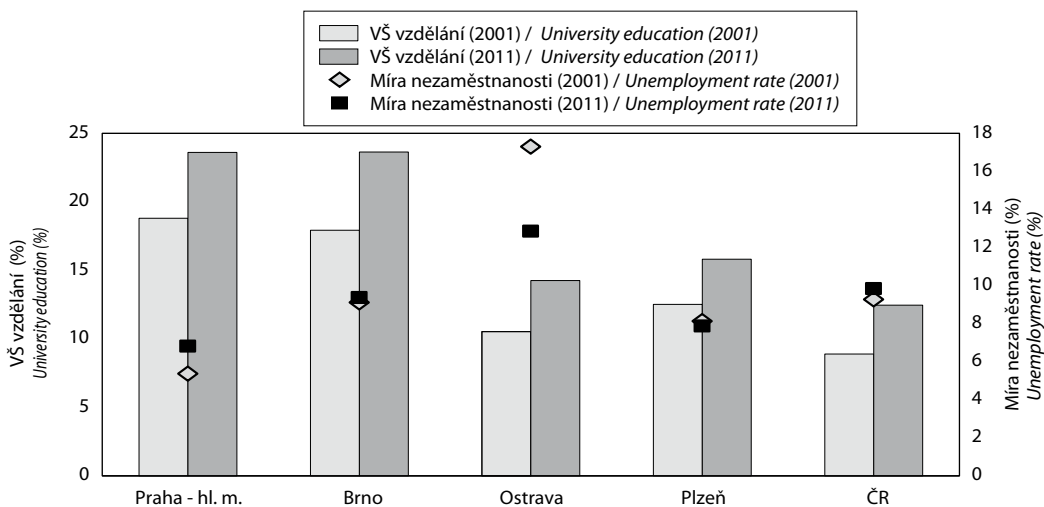
Zdroj: SLDB 2001, 2011; vlastní výpočty.

Source: Census 2001, 2011; author's calculations.

7) Názorně je tedy vidět, že pro pochopení otázky prostorové podmíněnosti sociodemografických procesů je na příslušnou problematiku nutno přihlížet nejen z populačně „velikostního“ hlediska, nýbrž i z geograficky „horizontálního“ aspektu. V tomto kontextu viz např. i jiné, explicitně prostorově zaměřené studie (např. Čermák – Hampl – Müller, 2009; Feřtová – Temelová, 2011; Novák – Netrdová, 2011; Ouředníček – Temelová – Pospíšilová, 2011; v případě vnitroměstských procesů také Ouředníček aj., 2012).

8) Územní změny v hranicích příslušných měst byly do analýz explicitně zahrnuty, a to jak v případě vybraných ukazatelů sociálně prostorové diferenciace, tak i v případě analýzy intenzity úmrtnosti v dalším textu. V konkrétním případě se jednalo o přičlenění obcí Malesice a Lhota k městu Plzeň v roce 2003.

**Graf 1: Rozdíly v zastoupení osob s vysokoškolským vzděláním a míře nezaměstnanosti mezi čtyřmi největšími městy ČR, 2001, 2011** | Differences in the share of persons with university education and in the unemployment rate in the four largest Czech towns, 2001, 2011



Zdroj: SLDB 2001; SLDB 2011; vlastní výpočty.  
 Source: Census 2001; Census 2011; author's calculations.

nezaměstnanosti. Naopak, nejméně příznivé podmínky jsou v Ostravě, která má ze všech čtyř měst nejnižší zastoupení osob s VŠ vzděláním (14,25 % – SLDB 2011) a zároveň nejvyšší míru nezaměstnanosti (v roce 2011 stále přibližně 1,3krát vyšší nezaměstnanost než za celou ČR, a to i navzdory výraznému poklesu oproti předešlému cenzu). Ve vztahu k ukazatelům úmrtnosti je nutno poukázat na skutečnost, že ve všech čtyřech hodnocených městech je podíl osob s VŠ vzděláním výrazně vyšší, než je tomu za celou republiku (ČR = 12,46 % – SLDB 2011).

#### 4. NADĚJE DOŽITÍ A STRUKTURA ÚMRTNOSTI DLE PŘÍČIN SMRTI

Graf 2 podává přehled o prostorové diferenciaci intenzity úmrtnosti podle úrovně urbanizace. Data prezentují vývoj naděje dožití při narození ( $e_0$ ) v období 2001 až 2011 mezi obyvatelstvem žijícím v městském a venkovském prostředí.<sup>9)</sup> Obyvatelstvo měst má

obecně vyšší  $e_0$  než venkovská populace, a to především u mužů. Celkově je ovšem vidět, že příslušné prostorové rozdíly nejsou samy o sobě „propastné“ povahy. Jedním z důvodů je i výše zmíněná horizontální prostorová podmíněnost jevu, kterou takovýto „velikostně“ zprůměrovaný ukazatel nemůže postihnout. Znovu tedy platí, že pro zhodnocení intenzity úmrtnosti městského obyvatelstva je třeba se na příslušnou populaci podívat z analyticky podrobnějšího aspektu.

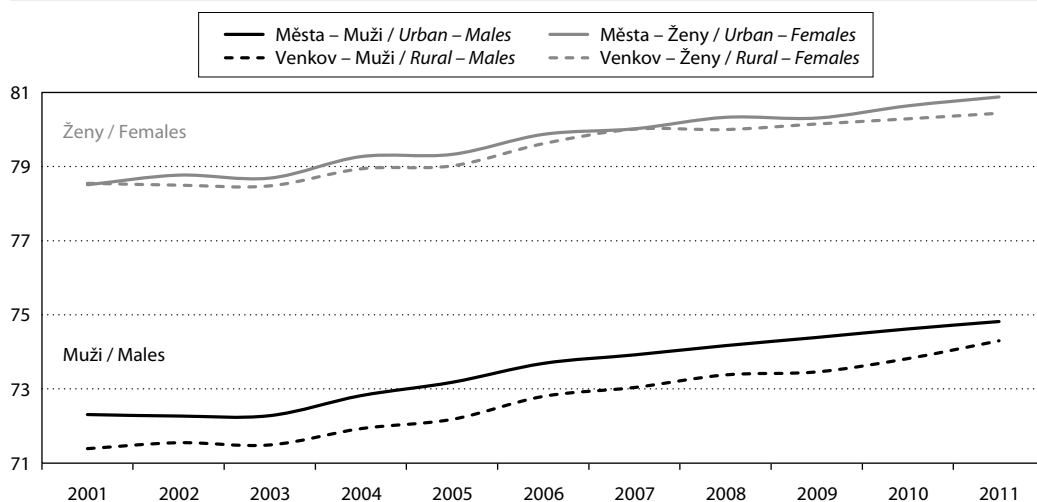
Za účelem zhodnocení intenzity úmrtnosti městského obyvatelstva byly proto vybrány populace čtyř největších měst, jejichž úmrtnostní poměry se porovnávaly navzájem. Zkonstruovány byly podrobné úmrtnostní tabulky a následně vypočteny hodnoty naděje dožití při narození v příslušných letech<sup>10)</sup>. Výpočty byly realizovány v softwarovém prostředí programu DeRaS (Burcin aj., 2012). Jelikož hodnoty  $e_0$  měly v jednotlivých letech tendenci oscilovat (především v případě populací měst Ostrava a Plzeň), byly tyto výpočty zprůměrovány za 5leté období. Výsledné

9) Městské prostředí je definováno jako sídla s počtem obyvatel nad 2 000, venkovské s populací o počtu 1 999 obyvatel a méně.

10) Při konstrukci úmrtnostních tabulek byla použita Gompertz-Makehamova metoda vyrovnávání funkce pravděpodobnosti úmrtí v daném věku.

**Graf 2: Rozdíly v naději dožití při narození ve městech a na venkově, muži, ženy, 2001–2011**

Differences in the life expectancy at birth in urban and rural areas, males, females, 2001–2011



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty v programu DeRaS.

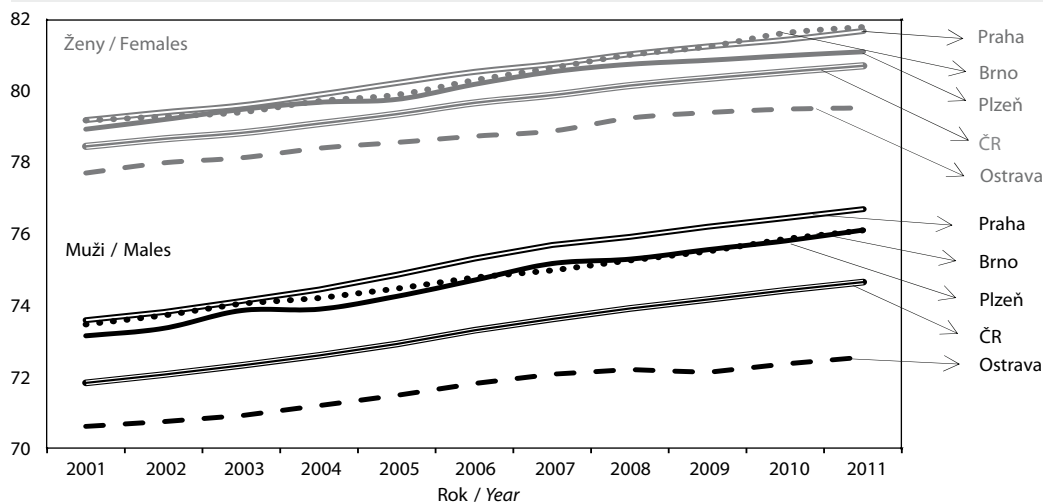
Source: Czech Statistical Office; author's calculations in DeRaS software.

hodnoty prezentované v grafu 3 tedy představují 5leté klouzavé průměry připadající danému roku jako středu časového intervalu, v rámci kterého byly kalkulovány (tj. rok 2001 = průměr z let 1999 až 2003; 2002 = průměr z let 2000 až 2004 apod. až do roku 2011, který byl vypočten jako průměr z let 2009 až 2013).

Z prezentovaných výsledků je názorně vidět, že i intenzita úmrtnosti (resp.  $e_0$ ) obyvatelstva žijícího

měř z let 2000 až 2004 apod. až do roku 2011, který byl vypočten jako průměr z let 2009 až 2013).

**Graf 3: Rozdíly v naději dožití při narození mezi čtyřmi největšími městy ČR, muži, ženy, 2001–2011, 5letý klouzavý průměr** | Differences in the life expectancy at birth in the four largest Czech towns, males, females, 2001–2011, 5-year moving average



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty v programu DeRaS.

