

UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE

Přírodovědecká fakulta

Studijní program: Demografie



Tereza Pachlová

**Faktory ovlivňující regionální diferenciaci úmrtnosti
v České republice**

Determinants of Regional Differentiation of Mortality
in the Czech Republic

Diplomová práce

Vedoucí diplomové práce: RNDr. Boris Burcin, Ph.D.

Praha, 2014

Prohlášení:

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci zpracovala samostatně a že jsem uvedla všechny použité informační zdroje a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze 15. 8. 2014

.....

Na tomto místě bych ráda poděkovala vedoucímu mé diplomové práce RNDr. B. Burcinovi, PhD. za cenné rady, připomínky a konzultace.

Faktory ovlivňující regionální diferenciaci úmrtnosti v České republice

Abstrakt

Značné socioekonomické a sociodemografických rozdílů v úmrtnosti, nejen na individuální, ale rovněž i na agregované úrovni, byly pozorovány a popsány v mnoha zemích. Cílem předkládané práce je nalezení a zhodnocení významných vnějších faktorů, které mají vliv na současnou regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku na úrovni okresů. Jako nástroj k tomu byly použity metody demografické i statistické analýzy. V první fázi analýzy bylo pomocí porovnání intenzity úmrtnosti v socioekonomických shlucích zjištěno, že vyšší úroveň úmrtnosti vykazují muži i ženy z okresů s nepříznivějšími vnějšími podmínkami. Na základě Poissonova log-lineárního modelu pak bylo identifikováno několik silných determinantů působících na rozdíly v intenzitě úmrtnosti mezi okresy – podíl nezaměstnaných, podíl rozvedených, podíl osob s vysokoškolským vzděláním či počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel. Nejvýznamnějším z těchto faktorů se zdá být podíl nezaměstnaných, jehož rostoucí hodnoty jsou spojeny s růstem intenzity úmrtnosti celkem i na nejčastější příčiny úmrtí v Česku. Vliv některých faktorů na regionální diferenciaci úmrtnosti se ovšem podstatně mění s věkem. Zatímco existující vztah podílu nezaměstnaných či rozvedených s rozdíly úmrtnosti mezi okresy je nejsilnější ve středním věku, význam počtu lékařů v nemocnicích na 1000 obyvatel pro regionální diferenciaci úmrtnosti s věkem roste.

Klíčová slova: úmrtnost, regionální diferenciacie, okresy, shluková analýza, Poissonova regrese

Determinants of Regional Differentiation of Mortality in the Czech Republic

Abstract

There are considerable differences in socioeconomic and sociodemographic factors influencing mortality on the individual and also on the aggregate levels. These differences were observed and explained in many countries of the world. The objective of this thesis is to find and evaluate the most significant external factors which influence actual regional differentiation of mortality in districts of the Czech Republic. The objective was achieved by means of the demographic and statistical analysis methods. First, there was a comparison of mortality rates calculated for each of the socioeconomic clusters. It was found out that higher mortality rates appeared among men and women living in the districts with unfavourable external conditions. Using the Poisson log-linear model, the most important factors influencing differences in mortality rates in districts of the Czech Republic were identified. These factors are: share of the unemployed, share of the divorced, share of university-educated people and the number of physicians in hospitals per 1000 inhabitants. Share of the unemployed seems to be the most significant factor. There is a correlation between this factor and the total mortality rate as well as the leading causes of death. Anyway, the impact of some factors can change according to age. While the existing relation between share of the unemployed or share of the divorced and differences in mortality among districts is the strongest in middle age, importance of the number of physicians in hospitals per 1000 inhabitants to the regional differentiation of mortality increases with age.

Keywords: mortality, regional differentiation, districts, cluster analysis, Poisson regression

Obsah

Přehled použitých zkratk	8
Seznam tabulek	10
Seznam obrázků	12
1 Úvod	13
1.1 Cíle práce.....	14
1.2 Struktura práce.....	14
2 Teoretické předpoklady pro studium diferenciaci úmrtnosti	16
2.1 Vývoj přístupů ke studiu socioekonomické diferenciaci úmrtnosti	16
2.2 Vysvětlení socioekonomických rozdílů v úmrtnosti	18
2.2.1 Materialistické teorie	18
2.2.2 Behaviorální teorie	19
2.2.3 Psychosociální teorie	20
2.2.4 Biomedicínské teorie	20
2.2.5 Teorie životních drah.....	21
2.3 Behaviorální faktory ovlivňující úmrtnost	22
2.4 Socioekonomické faktory ovlivňující úmrtnost.....	25
2.5 Ekologická chyba.....	41
2.6 Shrnutí a hypotézy	42
3 Metodologie a data	46
3.1 Volba území a času	46
3.2 Zdroje dat	47
3.3 Metody analýzy úmrtnosti.....	48
3.4 Metody statistické analýzy	51
4 Vývoj úmrtnosti a její regionální diferenciaci na počátku 21. století	54
4.1 Vývoj úmrtnosti v Česku v období 2000–2012	54
4.2 Vývoj regionální diferenciaci úmrtnosti v letech 2000–2012	59

5 Regionalizace okresů na základě faktorů působících na úmrtnost.....	70
5.1 Výběr možných socioekonomických faktorů úmrtnosti.....	71
5.2 Srovnání úrovně úmrtnosti podle vybraných socioekonomických faktorů	75
5.3 Socioekonomické shluky v Česku	77
5.4 Porovnání úrovně úmrtnosti v socioekonomických shlucích	82
6 Log-lineární modelování úmrtnosti a analýza vnějších faktorů působících na regionální diferenciaci úmrtnosti.....	86
6.1 Výběr a analýza modelů odpovídajících úmrtnosti v Česku	86
6.2 Výběr modelu pro vyjádření vztahu regionální diferenciaci úmrtnosti a vnějších faktorů	91
6.3 Analýza faktorů ovlivňujících regionální diferenciaci úmrtnosti	94
6.3.1 Interpretace modelů podle vybraných skupin příčin úmrtí	94
6.3.2 Interpretace modelů podle vnějších faktorů	99
7 Závěr	103
Seznam použité literatury	107
Přílohy	127

Přehled použitých zkratk

Obecné zkratky

BMI	Body Mass Index – Index lidské hmotnosti
ČR	Česká republika
ČSÚ	Český statistický úřad
LAU	Local Administrative Unit – Místní správní jednotka
MKN	Mezinárodní statistická klasifikace nemocí a přidružených zdravotních problémů
MMR	Ministerstvo pro místní rozvoj ČR
NUTS	Nomenclature of Territorial Units for Statistics – Nomenklatura územních statistických jednotek
SLDB	Sčítání lidu, domů a bytů
UNDP	United Nations Development Programme – Rozvojový program Organizace spojených národů
USA	United States of America – Spojené státy americké
WHO	World Health Organization – Světová zdravotnická organizace

Zkratky demografických a statistických ukazatelů

AICC	Upravené Akaikeho informační kritérium
β	Regresní parametr
CI	Confidence Interval – Interval spolehlivosti
CMF	Comparative Mortality Figure – Srovnávací úmrtnostní index
ε	Elasticita
e_0	Naděje dožití při narození
e_{65}	Naděje dožití v přesném věku 65 let
RMR	Relative Mortality Risk – Relativní riziko úmrtí
\acute{u}_{st}	Přímo standardizovaná míra úmrtnosti

Zkratky faktorů v regresním modelu

P	Pohlaví
R	Region
V	Věk

Zkratky vybraných socioekonomických a sociodemografických ukazatelů

BTOB	Průměrný počet obyvatel na jeden byt
BYTD	Počet dokončených bytů (na 1 000 obyvatel)

CIZ	Podíl cizinců celkem (%)
DUCH	Průměrný starobní důchod (Kč)
EMCO	Měrné emise – CO (t/km ²)
EMNO	Měrné emise – NO _x (t/km ²)
EMSO	Měrné emise – SO ₂ (t/km ²)
EMTH	Měrné emise – tuhé (t/km ²)
EVG	Podíl věřících hlásících se k evangelickému vyznání podle pohlaví (%)
HZAL	Hustota zalidnění (obyvatel/km ²)
KAT	Podíl věřících hlásících se ke katolickému vyznání podle pohlaví (%)
KRIMI	Počet zjištěných kriminálních činů (na 1 000 obyvatel)
KUPS	Kupní síla na obyvatele (€)
LEKA	Počet lékařů ambulantní péče (na 1 000 obyvatel)
LEKN	Počet lékařů v nemocnicích (na 1 000 obyvatel)
LUZN	Počet nemocničních lůžek (na 1 000 obyvatel)
MAN	Podíl osob žijících v manželství podle pohlaví (%)
NEZ	Podíl nezaměstnaných osob podle pohlaví (%)
OBPL	Průměrná obytná plocha na obyvatele (m ²)
OVD	Podíl ovdovělých osob podle pohlaví (%)
PDEA	Podíl pracujících důchodců z ekonomicky aktivních podle pohlaví (%)
PRIM	Podíl pracujících v primárním sektoru podle pohlaví (%)
PRU	Podíl pracujících v průmyslu podle pohlaví (%)
PRV	Podíl věřících hlásících se k pravoslavnému vyznání podle pohlaví (%)
ROM	Podíl osob romské národnosti (%)
ROZ	Podíl rozvedených osob podle pohlaví (%)
ROZV	Index rozvodovosti
SEK	Podíl pracujících v sekundárním sektoru podle pohlaví (%)
STAV	Podíl mužů pracujících ve stavebnictví podle pohlaví (%)
SVB	Podíl svobodných osob podle pohlaví (%)
SVJ	Podíl věřících hlásících se k církvi Svědci Jehovovi podle pohlaví (%)
TER	Podíl pracujících v terciérním sektoru podle pohlaví (%)
TEZ	Podíl pracujících v těžbě podle pohlaví (%)
URB	Podíl osob žijících v obcích nad 10 000 obyvatel (%)
VER	Podíl věřících osob podle pohlaví (%)
VOLBY	Průměrná volební účast (%)
VSB	Podíl osob se středním vzděláním bez maturity podle pohlaví (%)
VSS	Podíl osob se středním vzděláním s maturitou podle pohlaví (%)
VVS	Podíl osob s vysokoškolským vzděláním podle pohlaví (%)
VZS	Podíl osob se základním vzděláním podle pohlaví (%)
ZEM	Podíl pracujících v zemědělství podle pohlaví (%)
m	Index pro muže u ukazatelů podle pohlaví
z	Index pro ženy u ukazatelů podle pohlaví

Seznam tabulek

Tab. 1	Vybrané studie faktorů regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku a v Evropě.....	44
Tab. 2	Vybrané skupiny příčin úmrtí podle klasifikace MKN-10	47
Tab. 3	Ukazatele úmrtnosti, ČR, 2000–2012 (vybrané roky).....	54
Tab. 4	Standardizované míry úmrtnosti na vybrané skupiny příčin úmrtí podle pohlaví a podíly zemřelých na vybrané skupiny příčin úmrtí na celkovém počtu zemřelých (v %), ČR, 2000–2012.....	57
Tab. 5	Ukazatele variability naděje dožití při narození a v přesném věku 65 let podle pohlaví, okresy ČR, 2000–2004 a 2008–2012.....	59
Tab. 6	Okresy ČR s nejvyšší a nejnižší nadějí dožití při narození podle pohlaví, 2000–2004	61
Tab. 7	Okresy ČR s nejvyšší a nejnižší nadějí dožití v přesném věku 65 let podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012	61
Tab. 8	Ukazatele variability standardizované míry úmrtnosti podle vybraných skupin příčin úmrtí a pohlaví, okresy ČR, 2000–2004 a 2008–2012	69
Tab. 9	Síla závislosti mezi socioekonomickými proměnnými a ukazateli úmrtnosti, okresy ČR, muži, 2008–2012	72
Tab. 10	Síla závislosti mezi socioekonomickými proměnnými a ukazateli úmrtnosti, okresy ČR, ženy, 2008–2012.....	73
Tab. 11	Pearsonův korelační koeficient mezi vybranými socioekonomickými ukazateli, okresy ČR, muži, 2008–2012	74
Tab. 12	Pearsonův korelační koeficient mezi vybranými socioekonomickými ukazateli, okresy ČR, ženy, 2008–2012.....	74
Tab. 13	Srovnávací úmrtnostní index podle vybraných socioekonomických proměnných, ČR, muži.....	76
Tab. 14	Srovnávací úmrtnostní index podle vybraných socioekonomických proměnných, ČR, ženy	76
Tab. 15	Průměrné hodnoty z-skórů vybraných socioekonomických proměnných ve shlcích okresů ČR, muži	80
Tab. 16	Průměrné hodnoty z-skórů vybraných socioekonomických proměnných ve shlcích okresů ČR, ženy.....	82
Tab. 17	Rozdíly intenzity úmrtnosti podle věku a vybraných skupin příčin úmrtí mezi socioekonomickými shluky okresů ČR, muži, 2008–2012	83

Tab. 18	Rozdíly intenzity úmrtnosti podle věku a vybraných skupin příčin úmrtí mezi socioekonomickými shluky okresů ČR, ženy, 2008–2012.....	84
Tab. 19	Poissonova regrese: výběr nejlepšího modelu úmrtnosti v ČR podle pohlaví, věku a regionu na základě kritéria AICC, 2008–2012	87
Tab. 20	Poissonova regrese: přehled modelů úmrtnosti v ČR podle pohlaví, věku a vnějších faktorů, 2008–2012.....	93
Tab. 21	Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro celkovou úmrtnost, ČR, 2008–2012.....	94
Tab. 22	Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na nemoci oběhové soustavy, ČR, 2008–2012	96
Tab. 23	Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na novotvary, ČR, 2008–2012	96
Tab. 24	Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na nemoci dýchací soustavy, ČR, 2008–2012	97
Tab. 25	Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na nemoci trávicí soustavy, ČR, 2008–2012	98
Tab. 26	Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na vnější příčiny, ČR, 2008–2012.....	98
Tab. 27	Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na ostatní příčiny, ČR, 2008–2012.....	99

Seznam obrázků

Obr. 1	Schematické znázornění vlivu psychosociálních faktorů na zdraví.....	20
Obr. 2	Schematické znázornění kauzálních a selekčních mechanismů působících na zdravotní stav a úmrtnost v průběhu života	22
Obr. 3	Schematické znázornění vysvětlení nerovnosti v úmrtnosti podle vzdělání.....	26
Obr. 4	Schematické znázornění vztahu mezi náboženskou participací a úmrtností	34
Obr. 5	Okresy ČR k 31. 12. 2013	47
Obr. 6	Naděje dožití při narození a naděje dožití v přesném věku 65 let, ČR, 2000–2012	55
Obr. 7	Pravděpodobnost úmrtí a tabulkový počet zemřelých podle věku a pohlaví, ČR, 2000 a 2012	56
Obr. 8	Příspěvky věkových skupin k rozdílu naděje dožití při narození mezi lety 2000 a 2012 podle pohlaví a vybraných skupin příčin úmrtí, ČR.....	58
Obr. 9	Rozložení četností hodnot naděje dožití při narození mezi okresy ČR podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012	60
Obr. 10	Naděje dožití při narození v okresech ČR podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012	62
Obr. 11	Naděje dožití v přesném věku 65 let v okresech ČR podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012	63
Obr. 12	Struktura zemřelých na vybrané skupiny příčin úmrtí (v %) v okresech ČR s nejvyšší a nejnižší nadějí dožití při narození podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012	64
Obr. 13	Shluky okresů ČR na základě vybraných socioekonomických proměnných, muži.....	78
Obr. 14	Shluky okresů ČR na základě vybraných socioekonomických proměnných, ženy	80
Obr. 15	Relativní riziko úmrtí mužů oproti ženám, ČR, 2008–2012.....	87
Obr. 16	Relativní riziko úmrtí podle věku, vybraných skupin příčin úmrtí a pohlaví, ČR, 2008–2012	88
Obr. 17	Relativní riziko úmrtí pro interakci pohlaví a věku, ČR, 2008–2012	89
Obr. 18	Relativní riziko úmrtí v okresech ČR (Praha=1), 2008–2012	90
Obr. 19	Relativní riziko úmrtí pro interakci regionu a pohlaví (Praha=1), 2008–2012.....	90
Obr. 20	Poissonova regrese: elasticita signifikantních interakcí vnějších proměnných s věkem pro celkovou úmrtnost, ČR, 2008–2012	95

Kapitola 1

Úvod

V Česku došlo od počátku 90. let k výrazným změnám v intenzitě a struktuře úmrtnosti, které probíhaly v kontextu změn politických, ekonomických, sociálních i kulturních. Důsledky této transformace se promítly rovněž do vývoje socioekonomické diferenciaci Česka a zároveň vedly k vytvoření nového územního rozložení úmrtnosti. Tato skutečnost vede k otázce, jakým způsobem jsou regionální rozdíly úmrtnosti (nebo obecně rozdíly v úmrtnosti mezi subpopulacemi) ovlivňovány vnějšími ekonomickými, sociálními či kulturními faktory. Základním předpokladem tohoto přístupu je úvaha, že rozdíly v úmrtnosti mezi různými subpopulacemi nejsou dané biologicky, ale mají nějaký vnější původ.

Souvislosti mezi úmrtností či zdravotním stavem a vnějšími faktory byly studovány v řadě populací a obecně je možno konstatovat, že vyšší socioekonomický status (nejčastěji vyšší vzdělání a příjem) je spojen s lepším zdravím a delším životem (např. House, 2002; Mackenbach et al., 2008; Smith et al., 1998b). Právě tyto nerovnosti představují jeden z hlavních problémů oblasti veřejného zdraví. Světová zdravotnická organizace totiž považuje rovnost ve zdraví za jedno ze základních lidských práv (WHO, 2008b, s. 1):

„Užívání nejvyššího dosažitelného standardu zdraví je jedním ze základních práv každé lidské bytosti bez rozdílu rasy, náboženství, politického přesvědčení a ekonomické nebo sociální situace.“

Problematice sociálně-ekonomických determinantů zdraví a úmrtnosti se věnuje také Evropská komise v projektech DETERMINE (European Commission, 2010) nebo Equity Action (European Commission, 2013), jejichž cílem je zajistit návaznost politik a vývoj konkrétních strategií k pozitivnímu ovlivnění zdraví. Podle Marmota (2005) se ovšem evropské země zabývají vnějšími faktory zdravotního stavu a úmrtnosti spíše nepřímou (nemocenské dávky, politika pracovního trhu apod.). Je to ale velikost difference mezi úrovní úmrtnosti nejvíce a nejméně privilegovaných skupin obyvatel, které nabízí potenciální zdroje vylepšení národního zdraví i prodloužení délky života. Rozdíly v úmrtnosti a zdravotním stavu ovšem nelze vysvětlit pouze složením populace a individuálními charakteristikami jejich jednotlivých členů, ale také prostředím, ve kterém tito jedinci žijí. Právě zmírnění regionální diferenciaci těchto tzv. kontextuálních faktorů, které zahrnují např. kvalitu životního prostředí nebo dostupnost lékařské péče, je podle Strategie regionálního rozvoje ČR na období 2014–2020 (MMR, 2013) cílem českých institucí.