Source: Czech Statistical Office; author's calculations in DeRaS software.

v největších městech ČR vykazuje výraznou prostorovou diferenciaci, a to v průběhu celého analyzovaného období. Znovu platí, že příslušné prostorové nerovnosti jsou významnější především u mužské části populace než u žen.

Obyvatelstvo Prahy má z ostatních sledovaných měst celkově nejvyšší naději dožití. Populace mužů žijících v Praze měla v období 2001–2011  $e_0$  v průměru až o 1,94 roku vyšší než muži z celé ČR. U žen byl tento rozdíl mezi Prahou a ČR o polovinu nižší (v průměru o 0,85 roku). Naopak, obyvatelstvo žijící v Ostravě má  $e_0$  nejnižší, a to nejen v rámci největších českých měst, ale i ve srovnání s celostátním průměrem. U ostravských mužů byla hodnota  $e_0$  v průměru až o 1,51 roku nižší oproti ČR, u žen o 0,82 roku. Průměrný rozdíl v naději dožití při narození mezi obyvatelstvem Ostravy a Prahy tedy celkově činil až 3,45 roků u mužů a 1,66 u žen. Příslušným nerovnosti v  $e_0$  se budeme věnovat podrobněji v další části článku, a to na základě rozdílů v intenzitě úmrtnosti dle hlavních skupin příčin smrti.

Prostorové rozdíly v  $e_0$  mezi Prahou a ostatními velkými městy je možné sledovat i u populací Brna a Plzně. Příslušné nerovnosti jsou však již podstatně menšího rozsahu, než tomu bylo v předešlém případě. U mužů se v případě Brna jednalo v průměru o 0,45 roku nižší  $e_0$ , v případě Plzně o 0,55 roku. Ženy z Plzně měly hodnotu  $e_0$  v průměru už jen o 0,35 roku nižší oproti pražským ženám. U brněnských žen je příslušný rozdíl na zanedbatelně nízké úrovni (0,08 roku), přičemž v období posledních dvou analyzovaných let 2010 a 2011 byla  $e_0$  u žen žijících v Brně dokonce nepatrně vyšší než v Praze (přibližně o 0,15 roku). Takto nízké rozdíly v  $e_0$  mezi populací žen Prahy a Brna by mohly být i výsledkem použité metody (např. při aplikaci různých metod vyrovnávání tabulek), a proto by již neměly být pokládány za významný rozdíl v hodnoceném ukazateli.

V další části se zaměříme na rozdíly v intenzitě úmrtnosti obyvatelstva vybraných měst podle příčin smrti. Příslušná intenzita zde byla hodnocena pomocí ukazatele standardizované úmrtnosti.<sup>11)</sup> Soubor

grafů 4a–e prezentuje výsledky komparativní analýzy za vybraná města i za celostátní populaci ČR.

Znovu je patrné, že populace žijící v Ostravě dosahuje z vybraných velkých měst nejvyšších hodnot standardizované úmrtnosti. Příslušné výsledky dále poukazují na fakt, že rozdíly v celkové intenzitě úmrtnosti byly u ostravské populace v průběhu analyzovaného období především výsledkem podstatně vyšší úrovně úmrtnosti na nemoci *oběhové soustavy*. I navzdory celkově klesajícímu trendu ve všech čtyřech městech, jako i v celé ČR, se úmrtnost u ostravského obyvatelstva udržuje v příslušné skupině nemocí stále výrazně nad celostátním průměrem. Jelikož úmrtnost na nemoci *oběhové soustavy* má obecně v Česku, stejně jako i v ostatních zemích střední a východní Evropy, nejvyšší podíl na celkové úmrtnosti obyvatelstva (viz např. *ÚZIS*, 2015: 22–23), další snižování intenzity úmrtnosti na příslušnou skupinu příčin smrti je možné považovat za hlavní rezervu k zvyšování naděje dožití, a to nejen u ostravské populace.

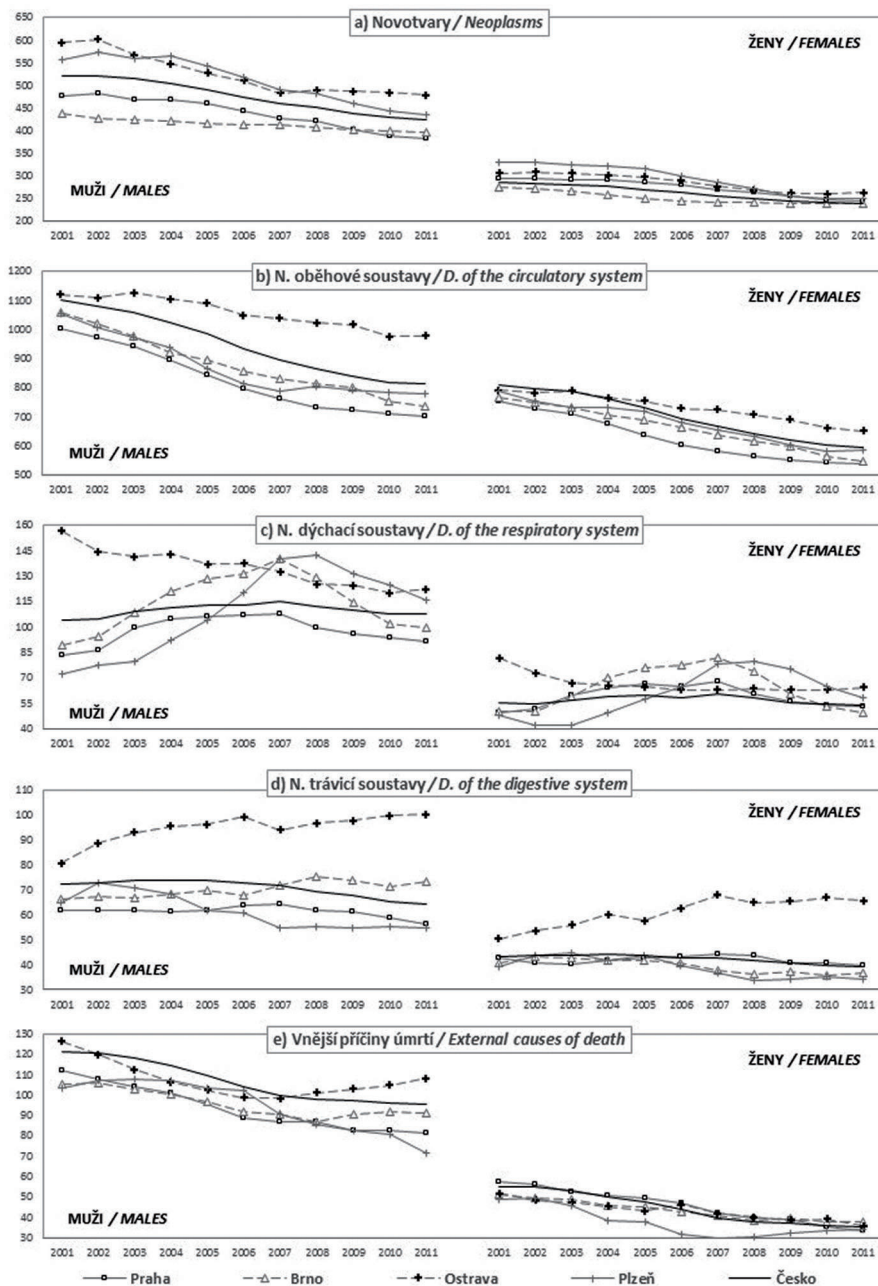
Ostravské obyvatelstvo má ve srovnání s ostatními velkými městy podstatně vyšší intenzitu úmrtnosti i v případě dalších skupin příčin smrti, a to opět zejména u mužské části populace (grafy 4a–e). Jedná se přitom hlavně o úmrtnost na nemoci *trávicí soustavy*. Standardizovaná úmrtnost mužů na tyto nemoci byla v průběhu let 2001–2011 průměrně až 1,34krát vyšší než tomu bylo za celou ČR (94,6 oproti hodnotě 70,4 v ČR<sup>12)</sup>). Zajímavé je, že u žen byl relativní rozdíl ještě patrnější, a to na úrovni 1,45 (Ostrava = 61,0 vs. ČR = 42,2).

Na začátku sledovaného období měli ostravští muži výrazně vyšší úmrtnost také na nemoci *dýchací soustavy*. Přibližně od roku 2005 se ovšem dostala zhruba na úroveň ostatních velkých měst. Jisté významnější rozdíly byly přítomny i ve skupině úmrtí na *novotvary*, kde má populace Ostravy společně s Plzní vyšší intenzitu úmrtnosti než je tomu v Praze či Brně. Úmrtnost na *vnější příčiny* byla výrazněji diferencována jenom u mužů, a to opětovně v neprospekch města Ostrava.

11) Standardizované míry úmrtnosti byly vypočteny metodou přímé standardizace (Evropský populační standard, 2013), a to v daném roku pro obě pohlaví odděleně. Jelikož šlo u některých měst o malé počty, bylo i pro tyto analýzy třeba použít 5leté klouzavé průměry.

12) Data na 100 000 obyvatel standardní populace.

**Graf 4a–e: Standardizovaná úmrtnost podle hlavních skupin příčin smrti (na 100 000 osob, Evropský populační standard 2013), 5letý klouzavý průměr, velká města ČR, muži, ženy, 2001–2011** | Age-standardised death rates by causes of death (per 100 000 inhabitants, European standard population 2013), 5-year moving average, large Czech towns, males, females, 2001–2011



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; author's calculations.



Celkově je tedy vidět, jak se v našich analýzách odráží provázanost intenzity úmrtnosti se socio-strukturálními charakteristikami populace žijící v příslušném městě – tj. urbanizovaném prostředí na lokální (resp. meziregionální) úrovni. Příslušná korelace byla dodatečně potvrzena i v následující analýze, a to prostřednictvím Poissonovy regrese mezi celkovou intenzitou úmrtnosti čtyř největších českých měst na jedné straně, a vybranými ukazateli sociálně prostorové diferenciace na straně druhé. Analýza byla zpracována pro dvě 3letá průřezová období vztahující se k roku sčítání: 2000–2002 a 2010–2012. Jako závislá proměnná byla zvolena věkově specifická míra úmrtnosti ( $m_x$ ) daného pohlaví v příslušném 3letém období (konkrétně tedy její logaritmus). K vysvětlujícím proměnným byly zahrnuty následující proměnné: dokončený věk, pohlaví, příslušnost k městu (Praha, Brno, Ostrava, Plzeň), podíl obyvatelstva s VŠ vzděláním (%) a míra nezaměstnanosti (%). Proměnné podíl osob s VŠ vzděláním a míra nezaměstnanosti vstupovaly do analýzy pro obě pohlaví odděleně, a to podle údajů ze sčítání obyvatelstva (SLDB 2001, 2011).

Modely byly sestaveny ve dvou výchozích formách. *Modely A* porovnávají intenzitu úmrtnosti mezi

vybranými českými městy navzájem a navazují tak na analýzu v předchozím grafu 3. *Modely B* vztahují úmrtnost k vybraným ukazatelům sociálně prostorové diferenciace příslušných městských populací. V obou případech jsou do modelů zahrnuty i významné interakce s pohlavím identifikované v průběhu výpočtu. Analýzy byly provedeny v programu *SPSS Statistics 21* aplikací procedury *GENLOG*. Specifikaci regresních modelů uvádějí rovnice níže.<sup>13)</sup>

Tabulka 2 prezentuje výstupy z příslušné regresní analýzy. Obdržené výsledky potvrzují závěry komparativních analýz z předešlého textu: 1) intenzita úmrtnosti v průběhu analyzovaného období celkově klesla; 2) muži mají vyšší intenzitu úmrtnosti než ženy; 3) obyvatelstvo Ostravy má z ostatních velkých měst nejvyšší úmrtnost; 4) s růstem podílu obyvatelstva s VŠ vzděláním klesá intenzita úmrtnosti dané městské populace; 5.) ze zvyšující se mírou nezaměstnanosti roste také intenzita úmrtnosti obyvatelstva. Zajímavé jsou však interakce příslušných koeficientů s pohlavím. Ty poukazují na skutečnost, že 1) meziměstské prostorové rozdíly v intenzitě úmrtnosti jsou vyšší u mužů než u žen; 2) efekt míry nezaměstnanosti na úmrtnost je významný jen u mužské části populace.

*Model A:*

$$\log(m_x^{\text{pohlaví}, \tau}) = \log\left(\frac{D_{\text{věk}}^{\text{pohlaví}, \tau}}{P_{\text{věk}}^{\text{pohlaví}, \tau}}\right) \\ = \text{Konstanta}^\tau + \beta_1 * \text{Věk}^\tau + \beta_2 * (\text{Věk}^\tau)^2 + \beta_3 * \text{Muži} + \beta_4 \\ * \text{Město} + \beta_5 * \text{Muži} * \text{Město}$$

*Model B:*

$$\log(m_x^{\text{pohlaví}, \tau}) = \log\left(\frac{D_{\text{věk}}^{\text{pohlaví}, \tau}}{P_{\text{věk}}^{\text{pohlaví}, \tau}}\right) \\ = \text{Konstanta}^\tau + \beta_1 * \text{Věk}^\tau + \beta_2 * (\text{Věk}^\tau)^2 + \beta_3 * \text{Muži} + \beta_6 \\ * \text{VŠ Vzdělání}^{\text{pohlaví}, \tau}(\%) + \beta_7 * \text{Míra nezaměstnanosti}^{\text{pohlaví}, \tau}(\%) + \beta_8 \\ * \text{Míra nezaměstnanosti}^{\text{pohlaví}, \tau}(\%) * \text{Muži}$$

$\tau = 1, 2$

$m_x^{\text{pohlaví}, \tau}$

věkově specifická míra úmrtnosti daného *pohlaví* v období  $\tau$

$D_{\text{věk}}^{\text{pohlaví}, \tau}$

počet zemřelých ve věku  $x$  daného *pohlaví* v období  $\tau$

$P_{\text{věk}}^{\text{pohlaví}, \tau}$

exponovaná populace (střední stav) ve věku  $x$  daného *pohlaví* v období  $\tau$

13) Zastoupení osob s VŠ vzděláním (%) a míra nezaměstnanosti (%) byly spočteny na populaci daného města stejným způsobem jako v grafu 1, tj. na věku 15 a více let, resp. na ekonomicky aktivním obyvatelstvu. Proměnné *Muži* (Ne – referenční; Ano) a *Město* (Praha – referenční; Brno; Ostrava; Plzeň) vystupují v modelech jako *dummy* proměnné.

**Tab. 2: Výstupy z Poissonovy regrese. Závislá proměnná – věkově specifická míra úmrtnosti ( $m_x$ ), Praha, Brno, Ostrava, Plzeň, 2000–2002, 2010–2012** | Results of a Poisson regression. Dependent variable – age-specific mortality rate ( $m_x$ ), Prague, Brno, Ostrava, Pilsen, 2000–2002, 2010–2012

Nezávislá proměnná Independent variable	Období / Period							
	2000–2002				2010–2012			
	Model A		Model B		Model A		Model B	
	Beta	Sig.	Beta	Sig.	Beta	Sig.	Beta	Sig.
Konstanta / Constant	-9,257	<0,001	-9,143	<0,001	-9,618	<0,001	-9,338	<0,001
Věk / Age	0,059	<0,001	0,058	<0,001	0,059	<0,001	0,059	<0,001
Věk <sup>2</sup> / Age <sup>2</sup>	2,7*10 <sup>-4</sup>	<0,001	2,7*10 <sup>-4</sup>	<0,001	2,8*10 <sup>-4</sup>	<0,001	2,8*10 <sup>-4</sup>	<0,001
Ženy / Women	ref.		ref.		ref.		ref.	
Muži / Men	0,431	<0,001	0,447	<0,001	0,424	<0,001	0,216	<0,001
Praha / Prague	ref.		.	.	ref.		.	.
Brno / Brno	-0,032	0,024	.	.	-0,038	0,011	.	.
Ostrava / Ostrava	0,105	<0,001	.	.	0,187	<0,001	.	.
Plzeň / Pilsen	0,028	0,170	.	.	0,064	0,002	.	.
Ženy * Praha / Women * Prague	ref.		.	.	ref.		.	.
Muži * Brno / Men * Brno	0,049	0,018	.	.	0,062	0,004	.	.
Muži * Ostrava / Men * Ostrava	0,158	<0,001	.	.	0,187	<0,001	.	.
Muži * Plzeň / Men * Pilsen	0,032	0,278	.	.	-0,009	0,762	.	.
VŠ vzdělání (%) University education (%)	.	.	-0,009	<0,001	.	.	-0,014	<0,001
Míra nezaměstnanosti (%) Unemployment rate (%)	.	.	0,003	0,130	.	.	0,003	0,348
Muži * Míra nezaměstnanosti (%) Men * Unemployment rate (%)	.	.	0,011	<0,001	.	.	0,036	<0,001

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; author's calculations.

V kontextu meziměstských prostorových rozdílů je také zajímavá hodnota koeficientu u žen bydlících v Brně. Jeho záporná hodnota totiž indikuje o něco nižší intenzitu úmrtnosti oproti pražské referenční skupině. Tato skutečnost byla zčásti pozorována i v předešlých analýzách naděje dožití (graf 3). Diskusi o tom, zda se v daném případě skutečně jedná o nižší intenzitu úmrtnosti, nebo je daný výsledek spíše efektem metodického zkreslení, necháme na tomto místě stranou.

V návaznosti na výsledky analýz zároveň poznamenáváme, že použité ukazatele sociálně prostorové diferenciacie, odrážející sociální a ekonomické prostředí jednotlivých velkých měst ČR, a jejich vliv na intenzitu úmrtnosti, je nutno

interpretovat hned v několika směrech. Jedná se přitom o:

1) „přímý kompoziční efekt“ sociodemografické struktury na úmrtnost dané populace (lidé s vyšším vzděláním žijí významně déle než osoby s nižším vzděláním – viz např. *Sobotík – Rychtaříková*, 1992; *Rychtaříková*, 2004; osoby nezaměstnané mají vyšší intenzitu úmrtnosti než zaměstnaní jedinci – viz např. *Moser aj.*, 1984; *Morris aj.*, 1994; *Lundin aj.*, 2010);

2) dodatečný „kontextuální efekt prostředí“, tj. vliv sociální organizace a způsobu života dané populace na její úmrtnost (např. dostupnost a kvalita služeb, disponibilita a struktura pracovních příležitostí, kulturní vzorce, asociované psychosociální a behaviorální faktory,<sup>14)</sup> apod.);

14) Působí nejen skrze vlivy okolního prostředí, ale také na individuální úrovni jedince.

3) případně i v „dialektickém“ smyslu slova (tj. nejen socioekonomický status má vliv na zdraví a délku života jedince, ale i individuální zdravotní stav ovlivňuje postavení člověka ve společnosti, a to po celou dobu jeho života).

## 5. HLAVNÍ MĚSTO PRAHA – SOCIÁLNĚ PROSTOROVÉ NEROVNOSTI V ÚMRTNOSTI OBYVATELSTVA

V případě Prahy se zaměřujeme i na distribuci úmrtnosti na vnitroměstské prostorové úrovni. V příslušném kontextu věnujeme pozornost především analýze její podmíněnosti ve vztahu k rozdílům v sociodemografické struktuře obyvatelstva bydlícího v jejich jednotlivých městských částech (MČ). Systematickému mapování a analýze vnitroměstských prostorových rozdílů v intenzitě úmrtnosti, a to jak celkové, tak věkově specifické, jako i úmrtnosti dle jednotlivých příčin smrti, se podrobně věnuje studie Kázmér (2014). V analýzách tohoto článku se proto odkazujeme na parciální výsledky obsažené v této práci.<sup>15)</sup>

V první části kapitoly se nejprve zaměřujeme na vnitroměstskou sociálně prostorovou diferenciaci hlavního města, a to využitím již zmiňovaných ukazatelů použitých v předchozí části článku – podílu osob s VŠ vzděláním a míry nezaměstnanosti. Z příslušných ukazatelů byl pro každou MČ následně konstruován syntetický ukazatel – *index relativní deprivace* následujícím způsobem:

$$Index = \frac{Rank A_i + Rank B_i}{2 * N} * 100 [\%]$$

$i = 1, \dots, N$

kde

$Rank A_i$  je pořadí  $i$ -té MČ dle prvního ukazatele (% VŠ, seřazen *sestupně*);

$Rank B_i$  je pořadí  $i$ -té MČ dle druhého ukazatele (míry nezaměstnanosti, seřazen *vzestupně*);

$N$  je početnost všech MČ (konkrétně,  $N=57$ ).

Takto definovaný index nabývá hodnot na spojité škále od 1 do 100 %, kde s růstem indexu roste taky relativní deprivace příslušné MČ oproti celopražské úrovni. Tabulka 3 sumarizuje distribuci použitých indikátorů pro obě pohlaví dohromady.<sup>16)</sup> Data byla získána z posledních dvou sčítání SLDB 2001 a 2011.