1.1 Cíle práce

Základním cílem předkládané práce je nalezení významných socioekonomických faktorů, které mají vliv na současnou regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku. Z etiologie jednotlivých onemocnění je však zřejmé, že vliv těchto faktorů se může na různé příčiny úmrtí částečně projevat odlišně. Vztah vnějších determinantů a územního rozložení úmrtnosti je proto v této práci zkoumán nejen pro úroveň úmrtnosti celkem, ale také pro intenzitu úmrtnosti na pět nejčastějších skupin příčin úmrtí v Česku (nemoci oběhové soustavy, novotvary, vnější příčiny, nemoci dýchací soustavy a nemoci trávicí soustavy) a samostatně rovněž pro intenzitu úmrtnosti na skupinu zbývajících (ostatních) příčin úmrtí. Dílčím cílem analýzy je dále pro úroveň úmrtnosti celkem i na vybrané skupiny příčin úmrtí zjistit, jakým způsobem se význam vybraných socioekonomických faktorů liší mezi muži a ženami a mezi věkovými skupinami. Porozumění těmto souvislostem může pomoci např. k identifikaci skupin osob, na které je efektivní zaměřit programy na zlepšení zdraví.

1.2 Struktura práce

Tato diplomová práce je rozdělena do sedmi kapitol. Po úvodním představení tématu a cílů práce následuje kapitola věnující se teoretickým předpokladům studia diferenciaci úmrtnosti. V této kapitole jsou diskutovány faktory ovlivňující rozložení a rozdíly v úmrtnosti, a to nejen mezi regiony, ale rovněž mezi subpopulacemi v různých vyspělých zemích světa. Na základě teoretického rámce jsou pak jako hlavní výstup kapitoly 2 vytvořeny hypotézy a výzkumné otázky pro analytickou část předkládané práce.

Ve třetí kapitole je nastíněn výběr územních jednotek, časového období a datových zdrojů. Dále jsou zde podrobně prezentovány metodologické postupy použité pro demografickou i statistickou analýzu vybraných dat.

Obsahem čtvrté kapitoly je uvedení do problematiky úmrtnosti a její regionální diferenciaci v Česku na počátku 21. století. Pomocí použití základních ukazatelů úmrtnosti (naděje dožití, standardizovaná míra úmrtnosti), některých metod demografické analýzy (dvojměrná dekompozice) i metod jednorozměrné statistické analýzy jsou v této kapitole, jako základ pro pozdější analýzu faktorů ovlivňujících úmrtnost, popsány základní charakteristiky vývoje a územního rozložení úmrtnosti celkem i úmrtnosti na vybrané skupiny příčin úmrtí, a to zvlášť pro muže a ženy.

V páté kapitole se přechází k samotné analýze vztahu mezi intenzitou úmrtností a jejími možnými vnějšími faktory, které ovlivňují regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku. Nejprve je zde představen postup výběru socioekonomických proměnných vstupujících do dalších analýz a následně je souvislost mezi vybranými ukazateli a regionálními rozdíly úrovně úmrtnosti prezentována prostřednictvím konstrukce socioekonomických shluků a porovnání ukazatelů úmrtnosti mezi nimi.

Stěžejním úsekem této diplomové práce je šestá kapitola zahrnující popis a analýzu log-lineárního modelu. V první části této kapitoly je pro úmrtnost celkem i každou ze sledovaných skupin příčin úmrtí hledán model odpovídající rozložení úrovně úmrtnosti podle pohlaví, věku

a regionu. V druhé části kapitoly je regionální proměnná nahrazena vybranými socioekonomickými proměnnými a jsou analyzovány vztahy těchto vnějších faktorů s rozložením úmrtnosti mezi okresy Česka (celkem i podle skupin příčin úmrtí).

Na základě výsledků provedených analýz jsou v závěrečné kapitole verifikovány vstupní hypotézy a výzkumné otázky a zhodnoceny dosažené výsledky.

Kapitola 2

Teoretické předpoklady pro studium diferenciaci úmrtnosti

Studium literatury je nezbytným předpokladem pro dosažení hlavního cíle této diplomové práce, tedy identifikovat významné socioekonomické faktory, které mají potenciální vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku. Výsledky předchozích studií poskytují obecný teoretický rámec, na jehož základě lze postupovat při vytváření výchozích hypotéz a výzkumných otázek či výběru vhodných proměnných do analýzy. Neméně důležitým aspektem studia literatury je možnost srovnání dosažených závěrů a závěrů z prací z jiných států či z jiného časového období v Česku.

První část této kapitoly je zaměřena na vývoj přístupů ke studiu socioekonomické diferenciaci úmrtnosti. Dále jsou nastíněny základní teorie týkající se vysvětlení socioekonomických rozdílů v úmrtnosti. Samostatná podkapitola je věnována behaviorálním faktorům. Jednotlivé socioekonomické faktory jsou rozebrány z pohledu mikro úrovně (tj. na individuální úrovni) i z pohledu makro úrovně (tj. agregované individuální proměnné nebo proměnné, které nemají individuální ekvivalent). Předposlední podkapitola se zabývá ekologickou chybou a dalšími možnými problémy regionálních studií. Hlavním výstupem kapitoly 2 jsou hypotézy a výzkumné otázky pro tuto práci.

2.1 Vývoj přístupů ke studiu socioekonomické diferenciaci úmrtnosti

Zájem o problematiku rozdílů ve zdraví a v úmrtnosti obyvatelstva podle socioekonomického postavení má dlouhou tradici. Již před začátkem 20. století bylo známo, že lidé z nižších sociálních vrstev ve společnosti mají vyšší intenzitu úmrtnosti na většinu nemocí (Bengtsson, Poppel, 2011). Prvním stimulem pro zkoumání materiálních aspektů životních podmínek a jejich následného vlivu na úmrtnost byla průmyslová revoluce. Sociální otázky se staly tématem nejprve ve Spojeném království a ve Francii, později také v dalších evropských průmyslových zemích. Sociální status byl založen na základních měřících příjmu, postavení v domácnosti či povolání (Bengtsson, Poppel, 2011). Dle Hummera et al. (1998) by se dal přístup ke zkoumání diferenciaci úmrtnosti ve druhé polovině 19. století a první polovině 20. století označit jako striktně demografický. Hlavním cílem tehdejších studií bylo co nejpřesněji dokumentovat rozdíly v úrovni úmrtnosti uvnitř a mezi subpopulacemi, a to obvykle podle

věku, pohlaví a rasy (popř. ethnicity). Menší počet studií zahrnoval také faktory jako příjem, povolání či rodinný stav. Po druhé světové válce se v mnoha zemích zvýšila střední délka života a mnoho vědců se domnívalo, že sociální rozdíly v úmrtnosti budou konvergovat. Poválečný optimismus ve vyspělém světě, podpořený hospodářským růstem, rozvojem tzv. welfare-state¹ a důvěrou v moc medicíny, vedl k názorům, že sociální nerovnost v úmrtnosti je pozůstatkem minulosti a postupně vymizí (Bengtsson, Poppel, 2011). Nicméně světové ekonomické problémy na počátku 70. let 20. století tento optimismus narušily a socioekonomické determinanty úmrtnosti se opět vrátily mezi hlavní témata studií demografů či epidemiologů. Zásadní prací byla studie Kitagawy a Hausera (1973), která se zabývala souvislostí mezi úmrtností, příjmem a vzděláním na vzorku populace USA. Přístup ke studiu diferenciaci úmrtnosti se stal komplexnějším, Hummer et al. (1998) ho nazvali širším sociodemografickým. Úmrtnost již není chápána staticky, ale jako dlouhodobý proces, na který působí mnoho faktorů, které mají na riziko úmrtí pozitivní nebo negativní efekt. Rozdíly v úmrtnosti se formují dlouhodobě na základě celého životního cyklu jedinců a vývoje společnosti jako celku (Bengtsson, Poppel, 2011). Na konci 20. století lze pozorovat přechod k individuálním longitudinálním analýzám, které umožňují pochopit formování socioekonomických rozdílů v úmrtnosti do větší hloubky. Sociodemografické faktory v úmrtnosti jsou chápány spíše jako odraz tzv. bezprostředních determinantů – tj. behaviorálních, psychosociálních, zdravotních a biologických faktorů. (Hummer et al., 1998; Dow, 2010).

Adler a Stewart (2010) rozdělili chápání a výzkum socioekonomické diferenciaci úmrtnosti ve 20. století na 5 etap:

- 1) „Chudoba jako hranice“ – V první polovině 20. století studie obvykle obsahovaly porovnání zdravotního stavu či úmrtnosti jednotlivců s jejich individuálním příjmem nebo příjmem domácnosti. Výsledky těchto studií o spojení mezi chudobou a vyšší úrovní úmrtnosti pak pohněly zájem o dopad finančních zdrojů na zdraví.
- 2) „Gradients“ – Tato éra je spojena s otázkou, zda socioekonomický status ovlivňuje zdraví, či naopak. Byly zkoumány gradienty, které se objevují v časném životě, tj. socioekonomický status rodičů a jeho vliv na zdraví a pozdější socioekonomický status jejich dětí.
- 3) „Mechanismy“ – Hlavní otázkou třetí éry výzkumu jsou mechanismy, kterými socioekonomický status působí na zdraví.
- 4) „Vícenásobné úrovně vlivu“ – Pokračující výzkum faktorů, působících na zdraví a úmrtnost, na individuální úrovni (např. kognitivní, emoční či behaviorální faktory) a hlubší pochopení specifických procesů, kterými socioekonomický status ovlivňuje biologické mechanismy, vedl k přezkoumání výsledků předchozí éry na komplexnější úrovni.
- 5) „Interakce, systémy a kauzalita“ – V současnosti se výzkum zaměřuje na to, jak jsou rozličné efekty působící na zdraví a úmrtnost zmírňovány či zdůrazňovány kombinací a interakcí těchto faktorů.

¹ Welfare-state = koncept politiky, ve které hraje stát klíčovou roli – snaží se o udržitelný ekonomický rozvoj, ale současně pečuje o blaho a sociální zabezpečení občanů. Pojem původně pochází ze Spojeného království, po druhé světové válce se rozšířil v západním světě (www.britannica.com).

2.2 Vysvětlení socioekonomických rozdílů v úmrtnosti

Po celou dobu vývoje myšlení o vztahu socioekonomických faktorů a zdraví, potažmo úmrtnosti, je diskutován směr gradientu mezi socioekonomickým statusem a zdravím (Smith, 1999). Hypotéza sociální kauzality vidí vyšší míry nemocnosti jako důsledek horších socioekonomických podmínek (např. House, 2002; Preston, Taubman, 1994, s. 295–304). Nejjednodušším vysvětlení této kauzality je snadněji dostupná zdravotní péče pro lidi s lepším socioekonomickým statusem, ale také to, že vyšší socioekonomický status je spojen s odpovědnějším chováním k vlastnímu zdraví. Např. Cutler a Meara (2001) tvrdí, že vzdělanější lidé (a tím také bohatší) méně kouří, protože znají riziko s tím spojené. Přičemž vzdělání má k nižší prevalenci kouření silnější vztah než příjem. Protichůdná hypotéza předpokládá tzv. selekci, tedy že je horší zdravotní stav příčinou nižšího socioekonomického statusu (např. Fox et al., 1985; Wilkinson, 1997; Williams, Collins, 1995). Tradiční ukázkou je vztah mezi nepříznivým zdravím a nižší zaměstnaností, jak dokázali na příkladu Spojeného království Bartley a Owen (1996). Hypotéza selekce je prezentována i na vlivu socioekonomických podmínek v dětství. Děti z nízkopříjmových domácností mají horší zdravotní stav, který má následně vliv na jejich příjem v dospělosti (Case et al., 2001).

Vztah mezi socioekonomickými proměnnými a zdravotním stavem nebo úmrtností je vysvětlován různými mechanismy, skrz které tato asociace vzniká. Skalická et al (2009) rozdělili teorie nerovnosti zdraví do 5 skupin, které spolu však úzce souvisí: materialistické, behaviorální, psychosociální, biomedicínské a teorie životních drah.

2.2.1 Materialistické teorie

Materialistické teorie vidí hlavní příčinu socioekonomické diferenciaci úmrtnosti v příjmech a v tom, co tyto příjmy umožňují. Vyšší příjmy neznamenají pouze dostupnější zboží a služby, ale také možnost vyhnout se expozici rizikovým faktorům (znečištěnému životnímu prostředí, nevyhovujícímu bydlení, rizikovému povolání apod.). Na makro úrovni se materialistické teorie zaměřují na vztahy poskytovaných veřejných služeb a zdraví populace (Skalická et al., 2009).

Asi nejsystematičtější model, vycházející z ekonomie, popsali Preston a Taubman (1994). Jeho základem je myšlenka, že jednotlivci dělají rozhodnutí, která jim pomáhají ovlivňovat jejich zdravotní stav. Smrt nastává v okamžiku, kdy tento zdravotní stav klesne pod nějakou kritickou úroveň. Jedinci nemohou přímo rozhodnout o čase úmrtí, ale mohou rozhodovat o investicích (např. zdravá strava) a spotřebě (např. tabák), které ovlivňují zdravotní stav. Dle předpokladu ekonomicky uvažujícího člověka se jedinec snaží maximalizovat užitkovou funkci (závislejší na investicích a spotřebě), je přitom však omezen svými příjmy a tzv. produkční funkcí zdraví, která závisí na množství spotřeby každého statku souvisejícího se zdravím, dostupnosti zdravotnických zařízení, genetických dispozicích jedince a znacích prostředí, ve kterém člověk žije. Autoři do tohoto modelu zahrnuli také vzdělání a povolání. Obecně mají lidé s vyšším vzděláním vyšší úroveň příjmů a jsou tedy schopni více investovat do svého zdravotního stavu (tj. kupovat zdravější potraviny, mít více volného času či žít v oblastech s lepšími veřejnými službami). Povolání často ovlivňuje vkus spotřebitelovy preference mezi statky spotřeby.

Jednou z další interpretací nerovností ve zdraví je neomaterialistická teorie. Ta kombinuje individuální nedostatek zdrojů a expozici rizikovým faktorů s nerovnou distribucí investic v širokém spektru veřejné a sociální infrastruktury. Nerovná distribuce je výsledkem historických, kulturních a politicko-ekonomických procesů, které ovlivnily soukromé zdroje jednotlivců, ale utvářely i charakter veřejné infrastruktury, jako je školství, zdravotnictví, doprava, ochrana životního prostředí, dostupnost kvalitních potravin, zdravotní předpisy v zaměstnání apod. (Lynch et al. 2000).

V mnoha studiích (Williams, Collins 1995; Gravelle, 1998; Lynch et al., 2000) je diskutováno, zda není důležitější spíše rozložení příjmu ve společnosti, než individuální úroveň příjmu. Empirický důkaz podali např. Backlund et al. (1996), kteří na vzorku populace USA v 80. letech 20. století zjistili, že vztah příjmu a úmrtnosti nemá lineární, ale logaritmický tvar. Růst příjmu redukuje riziko úmrtí, ale menšími částkami na vyšších příjmových úrovních, než na nižších. Transfer příjmu od chudých k bohatým tedy může více zvýšit riziko úmrtí chudých, než snížit riziko úmrtí bohatých. Gravelle (1998) tvrdí, že všeobecně v populaci roste úmrtnost, když roste nerovnost. Jako důkaz uvádí fakt, že v bohatých zemích jsou menší rozdíly v úmrtnosti než v chudých zemích. Podle Lynche et al. (2000) ovlivňuje příjmová nerovnost zdraví skrz vnímání relativní sociální pozice. Takové vnímání pak produkuje negativní emoce a stres, který implikuje např. kouření a má negativní biologické důsledky pro jednotlivce (viz kapitola 2.2.3).

2.2.2 Behaviorální teorie

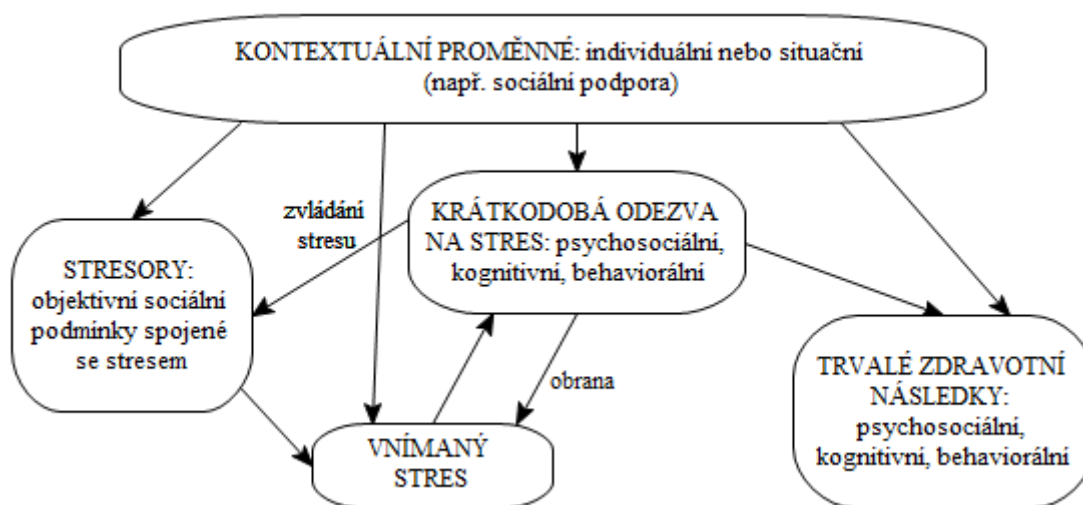
Podle behaviorálních teorií je socioekonomická diferenciaci ve zdraví a úmrtnosti způsobena nerovným rozdělením nepříznivého chování a životního stylu mezi socioekonomickými skupinami. Vliv behaviorálních faktorů mohl být podrobněji zkoumán až s prvními longitudinálními analýzami, protože tyto faktory mají dlouhé latentní období před ovlivněním nástupu degenerativních chorob a úmrtnosti a mohou se měnit v průběhu času (Hummer et al., 1998). Schneiderman (2004) uvádí jako nejvýraznější behaviorální rizikové faktory (v tomto pořadí) kouření, fyzickou neaktivitu, nezdravé stravování a dlouhodobou konzumaci alkoholu, jejíž vliv je ovšem diskutabilní. Tuto hypotézu potvrdil i Woodside (2012), v jehož empirické studii na základě dat z Francie a Severního Irsku vykazovaly všechny výše zmíněné proměnné, s výjimkou konzumace alkoholu, jasný socioekonomický gradient. K tomuto gradientu přispívala nejvíce prevalence kouření. Cutler a Meara (2001) považují behaviorální faktory za klíčovou komponentu změn v úmrtnosti. Přičemž nejvýraznější behaviorální změnou 20. století byl, podle nich a v souladu s ostatními studiemi, nárůst a následný pokles prevalence kouření.

Hlavní myšlenkou tzv. kulturně-behaviorálních teorií je hypotéza, že rozdíly v životním stylu a nezdravém chování jsou důsledkem socioekonomického znevýhodnění a větší kulturní přijatelnosti tohoto chování v nižších socioekonomických skupinách (Skalická et al., 2009). Sociální sítě osob s vyšším statutem navíc nesou menší riziko vystavení se pasivnímu kouření, větší podporu chování spojeného se zdravým životním stylem či větší možnosti informací o nových výzkumech spojených se zdravím. To je také jedním z důvodů, proč socioekonomické nerovnosti přetrvávají i přes zlepšující se lékařské poznatky a možnosti. Ty jsou totiž vždy schopni využít nejprve lidé s vyšším socioekonomickým statutem (Link, Phelan, 1995).