**Tab. 3: Rozdíly v zastoupení osob s vysokoškolským vzděláním a míře nezaměstnanosti v městských částech Prahy (N=57)** | Differences in the share of persons with university education and the unemployment rate in districts in the Capital City of Prague (N=57)

Ukazatel / Indices	Průměr / Mean	SD / Std. deviation	Min. / Min.	Max. / Max.
<b>SLDB 2001</b>				
VŠ vzdělání (%) / University education (%)	15,77	4,79	7,25	28,59
Míra nezaměstnanosti (%) / Unemployment rate (%)	4,75	1,09	2,20	7,01
Index relativní deprivace (%) / Index of relative deprivation (%)	50,88	20,03	6,14	95,61
<b>SLDB 2011</b>				
VŠ vzdělání (%) / University education (%)	23,14	4,94	11,23	35,04
Míra nezaměstnanosti (%) / Unemployment rate (%)	6,39	1,19	3,93	9,26
Index relativní deprivace (%) / Index of relative deprivation (%)	50,88	25,04	1,75	98,25

Zdroj: SLDB 2001; SLDB 2011; vlastní výpočty.

Source: Census 2001; Census 2011; author's calculations.

15) Studie nabízí několik systematicky rozdělených, na sebe navazujících analýz. Intenzita úmrtnosti je tu hodnocena jak z jejího strukturního aspektu (podle pohlaví a příčin smrti), časového vývoje, prostorové distribuce, tak i případných interakcí mezi těmito parciálními analytickými pohledy navzájem.

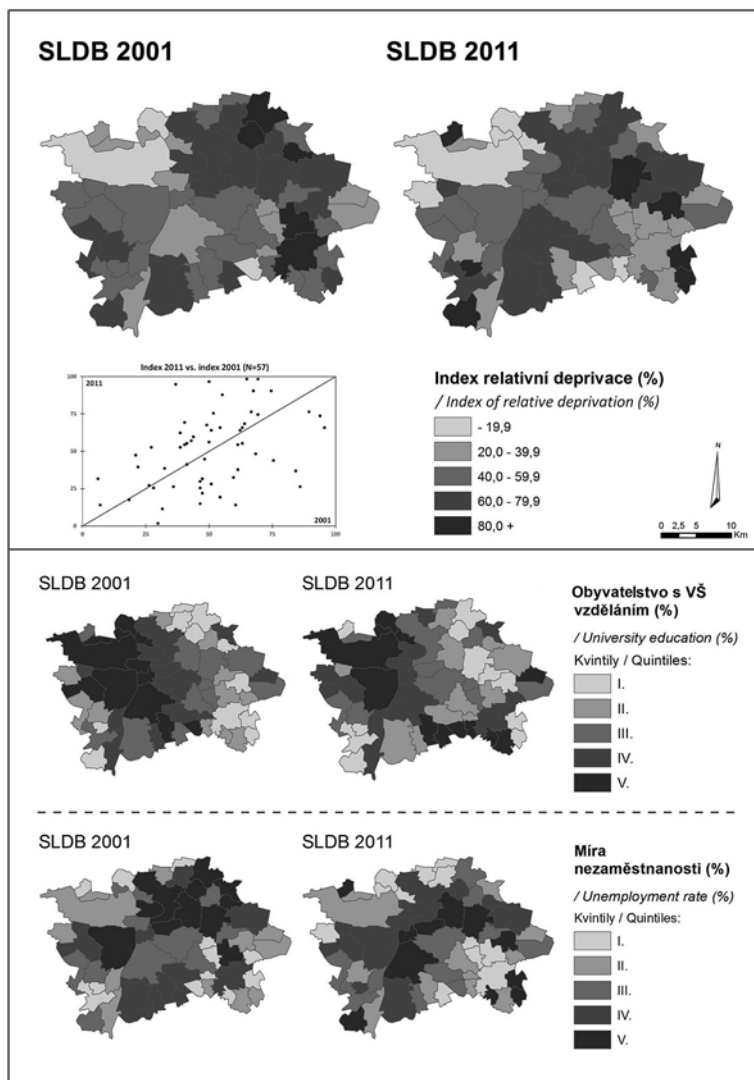
16) Jelikož byly pro výpočet indexů relativní deprivace použity ukazatele *pořadí* dané MČ, hodnoty příslušných vstupních proměnných nebylo nutné před výpočtem indexu přepočítávat do Z-skóre.

Následující mapa prezentuje vnitroměstskou prostorovou distribuci příslušného syntetického ukazatele společně s oběma vstupními proměnnými, a to ve dvou průřezových časových obdobích.<sup>17)</sup> V sestrojených

kartogramech je použita jednotná klasifikační škála daného ukazatele. Příložený bodový graf zobrazuje také časovou dynamiku v indexu relativní deprivace během období 2001–2011.

**Obr. 1: Index relativní deprivace v městských částech Prahy, 2001, 2011**

Index of relative deprivation in districts in the Capital City of Prague, 2001, 2011



Zdroj: SLDB 2001; SLDB 2011; vlastní zpracování.

Source: Census 2001; Census 2011; author's calculations.

17) Čtenáře dodatečně upozorňujeme na fakt, že kartogramy prezentují data příslušné proměnné seřazeny *vzestupně*. V případě ukazatele % VŠ je tedy obyvatelstvo s celkově nižší úrovní vzdělanosti zobrazeno světlejší barvou.

Z mapy je patrné, že z pohledu relativní deprivace bylo území Prahy v roce 2001 diferencováno především v západně-východním směru. V roce 2001 se MČ s relativně nejvyšší hodnotou indexu nacházely především ve východních a severovýchodních částech města. V roce 2011 je pak vidět posun v příslušné diferenciaci, kdy si MČ ležící na jihovýchodě výrazněji „polepšily“ (např. MČ Praha 22, Praha-Duběč), a naopak, některé svou pozici zhoršily (např. MČ Praha 4). K „nejstabilnějším“ MČ patří v daném ohledu severozápadní oblasti města s nejpříznivější sociodemografickou strukturou (MČ Praha 6), jako i území v jeho severních a severovýchodních částech, které

však nabývají výrazně vyšších hodnot indexu deprivace (MČ Praha 8, Praha 9, Praha 14, Praha 18, Praha 19). V kontextu sociálně prostorové diferenciaci Prahy je tedy možné pozorovat významnou dynamiku, podmíněnou na jedné straně migračními procesy a na straně druhé procesy diferencovaného rozvoje a revitalizace městského prostředí.<sup>18)</sup> V dalším textu se podíváme, jak se tato sociálně prostorová diferenciaci hlavního města promítá i do rozdílů v intenzitě úmrtnosti obyvatelstva bydličího v jednotlivých jeho MČ.

Tabulka 4 prezentuje výsledky analýzy *prostorové variability* v intenzitě úmrtnosti (sSMR<sup>19)</sup> podle vybraných věkových skupin obyvatelstva<sup>20)</sup>, a to odděleně

**Tab. 4: Prostorová variabilita vyhlazených standardizovaných úmrtnostních indexů (sSMR), Praha, 2001–2005, 2007–2011** | Spatial variability of smoothed standardised mortality ratios (sSMR), Prague, 2001–2005, 2007–2011

Věkově specifická úmrtnost <i>Age-specific mortality</i>	Období / Period			
	2001–2005		2007–2011	
	posterior Var (sSMR)	posterior CV (sSMR) (95% CI) [%]	posterior Var (sSMR)	posterior CV (sSMR) (95% CI) [%]
Celková standardizovaná úmrtnost <i>Total population standardised mortality</i>	0,018*	13,2 (10,3–16,7)	0,015*	12,5 (10,0–15,5)
Úmrtnost EAO <i>Mortality of the population of economically active age</i>	0,026*	16,9 (13,0–21,7)	0,031*	19,0 (14,4–24,4)
Předčasná úmrtnost <i>Premature mortality</i>	0,022*	15,5 (12,1–19,7)	0,020*	14,9 (11,6–18,6)
Úmrtnost seniorské populace <i>Senior population mortality</i>	0,019*	13,2 (10,2–16,5)	0,016*	12,2 (9,9–15,2)

Pozn.: Var – Variance (SD<sup>2</sup>).  
CV – Variační koeficient (SD / Průměr \* 100 [%]).  
\* – Signifikantní na 95% intervalu a posteriori kredibility.  
sSMR – Standardizovaný úmrtnostní index (vyhlazený).

Note: Var – Variance (SD<sup>2</sup>).  
CV – Coefficient of variation (SD / Mean \* 100 [%]).  
\* – Significant at the 95% posterior credible interval.  
sSMR – Smoothed age-standardised mortality ratio.

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.  
Source: Czech Statistical Office; author's calculations.

- 18) Významnou roli hrají i procesy selektivní koncentrace a dekoncentrace obyvatelstva, na kterých se největší váhou podílejí především procesy suburbanizace.
- 19) *Smoothed standardized mortality ratio* – tj. vyhlazený úmrtnostní index, vypočtený nepřímou metodou standardizace (standard – věkově specifické míry úmrtnosti ( $m_x$ ) obyvatelstva Prahy v daném 5letém období), vypočteno aplikací hierarchického modelu s apriorní *Poisson-Gamma* distribucí (Clayton – Kaldor, 1987; Lawson, 2013). Pro konkrétní výpočet – viz přílohu A) v appendixu článku.
- 20) Úmrtnost obyvatel ekonomicky aktivního věku (EAO, úmrtí ve věku 15 až 64 let); předčasná úmrtnost (úmrtí ve věku 0 až 74 let); úmrtnost seniorské populace (65 a více let).

ve dvou časových obdobích (2001–2005 vs. 2007–2011). Na první pohled se může zdát, že hodnota příslušné variability je na poměrně nízké úrovni. Ovlivněno je to však tím, že se jedná o variabilitu v hodnotách *indexů* sSMR (např. u celkové standardizované úmrtnosti byl rozsah hodnot v prvním období od 0,86 do 1,17). Z tohoto důvodu jsou k hodnotám variance vypočtené také variační koeficienty (CV), udávající příslušnou prostorovou variabilitu v procentech. Následně je tak vidět, že CV se pohybují přibližně v rozmezí hodnot 12 % až 19 %. Zároveň je patrné, že statistická inference variability je ve všech uvedených případech signifikantní na 95% intervalu (aposteriori) kredibilitu.<sup>21)</sup> Přehled o variabilitě podle skupin příčin smrti a pohlaví je k dispozici v tabulce na konci článku (viz Příloha 1). Z důvodu omezeného rozsahu příspěvku byly v regresních analýzách využity jenom proměnné uvedené v tabulce 4.

Z pohledu vnitroměstské *prostorové distribuce* intenzity úmrtnosti odhalila analýza následující zjištění. *Celková standardizovaná* úmrtnost nabývá relativně vyšších hodnot zejména v severních částech vnitřního města. Významným je především území MČ Praha 8, které se jeví jako centrum zvýšené intenzity. Úmrtnost *EAO* a *předčasná* úmrtnost jsou z prostorového hlediska navzájem propojeny. Oblastmi s typicky vyšší intenzitou jsou hlavně severní a centrální území města, především MČ Praha 8, Praha 3 a Praha 7. Úmrtnost *seniorské populace* nabyla poměrně rozdrobenou prostorovou distribucí. Vyšší hodnoty bylo opětovně možné pozorovat v MČ Praha 8.

V případě *zhoubných novotvarů* a *nemocí trávicí soustavy* nelze hovořit o stálém prostorovém vzorci.

U nemocí *oběhové soustavy* byly relativně vyšší hodnoty úmrtnosti opětovně koncentrovány v severních a severovýchodních částech Prahy. Naopak, úmrtnost na nemoci *dýchací soustavy* nabývá vyšších hodnot v západních oblastech města a v jeho středu (zejména MČ Praha 5, Praha 2 a Praha 1). V období let 2001–2005 jsou u této skupiny nemocí přítomny výrazné prostorové zlomy v distribuci jevu. Společně s její celkově nízkou úrovní tak spolehlivost detekovaných prostorových shluků zůstává u nemocí dýchací soustavy diskutabilní. V případě úmrtnosti na *vnější příčiny smrti* se v prvním období 2001–2005 prostorové rozdíly nelišily od náhodné distribuce jevu. V následném období 2007–2011 analýza odhalila zvýšenou koncentraci rizika v centrálních částech města.

*Odvratitelná* úmrtnost<sup>22)</sup> nabyla v obecné rovině podobnou prostorovou distribucí jako celková standardizovaná úmrtnost.<sup>23)</sup> V severních částech byly opětovně detekovány oblasti s vyšší intenzitou, koncentrovány v MČ Praha 8 a Praha 7. *Léčitelná* úmrtnost společně s úmrtností *preventabilní* nabyla v průběhu analyzovaného období poměrně výraznou prostorovou dynamiku. Úmrtnost na *ischemické choroby srdeční* vykazovala nepravidelný prostorový vzorec. Její zvýšené hodnoty byly opětovně přítomné na území MČ Praha 8.

V souvislosti s odhalováním socio-strukturálních podmínek v distribuci úmrtnosti v jednotlivých MČ Prahy byla vykonána ekologická prostorová regresní analýza, a to mezi vybranými indexy úmrtnosti (sSMR) na jedné straně, a ukazateli sociálně prostorové diferenciaci na straně druhé. Tabulka 5 prezentuje výsledky příslušné analýzy v obou průřezových časových

21) Jelikož se v příslušných MČ jedná o populačně heterogenní vzorky s výrazně proměnlivou četností exponované populace, příslušnou (dodatečnou) variabilitu v datech bylo nutno v analýzách kontrolovat (problém tzv. *overdispersion*). Zmíněnou skutečnost o statistické signifikantnosti prostorové variability je tedy čtenářem možno interpretovat v tom smyslu, že pozorované vnitroměstské rozdíly v jednotlivých sSMR *nejdou* výsledkem pouze (takovéto) variability v datech, vyplývající z náhodné fluktuace vypočtených indexů. To však samo o sobě stále neznamená, že vzniklé rozdíly nemohou být výsledkem i jiných zkreslujících faktorů (např. různými selektivními zkresleními, metodikou a způsobem sběru dat, apod.).

22) Pro definici viz Newey aj. (2004), In Burcin (2008).

23) Celkově prošla odvrátitelná úmrtnost v hlavním městě Praha obdobně klesajícím vývojem jako v celé ČR. Příslušný vývoj byl zapříčiněn hlavně dynamickým poklesem léčitelné úmrtnosti. Naproti tomu preventabilní úmrtnost a úmrtnost na ischemické choroby srdeční zaznamenaly jen poměrně malé změny. Jistou výjimku tvořili u preventabilní úmrtnosti muži, u nichž bylo možno pozorovat výraznější snížení jak v Praze, tak ČR. Naopak, ženy žijící v hlavním městě měly úroveň preventabilní úmrtnosti dokonce o něco vyšší než byl jejich celorepublikový průměr.

obdobích, a to použitím tří odlišných statistických postupů pro výpočet regresních parametrů<sup>24)</sup> (pro hlubší metodologickou diskuzi viz např. *Cressie*, 1993; *Waller – Gotway*, 2004; *Ward – Gleditsch*, 2008). Z důvodu omezeného rozsahu článku, jako i skutečnosti, že analýza vnitroměstské prostorové distribuce úmrtnosti podle příčin smrti vykázala poměrně výraznou časovou dynamiku (viz *Kázmér*, 2014), jsme se v příslušné analýze omezili jen na rozbor *celkové úmrtnosti* společně s úmrtností v jednotlivých vybraných věkových skupinách populace pro obě pohlaví dohromady – úmrtnost *obyvatelstva ekonomicky aktivního věku (EAO)* ve věku 15 až 64 let, *předčasnou úmrtnost* (před dovršením 75 let) a úmrtnost *seniorské populace* (ve věku 65 let a více). Statisticky signifikantní regresní koeficienty jsou v tabulce 5 zvýrazněny tučným písmem společně s hvězdičkou udávající hladinu statistické významnosti (*p-value*).<sup>25)</sup>

Co se týče jednotlivých průřezových období, podávají výstupy regresních analýz v tabulce 5 trochu smíšené výsledky. Jednoznačně se ale ukazuje potřeba explicitní kontroly na prostorovou strukturu vstupních proměnných a jejich vzájemnou provázanost (autokorelaci) – viz především výsledky obdržené pomocí OLS oproti zbylým dvou přístupům, jako i významnost prediktorů *Lambda* a *Rho*, příp. i *Moranova I*.<sup>26)</sup>

Zatímco hodnoty úmrtnostních indexů nebyly v období 2001–2005 (kromě případu úmrtnosti EAO) s indikátory sociodemografické struktury významně korelovány, tak analýza za období let 2007–2011 tuto provázanost jednoznačně prokázala. Důvodem takovýchto rozdílů může být již výše zmíněná dynamika v sociálně prostorové diferenciaci hlavního města

a postupná (selektivní) „homogenizace“ těchto struktur *uvnitř* příslušných MČ (tj. postupný *růst prostorových rozdílů* v sociodemografické strukturaci města následně se odrážející i do intenzitních ukazatelů úmrtnosti). Získané výsledky je možno porovnat s obdobnými studii publikovanými v zahraničí – viz *Puigpinós-Riera aj.* (2011); *Gotsens aj.* (2013); *Borrell aj.* (2014); *Hoffmann aj.* (2014); *Mari-Dell’Olmo aj.* (2015).

Celková standardizovaná úmrtnost byla s vybranými sociodemografickými ukazateli významně korelována jenom v období 2007–2011. Zvyšující se podíl osob s VŠ vzděláním v příslušných MČ byl tedy spojen s relativně nižšími hodnotami sSMR (modely A). Podobně, vyšší míra nezaměstnanosti byla korelována s relativně vyššími hodnotami úmrtnostních indexů (modely B). Výsledkem byla tedy i pozitivní korelace mezi hodnotami sSMR a odvozeným indexem relativní deprivace (modely C). V případě analýz nezávislého působení obou parciálních ukazatelů % VŠ a míry nezaměstnanosti (modely A + B) se jako důležitější faktor jeví vzdělanost obyvatelstva. V prvním období 2001–2005 se korelace celkové úmrtnosti s příslušnými ukazateli na dané hladině statistické významnosti nepotvrdila.

V případě úmrtnosti obyvatelstva ekonomicky aktivního věku (EAO) se v prvním období jevila jako významný prediktor míra nezaměstnanosti. V druhém období zase syntetický ukazatel indexu relativní deprivace. Podobně, předčasná úmrtnost nebyla v prvním období s vybranými ukazateli významně korelována (významnost prediktorů vypočtených OLS přístupem se z velké části vysvětlila prostorovou korelací vstupních proměnných – viz výsledky obdržené pomocí

24) Důvodem tohoto přístupu byla potřeba explicitního zařazení prostorové struktury vstupních proměnných do regresních analýz. Matematická specifikace regresních modelů je k dispozici v příloze B) v appendixu článku.

25) Jelikož do analýz vstupovala data ve své původní formě (tedy ne v Z-skóre) jsou údaje o regresních koeficientech (*Beta*) řádově v  $10^{-3}$ . V tabulce tedy udáváme hodnoty *nestandardizovaných* regresních koeficientů. Ve vztahu k jejich velikosti poznamenáváme, že se jedná o efekty nezávisle proměnných na *indexy* úmrtnosti, jejichž hodnoty se typicky pohybují kolem hodnoty 1.

26) Moranovo I kritérium bylo ve výsledcích obdržných pomocí metody OLS (tabulka 5) aplikováno na regresní rezidua závisle proměnné (*Error*). Má tedy odlišný charakter než Moranovo I aplikováno v rámci studie *Kázmér* (2015), kde bylo použito přímo na data o intenzitě úmrtnosti (sSMR), a to za účelem hodnocení prostorové autokorelace příslušného jevu (shlukování relativně vysokých nebo nízkých hodnot v prostoru). V analýzách prezentovaných v tabulce 5 tohoto článku má však hodnota Moranova I (*Error*) indikovat úroveň vzájemné „korelace reziduí“, a tedy nesplnění základních (parametrických) předpokladů kladených na data v rámci OLS přístupu (tedy i potenciálně chybnou statistickou inferenci ohledně významnosti daného prediktora na závisle proměnnou).