2.2.3 Psychosociální teorie

Psychosociální teorie vychází z předpokladu, že socioekonomický status ovlivňuje psychiku jedinců, která má následně biologické účinky na lidský organismus (Obr. 1). Socioekonomický gradient v nemocnosti a úmrtnosti se tak dá vysvětlit nerovnoměrným rozložením psychosociálních rizikových faktorů, kterými mohou být sociální podpora, úroveň sebeovládání, pracovní nároky, ale také náchylnost k nevraživosti, vzteku či depresím (Schneiderman, 2004; Skalická et al. 2009). Preston a Taubman (2004) vidí jako jedno z možných vysvětlení socioekonomické diferenciaci zdraví schopnost vyhnout se stresovým situacím. Podle nich jsou lidé s nízkou úrovní vzdělání nebo nízkými příjmy méně schopni uniknout stresovým a deprivacním situacím. Zároveň zdůrazňují důležitost mnohovrstevnatých sociálních vztahů pro zvládnutí psychicky náročných událostí.

Obr. 1 – Schematické znázornění vlivu psychosociálních faktorů na zdraví



Zdroj: upraveno podle House (2002)

Psychosociální faktory jsou klíčovým determinantem i v teoriích, vysvětlujících ochranný efekt aktivní náboženské participace na lidské zdraví. Aktivní účast na náboženských setkáních zvyšuje sociální podporu (rozšiřuje síť sociálních vztahů), vychovává k sebeúctě a sebeovládání a nabízí ucelenější a jasnější hodnotový systém, čímž vede k vyšší mentální odolnosti a odolnosti vůči stresu (Hummer et al., 1999).

Mechanismy, jakými psychosociální faktory působí na somatické zdraví, nejsou přesně vysvětleny. Existuje ovšem mnoho empirických studií, které tento jev potvrzují. Eplov et al. (2005) či Liang et al. (2003) dokázali, že vyšší úroveň chronického psychologického stresu je signifikantně spojena s vyšší úmrtností. Vliv nepříznivého psychosociálního pracovního prostředí a nízké frekvence a diversity sociálních vztahů byl sledován např. ve studiích Lunda et al. (2000) na vzorku dánské populace a Koppa et al. (2006) na vzorku populace Maďarska.

2.2.4 Biomedicínské teorie

Je zřejmé, že do souvislosti mezi socioekonomickým statusem a úmrtností musí být zapojeny biologické mechanismy. Základní myšlenkou biomedicínské interpretace socioekonomických nerovností zdraví a úmrtnosti je nerovnoměrný výskyt biologických rizikových faktorů mezi

sociálními skupinami (Skalická et al., 2009). Biomedicínské paradigma bylo podle House (2002) rozšířeno hlavně do 60. let 20. století a v současnosti už přetrvává pouze ve vysvětlení některých rizikových faktorů úmrtnosti, jako je krevní tlak, cholesterol nebo funkce plic. Nicméně protože jedním z témat biomedicínských teorií je i vztah mezi geny a prostředím, dá se za biomedicínský považovat i přístup, který vysvětluje socioekonomické diferenciaci v úmrtnosti jako nerovné rozdělení expozici rizikovým faktorům životního prostředí ve společnosti.

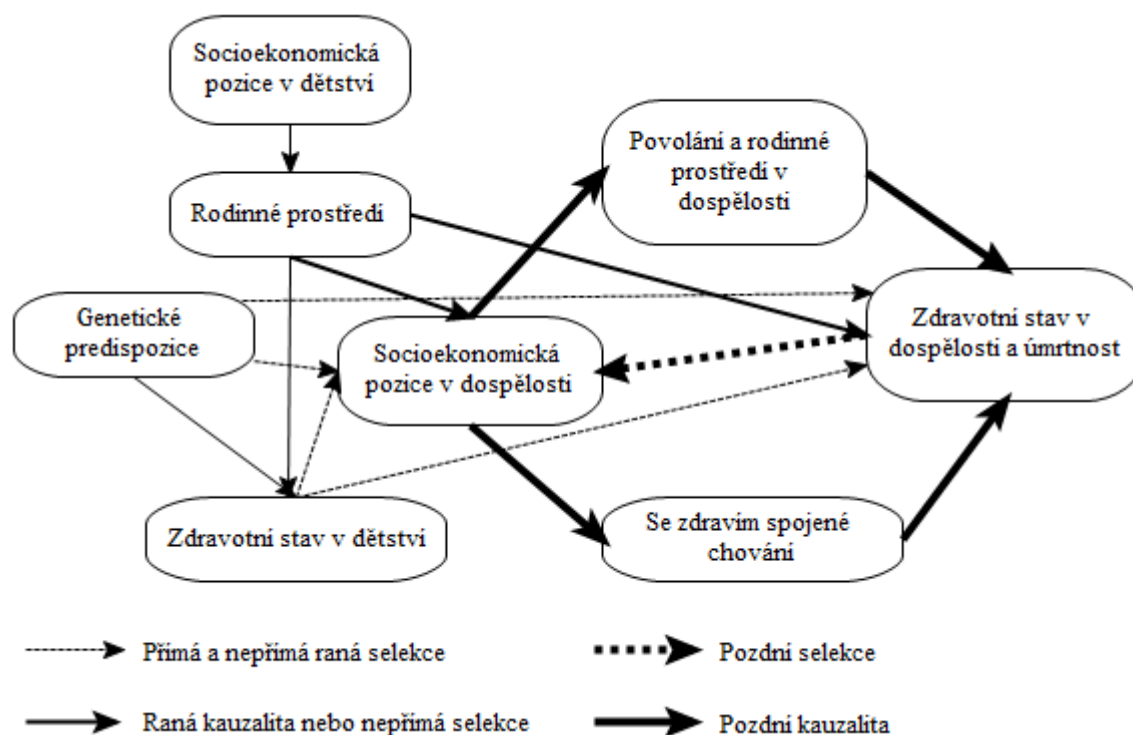
Jedinec s nižším socioekonomickým statusem bude pravděpodobněji vystaven látkám nepříznivě působícím na lidský organismus, a to jak v místě pracoviště, tak v místě bydliště. Steenland et al. (2003) vybrali škodlivé látky (prach, plyny, výpary, kouř, arzenik, azbest, kadmium, silikáty, radiace atd.), které se obvykle vyskytují v prostorech zaměstnání manuálně pracujících obyvatel, popsali jejich vliv na různá onemocnění a empiricky dokázali jejich souvislost s vyšší intenzitou úmrtnosti nižší sociální třídy. Mnohým z těchto látek jsou navíc tyto osoby vystaveny i v lokalitě svého bydliště. Dle studií Finklsteina et al. (2003) v severním Ontariu nebo Barrela (1995) v metropolitní oblasti Barcelony mají osoby s nižším socioekonomickým postavením tendenci žít v oblastech s vyšší úrovní znečištění ovzduší a v těchto oblastech je také významně vyšší úroveň úmrtnosti.

Mezi biomedicínské teorie by se daly zařadit i teorie vysvětlující rozdíl v úmrtnosti mezi rasami. Na přelomu 19. a 20. století se předpokládalo, že všechny pozorované rasové nerovnosti v úmrtnosti jsou způsobeny genetickými odlišnostmi mezi rasami (Williams, et al. 2010). Do dnešní doby bylo ovšem mnoha výzkumy (především v USA) dokázáno, že hlavním atributem těchto rozdílů je především stále přetrvávající silná diferenciaci socioekonomického statusu mezi rasami (např. Keil et al., 1992; Potter, 1991).

2.2.5 Teorie životních drah

Vysvětlení socioekonomického gradientu ve zdraví a úmrtnosti jako výsledku akumulace sociálních, psychologických a biologických nevýhod v průběhu života se označuje jako teorie životních drah (Skalická et al., 2009). Tento přístup kombinuje nejen všechny výše uvedené teorie, ale také sociální kauzalitu a selekci. Podle Oslera et al. (2009) jsou kauzalitní a selekční mechanismy v průběhu života vzájemně propojeny a mohou působit v dětství i v dospělosti (Obr. 2).

Obr. 2 – Schematické znázornění kauzálních a selekčních mechanismů působících na zdravotní stav a úmrtnost v průběhu života



Zdroj: upraveno podle Osler et al. (2009)

Socioekonomické rozdíly ve zdraví existují v každém věku. Narozené děti jsou hned při svém příchodu na svět ovlivňovány socioekonomickou pozicí rodičů. Děti, narozené ženám z nižších sociálních tříd, se častěji rodí s nižší porodní váhou a vrozenými vadami, což je následek vyššího vystavení plodu rizikovým faktorům, jako je kouření, fyzická neaktivita či špatná strava matky (Osler et al., 2003). Case et al. (2001) tvrdí, že socioekonomický status rodičů působí na děti především prostřednictvím příjmu, přičemž nepříznivé účinky nízkého příjmu se kumulují během života dítěte.

Otázkou zůstává, zda a jak socioekonomické podmínky a zdraví v dětství jedince ovlivňují jeho sociální pozici, zdravotní stav a úmrtnost v dospělosti. Ačkoliv mnoho studií (např. Frankel et al., 1998; Pensola, Martikainen, 2004; Smith et al., 1998a) prokázalo souvislost mezi socioekonomickým statusem v dětství a úmrtností v dospělosti, je tato asociace pravděpodobně z velké části způsobena přenosem sociální pozice z dětství do dospělosti. Jak dokázali Lynch et al. (1994) na příkladu dat z Finska, tak muži, kteří žili v dětství v rodinách s nízkým socioekonomickým statusem, a jejich vlastní sociální pozice v dospělosti byla vyšší, měli stejné riziko úmrtí jako muži, kteří žili v dobrých socioekonomických podmínkách v dětství i dospělosti. Nicméně Preston a Taubman (2004) zdůrazňují význam kognitivních dovedností a hygienických a behaviorálních návyků z dětství pro budoucí životní styl a zdraví.

2.3 Behaviorální faktory ovlivňující úmrtnost

Jak bylo popsáno v předchozí kapitole, ve vysvětlení socioekonomické diferenciaci úmrtnosti hrají důležitou roli behaviorální faktory. Před samotným rozбором jednotlivých socioekonomických

proměnných ovlivňujících úmrtnost je proto žádoucí zaměřit se také na diskusi vlivů kouření, konzumace alkoholu, fyzické neaktivity, BMI a stravy na zdravotní stav a úmrtnost.

Kouření

Nejpřesnější závěry vlivu kouření na úmrtnost lze získat z retrospektivních studií, které uvažují návyky spojené s kouřením v průběhu celého života (nebo alespoň jeho podstatné části) jedince (Hummer et al., 1998). Příkladem takové studie je výzkum vztahu úmrtnosti a kouření mezi lékaři ve Spojeném království, která sledovala respondenty po dobu 40 let (Doll et al., 1994). Dle tohoto výzkumu byla zjištěna silná pozitivní souvislost celkové úmrtnosti i úmrtnosti na většinu příčin s kouřením tabáku. Jediná příčina úmrtí, která vykazovala negativní vztah mezi kouřením a úmrtností byla Parkinsonova choroba. Důležitým poznatkem této studie je, že ti, kteří přestali kouřit do středního věku, neměli signifikantně vyšší riziko úmrtí, než nekuřáci. K závěru, že kouření má silný vliv na úmrtnost na většinu příčin došli i Liang et al. (2003), kteří zkoumali vliv kouření na úmrtnost mezi Japonci. Naopak na celkovou intenzitu úmrtnosti zkoumaného vzorku populace Norska nemělo kouření vliv (Dalgard, Håheim, 1998). V této studii byl ovšem prokázán významný vztah mezi kouřením a úmrtností na kardiovaskulární choroby.

V kouření cigaret a jejich vlivu na úmrtnost existují rozdíly mezi muži a ženami. Na základě dat z USA bylo zjištěno, že riziko úmrtí je vyšší pro muže kuřáky než ženy kuřáčky. Vysvětlením může být to, že ženy začínají oproti mužům kouřit ve vyšším věku, kouří méně cigaret denně a cigarety s menším podílem dehtu a nikotinu (Blatt Kalben, 2000). Opačný gradient byl pozorován v Rusku, kde bylo kouření spojeno s dvakrát vyšším rizikem úmrtí u mužů a třikrát vyšším u žen (Bobak et al., 2003).

Obtížné je zkoumání vlivu kouření na rozdíly v úmrtnosti na regionální úrovni nebo mezi subpopulacemi. Řešením je nepřímá metoda odhadu, která využívá jako indikátor intenzity kouření pohlavně a věkově specifické míry úmrtnosti na novotvary plic. Model, který vyvinuli Peto et al. (1992) na základě velké studie mezi jedním milionem Američanů v 80. letech, extrapoluje dopad kouření na celkovou intenzitu úmrtnosti pomocí statistického vztahu mezi úmrtností na novotvary plic a úmrtností na ostatní příčiny úmrtí. Touto metodou došel Fenelon (2013) k závěru, že kouření má významný podíl na rozdílech v úmrtnosti mezi jihem USA a ostatními regiony či Jha et al. (2006) k tomu, že více než polovina rozdílu v úrovni úmrtnosti mezi nejvyšší a nejnižší sociální třídou je zapříčiněna kouřením (dle dat ze Spojeného království, Polska, USA a Kanady). Podle Janssena a Spriensma (2012) jsou regionální rozdíly v intenzitě úmrtnosti spojené s kouřením vyšší u mužů, než u žen, a významně přispívají k celkové regionální diferenciaci úmrtnosti v Nizozemsku.

Konzumace alkoholu

Vztah mezi konzumací alkoholu a úrovní úmrtnosti není jednoznačný. Většina autorů se shoduje na pozitivním přínosu mírného pití alkoholu na lidský organismus a naopak negativních účincích jeho nadměrné konzumace (Bobak et al., 2003; Klatsky, Udaltsova, 2010, Maskarinec et al., 1998). Tento vztah mezi konzumací alkoholu a úmrtností lze tedy popsat křivkou ve tvaru písmene „U“ či „J“ od abstinentů k těžkým pijákům. Klatsky a Udaltsova (2010, s. 65) na základě

dat z USA tvrdí, že křivka ve tvaru „U“ odpovídá vztahu mezi frekvencí a intenzitou konzumace alkoholu a úmrtností u starších osob (60 a více let), křivka ve tvaru „J“ této souvislosti u osob ve středním věku (40–60 let) a u osob mladších než 40 let riziko úmrtí lineárně roste od abstinence k nadměrnému pití alkoholu. Negativní účinky nadměrné konzumace alkoholu a přínos jeho občasného pití ke zdraví jsou více zřejmé u žen, než u mužů (Klatsky, Udaltsova, 2010; Maskarinec et al., 1998).

Berberian et al. (1994) a Kauhanen et al. (1997) zjistili ve výzkumech z Nizozemska, resp. Finska, že vysoká konzumace alkoholu je spojena především s vyšším rizikem úmrtí na vnější příčiny a kardiovaskulární choroby. V těchto studiích nebyl nalezen žádný vztah mezi pitím alkoholu a úmrtností na novotvary. Britton a McKee (2000) považují vyšší podíl nadměrné konzumace alkoholu za klíčový faktor vyšší úrovně úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy ve východní Evropě. Což potvrdili i Kopp et al. (2006) ve studii závislosti úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny na pití alkoholu v Maďarsku.

Fyzická aktivita

Intenzita fyzické aktivity je spolu s kouřením považována za behaviorální faktor s největším dopadem na lidské zdraví (Schneiderman, 2004). Vyšší fyzická aktivita je spojena s některými důležitými metabolickými a hematologickými procesy. Má pozitivní vliv nejen na snížení krevního tlaku a hladiny cholesterolu, ale také na imunitu a psychický stav (Miles, 2007). Otázkou je, zda vyšší fyzická aktivita není výsledkem selekce v závislosti na lepším zdravotním stavu. Kujala et al. (1998) na základě dat z Finska prokázali, že vztah mezi fyzickou aktivitou a úmrtností je statisticky významný i po kontrole podle zdravotního stavu v průběhu života.

Podle celé řady studií (Blair et al., 1989; Blair et al., 1995; Kujala et al., 1998) je závislost úmrtnosti na míře fyzické aktivity lineární – riziko úmrtí roste od osob s vysokou frekvencí a intenzitou fyzické aktivity lineárně k osobám, které vykazují minimální fyzickou aktivitu. Největší vliv má přitom fyzická aktivita na úmrtnost na kardiovaskulární choroby. Blair (1989) to zdůvodňuje také tím, že fyzicky aktivní osoby mají lepší funkci levé komory srdeční a jsou schopnější přežít infarkt myokardu. Podle Talbota et al. (2007), kteří studovali vztah mezi fyzickou aktivitou a rizikem úmrtí v USA, má fyzická aktivita větší vliv na redukci úmrtnosti mužů, než žen.

BMI

S fyzickou aktivitou úzce souvisí index lidské hmotnosti (BMI²), který je definován jako podíl hmotnosti v kilogramech a výšky v metrech na druhou. Za optimální jsou považovány hodnoty v rozmezí 18,5–24,9 kg/m² (WHO, 2000). Důležité je ovšem poznamenat, že ukazatel BMI nezohledňuje tělesný tuk, a proto může hodnota BMI u jedinců s vysokým poměrem svalové hmoty (obvykle aktivních sportovců), poukazovat na nadváhu či dokonce obezitu (WHO, 2000). Není zcela jasné, zda je vztah mezi BMI a úmrtností ve tvaru písmene „U“, „J“ či více lineární. Většina dlouhodobých studií prokázala největší riziko úmrtí u nejhubenějších osob s BMI nižším než 18 kg/m² a také u nejvíce obézních s BMI vyšším než 35 kg/m² (Engeland et al., 2003; Klenk et al., 2009; Maskarinec et al., 1998). Výrazně vyšší intenzita úmrtnosti

² zkratka z anglického „Body Mass Index“

obézních osob byla pozorována pro kardiovaskulární příčiny úmrtí (Läära, Rantakallio, 1996; Klenk et al., 2009; Stevens et al., 1998). S podvážou je podle Klenka et al. (2009) spojeno vyšší riziko úmrtí na nemoci dýchací soustavy.

Empirické studie (Engeland et al., 2003; Klenk et al., 2009; Stevens et al., 1998) se shodují, že optimální BMI roste s věkem, tj. relativní riziko spojené s vyšším BMI klesá s věkem. England et al. (2003) zjistili, že optimální BMI je pro ženy mírně vyšší, než pro muže. K opačnému závěru došli Maskarinec et al. (1998), kteří navíc tvrdí, že vztah mezi BMI a úmrtností má pro muže tvar písmene „U“, zatímco pro ženy tvar písmene „J“.