**Tab. 5: Výstupy tří forem prostorové regresní analýzy v městských částech Prahy (N=57). Závislá proměnná – standardizovaný úmrtnostní index (sSMR), 2001–2005, 2007–2011** | Results of three forms of spatial regression analysis for districts in the Capital City of Prague (N=57). Dependent variable – standardised mortality ratio (sSMR), 2001–2005, 2007–2011

Závislá proměnná <sup>1)</sup> <i>Dependent<sup>1)</sup></i>	Nezávislá proměnná <sup>2)</sup> <i>Independent<sup>2)</sup></i>		Ordinary least squares (OLS)		Spatial lag (SAR)		Spatial Error (SEM)	
			Beta (10 <sup>-3</sup> )	Moran I (Error)	Beta (10 <sup>-3</sup> )	Rho	Beta (10 <sup>-3</sup> )	Lambda
Celková úmrtnost <i>Total standardised mortality</i>	A)		-3,33	0,114 <sup>*</sup>	-2,61	0,284 <sup>*</sup>	-2,51	0,260
	B)		3,29	0,149 <sup>*</sup>	-0,55	0,331 <sup>*</sup>	-5,19	0,368 <sup>*</sup>
	A) + B)	A)	-3,34	0,093	-2,62	0,282 <sup>*</sup>	-2,40	0,305 <sup>*</sup>
		B)	3,55		0,22		-4,34	
	C)		0,85 <sup>*</sup>	0,051	0,60	0,253	0,43	0,228
Úmrtnost EAO <i>Mortality of the population of economically active age</i>	A)		-1,03	0,360 <sup>***</sup>	-0,62	0,570 <sup>***</sup>	-1,15	0,573 <sup>***</sup>
	B)		<b>27,95*</b>	0,314 <sup>***</sup>	<b>21,33*</b>	0,535 <sup>***</sup>	<b>19,41*</b>	0,536 <sup>***</sup>
	A) + B)	A)	-1,15	0,308 <sup>***</sup>	-0,73	0,534 <sup>***</sup>	-0,42	0,535 <sup>***</sup>
		B)	28,05 <sup>*</sup>		21,41 <sup>*</sup>		19,22 <sup>*</sup>	
	C)		<b>1,27*</b>	0,324 <sup>***</sup>	0,90 <sup>*</sup>	0,541 <sup>***</sup>	0,88	0,549 <sup>***</sup>
Předčasná úmrtnost <i>Premature mortality</i>	A)		-1,71	0,356 <sup>***</sup>	-1,06	0,586 <sup>***</sup>	-1,04	0,589 <sup>***</sup>
	B)		<b>25,33*</b>	0,273 <sup>***</sup>	16,09 <sup>*</sup>	0,543 <sup>***</sup>	11,21	0,551 <sup>***</sup>
	A) + B)	A)	-1,81	0,256 <sup>***</sup>	-1,18	0,538 <sup>***</sup>	-0,65	0,549 <sup>***</sup>
		B)	<b>25,48*</b>		16,27 <sup>*</sup>		10,93	
	C)		<b>1,34*</b>	0,269 <sup>***</sup>	0,81	0,543 <sup>***</sup>	0,53	0,556 <sup>***</sup>
Úmrtnost seniorů <i>Senior population mortality</i>	A)		-3,23	-0,025	-3,19	0,014	-3,48 <sup>*</sup>	-0,074
	B)		-6,43	0,076	-8,04	0,145	-11,52	0,215
	A) + B)	A)	-3,21	0,011	-3,04	0,057	-3,03	0,051
		B)	-6,18		-6,82		-7,54	
	C)		0,43	-0,019	0,40	0,037	0,72	-0,156

*spatial lag* a *spatial error*). V druhém období se však jako statisticky významné ukázaly míra nezaměstnanosti a syntetický ukazatel index relativní deprivace. Intenzita úmrtnosti seniorské populace v prvním období s danými ukazateli rovněž významně nesouvisela. V období 2007–2011 byla tato úmrtnost, na rozdíl od předešlých dvou typů úmrtnosti, významně korelována především s podílem VŠ obyvatelstva. Velikost příslušné korelace se následně promítla i do provázanosti této úmrtnosti s indexem relativní deprivace.

Skutečnost, že míra nezaměstnanosti nehrála v úmrtnosti seniorské populace významnou roli, je v kontextu obyvatelstva žijícího v důchodovém věku vcelku pochopitelná. Zároveň fakt, že v případě

úmrtnosti EAO (společně i s předčasnou úmrtností) se zase příslušná nezaměstnanost jeví oproti vzdělání jako významnější prediktor, může být pro čtenáře rovněž přijatelné zjištění. V tomto bodě upozorňujeme, že získané výsledky jsou v mnoha ohledech zjednodušující (viz i mj. potenciální ekologickou chybu, problematiku tzv. třetí proměnné, migrační procesy, apod.) a neměly by být interpretovány v přímočarém kauzálním smyslu. Jednotlivé ukazatele sociodemografické struktury totiž představují jenom jisté *zástupní* („proxy“) indikátory relativní deprivace obyvatelstva hlavního města v jejím sociálně prostorovém aspektu, která se následně odráží i do intenzity úmrtnosti populace žijící v příslušných MČ Prahy.



	Závislá proměnná <i>Dependent</i>	Nezávislá proměnná <i>Independent</i>	Ordinary least squares (OLS)		Spatial lag (SAR)		Spatial Error (SEM)		
			Beta (10 <sup>-3</sup> )	Moran I (Error)	Beta (10 <sup>-3</sup> )	Rho	Beta (10 <sup>-3</sup> )	Lambda	
2007–2011	Celková úmrtnost <i>Total standardised mortality</i>	A)	<b>-5,46***</b>	0,220**	<b>-5,10***</b>	0,321*	<b>-5,56***</b>	0,349*	
		B)	<b>15,60*</b>	0,222**	<b>15,12*</b>	0,355*	<b>15,45*</b>	0,348*	
		A) + B)	A)	<b>-5,05*</b>	0,218**	<b>-4,58*</b>	0,324*	<b>-5,30*</b>	0,346*
			B)	2,75		3,51		1,62	
		C)	<b>1,00**</b>	0,187*	<b>0,93**</b>	0,321*	<b>0,93**</b>	0,308 <sup>+</sup>	
	Úmrtnost EAO <i>Mortality of the population of economically active age</i>	A)	-3,8	0,229**	-4,28	0,394*	-4,69	0,388*	
		B)	23,15 <sup>+</sup>	0,201**	21,77 <sup>+</sup>	0,367*	20,72 <sup>+</sup>	0,345*	
		A) + B)	A)	-0,64	0,204**	-1,70	0,377*	-2,26	0,359*
			B)	21,52		17,40		14,67	
		C)	<b>1,31*</b>	0,207**	<b>1,27*</b>	0,375*	<b>1,22*</b>	0,344*	
	Předčasná úmrtnost <i>Premature mortality</i>	A)	-2,80	0,276***	-3,23	0,445**	-3,65 <sup>+</sup>	0,442*	
		B)	<b>23,36*</b>	0,253**	<b>22,17**</b>	0,42**	<b>21,81**</b>	0,397*	
		A) + B)	A)	1,00	0,246***	0,07	0,419**	-0,02	0,397*
			B)	<b>25,90*</b>		<b>22,35*</b>		<b>21,76*</b>	
		C)	<b>1,01*</b>	0,252**	<b>0,97*</b>	0,423**	<b>0,93*</b>	0,396*	
	Úmrtnost seniorů <i>Senior population mortality</i>	A)	<b>-4,91***</b>	0,011	<b>-4,84***</b>	0,037	<b>-4,89***</b>	0,022	
		B)	7,93	0,101	8,02	0,160	8,53	0,173	
		A) + B)	A)	<b>-5,98**</b>		<b>-5,97***</b>		<b>-6,01***</b>	
			B)	-7,26	-0,009	-7,23	0,003	-7,39	-0,019
		C)	<b>0,63*</b>	0,061	<b>0,60*</b>	0,117	<b>0,60*</b>	0,113	

Pozn.: 1) Standardizovaný úmrtnostní index (aposteriorní průměr), 50 tis. iterací.

2) Označení: A) Podíl osob s VŠ vzděláním (%);

B) Míra nezaměstnanosti (%);

C) Index relativní deprivace (%).

+ p < 0,1; \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001.

Note: 1) Smoothed standardised mortality ratio (posterior mean estimate), 50 000 iterations.

2) Notation: A) University education (%);

B) Unemployment rate (%);

C) Index of relative deprivation (%).

+ p < 0,1; \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001.

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty v programu GeoDa.

Source: Czech Statistical Office; author's calculations in GeoDa software.

## 6. SILNÉ A SLABÉ STRÁNKY STUDIE

Článek nabízí podrobný obraz o prostorové distribuci úmrtnosti ve vybraných městech ČR. V případě hlavního města Prahy byly v analýzách využity kromě tradičních postupů i moderní statisticko-analytické postupy, umožňující zhodnotit příslušnou distribuci i v detailním měřítku na lokální prostorové úrovni. Za účelem kontroly hlavních strukturálních faktorů v intenzitě úmrtnosti byly analýzy provedeny v přehledné stratifikované formě.

K hlavním nedostatkům studie, které však v analýzách nebylo možné kontrolovat, patří především

potenciální statistické chyby a zkrácení vyplývající z možné chybné klasifikace příčin úmrtí během prohlídky mrtvého, v praxi se častokrát vážíci na konkrétní skupiny diagnóz či příčiny smrti. Zmenšováním sledované populace na lokální úroveň roste sklon k takovýmto chybným klasifikacím, které se následně mohou odrazit i v celkové prostorové distribuci analyzovaného jevu. K dalším významným limitacím patří procesy migrace obyvatelstva, a to či už mimo-městské (týkající se především procesů suburbanizace) či vnitroměstské (v případě Prahy), jejichž váha může výsledky explicitně prostorově zaměřených analýz

zkreslit (viz např. Rogerson – Han, 2002). V souvislosti s použitými ukazateli sociodemografické struktury (zastoupení osob s VŠ vzděláním a míra nezaměstnanosti) mohla jistá statistická zkreslení ve výsledcích způsobit i samotná sčítání (mj. i např. nezájem obyvatelstva o SLDB 2011 – zejména v případě vzdělání). V praxi by uvedené faktory bylo možné kontrolovat jedině prostřednictvím longitudinální epidemiologické studie, explicitně zaměřené na danou městskou populaci.

## 7. ZÁVĚR

Studie poskytuje podrobný analytický pohled na distribuci úmrtnosti ve vybraných populačně největších měst České republiky v jejím intenzitním, strukturálním, vývojovém i prostorovém aspektu. Úmrtnostní poměry se během analyzovaného období 2001–2011 výrazně zlepšily, a to jak v celé republice, tak i v případě vybraných měst, která příslušný celostátní trend převážně kopírovala. K poklesu úrovně úmrtnosti a růstu naděje dožití došlo především v důsledku pokračujícího snižování úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy. Nicméně, intenzita a vývoj úmrtnosti

se výrazně liší mezi populacemi největších měst ČR. Obyvatelstvo hlavního města Prahy mělo v průběhu let 2001–2011 nejnižší úmrtnost a celkově nejvyšší naději dožití při narození. Na straně druhé, obyvatelstvo měst Brna a Plzně se v tomto ohledu Praze stále více přibližuje, a to především u ženské části populace. Relativně nejhorší ukazatele úmrtnosti byly naopak přítomné u obyvatelstva žijícího v Ostravě. Příslušná prostorová diferenciacie úmrtnosti přitom odpovídala sociální struktuře obyvatelstva žijícího v daném městském prostředí.

Separátní analýza vnitroměstských prostorových rozdílů v úmrtnosti obyvatelstva hlavního města Prahy poukázala na oblasti s výrazně vyšší intenzitou zejména v jejích severních částech. Příslušné prostorové rozdíly byly i v tomto případě významně asociované se sociální strukturou zde bydlící populace.