Strava

Pestrá a vyvážená strava je nezbytnou součástí zdravého životního stylu. Současné poznatky naznačují, že stále existují široké možnosti pro zlepšování zdravotního stavu v případě konzumace stravy bohaté na zeleninu, ovoce, nerafinované obilné výrobky, ryby a malého množství rostlinného oleje (James et al., 1997). Marmot a Smith (1989) uvádí právě faktory stravy, především nižší příjem tuků, jako jednu z hlavních příčin vysoké střední délky života Japonců. Fortes et al. (2000) zdůrazňují důležitost kvality stravy pro starší osoby (ve věku 65 a více let). V jejich studii, na základě dat z Říma, byl empiricky dokázán dopad vyšší konzumace tuků na vyšší riziko úmrtí. Naopak relativní riziko úmrtí bylo nejnižší u osob, které častěji konzumovali zeleninu, ovoce, či potraviny bohaté na riboflavin a kalcium. Mnoho vědců se snaží odhalit vliv stravy na různé druhy novotvarů (Maynard et al., 2003; Slattery et al., 1997; Willet, 1995). Myanard (2003) zjistil, že zvýšená konzumace ovoce v dětství byla spojena s nižším rizikem onemocnění novotvary, vztah s intenzitou úmrtnosti na novotvary ovšem nebyl signifikantní. Slattery et al. (1997) zkoumali vliv stravy na novotvar tračnicku. Se zvýšeným rizikem onemocnění tímto typem novotvaru byla spojena vyšší konzumace masných a rafinovaných obilných výrobků.

Na regionální úrovni studovali vliv stravy Artalejo et al. (1998). Jejich studie naznačila, že rozdíly v konzumaci ovoce mohou mít vliv na regionální rozdíly úmrtnosti na cerebrovaskulární příčiny mezi regiony ve Španělsku. Pomocí faktorů stravy se snažili vysvětlit regionální rozdíly v intenzitě úmrtnosti mezi vlámskou a valonskou částí Belgie Bazelmans et al. (2006). Objektivně nižší riziko úmrtí měli muži s vyšším příjmem vlákniny, ovoce a zeleniny, proteinů a polynenasycených tuků a ženy s vyšším příjmem vlákniny a beta karotenu. Přičemž zdravější stravovací návyky měly osoby žijící ve vlámské části Belgie, kde je také nižší úroveň úmrtnosti.

2.4 Socioekonomické faktory ovlivňující úmrtnost

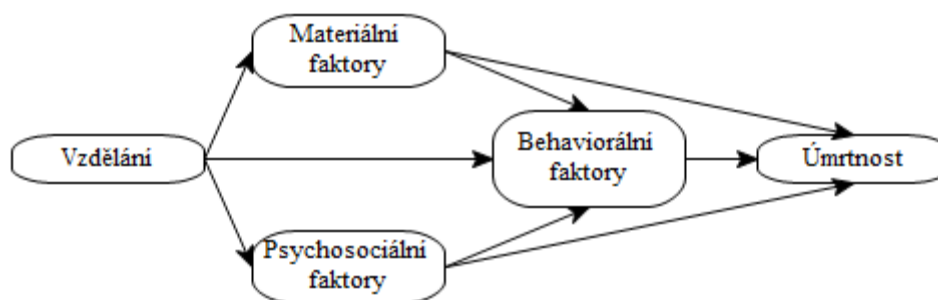
Ve výzkumu diferenciaci zdravotního stavu a úmrtnosti je měření socioekonomického statusu prováděno na individuální i agregované úrovni. Volba úrovně do značné míry závisí na zdrojích a kvalitě dat poskytujících informace o socioekonomických proměnných. Individuální socioekonomický status lze chápat jako vnitřní vlastnosti a možnosti jednotlivců. Tyto faktory na mikroúrovni jsou ovlivňovány vnějšími procesy působícími na makroúrovni. Obě úrovně jsou pro studium regionální diferenciaci úmrtnosti stejně důležité. Individuální socioekonomické

faktory mohou být rozloženy odlišně mezi regiony a regionální rozdíly v úmrtnosti jsou mj. určeny složením obyvatelstva (Kibele, 2011). Jednotlivé socioekonomické proměnné působící na zdravotní stav a úmrtnost jsou vzájemně silně propojeny. Např. dosažené vzdělání logicky ovlivňuje budoucí povolání, příjem či ekonomickou aktivitu. Tyto faktory pak společně s rodinným stavem působí na životní styl (kouření, konzumaci alkoholu, stravu, BMI apod.) a psychický stav jedince.

Vzdělání

Vzdělání je považováno za hlavní socioekonomický faktor diferenciacie zdraví a úmrtnosti. Vyšší úroveň vzdělání je spojena nejen s možností dosažení vyšších příjmů a zaměstnání ve zdravotně nezávadném prostředí, ale také s dostupností informací a kognitivních dovedností. Podle van Oorta et al. (2005) jsou nerovnosti v úmrtnosti podle vzdělání způsobeny materiálními (typ zdravotního pojištění, finanční situace, vlastnictví bydlení) a psychosociálními faktory (životní události, sebeovládání, sociální vztahy), které působí na úmrtnost skrz faktory behaviorální (Obr. 3). Studie mezi vzorkem norské populace (Skalická et al., 2009) naznačila, že pro vysvětlení rozdílů v úmrtnosti podle vzdělání jsou důležitější faktory psychosociální a behaviorální než faktory materiální. Ty mají ovšem zásadní význam pro vysvětlení příjmových nerovností v úmrtnosti. Klíčový behaviorální faktor, silně asociovaný se vzděláním, je kouření. Vyšší prevalenci kouření mezi osobami s nižším vzděláním prokázali Smith et al. (1998a) či Winkleby et al. (1992). Tato asociace ovšem neplatí vždy, jak prokázali Vescio et al. (2003), v jejichž vzorku italské zemědělské populace rostl podíl kuřáček-žen s jejich rostoucím vzděláním. Vyšší prevalenci kouření mezi skupinami osob s vyšším vzděláním ve státech jižní Evropy pozorovali i Mackenbach et al. (2008), naopak v ostatních regionech Evropy byl vyšší podíl kuřáků spojen s populací s nižším vzděláním.

Obr. 3 – Schematické znázornění vysvětlení nerovnosti v úmrtnosti podle vzdělání



Zdroj: upraveno podle van Oort et al. (2005)

Stupeň vzdělání má vliv také na využívání preventivní lékařské péče, a tím na včasné rozpoznání onemocnění. Více vzdělané osoby spíše podstupují pravidelné lékařské prohlídky (Sabates, Feinstein, 2006) či specifická vyšetření, např. mamografem (Kruse, Phillips, 1987). Podle Sabatese a Feinsteina (2006) je tato asociace vzdělání a přístupu ke zdravotnické péči zprostředkována vyšším povědomím o zdraví, zodpovědností, motivací, trpělivostí, komunikačními prostředky, sociálním začleněním a sebevědomím osob s vyšším vzděláním.

V empirických studiích (prováděných ve vyspělých státech) se jako měřítko vzdělání nejčastěji používá stupeň dosaženého vzdělání (bez vzdělání, základní, střední, vysokoškolské;

např. Vescio et al., 2003) nebo počet let strávených denním studiem (např. Rogot et al., 1992), méně také věk opuštění denního vzdělávání (např. Smith et al., 1998b) či míra negramotnosti (např. Artalejo et al., 1998).

Diferenciace úmrtnosti podle vzdělání na individuální úrovni je dokumentována v mnoha longitudinálních studiích. V USA (Rogot et al., 1992) byl pozorován rozdíl v naději dožití ve věku 25 let mezi osobami s nejvyšší a nejnižší úrovní vzdělání 6 let pro muže a 5 let pro ženy, u populace finských mužů (Pensola, Martikainen, 2004) značně klesalo riziko úmrtí od nejnižšího k nejvyššímu vzdělání u všech pozorovaných příčin, osoby se základním vzděláním ve studii Bobaka et al. (2003) v Rusku měly čtyřikrát vyšší riziko úmrtí než vysokoškolsky vzdělané osoby. Dle výsledků studie Mackenbacha et al. (2008), kteří zkoumali socioekonomické nerovnosti v intenzitě úmrtnosti ve 22 evropských zemích, jsou největší rozdíly v úmrtnosti podle vzdělání v Česku a Litvě, nejmenší, přesto signifikantní, ve Švédsku a Anglii. Tyto rozdíly byly nalezeny pro všechny sledované příčiny úmrtí s výjimkou novotvaru prsu. Vysoká diferenciaci úmrtnosti podle vzdělání v zemích východní Evropy a Pobaltí je výsledkem větší nerovnosti v úrovni úmrtnosti na kardiovaskulární choroby. Právě úmrtnost na kardiovaskulární choroby má se vzděláním nejsilnější souvislost (McFadden et al., 2008; Smith et al., 1998b). Nejednoznačný je vztah mezi vzděláním a úmrtností na novotvary. Ve Francii (Menvielle et al., 2005) byly pozorovány nerovnosti v úmrtnosti na novotvary podle vzdělání pouze u mužů (největší v úmrtnosti na novotvar plic a jícnu). Mackenbach et al. (1999) našli v Česku a Maďarsku dokonce vyšší intenzitu úmrtnosti na novotvary u žen s vyšším vzděláním. Jedinou výjimkou byla úmrtnost na novotvar plic, která byla vyšší u žen s nižším vzděláním. Vyšší intenzitu úmrtnosti na novotvar prsu měly vzdělanější ženy i v dalších studovaných státech (USA, Finsko, Norsko, Itálie a Estonsko). Z výsledků této studie je dále zřejmé, že nerovnosti v úrovni úmrtnosti podle vzdělání jsou větší pro muže než pro ženy, což platí nejen pro celkovou úmrtnost, ale i pro úmrtnost na všechny zkoumané příčiny úmrtí. Ke stejným závěrům došli i další autoři (McFadden et al., 2008; Vescio et al., 2003).

Nerovnoměrné rozložení populace podle vzdělání hraje důležitou roli také pro vysvětlení regionálních rozdílů v úmrtnosti. Několik možných vysvětlení vlivu vyššího vzdělání na nižší úmrtnost v regionu nabízí Kravdal (2010). Podle něj je vyšší úroveň vzdělání spojena s vyššími příjmy obyvatel, jež produkují vyšší daňové příjmy regionu, které mohou být využity pro spravování hustší sítě zdravotnických zařízení či k vytváření infrastruktury pro podporu fyzické aktivity. Dalšími aspekty vyššího podílu vzdělanější populace je větší atraktivita regionu pro kvalifikované pracovníky zdravotnických zařízení a především sociální interakce, kterými jsou v regionu přenášeny znalosti, postoje a chování spojené s pozitivním vztahem k vlastnímu zdraví. Vztah mezi vyšším stupněm vzdělání a nižší úrovní úmrtnosti byl potvrzen u mužů i žen mezi městy v Japonsku (Fukuda et al., 2004), španělskými regiony (Artalejo et al., 1998), státy USA (Muller, 2002) či maďarskými okresy (Kopp et al., 2006). Ve studii diferenciaci úmrtnosti mezi okresy na Slovensku (Rosicova et al., 2009) byl efekt vzdělání statisticky významný pouze pro muže. Také podle Kravdala (2007), který studoval rozdíly v intenzitě úmrtnosti v Norsku na úrovni obcí, je vliv většího podílu populace s vyšším vzděláním na nižší úroveň úmrtnosti silnější u mužů.

Vzdělání bylo jako významný socioekonomický faktor regionální diferenciaci úmrtnosti (na úrovni okresů) prokázáno také v analýzách z Česka. Dle výsledků studie Rychtaříkové a Dzúrové (1992) z dat za okresy bývalého Československa z let 1981–1985 mělo vzdělání největší vliv na regionální rozdíly v naději dožití ve věku 60 let. Spijker (2004) analyzoval data z let 1987–1997 a našel negativní vztah mezi úrovní vzdělání a intenzitou úmrtnosti. Příspěvek vzdělání k regionální diferenciaci úmrtnosti byl ovšem menší než příspěvek některých dalších socioekonomických proměnných, např. míry nezaměstnanosti či intenzity rozvodovosti. Efekt vzdělání byl nejsilnější u rozdílů v úmrtnosti na novotvary mezi muži, ale síla asociace klesala s věkem.

Příjem

Úroveň příjmu odráží finanční možnosti pro adekvátní bydlení, výživu a lékařskou péči. Jako měřítko socioekonomického statusu je ovšem méně stabilní než vzdělání, protože se značně mění v průběhu životního cyklu. V literatuře se proto většinou používá pro vyjádření úrovně příjmu kategorizovaný příjem domácnosti (např. Nakaya, Dorling, 2005), výjimečně osobní příjem (např. Kopp et al., 2006). Mechanismy, kterými příjem a příjmová nerovnost působí na lidské zdraví a úmrtnost jsou popsány v kapitole 2.2.1. Mnozí autoři (Phelan et al., 2004; Preston, Taubman, 1994) zdůrazňují primární význam vyššího příjmu pro odvrácení předčasných úmrtí, jimž lze předejít kvalitní lékařskou péčí, dražší formou léčby či konzumací vybrané stravy. Podle Jamese et al. (1997) lidé s nízkými příjmy konzumují levnou energii získanou z brambor, obilovin, uzenin a nekvalitních mléčných výrobků, která je chudší na základní živiny, jako vápník, železo, hořčík, vitamín C nebo vláknina. Specifickým aspektem vlivu příjmu na úmrtnost, diskutovaným především v USA, je obtížná dostupnost zdravotního pojištění pro osoby s nižšími příjmy (Cutler et al., 2006).

Ve většině populací si lidé s vyššími příjmy užívají lepšího zdraví a delšího života. Rogot et al. (1992) pozorovali na vzorku populace USA rozdíly v naději dožití ve věku 25 let mezi osobami z nejnižší a nejvyšší příjmové skupiny 10 let pro muže a 4 roky pro ženy. Podobné rozdíly našly na základě dat z USA také Hummer et al. (1999), Snyder a Evans (2006) a Anderson et al. (1997), na základě dat z Norska Skalická et al. (2009) nebo u starších osob v Japonsku Liang et al. (2003). Neumayer (2004), který zkoumal vliv socioekonomických proměnných na úmrtnost v Německu tvrdí, že nerovnosti v intenzitě úmrtnosti podle příjmu jsou nejvyšší ve věkové skupině 45–65 let. Krueger et al. (2003) se pokusili popsat závislost úmrtnosti na zdrojích příjmu (příjem ze zaměstnání, samostatné výdělečné činnosti, úroků, dividend a ostatní). Zjistili, že vyšší riziko úmrtí je spojeno nejen s nižší úrovní příjmu, ale také s menším počtem zdrojů příjmu. Tento vztah se s věkem stává silnějším. Dle výsledků mnoha individuálních studií jsou na příjmové nerovnosti náchylnější muži než ženy (Anderson, 1997; Rogot, 1992).

Ve studiích zkoumajících regionální diferenciaci úmrtnosti je měřítkem příjmu obvykle průměrný příjem osob či domácností v regionu. Průměrný příjem byl negativně asociován s intenzitou úmrtnosti mezi okresy USA (Blanchard et al., 2008) i mikroregiony v kanadském Ontariu (Finkelstein et al., 2003). Ve studii Nakayi a Dorlinga (2005) byl průměrný příjem ve Spojeném království i Japonsku signifikantně korelovan s rozdíly v úmrtnosti ve věku 20–64

let mezi regiony NUTS2³ ve Spojeném království, resp. prefekturami v Japonsku. V Japonsku byla tato asociace slabší a ve věku 75 a více let dokonce obrácená (tj., vyšší průměrný příjem byl spojen s vyšší úrovní úmrtnosti). K závěru, že mezi průměrným příjmem a úmrtností neexistuje žádný vztah, došel Kravdal (2007), který analyzoval rozdíly v úmrtnosti mezi regiony v Norsku. Mackenbach (1991) zjistil mezi nizozemskými regiony významný vliv průměrného příjmu na diferenciaci v celkové intenzitě úmrtnosti a také v intenzitě úmrtnosti na kardiovaskulární choroby, cerebrovaskulární choroby, respirační onemocnění a novotvar žaludku. Také mezi okresy v Maďarsku (Kop et al., 2006) byl nalezen silný vztah mezi průměrným příjmem a úrovní úmrtnosti na kardiovaskulární choroby.

V Česku byl průměrný příjem, jako jeden z možných faktorů socioekonomické diferenciaci úmrtnosti na úrovni okresů, podrobněji analyzován Spijkerem (2004). V jeho modelu vykazoval průměrný příjem nejvýraznější negativní asociaci s rozdíly v intenzitě úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy a na vnější příčiny u osob ve věku 65 a více let. Vztah příjmu s celkovou diferenciací úmrtnosti byl pouze slabý.

Jak již bylo zmíněno výše (viz kap. 2.2.1), pro vysvětlení diferenciaci úmrtnosti nejsou důležité pouze rozdíly v absolutních příjmech, ale také jejich relativní rozložení (příjmová nerovnost). V současných studiích se k určení příjmové nerovnosti používá Giniho koeficient nebo Robin Hood Index. Pozitivní lineární vztah mezi příjmovou nerovností a intenzitou úmrtnosti popsali např. Muller (2002) a Kawachi et al. (1997) mezi státy USA. Mezi okresy USA (Blanchard et al., 2008) nebyl statisticky významný vztah těchto proměnných prokázán. Silná korelace mezi příjmovou nerovností a intenzitou úmrtnosti byla nalezena také mezi regiony úrovně NUTS2 ve Spojeném království (Nakaya a Dorling, 2005). Grigoriev et al. (2013) použili k popisu vlivu příjmové nerovnosti na meziokresní rozdíly v úmrtnosti v Bělorusku podíl osob s příjmem pod hranicí chudoby. Tento faktor nebyl signifikantně spojen s celkovou úrovní úmrtnosti, ale vykazoval silný vztah s intenzitou úmrtnosti na vnější příčiny (včetně sebevražd a násilných úmrtí).

Nezaměstnanost

Souvislost mezi nezaměstnaností a úmrtností lze vysvětlit několika mechanismy (Bartley, 1994; Iversen, 1989). Nezaměstnanost lze chápat jako psychosociální stresor, který ohrožuje identitu, sebeúctu a sociální síť jedince. Tyto faktory pak mají účinek na větší náchylnost k rozvoji somatických a mentálních onemocnění. Ztráta zaměstnání má také přímý vliv na vyšší krevní tlak nebo vylučování stresových hormonů, které ovlivňují správné fungování tělesných funkcí. Dalším negativním dopadem ztráty zaměstnání může být změna životního stylu a zvýšená konzumace tabáku či alkoholu. Dlouhodobá nezaměstnanost má nepochybně vliv také na finanční situaci a materiální zajištění jedince. Vyšší úmrtnost mezi nezaměstnanými lze však vysvětlit i selektivním mechanismem – tedy, že mnozí z nezaměstnaných ztratili práci kvůli svému špatnému zdravotnímu stavu. Stewart (2001) popsal a empiricky dokázal, že osoby s horším zdravotním stavem mají nejen větší riziko přijít o zaměstnání, ale také je u nich větší šance

³ NUTS (zkratka z francouzského Nomenclature of territorial units for statistics) jsou jednotky vytvořené Eurostatem pro statistické účely. Regiony úrovně NUTS2 vymezují základní regiony pro aplikaci regionálních politik (Eurostat, 2012).

zůstat nezaměstnanými dlouhodobě. Více jsou ztrátou zaměstnání v případě horšího zdravotního stavu ohroženi manuálně pracující (Bartley, Owen, 1996).