Celkově lze tedy pozorovat, že sociálně prostorová podmíněnost hraje v kontextu úmrtnosti a střední délky života významnou roli, a to nejen na celostátní (makro-)úrovni (*městské vs. venkovské* obyvatelstvo), ale i v rámci rozdílů *mezi* jednotlivými *městskými* populacemi, jako i v případě (lokálních, resp. sub-regionálních) *vnitroměstských* populačních struktur.

## Literatura

- Anselin, L. 1995. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27 (2), s. 93–115.
- Anselin, L. – Ibnu, S. – Youngihn, K. 2006. GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis. *Geographical Analysis*, 38 (1), s. 5–22.
- Barton, H. – Grant, M. 2006. A Health Map for the Local Human Habitat. *The Journal for the Royal Society for the Promotion of Health*, 126 (6), s. 252–253.
- Borrell, C. – Pons-Vigués, M. – Morrison, J. – Díez, E. 2013. Factors and Processes Influencing Health Inequalities in Urban Areas. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 67 (5), s. 389–391.
- Borrell, C. et al. 2014. Socioeconomic Inequalities in Mortality in 16 European Cities. *Scandinavian Journal of Public Health*, 42 (3), s. 245–254.
- Burcin, B. 2008. Vývoj odvrátitelné úmrtnosti v České republice v období 1990–2006. *Demografie*, 50 (1), s. 15–31.
- Burcin, B. – Hulíková Tesárková, K. – Kománek, D. 2012. *DeRaS: Software Tool for Modelling Mortality Intensities and Life Table Construction*. Charles University in Prague, Prague. Dostupné z: <<http://deras.natur.cuni.cz>>.
- Clayton, D. – Kaldor, J. 1987. Empirical Bayes Estimates of Age-standardized Relative Risks for Use in Disease Mapping. *Biometrics*, 43 (3), s. 671–681.
- Cressie, N. A. C. 1993. *Statistics for Spatial Data, Revised Edition*. New York: John Wiley & Sons, ISBN: 978-0-471-00255-0, 928 s.
- Čermák, Z. – Hampl, M. – Müller, J. 2009. Současné tendence vývoje obyvatelstva metropolitních areálů v Česku: dochází k významnému obratu? *Geografie – Sborník ČGS*, 114 (1), s. 37–51.
- Dahlgren, G. – Whitehead, M. 1991. *Policies and Strategies to Promote Social Equity in Health*. Stockholm: Institute for Future Studies, ISBN: 978-91-85619-18-4, 67 s.

- ESRI 2013. *ArcGIS Desktop 10.2*. Environmental Systems Research Institute, Redlands, California. Dostupné z: <<http://www.esri.com>>.
- Feřtová, M. – Temelová, J. 2011. Prostorová specifika strukturální nezaměstnanosti na úrovni obcí v České republice, *Sociologický časopis*, 47 (4), s. 681–715.
- Getis, A. – Ord, J. K. 1992. The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. *Geographical Analysis*, 24 (3), s. 189–206.
- Gotsens, M. et al. 2013. Socioeconomic Inequalities in Injury Mortality in Small Areas of 15 European Cities. *Health and Place*, 24, s. 165–172.
- Hillemeier, M. – Lynch, J. – Harper, S. – Casper, M. 2004. *Data Set Directory of Social Determinants of Health at the Local Level*. Atlanta: U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention. Dostupné z: <<http://www.cdc.gov/cvh>>.
- Hoffmann, R. et al. 2014. Social Differences in Avoidable Mortality between Small Areas of 15 European Cities: an Ecological Study. *International Journal of Health Geographics*, 13 (8), s. 1–11.
- Kázmér, L. 2014. Časoprostorová diferenciacie struktury úmrtnosti *dle příčin smrti, Praha, 2001–2011 (Spatial-temporal Differentiation of the Mortality Structure by Causes of Death, Capital City of Prague, 2001–2011)*. Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, katedra sociální geografie a regionálního rozvoje. Dostupné z: <<http://geoqol.natur.cuni.cz/?portfolio=priestorova-distribucia-umrtnosti>>.
- Lawson, A. B. 2013. *Bayesian Disease Mapping: Hierarchical Modeling in Spatial Epidemiology, Second Edition*. Boca Raton: Chapman and Hall/CRC, ISBN: 978-1-4665-0481-3, 378 s.
- Luck, J. – Chang, C. – Brown, E. R. – Lumpkin, J. 2006. Using Local Health Information to Promote Public Health. *Health Affairs*, 25 (4), s. 979–991.
- Lundin, A. et al. 2010. Unemployment and Mortality – A Longitudinal Prospective Study on Selection and Causation in 49321 Swedish Middle-Aged Men. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 64, s. 22–28.
- Marí-Dell’Olmo, M. et al. 2015. Socioeconomic Inequalities in Cause-specific Mortality in 15 European Cities. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 69, s. 432–441.
- Moran, P. A. P. 1950. Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37 (1), s. 17–23.
- Morris, J. K. et al. 1994. Loss of Employment and Mortality. *British Medical Journal*, 308, s. 1135–1139.
- Moser, K. A. et al. 1984. Unemployment and Mortality in the OPCS Longitudinal Study. *Lancet*, 2, s. 1324–1329.
- Newey, C. – Nolte, E. – McKee, M. – Mossialos, E. 2004. *Avoidable Mortality in the Enlarged European Union*. Brussels: Institut des Sciences de la Sante Statistics, 44 s.
- Novák, J. – Netrdová, P. 2011. Prostorové vzorce sociálně-ekonomické diferenciacie obcí v České republice. *Sociologický časopis*, 47 (4) s. 717–744.
- Ouředníček, M. – Temelová, J. – Pospíšilová, L. (eds.). 2011. *Atlas sociálně prostorové diferenciacie České republiky*. Praha: Karolinum, ISBN: 80-200-2226-4, 137 s.
- Ouředníček, M. – Temelová, J. (eds.) 2012. Sociální proměny pražských čtvrtí. Praha: Academia, ISBN: 80-200-2064-2, 304 s.
- Puigpinós-Riera, R. et al. 2011. Cancer Mortality Inequalities in Urban Areas: a Bayesian Small Area Analysis in Spanish Cities. *International Journal of Health Geographics*, 10 (6), s. 1–10.
- R Development Core Team 2004. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna. Dostupné z: <<http://www.R-project.org>>.
- Rogerson, P. A. – Han, D. 2002. The Effect of Migration on the Detection of Geographic Differences in Disease Risk. *Social Science and Medicine*, 55 (10), s. 1817–1828.
- Rychtaříková, J. 2004. The Case of the Czech Republic: Determinants of the Recent Favourable Turnover in Mortality. *Demographic Research*, Special Collection 2 (5), s. 106–138.
- Sobotík, Z. – Rychtaříková, J. 1992. Úmrtnost a vzdělání v České republice. *Demografie*, 34 (2), s. 97–105.
- Socio-Economic Inequalities in Mortality: Evidence and Policies in Cities of Europe (The INEQ-Cities Project). University College London, United Kingdom. Dostupné z: <<https://www.ucl.ac.uk/ineqcities/>>.
- Spiegelhalter, D. J. – Thomas, A. – Best, N. G. – Lunn, D. 2003. *WinBUGS Version 1.4 User Manual*. MRC Biostatistics Unit, Cambridge, United Kingdom. Dostupné z: <<http://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/bugs/>>.

- Sturtz, S. – Ligges, U. – Gelman, A. 2005. R2WinBUGS: A Package for Running WinBUGS from R. *Journal of Statistical Software*, 12 (3), s. 1–16.
- Tomášek, I. – Tomášková, H. 2009. Použití bayesovských metod pro mapování onemocnění. *Demografie*, 51, s. 190–201.
- Ward, M. D. – Gleditsch, K. S. 2008. *Spatial Regression Models*. Thousand Oaks, California: Sage, ISBN: 978-1-4129-5415-0, 112 s.
- Waller, L. A. – Gotway C. A. 2004. *Applied Spatial Statistics for Public Health Data*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, ISBN: 978-0-471-38771-8, 520 s.
- Zemřelí. 2013. Praha: Ústav zdravotnických informací a statistiky, ISBN: 80-747-2139-7, 160 s.

### **Poděkování**

Tento příspěvek vznikl v rámci projektu Grantové agentury Univerzity Karlovy č. 860213 *Prostorová distribuce úmrtnosti a její socioekonomické nerovnosti v obyvatelstvu měst České republiky na počátku 21. století*.

## LADISLAV KÁŽMÉR

Magisterské studium absolvoval na Přírodovědecké fakultě Univerzity Komenského v Bratislavě v roce 2011 v oboru regionální geografie a regionální rozvoj. Od září 2011 působí jako interní doktorand na katedře sociální geografie a regionálního rozvoje Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze, kde se věnuje teoreticko-metodologickým přístupům k analýze zdravotního stavu obyvatelstva v časoprostorovém aspektu, jakož i širším aplikacím uvedených technik v sociodemografickém výzkumu.

### **SUMMARY**

The study provides a detailed analytical look at the distribution of mortality in Czech cities from a structural, temporal and spatial perspective. Mortality conditions improved during the period analysed both in the selected cities and in the general population of the country. The major improvement was due to a further reduction of mortality from diseases of the circulatory system. However, the intensity and temporal changes differ significantly between the largest Czech urban populations. The population living in the Capital City of Prague had better mortality conditions than the other urban centres. The study

also revealed that local socioeconomic conditions are an important factor in inter-urban differences in mortality in the Czech Republic.

In the specific case of Prague, an intra-urban spatial analysis revealed there are areas with significantly distinct mortality conditions. In particular, people living in the northern areas of the city had poorer mortality conditions among both sexes and throughout the inter-censal period. The poor socioeconomic environment of the area was also positively associated with higher mortality, especially during the period of 2007–2011.

## Příloha / Apendix

### A) ODHAD RELATIVNÍHO RIZIKA ÚMRTÍ, POISSON-GAMMA MODEL

$O_i^\tau$	celkový počet úmrtí v $i$ -té prostorové jednotce v období $\tau$
$E_i^\tau$	očekávaný počet úmrtí v $i$ -té prostorové jednotce v období $\tau$
$SMR_i^\tau$	standardizovaný úmrtnostní index
$M_i^\tau$	věkově specifická míra úmrtnosti nadřazené populace v období $\tau$
$P_x^\tau$	exponovaná populace (střední stav) ve věkové skupině $x$ žijící na území $i$ -té prostorové jednotky v období $\tau$
$sSMR_i^\tau$	vyhlazený úmrtnostní index
$\theta_i^\tau$	(latentní) relativní riziko úmrtí na území $i$ -té prostorové jednotky v období $\tau$

$$SMR_i^\tau = \frac{O_i^\tau}{E_i^\tau} * 100 [\%]$$

$$E_i^\tau = \sum_x^k M_x^\tau * P_{x,i}^\tau$$

$$M_x^\tau = \frac{\sum_i^N O_i^\tau}{\sum_i^N P_{x,i}^\tau}$$

$$sSMR_i^\tau \cong \theta_i^\tau$$

$$O_i^\tau \sim Poiss(\mu_i^\tau)$$

$$\mu_i^\tau = E_i^\tau * \theta_i^\tau$$

$$\theta_i^\tau \sim Gamma(a, b)$$

$a, b$  – non-informative hyperpriors:

$$a \sim e^{0.1}; b \sim e^{0.1}$$

$$Var(\theta_i^\tau) = \frac{a}{b^2}$$

$$i = 1, \dots, N = 57$$

$$\tau = 1, 2$$

$$x = 0-4, 5-9, 10-14, \dots, k = 85+$$

### B) SPECIFIKACE VYBRANÝCH 3 PROSTOROVÝCH REGRESNÍCH MODELŮ

$Y_i$	závislá proměnná v $i$ -té prostorové jednotce
$X_i$	hodnota nezávislé proměnné (prediktoru) v $i$ -té prostorové jednotce
$\beta$	regresní koeficient
$\varepsilon_i$	regresní reziduum
$W$	matice prostorových vah (specifikace dle přímého prostorového sousedství statistických jednotek)
$\sigma^2$	variance reziduí
$I$	jednotková matice

#### Klasický lineární model – ordinary least squares (OLS):

$$Y_i = \beta X_i + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

#### Prostorový intervalový model – spatial lag, spatial autoregressive model (SAR):

– Hodnota závislé proměnné v bodě  $i$  je ovlivněna svými hodnotami v sousedních statistických jednotkách  $j$

$$Y_i = \beta X_i + \rho W y_j + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

$y_j$	hodnoty závislé proměnné v sousedních prostorových jednotkách
$\rho$	prostorový autoregresní koeficient
$W y_j$	vážený průměr závislé proměnné v sousedních prostorových jednotkách

**Prostorový chybový model – *spatial error* (SEM):**

- Hodnota závislé proměnné v bodě  $i$  je ovlivněna prostorovým (auto-)regresním procesem v reziduích sousedních jednotek  $j$

$$Y_i = \beta X_i + \lambda W\zeta + \varepsilon_i$$
$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

- $\zeta$  rezidua v sousedních prostorových jednotkách
- $\lambda$  regresní parametr pro vzájemnou korelaci reziduí
- $W\zeta$  vážený průměr reziduí sousedních prostorových jednotek

**Příloha 1: Prostorová variabilita vyhlazených standardizovaných úmrtnostních indexů (sSMR) podle příčin smrti, Praha, muži, ženy, 2001–2005, 2007–2011**

Spatial variability of the smoothed standardised mortality ratios (sSMR) by causes of death, Prague, males, females, 2001–2005, 2007–2011

	Pohlaví / Sex					
	Muži / Males			Ženy / Females		
	Období / Period		posterior CV (sSMR) (95% CI) [%]	Období / Period		posterior CV (sSMR) (95% CI) [%]
	2001–2005	2007–2011		2001–2005	2007–2011	
Skupina příčin smrti / Causes of death	posterior Var (sSMR)	posterior CV (sSMR) (95% CI) [%]	posterior Var (sSMR)	posterior CV (sSMR) (95% CI) [%]	posterior Var (sSMR)	posterior CV (sSMR) (95% CI) [%]
Celková standardizovaná úmrtnost / Total population standardised mortality	0,020*	14,1 (11,0–18,0)	0,017*	13,1 (10,4–16,3)	0,020*	14,1 (10,8–18,2)
Úmrtnost EAO / Mortality of the population of economically active age	0,029*	17,0 (12,9–21,9)	0,036*	19,0 (14,1–24,7)	0,028*	16,8 (12,3–22,3)
Předčasná úmrtnost / Premature mortality	0,025*	15,8 (12,2–20,0)	0,023*	15,0 (11,7–19,0)	0,023*	15,3 (11,7–19,8)
Úmrtnost seniorské populace / Senior population mortality	0,024*	15,5 (11,6–20,0)	0,019*	13,9 (10,9–17,9)	0,020*	14,1 (11,0–18,0)
Zhubné novotvary / Malignant neoplasms	0,023*	15,2 (11,1–20,3)	0,021*	14,5 (11,1–18,4)	0,023*	15,3 (11,3–20,3)
Nemoci oběhové soustavy / Diseases of the circulatory system	0,029*	16,9 (12,6–22,5)	0,025*	15,9 (12,3–20,5)	0,029*	16,9 (12,8–21,7)
Nemoci dýchací soustavy / Diseases of the respiratory system	0,057*	24,0 (17,1–33,0)	0,040*	20,0 (14,2–27,7)	0,069*	26,2 (18,5–36,0)
Nemoci trávicí soustavy / Diseases of the digestive system	0,047*	21,8 (15,2–30,3)	0,051*	22,6 (15,9–30,7)	0,048*	21,9 (15,2–30,8)
Vnější příčiny smrti / External causes of death	0,036*	18,9 (13,2–25,9)	0,053*	22,9 (16,1–32,0)	0,036*	19,0 (13,2–26,6)
Odvratitelná úmrtnost / Avoidable mortality	0,024*	15,4 (12,0–19,5)	0,021*	14,4 (11,4–18,1)	0,026*	16,0 (11,9–20,8)
Léčitelná úmrtnost / Preventable mortality	0,039*	19,6 (14,8–25,4)	0,025*	15,9 (11,7–21,0)	0,032*	18,0 (13,6–23,9)
Preventabilní úmrtnost / Preventable mortality	0,036*	19,0 (13,1–26,1)	0,032*	17,9 (13,4–23,7)	0,040*	20,0 (14,1–27,3)
Ischemické choroby srdce / Ischaemic heart diseases	0,029*	17,1 (12,5–23,2)	0,033*	18,1 (13,2–23,9)	0,043*	20,7 (14,9–27,7)

**Poznámka / Note:**

Var – Variance (SD)<sup>2</sup> / Variance (SD)<sup>2</sup>

CV – Variacní koeficient (SD / Průměr \* 100 [%]) / Coefficient of variation (SD / Mean \* 100 [%])

\* – Signifikantní na 95% intervalu aposteriori kredibilitu / Significant at the 95% posterior credible interval

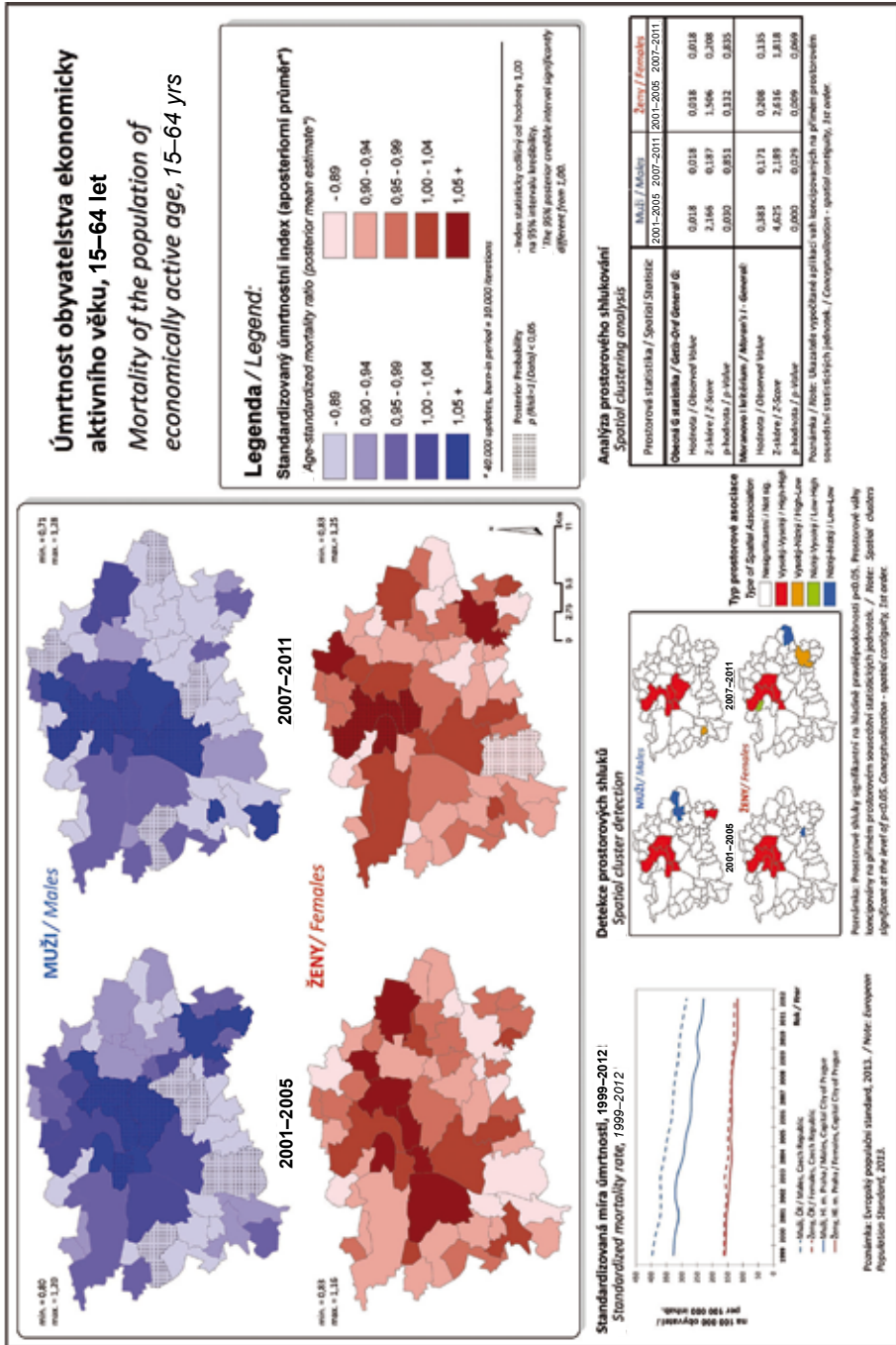
sSMR – Standardizovaný úmrtnostní index (vyhlazený) / Smoothed age-standardised mortality ratio

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; author's calculations.

**Příloha 2: Úmrtnost obyvatelstva ekonomicky aktivního věku v městských částech Prahy, muži, ženy, 2001–2005, 2007–2011**

Mortality of the population of economically active age in districts of the Capital City of Prague, males, females, 2001–2005, 2007–2011



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.  
 Source: Czech Statistical Office; author's calculations.