Empirické studie vztahu mezi nezaměstnaností a úmrtností jsou zpravidla prováděny pro osoby v produktivním věku (cca 20–64 let). Nylén et al. (2001) našli ve Švédsku silnou pozitivní souvislost mezi úrovní nezaměstnanosti a úrovní úmrtnosti. Po vyloučení osob s dlouhodobými onemocněními se asociace mezi nezaměstnaností a úrovní úmrtnosti u mužů nezměnila a u žen dokonce ještě vzrostla. Na vzorku finské populace dokumentoval Martikainen (1990), že vliv nezaměstnanosti na vyšší intenzitu úmrtnosti roste s délkou trvání nezaměstnanosti. Současně prokázal selekci nezaměstnaných založenou na věku, vzdělání a rodinném stavu, ale tato selekce nebyla signifikantní pro zdravotní stav. V jeho studii měla nezaměstnanost největší dopad na větší riziko úmrtí na kardiovaskulární příčiny, vnější příčiny a novotvar plic. Stejně příčiny úmrtí byly spojeny s nezaměstnaností také v Anglii a Walesu (Moser et al., 1987) a v Japonsku (Granados, 2008). Jedním z aspektů vztahu zaměstnanosti a intenzity úmrtnosti je také vliv práce na částečný úvazek. Podle Nyléna et al. (2001) pracuje většina žen na částečný úvazek kvůli péči o děti a domácnost, zatímco pokud pracuje na částečný úvazek muž, je to často kvůli jeho zdravotním problémům. Tento předpoklad byl potvrzen v jejich studii na vzorku populace Švédska. U žen nebyl nalezen vztah mezi prací na částečný úvazek a intenzitou úmrtnosti, zatímco u mužů znamenala práce na částečný úvazek vyšší riziko úmrtí.

Van Lenthe et al. (2005) porovnávali význam nezaměstnanosti v regionální diferenciaci úmrtnosti mezi mikroregiony v Nizozemsku, Anglii, Finsku (aglomerace Helsinek), Itálii (aglomerace Turína), Španělsku (aglomerace Madridu) a USA. U mužů měla populace, která žila v regionech s nejvyšším kvantilem nezaměstnanosti, o 14–46 % vyšší riziko úmrtí v porovnání s populací, která žila v regionech s nejnižším kvantilem nezaměstnanosti. Nejvýraznější rozdíly byly pozorovány v Nizozemsku a Finsku, nejmenší naopak v Anglii. Mezi ženami byl pozorován slabší vztah mezi úrovní nezaměstnanosti a regionální diferenciací úmrtnosti. Riziko úmrtí pro ženy, žijící v kvantilu s největší nezaměstnaností, bylo nejvyšší v USA. Silnější pozitivní korelace mezi mírou nezaměstnanosti a úrovní úmrtnosti u mužů byla pozorována i mezi městy v Japonsku (Fukuda et al., 2004), mezi slovenskými okresy (Rosicova et al., 2009) a u intenzity úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny mezi okresy v Maďarsku (Kopp et al., 2006). Mezi běloruskými okresy měla nezaměstnanost významný vliv na celkovou úroveň úmrtnosti a úroveň úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy (Grigoriev et al., 2013).

Vliv nezaměstnanosti na regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku lze pozorovat až od poloviny 90. let 20. století, protože do té doby v Česku nezaměstnanost prakticky neexistovala. V letech 1990–1991 nebyl mezi mírou nezaměstnanosti a intenzitou úmrtnosti na úrovni okresů nalezen signifikantní vztah. O pět let později již tyto dvě proměnné prokazovaly silnou asociaci. V souladu se studiemi z ostatních zemí, měla nezaměstnanost největší vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny (Dzúrová, 2000). V analýze dat z let 1987–1997 byl mezi okresy Česka popsán pouze slabý vztah mezi mírou nezaměstnanosti a úrovní úmrtnosti, který se výrazně nelišil mezi muži a ženami (Spijker, 2004).

Povolání

Povolání bylo studováno jako jeden z prvních faktorů diferenciaci úmrtnosti. Např. Stocks (1938) pozoroval na základě dat z 19. století nejen vyšší intenzitu úmrtnosti řezníků oproti hospodským v Londýně, ale také vyšší úroveň úmrtnosti v anglických regionech s vyšším podílem osob pracujících v průmyslu, oproti regionům s větším zastoupením populace pracující v zemědělství. Zaměstnání je spojeno s různými fyzickými a psychosociálními vlastnostmi pracoviště. Lidské zdraví může být na místě pracoviště ohroženo škodlivými látkami, rizikem úrazů, psychologickým stresem i sdíleným rizikovým chováním (Johnson et al., 1999). Povolání je většinou spojeno se vzděláním a podle Sundquista a Johanssona (1997) lze vyšší intenzitu úmrtnosti manuálně pracujících osob z velké části vysvětlit jejich nižším vzděláním a rizikovými faktory s ním spojenými.

V empirických studiích se povolání obvykle rozděluje do několika kategorií. Ve Spojeném království je tradiční dělení sociálních tříd podle povolání na 6 kategorií (vysoce kvalifikovaní odborníci, středně kvalifikovaní odborníci, kvalifikovaní nemanuálně pracující, kvalifikovaní manuálně pracující, částečně kvalifikovaní manuálně pracující a nekvalifikovaní manuálně pracující; Harrison, Gardiner, 2002). V analýzách z ostatních zemí se většinou používá jednoduché třídění na manuálně a nemanuálně pracující, ze kterých jsou často zvláště vydělováni pracující v zemědělství (např. Hirokawa et al., 2006). Toto členění odpovídá rozdělení povolání do ekonomických sektorů (primární, sekundární, terciární), které použil také Spijker (2004) pro Česko.

Nejvíce důkazů o vztahu mezi intenzitou úmrtnosti a povoláním pochází ze Spojeného království. Rostoucí úroveň úmrtnosti od duševně pracujících odborníků k nekvalifikovaným manuálně pracujícím pozorovali Fox et al. (1985), McFadden et al. (2008) či Smith et al. (1998b). Podle Smitha et al. (1998b) existuje u mužů stejný gradient i v intenzitě úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy, novotvary a ostatní příčiny úmrtí. Fox et al. (1985) zjistili, že těsný vztah mezi úmrtností a povoláním se nemění ani po odchodu jedince do důchodu. McFadden et al. (2008) došli ve své studii k závěru, že rozdíly v intenzitě úmrtnosti podle povolání jsou pro ženy nižší a statisticky významné pouze u úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny, což lze částečně přičíst menším rozdílům v podílu kuřáček mezi jednotlivými skupinami podle povolání. Mezi ženami z jednotlivých sociálních tříd podle povolání jsou také menší rozdíly v konzumaci alkoholu, který je podle Harrisona a Gardinera (2002) jedním z nejvýznamnějších faktorů zprostředkujících diferenciaci úmrtnosti podle povolání ve Spojeném království. Rovněž ve Finsku byl nalezen významný vliv vyšší konzumace alkoholu u manuálně pracujících na jejich vyšší úroveň úmrtnosti, na rozdíl od Spojeného království i u žen (Mäkelä et al., 1997). V Japonsku měli ve studii Hirokawy et al. (2006) zemědělství a lesní dělníci obou pohlaví nižší intenzitu celkové úmrtnosti i úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny než ostatní manuálně i nemanuálně pracující. Tyto osoby totiž v průměru vykazovaly nižší konzumaci alkoholu a nezdravé stravy, vyšší fyzickou aktivitu a nižší podíl kuřáků. Relativně nízká úroveň úmrtnosti byla mezi osobami pracujícími v zemědělství pozorována i v USA, kde ovšem nebyla nižší než u vysoce kvalifikovaných odborníků (Johnson et al., 1999). K podobným závěrům došli též Menvielle et al. (2005) ve Francii u úmrtnosti na novotvary. Největší nerovnosti podle povolání byly v jeho studii pozorovány pro novotvar plic a jícnu u mužů, což je pravděpodobně způsobeno

nerovnoměrným rozložením konzumace alkoholu a tabáku mezi jednotlivými profesními skupinami.

Podíl manuálně pracujících byl nejvýznamnějším faktorem rozdílů v úrovni úmrtnosti mezi mikroregiony v metropolitní oblasti Helsinek (Martikainen et al., 2003). Vyšší podíl manuálně pracujících v regionu měl největší dopad na vyšší úroveň úmrtnosti na kardiovaskulární choroby a vnější příčiny. Žití v regionech s vyšším podílem manuálně pracujících bylo významně spojeno s vyšší intenzitou úmrtnosti také v Austrálii (Turrell et al., 2007), Anglii (Sloggett, Joshi, 1994) či v metropolitní oblasti Turína (Marinacci et al., 2004).

Rychtaříková a Dzúrová (1992) zjistily signifikantní vztah mezi podílem dělníků a nadějí dožití při narození mezi okresy bývalého Československa v 80. letech 20. století. Korelace mezi těmito dvěma proměnnými byla větší pro muže než pro ženy. Spijker (2004) popsal pozitivní vztah mezi podílem pracujících v primárním i sekundárním sektoru a intenzitou úmrtnosti na většinu příčin úmrtí mezi českými okresy v letech 1987–1997. Podíl pracujících v primárním sektoru měl největší vliv na větší intenzitu úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy, podíl pracujících v sekundárním sektoru na intenzitu úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy. Souvislost mezi povoláním podle sektorů a úrovní úmrtnosti byla nejsilnější pro osoby ve věku 45–54 let a s věkem klesala.

Rodinný stav

Dostupná literatura dokumentuje, že rodinný stav a formování a zánik manželství mají významný efekt na zdravotní stav a úmrtnost. Tento jev lze vysvětlit kombinací mnoha selekčních i kauzálních mechanismů (Hermström, 1996; Kravdal, 2007; Rogers, 1995). Dle hypotézy selekce vstupují do manželství spíše zdraví lidé a rozvod hrozí spíše nezdravým jedincům. Kritéria pro výběr partnera do manželství mohou zahrnovat nejen příjem, fyzický vzhled, psychickou stabilitu, ale také vyhýbání se rizikovým faktorům, jako je kouření či nadměrná konzumace alkoholu. Hypotéza ochranné funkce manželství předpokládá, že nižší úroveň úmrtnosti osob v manželství je výsledkem dostupnějších sociálních vztahů, integrace a sociální podpory. Manželství také vytváří jasnou sociální roli a odpovědnost, která vede k vyhýbání se riziku a ke zdravějšímu životnímu stylu. Vyšší úroveň úmrtnosti rozvedených a ovdovělých osob lze dle hypotézy stresu přičíst většímu vystavení se rizikovým faktorům úmrtnosti (kouření, vyšší konzumace alkoholu, vyšší krevní tlak, vyšší BMI atd.) po zániku manželství. Vztah mezi rodinným stavem a úmrtností může být zprostředkován rovněž skrz příjem. Závažný pokles finančních prostředků po zániku manželství může mít negativní dopad na zhoršení podmínek bydlení, životní styl nebo možnosti využívání kvalitní zdravotní péče.

Porovnání rozdílů v úmrtnosti podle rodinného stavu v 16 vyspělých státech mezi lety 1940–1985 ukázalo, že riziko úmrtí osob nežijících v manželství je větší než riziko úmrtí osob v manželství, přičemž ve většině případů vykazovaly největší intenzitu úmrtnosti rozvedené osoby. Ve všech studovaných státech byly tyto rozdíly větší pro muže, než pro ženy (Hu, Goldman, 1990). Stejně výsledky byly pozorovány i v mnoha longitudinálních studiích např. v Rusku (Bobak et al., 2003) či ve Švédsku (Sundquist, Johansson, 1997). V USA pozoroval Rogers (1995) největší úmrtnost svobodných osob (jejich riziko úmrtí bylo téměř třikrát vyšší než riziko úmrtí osob žijících v manželství), vyšší úroveň úmrtnosti než osoby žijící v manželství

měli ovšem i ti, kteří byli rozvedení a ovdovělí. Podle Murphyho et al. (2007), kteří studovali rozdíly v úrovni úmrtnosti podle rodinného stavu v sedmi evropských státech, mají svobodné osoby největší intenzitu úmrtnosti ve věku 40–59 let, ve vyšším věku je úmrtnost nejvyšší pro rozvedené osoby. Metsä-Simola a Martikainen (2012) zjistili na základě vzorku populace z Finska, že u mužů je nadúmrtnost rozvedených nejvyšší bezprostředně po rozvodu a v čase klesá. U žen je tato nadúmrtnost nižší než u mužů a je rovnoměrně rozložena v delším časovém období po rozvodu. Výrazně vyšší riziko úmrtí na vnější příčiny a příčiny spojené s alkoholem se ovšem u žen prudce snižuje již po šesti měsících po rozvodu, zatímco u mužů až po čtyřech letech. Význam vyšší intenzity úmrtnosti osob nežijících v manželství na příčiny spojené se sociální patologií (sebevraždy, vraždy, nehody, nemoci přímo spojené s nadměrnou konzumací alkoholu a kouřením) zdůrazňují rovněž Rogers et al. (2005) a Martikainen et al. (2005). Kravdal (2001) na norských datech dokázal, že rozvedení a svobodní obou pohlaví mají vyšší úroveň úmrtnosti také na novotvary.

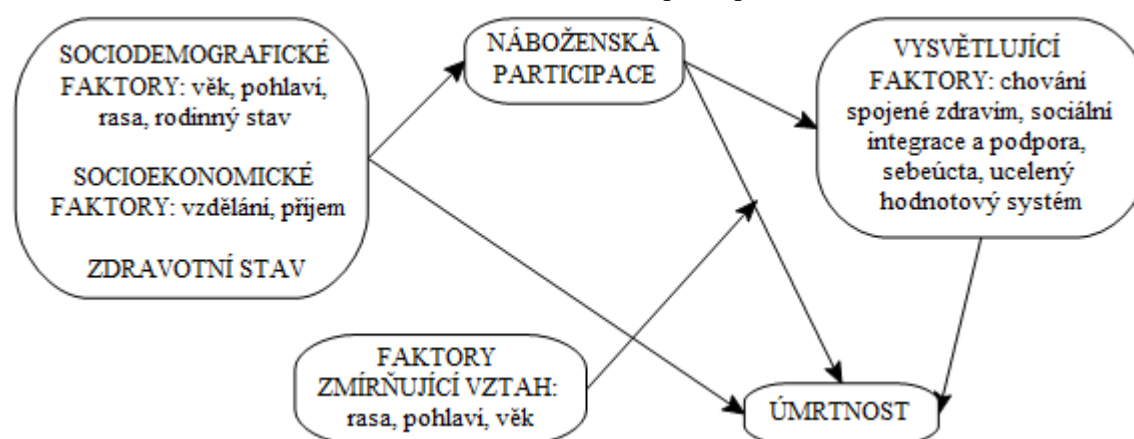
Při studiu regionální diferenciaci úmrtnosti jsou obvyklým měřítkem rodinného stavu a formování a zániku manželství podíly rozvedených, svobodných, ovdovělých a podíly osob žijících v manželství (např. Kravdal, 2007) nebo intenzita rozvodovosti (např. Spijker, 2004). Kemper a Thieme (1991) našli signifikantní vztah rodinného stavu a úrovně úmrtnosti mezi regiony bývalého západního Německa. Zatímco na vyšší intenzitu úmrtnosti v produktivním věku měl zjevný vliv větší podíl rozvedených, u úmrtnosti starších osob to byl větší podíl ovdovělých. Ve shodě s mnoha longitudinálními studiemi byl také v této analýze na regionální úrovni pozorován silnější vztah mezi rodinným stavem a intenzitou úmrtností u mužů. Mezi norskými obcemi zjistil Kravdal (2007), že větší podíl rozvedených osob ve věku 50–89 let vede k vyšší intenzitě úmrtnosti osob odpovídající věkové skupiny, zatímco vyšší podíl svobodných k nižší intenzitě úmrtnosti, a to u mužů i žen. U mužů zůstává toto schéma podobné i po nahrazení podílů rozvedených a svobodných osob ve věku 50–89 let podíly osob ve věku 30–49 let. U žen je po tomto nahrazení vyšší úroveň úmrtnosti i v obcích s vyšším podílem svobodných. V mužské populaci Finska pozorovali Blomgren et al. (2004) silnou regionální souvislost podílu rozvedených a osob žijících o samotě s úmrtností spojenou s alkoholem. Změna intenzity rozvodovosti v letech 1990–2003 byla jedním z hlavních determinantů diferenciaci úmrtnosti mezi 89 regiony Ruska (Popov, 2009).

U žen mezi okresy bývalého Československa v 80. letech 20. století vykazovala intenzita rozvodovosti silnou korelaci s nadějí dožití při narození i s nadějí dožití ve věku 60 let. U mužů byla korelace intenzity rozvodovosti s nadějí dožití při narození pouze slabá, ale souvislost s nadějí dožití ve věku 60 let silnější než u žen (Rychtaříková, Dzúrová, 1992). O 10 let později byla intenzita rozvodovosti stále jedním z hlavních determinantů rozdílů v úmrtnosti mezi okresy Česka. Zatímco pozitivní vztah intenzity rozvodovosti a intenzity úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy a novotvary se příliš nelišil mezi muži a ženami, vztah mezi úmrtností na vnější příčiny a úrovní rozvodovosti byl silnější pro ženy. U intenzity úmrtnosti na vnější příčiny byla nalezena abnormalita v podobě negativního vztahu s intenzitou rozvodovosti ve věku 45–54 u mužů i žen (Spijker, 2004).

Náboženství

Vědci se shodují na pozitivním efektu aktivní náboženské participace na lidské zdraví. Vztah mezi náboženstvím a úmrtností je zprostředkován především skrz behaviorální a psychosociální faktory (Ellison, Levin, 1998, 2006; Hummer et al., 1999; Musick et al., 2004; Obr. 4). Za část vztahu mezi náboženskou účastí a úmrtností je odpovědná zdravotní selekce, tj. mnoho z lidí, kteří se neúčastní náboženských setkání, se jich nemůže účastnit kvůli svému špatnému zdravotnímu stavu (Hummer et al., 1999). Náboženská aktivita, zejména v podobě zapojení se do života náboženské komunity, může podporovat fyzické zdraví tím, že reguluje chování související se zdravím. Jedná se především o nižší konzumaci alkoholu, tabáku a návykových látek. Neopominutelným faktorem je ovšem také méně rizikové sexuální chování či podpora určitých stravovacích návyků. Dle empirických zjištění Musicka et al. (2004) mohou behaviorální faktory vysvětlovat 20–30 % efektu vyšší náboženské participace na nižší intenzitu úmrtnosti. Hummer et al. (1999) doložili vztah mezi náboženskou účastí a chováním spojeným se zdravím na silné asociaci mezi vyšší účastí na náboženských setkáních a nižší úrovní úmrtnosti na nemoci spojené s kouřením. Prospěšné účinky na zdravotní stav má nepochybně rovněž zvýšená sociální podpora mezi členy náboženské komunity. Ta je formálně i neformálně umožněna skrz větší síť sociálních vztahů osob, které sdílejí stejné hodnoty, zájmy a aktivity. Dalšími aspekty aktivní náboženské participace může být posílení sebeúcty a pozitivního vnímání sebe sama. Přínosný efekt na psychickou odolnost a zdraví může mít také ucelenější a jasnější hodnotový systém, který víra v Boha nabízí. Méně důkazů existuje o možných negativních zdravotních dopadech sociálních tlaků uvnitř náboženských skupin na dodržování norem a očekávaného chování. Porušení pravidel může vytvářet silné pocity viny a studu. Utrpením pro mnoho jedinců může být také setrvávání v nevyhovujících manželských svazcích, kvůli strachu z odsouzení společností (Ellison, Levin, 1998; Strawbridge et al., 2001).

Obr. 4 – Schematické znázornění vztahu mezi náboženskou participací a úmrtností



Zdroj: upraveno podle Musick et al. (2004)

Ve vyspělých státech je většina studií zabývajících se vztahem náboženské participace a úmrtnosti zaměřena pouze na jedince s křesťansko-židovským původem (Powell et al., 2003). Problémem pro srovnání různých studií je absence jednotné definice náboženské a duchovní aktivity. Náboženská participace je nejčastěji měřena jako frekvence docházky do kostela nebo na modlitby. Ovšem zatímco ve studiích z USA je za častou docházkou obvykle považována

účast na náboženských setkáních více než jedenkrát týdně (např. Musick et al., 2004), la Cour et al. (2006) myslí ve své studii z Dánska častou náboženskou aktivitou docházku do kostela jindy než pouze na náboženské svátky. Jiní autoři se zabývali hledáním rozdílů v úmrtnosti mezi obyvateli s různým náboženským vyznáním (např. Räsänen et al., 1996). Prosté podíly věřících, popř. podíly obyvatel hlásících se k určitému náboženskému vyznání, jsou používány také ve studiu regionální diferenciaci úmrtnosti (např. Mackenbach et al., 1991).

Nejvíce důkazů o vztahu mezi aktivní náboženskou participací a úmrtností pochází z USA, kde je náboženská aktivita považována za jeden z hlavních determinantů rozdílů v úmrtnosti na individuální úrovni. Podle Powella et al. (2003) má tato skutečnost základ ve velkém podílu obyvatel USA, kteří věří v Boha (96 %) a především v tom, že 67 % obyvatel USA považuje náboženství za velmi důležitou součást svého života. Tyto podíly navíc stále rostou. Dupre et al. (2006) pozorovali u osob ve věku 65 a více let v Severní Karolině v USA silnou negativní asociaci mezi náboženskou účastí a intenzitou úmrtnosti. V jejich studii měli ti, kteří se neúčastní náboženských setkání, přibližně dvojnásobné riziko úmrtí oproti těm, kteří se jich účastní pravidelně. Toto riziko bylo mírně vyšší pro ženy. Hummer et al. (1999) našli v USA sedmiletý věkový rozdíl v naději dožití ve věku 20 let mezi muži a ženami, kteří se vůbec nezapojují do náboženských aktivit a těmi, kteří se jich účastní více než jednou týdně. Podle Omana et al. (2002), kteří studovali data z Kalifornie v USA, jsou příčinami úmrtí s nejsilnějším vztahem k aktivní náboženské participaci nemoci oběhové soustavy, nemoci trávicího traktu a respirační onemocnění. V Evropě prokázali významnou negativní asociaci mezi náboženskou participací a úrovní úmrtnosti la Cour et al. (2005) na základě vzorku populace starších osob z Dánska. Tento efekt však byl signifikantní pouze pro ženy. Zároveň také nenalezli žádný vztah mezi úmrtností a posloucháním bohoslužeb v televizi či v rádiu.

Räsänen et al. (1996) porovnávali v longitudinální studii rozdíly v úmrtnosti mezi luterány a pravoslavnými ve východním Finsku. I po adjustaci podle dalších socioekonomických proměnných byla celková intenzita úmrtnosti pravoslavných 4,2krát vyšší než intenzita úmrtnosti luteránů. Nižší úroveň úmrtnosti protestantů v porovnání s katolíky našli O'Reilly a Rosato (2008) v Severním Irsku. Předpokládá se, že v křesťanských církvích je vyhýbání se rizikovému chování typické spíše pro protestanty než pro katolíky. To bylo i prokázáno v několika studiích regionálních rozdílů. Holt et al. (2006) zjistili, že ve státech USA s vysokým podílem osob vyznávajících katolické vyznání jsou vyšší míry konzumace alkoholu než ve státech s vysokým podílem protestantů. Blanchard et al. (2008) studovali souvislost diferenciaci úmrtnosti mezi státy USA a podílem katolíků a protestantů. Vyšší podíl katolíků byl korelován s vyšší intenzitou úmrtnosti na příčiny spojené se sociální patologií. Mackenbach et al. (1991) odhalili, že nadúmrtnost v jižní části Nizozemska je silně spojena s vyšším podílem římských katolíků. Vyšší podíl katolíků byl spojen nejen s vyšší intenzitou celkové úmrtnosti, ale především s výrazně vyšší úrovní úmrtnosti na novotvar plic a další nemoci přímo spojené s kouřením.

Rasa

Rasa je v souvislosti s rozdíly v úmrtnosti zkoumána především v USA. Někdy je zde dokonce kvůli své vysoké korelaci se vzděláním, příjmem, povoláním a nezaměstnaností používána jako indikátor socioekonomického statusu. Vyšší úroveň úmrtnosti Afroameričanů v porovnání s bílými

Američany popsalo mnoho autorů (Dupre et al., 2006; Kaufman et al., 1998; Keil et al., 1992; Potter, 1991; Rogers et al., 1996). Tento rozdíl se s věkem snižuje a podle výsledků studie v Severní Karolině Dupreho et al. (2006) dokonce nastává ve věku kolem 80 let jeho obrat, tj. v nejvyšším věku mají Afroameričané nižší riziko úmrtí než bílí Američané. Autoři nabízí dvě možná vysvětlení tohoto jevu – podhodnocení skutečné intenzity úmrtnosti Afroameričanů v nejvyšších věkových skupinách a selektivní přežití nejodolnější jedinců ze subpopulace Afroameričanů, která vykazuje v mladších věkových skupinách vyšší intenzitu úmrtnosti. Dle všech současných studií je vyšší intenzita úmrtnosti Afroameričanů přičítána především jejich horšímu socioekonomickému postavení. Keil et al. (1992) v longitudinální studii dokázali, že pokud je uvažováno vzdělání a povolání, rozdíly v úmrtnosti mezi Afroameričany a bílými Američany nejsou signifikantní. Dalším pozorovaným trendem v USA je nižší úroveň úmrtnosti Asiatů. Podle Rogerse et al. (1996) to je důsledek jejich nižší konzumaci alkoholu a tabáku, zdravější stravy a také lepšího socioekonomického postavení.

Migrace, národnost a etnicita

Úmrtnost imigrantů a etnických skupin je ovlivněna mnoha vzájemně se ovlivňujícími interakcemi sociálních a kulturních faktorů a také genetickými rozdíly a selektivní migrací (Kibele et al., 2008; Sundquist, 1995). Zdravotní stav těchto osob se od populace cílové země liší díky odlišným behaviorálním, psychosociálním i materiálním charakteristikám. Tyto rysy jednotlivých etnických skupin a skupin imigrantů se mohou měnit s délkou pobytu v cílové zemi i s různými zkušenostmi s migrací. V Evropě existují důkazy o tom, že imigranti jsou zdravější a mají nižší úroveň úmrtnosti, než populace cílové země (např. Razum et al., 1998; Uitenbroek, Verhoeff, 2002). Tento jev lze vysvětlit selektivní migrací, tedy že většina migrantů se rozhodne pro emigraci pouze v případě dobrého zdravotního stavu. Navíc migranti musí často projít před migrací povinnými zdravotními prohlídkami. Podle Uitenbroeka a Verhoeffa (2002) probíhá selekce migrantů nejen podle zdravotního stavu, ale důležité je též psychická odolnost, ambice a motivace, které mohou mít pozitivní vliv na pozdější zdraví. Razum et al. (1998) uvádí jako jeden z možných důvodů nižší intenzity úmrtnosti imigrantů v Německu jejich návrat do země původu v případě vážného onemocnění. Kibele et al. (2008) však upozorňují na příkladu naděje dožití v Německu na možný problém neúplných demografických dat o cizincích. Dle oficiální německé statistiky totiž mají cizinci naději dožití ve věku 65 let vyšší než 30 let (zatímco Němci přibližně 15 let). Statistika Německého úřadu důchodového zabezpečení naopak ukazuje, že intenzita úmrtnosti cizinců ve věku 65 a více let je pouze mírně vyšší než intenzita úmrtnosti Němců v odpovídající věkové skupině.

Wild a McKeigue (1997) zkoumali rozdíly v úmrtnosti mezi skupinami imigrantů ve věku 25–74 let v Anglii a Walesu. Největší nadúmrtnost mužů i žen v porovnání s celou populací Anglie a Walesu byla zjištěna pro imigranty ze Skotska a Irska, naopak imigranti pocházející z karibské oblasti měli výrazně nižší intenzitu úmrtnosti. Část tohoto trendu lze vysvětlit tím, že na krátkou vzdálenost mohou migrovat i méně zdraví jedinci, zatímco u dlouhých vzdáleností platí zdravotní selekce migrace. Tato hypotéza ovšem nenabízí vysvětlení další zjištěné skutečnosti, tedy vyšší pozorované úrovně úmrtnosti i mezi Iry a Skoty z druhé generace. Autoři se na základě dat o příčinách úmrtí domnívají, že větší úmrtnost Irů a Skotů je pravděpodobně

dána především vyšší prevalencí kouření mezi nimi. K podobným závěrům došel také Balarajan (1991), který v Anglii a Walesu pozoroval statisticky významné rozdíly mezi národnostními skupinami v úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy. V jeho studii měli nejvyšší úroveň úmrtnosti osoby pocházející z indického subkontinentu, ale také mezi Iry, Skoty a Poláky byla intenzita úmrtnosti vyšší než průměr. Podprůměrnou úroveň úmrtnosti měli imigranti z Karibiku, západní Evropy a zemí Commonwealthu. Rozdíly v naději dožití mezi skupinami migrantů v Amsterdamu v Nizozemsku se zabývali Uitenbroek a Verhoeff (2002). Výsledky jejich studie ukázaly, že všechny skupiny migrantů (z Karibiku, Středomoří, vyspělých i rozvojových zemí) měly naději dožití ve věku 50 let vyšší než Nizozemci. Nejlepší úmrtnostní poměry byly pozorovány u osob pocházejících ze Středomoří, jejichž naděje dožití ve věku 50 let byla u mužů o více jak 4 roky a u žen o téměř 7 let vyšší než naděje dožití ve stejném věku Nizozemců. Rozdíly mezi skupinami migrantů v naději dožití při narození vykazovaly menší variabilitu. Dle měr úmrtnosti totiž mají cizinci v mladším a středním věku vyšší intenzitu úmrtnosti než Nizozemci, ale ve věku 55 a více let se tento trend obrací. Imigranti ze Středomoří mají intenzitu úmrtnosti nižší v každé věkové skupině.

Ve studiích regionálních rozdílů mezi okresy v Nizozemsku (Mackenbach et al., 1989) či mezi regiony v Rusku (Popov, 2009) byl nalezen pouze slabý vztah mezi úrovní úmrtnosti a podílem imigrantů. Sauer (1962) částečně přičítal vyšší intenzitu úmrtnosti ve Středoatlantických státech⁴ USA vysokému podílu imigrantů z Irska, Polska, Rakouska a Ruska, kteří měli velmi vysokou úmrtnost na kardiovaskulární příčiny.

Pro zkoumání regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku má význam zaměřit se specificky na etnickou skupinu Romů. Podle odhadů žije v Rumunsku, Bulharsku, Maďarsku, Slovensku a Česku asi 5–10 milionů Romů a její zdravotní stav a úmrtnostní poměry jsou jedny z nejhorších ve vyspělém světě. Ve většině z těchto zemí představují Romové největší etnickou minoritu (Masseria et al., 2010; Sepkowitz, 2006). Důležitou roli v úrovni zdravotního stavu a úmrtnosti Romů hraje pravděpodobně jejich nižší vzdělanost, vysoká nezaměstnanost, nízký standard bydlení a z něj plynoucí hygienické podmínky, hygienické a stravovací návyky a také konzumace alkoholu a tabákových výrobků. Romové kvůli nedostatečnému vzdělání, mnohdy chybějícímu zdravotnímu pojištění, vlastním tradicím i obavám z diskriminace navíc často přicházejí k lékařům v pozdější fázi onemocnění (Bogdanović et al., 2007; McKee, 1997). Dle výsledků průzkumu prováděného UNDP⁵ v Bulharsku, Maďarsku a Rumunsku lze pozorovaný silný vztah mezi romskou národností a horším zdravotním stavem z velké části vysvětlit socioekonomickým statutem (Masseria et al., 2010).

V Srbsku (Bogdanović et al., 2007) i v Bulharsku (Kohler, Preston, 2011) byla nalezena vyšší úroveň úmrtnosti romské populace v porovnání s neromskou populací u obou pohlaví, v každé věkové skupině i u všech sledovaných příčin úmrtí. V těchto státech, stejně jako na Slovensku (Šprocha, 2008), bylo pozorováno jiné úmrtnostní schéma Romů dle příčin úmrtí oproti celkové populaci. Romové mají, především v souvislosti s mladší věkovou strukturou, nižší podíl úmrtí na novotvary a nemoci oběhové soustavy a naopak vyšší podíl úmrtí na nemoci

⁴ Mezi státy Středoatlantické oblasti patří Delaware, Maryland, New Jersey, New York a Pensylvánie.

⁵ UNDP = Rozvojový program Organizace spojených národů (z anglického „United Nations Development Programme“)

dýchací soustavy a vnější příčiny. Významně k rozdílům v úmrtnosti mezi Romy a většinovou populací přispívají velké rozdíly v kojenecké a dětské úmrtnosti. Mezi romskými dětmi je větší výskyt infekčních onemocnění, zranění, otrav, popálenin, ale také mentální retardace a vývojových vad (Ginter et al., 2001). V Česku byl v roce 1985 kvocient kojenecké úmrtnosti u Romů přibližně dvakrát vyšší než u celkové populace (Kalibová, 1989), v Bulharsku je pravděpodobně až šestkrát vyšší (Sepkowitz, 2006). Velká pozornost je otázce zdravotního stavu a úmrtnosti Romů věnována na Slovensku. Dle Gintera et al. (2001) může být větší podíl romské populace na Slovensku jedním z důvodů rozdílu v naději dožití mezi Čechy a Slováky. Šprocha (2008) zjistil, že naděje dožití při narození se v romských obcích liší od celé populace Slovenska asi o 7 let pro muže a o 9 let pro ženy.

Poslední odhad úmrtnostních poměrů Romů na území Česka provedla Kalibová (1989) ze sčítání 1970 a 1980. Intenzita úmrtnosti Romů byla v té době přibližně na úrovni úmrtnosti v českých zemích ve 30. letech 20. století a jejich naděje dožití při narození se od celé populace lišila přibližně o 11 let u mužů a o 15 let u žen. Největší rozdíly v úmrtnosti byly pozorovány v kojeneckém věku a poté ve věku 10–29 let. Důležitým poznatkem pro studium regionální diferenciaci úmrtnosti je, že ukazatele úmrtnosti v regionech s větším zastoupením romské populace byly ovlivněny jejím odlišným charakterem demografické reprodukce. Vliv podílu romské populace na rozdíly v úrovni úmrtnosti mezi okresy bývalého Československa prokázaly Rychtaříková a Dzúrová (1992). Nejsilnější vazba byla nalezena mezi vyšším zastoupením obyvatel romské národnosti a vyšší kojeneckou úmrtností. Podle Spijkera (2004) byl podíl Romů signifikantním faktorem regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku, především v případě úmrtnosti na respirační onemocnění, ale byl silně korelován s mnohými socioekonomickými charakteristikami.

Urbanizace

Vztah mezi urbanizací a úmrtností je zprostředkován přes řadu socioekonomických, behaviorálních, psychosociálních i dalších faktorů. Městské prostředí nabízí více příležitostí k zaměstnání, vzdělávání, sociálním kontaktům a také lepší přístup ke zdravotnickým a sociálním službám. Na druhou stranu je život ve městech ve vyspělém světě spojen s vyšším psychickým stresem, nezdravým životním stylem, znečištěním ovzduší, hlukem i vyšší mírou kriminality. Důležitým aspektem souvislosti mezi urbanizací a intenzitou úmrtnosti je rozdílné složení obyvatelstva žijícího ve městech a na venkově. V evropských zemích bylo prokázáno, že obyvatelstvo v nejvíce urbanizovaných regionech je mladší, má vyšší vzdělání a příjmy, je zde větší podíl ateistů, svobodných a také vyšší úroveň rozvodovosti. V upadajících průmyslových regionech mohou být ovšem v městských oblastech nahromaděné ekonomické a sociální poruchy (Mackenbach et al., 1991; van Hooijdonk et al., 2008).

Problémem srovnatelnosti empirických studií je rozdílné vymezení městských a venkovských regionů. Někteří autoři definují městské regiony na základě využití půdy (např. O'Reilly et al., 2007), jiní dle hustoty zalidnění (např. van Hooijdonk et al., 2008). Nejčastěji používaným kritériem k zjištění míry urbanizace je podíl obyvatel žijících ve městech od určité populační velikosti (např. Krüger et al., 1995). Toto kritérium s hranicí 10 000 obyvatel bylo použito i v případě studia regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku (Spijker, 2004). Dle většiny studií

ze západní Evropy sice celková úmrtnost roste se stupněm urbanizace, ale tento gradient se liší podle příčin úmrtí i podle věku. Van Hooijdonk et al. (2008) v Nizozemsku i O'Reilly et al. (2007) v Severním Irsku zjistili mírně nižší úroveň celkové úmrtnosti v městských regionech, ale pro děti a mladistvé a nejstarší osoby byla úmrtnost nižší v regionech venkovských. V obou studiích byl zjištěn nejsilnější vztah mezi žitím v městských regionech a úmrtností na respirační onemocnění a novotvar plic. Law a Morris (1998) navíc mimo těchto dvou příčin úmrtí pozorovali v městských oblastech Anglie a Walesu také vyšší intenzitu úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy. Tato zjištění podporují předpoklad, že městské prostředí je spojeno s horší kvalitou ovzduší a také vyšší prevalencí kouření. Dle Krügera et al. (1995) se životní styl rozšiřuje z centrálních a metropolitních regionů do periferie, což dokázali na příkladu úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny v Norsku. Zatímco v letech 1966–1970 byla úroveň úmrtnosti mužů na tyto příčiny vyšší v městských oblastech, o 20 let později se gradient obrátil. V Německu popsala Kibele (2011) odlišný vliv urbanizace na úmrtnost v bývalé západní a východní části země. Zatímco v bývalém Západním Německu byla naděje dožití vyšší ve venkovských okresech, v bývalém Východním Německu tomu bylo naopak. Hlavním determinantem tohoto rozdílu je výrazně vyšší intenzita úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy ve venkovských oblastech východní části Německa.

Také v bývalém Československu existovaly rozdíly ve vztahu mezi urbanizací a úmrtností. Zatímco v Česku byla intenzita úmrtnosti vyšší v okresech s vysokou urbanizací, na Slovensku spíše ve venkovských okresech. Tuto diferencii lze přičítat dalším faktorům, především podílu romské populace (Rychtaříková, Dzúrová, 1992). V období 1987–1997 nebyla mezi okresy Česka pozorována signifikantní souvislost mezi podílem obyvatelstva žijícího ve městech a úrovní celkové úmrtnosti. S mírou urbanizace však byla pozitivně asociována úmrtnost na nemoci dýchací soustavy (Spijker, 2004).

Dostupnost lékařské péče

Rozvoj lékařské péče nepochybně velkou měrou přispěl ke zlepšování zdravotního stavu populace a prodlužování naděje dožití. Dal by se proto očekávat významný vliv dostupnosti a zdrojů zdravotnické péče na nižší intenzitu úmrtnosti, především u příčin, které podléhají rychlému lékařskému zákroku (např. infarkt). Studie regionálních rozdílů prováděné v západoevropských zemích ve druhé polovině 20. století se však neshodují na jednotné a jasné asociaci mezi rozdíly v poskytování zdravotnické péče a úrovní úmrtnosti (Mackenbach et al., 1990). Statisticky významný vztah mezi počtem lékařů na obyvatele a úmrtností nebyl nalezen ani ve východní Evropě (Grigoriev et al., 2013; Popov, 2009). Cochrane et al. (1978) zdůrazňují odlišnosti ve vztahu mezi prevalencí lékařů a úmrtností na základě věku. Dle analýzy rozdílů v úrovni úmrtnosti mezi 18 vyspělými státy došli k tomu, že korelace mezi počtem lékařů na obyvatele a intenzitou úmrtnosti je velká a pozitivní u mladších osob a negativní se stává u osob ve věku 45 a více let. Tento nekonzistentní a neočekávaný vztah nelze vysvětlit jinými proměnnými. Dle autorů je jedním z možných vysvětlení vědomé i nevědomé uspokojování poptávky po lékařích podle zdravotních problémů v jednotlivých zemích. K hypotéze, že systém reaguje na potřebu, dospěli také Fukuda et al. (2004) na základě pozitivního vztahu mezi

intenzitou úmrtnosti a hustotou zařízení primární lékařské péče⁶ mezi městy v Japonsku. Mackenbach et al. (1990) se domnívají, že absence jednoznačné asociace mezi lékařskou péčí a úmrtností může být způsobena tím, že používané ukazatele (tj. nejčastěji počet lékařů, popř. nemocničních lůžek na obyvatele) správně nevystihují kvalitu a efektivnost poskytované lékařské péče. Dostupnost zdravotnických služeb jako nezávislého efektu na redukci úmrtnosti byla na rozdíl od evropských států potvrzena v USA. Negativní asociace mezi počtem lékařů primární zdravotnické péče na obyvatele a úrovní úmrtnosti existuje nejen mezi jednotlivými státy USA, ale tento vztah byl potvrzen i pro rozdíly mezi okresy ve státech východní a severní části země (Ricketts, Holmes, 2007). Pro analýzu regionálních rozdílů úmrtnosti v Česku použil Spijker (2004) dva indikátory zdravotní péče – počet lékařů a počet nemocničních lůžek na 10 000 obyvatel. Tyto ukazatele neměly v jeho modelu významnou souvislost s regionální diferenciací úmrtnosti.

Životní prostředí

Životní prostředí může ovlivňovat jedince bez ohledu na jeho osobní charakteristiky. Nejrůznější škodlivé látky se do lidského těla mohou dostat nejen spolu s kyslíkem ze vzduchu, ale též skrz trávicí ústrojí kontaminovanou vodou či potravinami. Cesty expozice a rizika pro zdraví nejčastěji se vyskytujících polutantů jsou popsány ve Směrnici pro kvalitu ovzduší Světové zdravotnické organizace (Sivertsen, 2006). Se spalováním fosilních paliv v průmyslových podnicích, při vytápění a v motorových vozidlech je spojen především výskyt oxidů dusíků a síry. Tyto chemické sloučeniny mají primární vliv na respirační systém. Skrz biologické procesy mohou mít ovšem dopad také na kardiovaskulární onemocnění či novotvary. Hlavními látkami, které znečišťují ovzduší v městech a průmyslových oblastech, jsou oxidy síry (nejčastěji oxid siřičitý SO_2) a suspendované částice. Suspendované částice obsahují složitou směs organických a anorganických látek různé velikosti. Nebezpečnou složkou těchto částic jsou těžké kovy. Středně velké částice (označované jako PM_{10}) se dostávají do dolních cest dýchacích, drobnější částice ($\text{PM}_{2,5}$) dokonce až do plicních sklípků. Z oxidů dusíku má na lidský organismus největší vliv oxid dusičitý (NO_2), antropogenně vznikající spalovacími procesy v dopravě. Oxid dusičitý je však spojen s emisemi dalších látek a lze tak těžko odhalit jeho nezávislý efekt (Sivertsen, 2006).

Dle výsledků několika longitudinálních studií v Evropě (např. Hoek et al., 2002) i v USA (např. Dockery et al., 1993) lze však usuzovat, že polutanty koncentrované ve vnějším prostředí mají na úmrtnost slabší efekt, než škodlivé látky přijímané kouřením. Znečištění ovzduší mělo podle těchto analýz po adjustaci podle individuálních charakteristik dopad pouze na úmrtnost na kardiopulmonální příčiny⁷ a novotvar plic. Krátkodobý efekt emise suspendovaných částic (PM_{10}) na úmrtnost byl detailně studován v 90 městech USA (Samet et al., 2000) i v 29 městech Evropy (včetně Prahy a Teplíc; Katsouyanni et al., 2001). V USA byla s nárůstem koncentrace PM_{10} o $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ spojena o 0,5 % vyšší úmrtnost následující den. Silnější vztah byl pozorován pro kardiopulmonální příčiny úmrtí. V evropských městech se výsledky značně lišily. Větší

⁶ Primární lékařskou péčí je myšlena zdravotnická služba poskytovaná na ambulantní úrovni praktickými lékaři, pediatry, zubními lékaři a některými dalšími specialisty.

⁷ Kardiopulmonální onemocnění jsou onemocnění spojená s krevním oběhem a dýcháním.

dopad nárůstu koncentrace PM_{10} o $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ byl pozorován ve městech jižní Evropy (úmrtnost následující den byla až o 1,5 % vyšší), naopak např. v Německu byl vztah denních emisí PM_{10} a úmrtnosti negativní. Podobnou analýzu provedli také Peters et al. (2000) v severočeských okresech (Chomutov, Most, Teplice, Ústí nad Labem a Děčín) a bavorských okresech sousedících s Českem na základě dat z let 1982–1994. Zatímco v Česku byla nalezena závislost denní úmrtnosti na emisi znečišťujících látek, vztah mezi těmito proměnnými v Bavorsku nebyl signifikantní. Největší efekt na úmrtnost měla s jednodenním zpožděním koncentrace suspendovaných částic a s dvoudenním zpožděním koncentrace SO_2 . Podle Bobaka a Marmota (1996) přispívalo silně znečištěné ovzduší v Česku v 80. letech 20. století asi 9 % k rozdílu v úrovni úmrtnosti mezi Českem a Rakouskem a bývalým západním Německem.

Souvislost znečištění ovzduší a úrovně úmrtnosti byla analyzována i mezi okresy Česka. Bobak a Leon (1992) popsali vliv základních polutantů na regionální diferenciaci kojenecké úmrtnosti. Novorozenecká úmrtnost nevykazovala statisticky významnou asociaci s emisemi PM_{10} , SO_2 ani oxidy dusíku. Silnější vztah, signifikantní i po zahrnutí socioekonomických proměnných do modelu, byl pozorován u ponovorozenecké úmrtnosti a emisí PM_{10} a oxidů dusíku. Koncentrace SO_2 byla spojena pouze s intenzitou ponovorozenecké úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy. V analýze Rychtaříkové a Džurové (1992) nebyla nalezena signifikantní souvislost mezi emisemi SO_2 a regionálními rozdíly v úmrtnosti. Také podle Spijker (2004) jsou emise SO_2 pro diferenciaci úmrtnosti mezi okresy Česka relativně nedůležité. Na základě jeho výsledků má koncentrace SO_2 dokonce mírně pozitivní vliv na zdraví. Tyto výsledky jsou však ovlivněny způsobem zjišťování průměrné hodnoty znečištění ovzduší na úrovni okresů.

2.5 Ekologická chyba

Ve studiích regionálních rozdílů úmrtnosti ve vymezených územních jednotkách obvykle nejsou dostupná individuální data a jednotkou analýzy tak není jedinec, nýbrž skupina jedinců. Nebezpečím při interpretaci výsledků takových analýz je tzv. ekologická chyba, která vyplývá z agregovaného charakteru dat. Ta vzniká, pokud jsou souvislosti sledované na úrovni populace regionu vztahovány na jedince, kteří jsou jejími členy (Diez Roux, 2002).

Rozdíl mezi vztahy na individuální a agregované (ekologické) úrovni poprvé popsal na počátku 50. let 20. století americký sociolog Robinson (1950), který zkoumal vztah mezi rasou a negramotností. Ačkoliv korelační koeficient podílu Afroameričanů a negramotnosti mezi státy USA vykazoval hodnotu 0,53, na individuální úrovni byla tato asociace opačná (–0,11). Další příklad ekologické chyby uvádí Diez Roux (2002). Mezi státy světa byla zjištěna zvyšující se úroveň úmrtnosti na dopravní nehody s rostoucím příjmem na obyvatele. Tento vztah je ovšem zavádějící, protože dle studií individuálních dat v mnoha státech je úmrtnost na dopravní nehody vyšší u osob s nižším příjmem.

Rozdíly zjištěných vztahů na individuální a ekologické úrovni ovšem nemusí nutně vyplývat z agregace, ale rovněž z metodických chyb a špatného výběru proměnných. Další proměnné a interakce mezi nimi mohou mít na vysvětlení souvislostí podstatný vliv. Zjištěné vztahy na agregované úrovni by navíc neměly být interpretovány jako kauzální, ale jako souvislost mezi dvěma proměnnými (Spijker, 2004). Podle Lancastera a Greena (2002) obecně pro minimalizaci

zkreslení výsledků stačí data standardizovat a zahrnout do modelu další faktory, které mohou být potenciálně zodpovědné za variabilitu vysvětlované proměnné. Dle jejich studie vlivu socioekonomických podmínek na rozdíly ve zdravotním stavu je riziko ekologické chyby sníženo, pokud se bere do úvahy odlišná populační struktura na agregované úrovni. Schwartz (1994) zdůrazňuje oprávněnost ekologických studií v posouzení dopadů diferenciaci vnějšího prostředí (ekonomické, kulturní a sociální) na lidské chování a zdraví. Také nemusí platit, že modely na individuální úrovni jsou lépe vymezeny než modely na úrovni agregované. Samotný proces seskupování totiž může očistit data od chyb, které vznikají při zkreslených odpovědích v individuálních studiích. Ekologické analýzy tak nelze považovat za pouhé náhražky individuálních studií při nedostupnosti dat.

2.6 Shrnutí a hypotézy

Většina studií prokázala silnou souvislost mezi socioekonomickými faktory a úmrtností, a to nejen na individuální, ale také na agregované úrovni. Vybrané studie socioekonomických faktorů regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku i v Evropě jsou shrnuty v tabulce 1. Platí, že populace z regionů s nepříznivými vnějšími podmínkami (nižší vzdělaností, nižšími průměrnými příjmy, vyšší mírou nezaměstnanosti apod.) obvykle vykazuje horší zdravotní stav a úmrtnostní poměry. Tento regionální vzorec byl potvrzen i v dřívějších studiích provedených v Česku. Lze proto předpokládat, že i v této analýze se bude úmrtnost mezi okresy lišit v závislosti na socioekonomických podmínkách.

Hypotéza 1: *Regionální diferenciaci úmrtnosti má souvislost se socioekonomickou diferenciací. Úmrtnost je nejvyšší v regionech s nejhorsími socioekonomickými podmínkami.*

Socioekonomická diferenciaci je měřena různými proměnnými v závislosti na objektu a předmětu zájmu výzkumu, popř. na dostupnosti dat. Většinu z těchto proměnných lze studovat na individuální i agregované úrovni. Pouze některé z nich (míra urbanizace, dostupnost lékařské péče či znečištění ovzduší) nemají svůj individuální ekvivalent. Za faktor s nejsilnějším vlivem na diferenciaci úmrtnosti je považováno vzdělání. Úroveň vzdělanosti je spojena nejen s dalšími socioekonomickými faktory, ale má vliv rovněž na životní styl. Právě vzdělání tak ve většině studií regionální diferenciaci úmrtnosti vysvětluje největší podíl variability. V rozdílech úmrtnosti na individuální i agregované úrovni hraje v západní Evropě důležitou roli nezaměstnanost. V Česku nezaměstnanost do počátku 90. let 20. století prakticky neexistovala a její souvislost s regionální diferenciací úmrtnosti tak byla nepodstatná. S časem však její význam rostl a lze očekávat další zvyšování vlivu nezaměstnanosti na rozdíly v úmrtnosti.

Hypotéza 2: *Největší vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti má ze socioekonomických proměnných vzdělání, roste význam nezaměstnanosti.*

Mnoha výzkumy byla prokázána slábnoucí asociace socioekonomického statusu a úmrtnosti s věkem. Interpretace těchto výsledků ovšem není jednoduchá. V dětství je obvykle vlastní socioekonomický status určen socioekonomickými podmínkami rodičů, v důchodovém věku závisí socioekonomický status na statusu v průběhu aktivního života. Některé faktory se navíc mohou měnit v průběhu životní dráhy člověka. Problém nastává také v analýzách regionálních

rozdílů úmrtnosti, kde se může lišit exponovaná populace zemřelých a osob, u kterých je zjišťován socioekonomický status. Příkladem může být zkreslující souvislost intenzity úmrtnosti osob ve věku 65 a více let a míry nezaměstnanosti. Většina studií je tak zaměřena pouze na analýzu vztahu socioekonomické diferenciaci a zdravotního stavu či úmrtnosti v produktivním věku.

Hypotéza 3: *Vliv socioekonomických faktorů na regionální diferenciaci úmrtnosti se mění s věkem.*

Rozdíly v úmrtnosti mezi muži a ženami nejsou dány pouze biologicky a geneticky, ale, jak potvrzuje řada výzkumů, rovněž vnějšími podmínkami (socioekonomickými, behaviorálními i environmentálními). Muži mají větší tendence k rizikovému chování, což lze dokázat jejich vyšší konzumací tabáku či alkoholu. Mají navíc větší šanci pracovat v prostředí, ve kterém se vyskytují látky škodící lidskému zdraví. Jsou to tak právě behaviorální faktory, které jsou patrně největším podílem zodpovědné za silnější vztah mezi úmrtností a socioekonomickými faktory u mužů, který byl popsán v mnoha vyspělých státech. Výsledky dosavadních studií provedených v Česku sice tuto tendenci jednoznačně nepotvrdily, u většiny faktorů lze přesto očekávat jejich těsnější souvislost s regionální diferenciací úmrtnosti mužů.

Hypotéza 4: *Socioekonomické faktory mají silnější vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti mužů.*

Z vysvětlení socioekonomické diferenciaci úmrtnosti vyplývá, že socioekonomické faktory mají největší vliv na příčiny, které lze odvrátit vyhýbáním se rizikovým faktorům, životním stylem a kvalitní léčbou. Empirické studie potvrdily, že největší socioekonomické rozdíly úmrtnosti existují u kardiovaskulárních, respiračních, popř. vnějších příčin. Tyto příčiny jsou silně spojeny s expozicí škodlivým látkám nejen z vnějšího prostředí, ale především z kouření tabáku. U úmrtnosti na novotvary nebyl potvrzen jasný socioekonomický gradient. Některé typy (např. novotvar plic) jsou s individuálními i agregovanými vnějšími charakteristikami silně spojeny, jiné (např. novotvar prsu) nevykazovaly ve většině studií se socioekonomickými proměnnými žádnou souvislost. Podobné výsledky byly popsány i v Česku.

Hypotéza 5: *Socioekonomické faktory mají nejsilnější vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti na nemoci oběhové a dýchací soustavy.*

Tab. 1 – Vybrané studie faktorů regionální diferenciace úmrtnosti v Česku a v Evropě

Autoři, stát, úroveň, období	Ukazatel úmrtnosti	Socioekonomické faktory	Statistický model	Hlavní výsledky	Poznámky
Rychtaříková a Dzúrová (1992), Československo, okresy, 1981–1985	naděje dožití při narození, naděje dožití ve věku 60 let, pravděpodobnost úmrtí mezi věkem 20–40 let	podíl Romů, míra rozvodovosti manželství, míra urbanizace, podíl dělníků, podíl obyvatel ve věku 15+ se základním vzděláním, emise SO ₂	mnohonásobný regresní model	Nejsilnější vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti má vzdělání, podíl Romů a rozvodovost.	–
Spijker (2004), Česko, okresy, 1987–1987	naděje dožití při narození, standardizovaná míra úmrtnosti	míra nezaměstnanosti, průměrný příjem, podíl pracujících v primárním sektoru, podíl pracujících v sekundárním sektoru, podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním, míra urbanizace, podíl Romů, index rozvodovosti, emise SO ₂ , počet lékařů a nemocničních lůžek na 10 000 obyvatel	shluková analýza, Poissonův regresní model (úmrtnost podle příčin)	Regiony s nejhorsími socioekonomickými podmínkami (nízká vzdělanost, nízké příjmy, vyšší nezaměstnanost) mají nižší naději dožití při narození. Nejsilnější souvislost regionální diferenciace úmrtnosti byla s průměrným příjmem, mírou nezaměstnanosti, podílem pracujícím v primárním, resp. sekundárním sektoru a vzdělaností.	Socioekonomické proměnné měly největší vliv na regionální rozdíl v úmrtnosti na kardiiovaskulární a respirační příčiny. Silnější vztah vybraných proměnných s úmrtností byl pozorován pro muže.
Blomgren et al. (2004), Finsko, NUTS 4, 1990–1996	standardizovaná míra úmrtnosti na příčiny spojené s alkoholem	podíl manuálně pracujících, míra nezaměstnanosti, průměrný příjem domácnosti, příjmová nerovnost, soudržnost rodin, volební účast, míra urbanizace podíl švédsky hovořících obyvatel	Poissonův regresní model	Vyšší úmrtnost byla v regionech s vyšším podílem manuálně pracujících, vyšší nezaměstnaností a nižší soudržností rodin. Opačný efekt na úmrtnost měla vyšší míra urbanizace.	Asociace byla signifikantní i po adjustaci podle proměnných na individuální úrovni.
Grigoriev et al. (2013), Bělorusko, oblasti, 1997–2007	standardizovaná míra úmrtnosti (osoby ve věku 15–64 let)	míra nezaměstnanosti, podíl osob s příjmem pod hranici chudoby, konzumace alkoholu (míra úmrtnosti na příčiny spojené s alkoholem), počet lékařů na 10 000 obyvatel	mnohonásobný regresní model	Největší vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti měla konzumace alkoholu. S nezaměstnaností byla silně spojena především úmrtnost na kardiiovaskulární příčiny, s chudobou úmrtnost na vnější příčiny.	–

Tab. 1 – pokračování

Autoři, stát, úroveň, období	Ukazatel úmrtnosti	Socioekonomické faktory	Statistický model	Hlavní výsledky	Poznámky
Law a Morris (1998), Anglie a Wales, okresy, 1992	standardizovaná míra úmrtnosti	index socioekonomické deprivace (nezaměstnanost, sociální třída, kvalita bydlení, příjem)	Poissonův regresní model	Úmrtnost je přibližně o 15 % vyšší v nejvíce deprivovaných okresech oproti okresům nejméně deprivovaným.	Dle analýzy příčin úmrtí lze vyšší úmrtnost v nejvíce deprivovaných okresech z velké části přičíst vyšší prevalenci kouření.
Kibele (2011), Německo, okresy, 1996–2006	naděje dožití při narození	průměrný příjem, HDP, podíl osob s vysokoškolským vzděláním, roční populační přírůstek, životní prostor v m ² na obyvatele, efektivnost zdravotní politiky (zdravotní péče a podíl úmrtí na příčiny spojené se sociální patologií)	shluková analýza, analýza časové řady	Největší podíl variability v úmrtnosti mezi okresy a její změny v čase vysvětloval průměrný příjem a efektivnost zdravotní politiky. Podíl osob s vysokoškolským vzděláním měl vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti, ale ne na její změnu v čase.	Socioekonomické faktory pro analýzu byly vybrány z mnoha proměnných korelační analýzou.
Kopp et al. (2006), Maďarsko, okresy, 2001–2003	standardizovaná míra úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny (osoby ve věku 45–64 let)	stupeň vzdělání, průměrný příjem, míra nezaměstnanosti	mnohonásobný regresní model	Na meziregionální rozdíly v úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny mělo největší vliv vzdělání a příjem.	Silnější vztah mezi socioekonomickými proměnnými a úmrtností byl u mužů.
Mackenbach et al. (1991), Nizozemsko, okresy, 1950–1984	standardizovaná míra úmrtnosti	socioekonomický faktor (příjem, vzdělání, povolání), urbanizační faktor (podíl ateistů, voličů levice, svobodných, neúplných rodin, velkých měst, míra rozvodovosti), náboženský faktor (podíl římských katolíků)	mnohonásobný regresní model	S vyšší úmrtností byl nejsilněji spojen vyšší podíl římských katolíků a nižší průměrný příjem. Průzkum prokázal, že tento vztah je zprostředkovan především skrz vyšší prevalenci kouření mezi římskými katolíky.	Faktory byly vybrány analýzou hlavních komponent (uvedené proměnné jsou proměnné, kterými jsou dané faktory nejvíce syceny).
Rosicova et al. (2009), Slovensko, okresy, 2002	standardizovaná míra úmrtnosti	podíl vysokoškolsky vzdělaných, míra nezaměstnanosti, průměrný příjem, podíl Romů	mnohonásobný regresní model	Na regionální diferenci úmrtnosti měla signifikantní vliv vzdělanost a míra nezaměstnanosti.	Model vysvětloval větší podíl variability u úmrtnosti mužů.

Kapitola 3

Metodologie a data

3.1 Volba území a času

Pro statistické zjišťování v Česku je závazná územní klasifikace CZ-NUTS vytvořená na základě metodických principů Eurostatu (Česko, 1999). Klasifikace měla ve své původní podobě 6 úrovní od NUTS0 (stát) až po NUTS5 (obce). V roce 2008 byly úrovně NUTS4 a NUTS5 nahrazeny samostatnou klasifikací LAU1 (okresy) a LAU0 (obce). V této práci byla jako základní územní jednotka pro analýzu faktorů regionální diferenciaci v Česku zvolena úroveň okresů (LAU1). Dostupnost dat za nižší územní jednotky (obce s rozšířenou působností, obce) je omezená a kvůli jejich malé populační velikosti hrozí zkreslení a výkyvy demografických ukazatelů. Naopak analýza větších územních jednotek (krajů) by mohla skrýt významné rozdíly uvnitř nich.

Území Česka se dělí na okresy dle zákona č. 36/1960 Sb. (Československo, 1960) a okresy jsou definovány jako územně správní jednotky středního stupně, které jsou vymezeny výčtem obcí a vojenských újezdů. V současné době existuje 76 okresů, ke kterým se jako 77. jednotka počítá i Hlavní město Praha, ačkoliv není ve statistické klasifikaci považováno za území úrovně LAU1 (Obr. 5).

Z důvodu nižšího počtu zemřelých na úrovni okresů, a tedy vyšším meziročním výkyvům, jsou v hlavní části této analýzy použity pětileté průměry. Pětileté průměry byly spočteny nejen pro ukazatele úmrtnosti na úrovni okresů, ale pokud není uvedeno jinak, rovněž pro ročně publikované socioekonomické ukazatele. Samotná analýza vztahu mezi socioekonomickými proměnnými a regionálními rozdíly úmrtnosti tak byla provedena pro období 2008–2012. Toto období bylo zvoleno s ohledem na rok posledního sčítání a poslední dostupná data o úmrtnosti a o některých ročně publikovaných socioekonomických proměnných. Data ze sčítání se vztahují k 26. březnu 2011. Jako základ pro stěžejní část této práce a pro uvedení do problematiky úmrtnosti v Česku a její regionální diferenciaci byl popsán vývoj základních ukazatelů úmrtnosti v období 2000–2012. Ukazatele platící pro území celého Česka se vztahují k jednomu roku, ukazatele vyjadřující úmrtnost na regionální úrovni ke dvěma pětiletým obdobím 2000–2004 a 2008–2012.

Obr. 5 – Okresy ČR k 31. 12. 2013



3.2 Zdroje dat

Ukazatele úmrtnosti byly spočteny z individuálních dat běžné evidence demografických událostí, které byly poskytnuty katedrou demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze na základě smlouvy s Českým statistickým úřadem. Tato data umožnila agregaci údajů za počty zemřelých a počty obyvatel do okresů podle pohlaví, jednotek věku i věkových skupin a také podle skupin příčin úmrtí. Data za příčiny úmrtí byla kódována dle 10. revize Mezinárodní statistické klasifikace nemocí a přidružených zdravotních problémů (WHO, 2008a). Podle této klasifikace byly pro analýzu regionální diferenciace úmrtnosti vybrány nejčastější skupiny příčin úmrtí v Česku shrnuté v tabulce 2.

Tab. 2 – Vybrané skupiny příčin úmrtí podle klasifikace MKN-10

Skupina příčin úmrtí	Kapitola MKN-10	Kód MKN-10
Všechny příčiny	I–XXII	A00–Y89
Novotvary	II	C00–C97, D00–D48
Nemoci oběhové soustavy	IX	I00–I99
Nemoci dýchací soustavy	X	J00–J99
Nemoci trávicí soustavy	XI	K00–K93
Vnější příčiny	XIX, XX	S00–S99, T00–T98, V01–V99, W00–W99, X00–X59

Zdroj: WHO (2008a)

Ročně publikované socioekonomické proměnné na úrovni okresů byly získány z Veřejné databáze Českého statistického úřadu (ČSÚ, 2014b). Tato databáze obsahuje agregovaná statistická data za všechny sledované úseky statistiky nejen ze zdrojů Českého statistického úřadu, ale rovněž z dalších externích a administrativních zdrojů. Důležité údaje o socioekonomických a sociodemografických charakteristikách obyvatelstva poskytly výsledky posledního cenzu, který na území Česka proběhl v roce 2011. Data ze Sčítání lidu, domů a bytů 2011 za okresy

byly čerpány z Otevřených dat pro výsledky SLDB 2011 (ČSÚ, 2013b). Problémem těchto publikovaných dat je třídění údajů podle místa obvyklého pobytu, které neodpovídá třídění dat, jež je používáno v běžné evidenci demografických událostí či v ukazatelích z veřejné databáze (tato data jsou tříděna podle místa trvalého pobytu). Oprávněnost použití těchto údajů lze ovšem doložit minimálními rozdíly zjištěného počtu osob s trvalým a obvyklým pobytem, které na úrovni okresů dosahovaly v relativním vyjádření v průměru pouze 1,7 % (s rozpětím od -4,7 % v okrese Jeseník do 6,9 % v okrese Praha-západ; ČSÚ, 2014a).

3.3 Metody analýzy úmrtnosti

Na základě cíle práce a dostupných dat byly pro analýzu úmrtnosti zvoleny transversální ukazatele, vztahující se k jednomu roku nebo k pětiletému období. Jednotlivé ukazatele budou v této podkapitole podrobně popsány. Pokud není uvedeno jinak, vychází jejich popis z publikace Základy demografie (Pavlík a kol., 1986).

Kvocient kojenecké úmrtnosti

Nejčastěji používaným ukazatelem pro vyjádření intenzity úmrtnosti ve věku 0, tedy úmrtnosti kojenců, je kvocient kojenecké úmrtnosti $kú$. Kvocient kojenecké úmrtnosti je definován jako počet zemřelých do jednoho roku života D_0 na 1 000 živě narozených N^v v daném roce:

$$kú = \frac{D_0}{N^v} * 1\,000$$

Naděje dožití

Naděje dožití, též nazývána střední délka života, vyjadřuje počet roků, které v průměru ještě prožije osoba právě x -letá za předpokladu, že se po celou dobu jejího dalšího života nezmění řád vymírání. Tento ukazatel není ovlivněn věkovou strukturou populace, a je proto vhodný pro srovnání úmrtnosti v čase i v prostoru. Výpočet naděje dožití vychází z úmrtnostní tabulky. Vstupními daty, které byly použity v této práci, jsou počty zemřelých podle věku D_x a počty obyvatel středního stavu P_x (počty obyvatel vztahované k 1. 7. daného roku). Charakteristikou intenzity úmrtnosti, která zároveň umožňuje přejít od reálné k fiktivní populaci je kvocient úmrtnosti q_x , tedy odhad pravděpodobnosti úmrtí mezi přesnými věky x a $x + 1$:

$$q_x = 1 - e^{-ú_x}, \quad ú_x = \frac{D_x}{P_x}$$

Pro věk 0 je pravděpodobnost úmrtí počítána jako kvocient kojenecké úmrtnosti z počtu zemřelých ve věku 0 D_0 a počtu živě narozených N^v :

$$q_0 = \frac{D_0}{N^v}$$

Především z důvodu menšího počtu událostí a malé velikosti exponované populace u takových populačně malých jednotek, jako jsou okresy Česka, je vhodné použít některou z metod vyrovnání (a extrapolace) funkce pravděpodobnosti úmrtí. Je potřeba brát v potaz rovněž skutečnost, že ve vysokém věku klesá spolehlivost údajů, které vstupují do výpočtu úmrtnosti

tabulky (Burcin a kol., 2010). V této práci byl při výpočtu úmrtnostních tabulek zvolen logistický model Thatcherera (1999) s vstupními věky pro výpočet parametrů 65–90 let. Tento model využívá k odhadu intenzity úmrtnosti μ_x 3 parametry α , β a γ :

$$\mu_x = \frac{z}{1+z} + \gamma, \quad z = \alpha * e^{\beta * x}$$

Z funkce pravděpodobnosti úmrtí jsou odvozovány další tabulkové funkce. Tabulkový počet dožívajících se přesného věku x (l_x) a tabulkový počet zemřelých mezi přesným věkem x a $x + 1$ (d_x) vychází z tzv. kořene tabulky (počtu narozených ve fiktivní populaci), za který se obvykle volí 100 000:

$$l_{x+1} = l_x * (1 - q_x)$$

$$d_x = l_x - l_{x-1} = l_x * q_x$$

Průměr ze dvou po sobě jdoucích tabulkových počtů dožívajících vyjadřuje tabulkový počet žijících v dokončeném věku x (L_x), za předpokladu rovnoměrného rozložení zemřelých během roku:

$$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2}$$

Předpoklad rovnoměrného rozložení zemřelých během roku není splněn v kojeneckém věku, ve kterém je rozložení zemřelých značně nesouměrné. Pro výpočet tabulkového počtu žijících ve věku 0 se proto zavádí korekční koeficient α , který vyjadřuje podíl zemřelých kojenců do šesti měsíců věku z celkového počtu zemřelých ve věku 0:

$$L_0 = l_0 - \alpha * d_0$$

K výpočtu naděje dožití v libovolném přesném věku je potřeba ještě pomocného ukazatele T_x , který vznikne postupným načítáním počtu žijících od nejvyššího dosaženého věku ω a odráží celkový počet let zbývajících k dožití tabulkovou populací ve věku x :

$$T_x = \sum_x^{\omega} L_x$$

Samotná naděje dožití ve věku x (e_x) je pak dána podílem celkového počtu let zbývajících k dožití tabulkovou populací ve věku x a tabulkovým počtem dožívajících se přesného věku x . Jinými slovy lze tedy naději dožití ve věku x definovat jako podíl počtu let života připadajících v průměru na každého jedince ve věku x z dané generaci:

$$e_x = \frac{T_x}{l_x}$$

Pro vyjádření celkové intenzity úmrtnosti je v této práci používána naděje dožití při narození e_0 a pro vyjádření úrovně úmrtnosti ve vyšším věku naděje dožití v přesném věku 65 let e_{65} . Výpočet úmrtnostních tabulek byl proveden v programu DeRaS (Burcin a kol., 2014).

Standardizovaná míra úmrtnosti

Dalším ukazatelem, který umožňuje nezkrácené srovnání intenzity úmrtnosti dvou populací s odlišnou věkovou strukturou, je standardizovaná míra úmrtnosti. Je zřejmé, že s rostoucím věkem se úroveň úmrtnosti značně zvyšuje a v populacích s vyšším podílem starších osob není

jednoduchý ukazatel – hrubá míra úmrtnosti – objektivním odrazem skutečné intenzity úmrtnosti. Standardizovaná míra úmrtnosti je tedy založena na eliminaci vlivu věkové struktury.

Standardizovaná míra úmrtnosti je počítána buď přímou, nebo nepřímou metodou standardizace. V této práci je tento ukazatel použit k popisu rozdílů v úrovni úmrtnosti podle skupin příčin úmrtí a udáván na 100 000 obyvatel. Díky třídění zemřelých podle věku bylo možné využít přesnější přímou standardizaci. Při výpočtu přímo standardizované míry úmrtnosti u^{st} jsou věkově specifické míry úmrtnosti u_x reálné populace aplikovány na střední stav standardní populace P_x^{st} . Jako standardní populace je zde použita věková struktura modelové populace vycházející z evropského standardu stanoveného WHO; Eurostat, 2013):

$$u^{st} = \frac{\sum (u_x * P_x^{st})}{\sum P_x^{st}}$$

Srovnávací úmrtnostní index

Na metodě přímé standardizace je založen výpočet srovnávacího úmrtnostního indexu. Tento ukazatel vyjadřuje poměr očekávaného počtu úmrtí v dané populaci vzhledem k pozorovanému počtu úmrtí ve standardní populaci, přičemž očekávaný počet úmrtí je počet úmrtí, k nimž by v dané populaci došlo, pokud by vykazovala stejnou věkovou strukturu jako standardní populace (Breslow, Day, 1987). Srovnávací úmrtnostní index větší než 1 (popř. 100 %) tedy znamená, že v dané populaci jsou v porovnání se standardní populací horší úmrtnostní poměry, naopak srovnávací úmrtnostní index menší než 1 (100 %) naznačuje lepší úmrtnostní poměry ve studované populaci oproti populaci standardní. Srovnávací úmrtnostní index CMF^8 je vypočten ze vzorce, v jehož jmenovateli je skutečný počet zemřelých ve standardní populaci D^{st} a v čitateli suma součinu měr úmrtnosti studované populace u_x a středního stavu standardní (referenční) populace podle věku P_x^{st} :

$$CMF = \frac{\sum (u_x * P_x^{st})}{\sum D_x^{st}}$$

Srovnávací úmrtnostní index je podle Spijkera (2004) vhodným měřítkem pro porovnání českých okresů mezi sebou, protože splňují předpoklad podobné věkové struktury. V této analýze je srovnávací úmrtnostní index aplikován v kapitole 5 na skupiny okresů s různou úrovní hodnot socioekonomických proměnných s cílem zjistit, jakým způsobem se mezi nimi liší intenzita úmrtnosti. K tomuto účelu byl rovněž pro každý srovnávací úmrtnostní index určen 95% interval spolehlivosti vycházející z odhadu střední chyby SE , který do výpočtu zařazuje také populační velikost studované populace P_x (Breslow, Day, 1987), a následného výpočtu horní a dolní hranice tohoto intervalu CI^9 :

$$SE(\ln CMF) = \frac{\sum (P_x^{st2} * D_x / P_x^2)}{\sum (P_x^{st} * D_x / P_x)}$$

$$CI = e^{[\log(CMF) \pm 1,96 * SE(\log CMF)]}$$

⁸ zkratka přebrána z anglického „Comparative Mortality Figure“

⁹ zkratka přebrána z anglického „Confidence Interval“

Dekompozice

Pro hlubší analýzu rozdílů naděje dožití při narození mezi dvěma časovými obdobími, resp. okresy s nejvyšší a nejnižší nadějí dožití při narození, byla použita dvojrozměrná dekompozice podle Pollarda (1982). Tato metoda vychází z rozkladu rozdílu dvou hodnot naděje dožití při narození e_0 populací a a b na příspěvky věkových skupin x a skupin příčin úmrtí i :

$$e_0^b - e_0^a = \sum [(\hat{u}_{x;x+n}^{ia} - \hat{u}_{x;x+n}^{ib}) * w_{xs} * n]$$

V tomto vzorci jsou $\hat{u}_{x;x+n}^{ia}$ a $\hat{u}_{x;x+n}^{ib}$ míry úmrtnosti populace a a b na danou příčinu i ve věkové skupině x až $x + n$ (kde n je šířka věkového intervalu). w_{xs} jsou váhy jednotlivých věkových skupin ke středu daného věkového intervalu. Váhy věkových skupin jsou počítány z tabulkových počtů dožívajících se přesného věku l_x a l_{x+n} v populacích a a b a naděje dožití v přesném věku e_x a e_{x+n} v populacích a a b :

$$w_{xs} = \frac{1}{2} * \left[\left(\frac{l_x^a + l_{x+n}^a}{2 * l_0} * \frac{e_x^b + e_{x+n}^b}{2} \right) + \left(\frac{l_x^b + l_{x+n}^b}{2 * l_0} * \frac{e_x^a + e_{x+n}^a}{2} \right) \right]$$

Pro věkovou skupinu 0 je uvažováno nerovnoměrné rozložení zemřelých během roku, a do výpočtu se proto zahrnuje korekční koeficient α . V této práci bylo α zvoleno jako 0,92:

$$w_{0,5} = \frac{1}{2} * \left\{ \left[\frac{\alpha * l_0^a + (1 - \alpha) * l_1^a}{l_0} * (\alpha * e_0^b + (1 - \alpha) * e_1^b) \right] + \left[\frac{\alpha * l_0^b + (1 - \alpha) * l_1^b}{l_0} * (\alpha * e_0^a + (1 - \alpha) * e_1^a) \right] \right\}$$

3.4 Metody statistické analýzy

Pro dosažení cílů této práce bylo potřeba aplikovat nejen demografické, ale také statistické metody analýzy dat. Základní ukazatele jednorozměrné deskriptivní statistiky (minimum, maximum, rozpětí, směrodatná odchylka, variační koeficient) byly základem pro popis hlavních trendů regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku (kapitola 4). Vstupem do stěžejní části této práce, využívající metody vícerozměrné statistické analýzy, se staly socioekonomické proměnné, které byly vybrány na základě korelační analýzy a metody shlukování proměnných. Tyto proměnné pak byly použity v kapitole 5, ve které byly vypočteny ukazatel úmrtnosti mezi skupinami okresů s podobnými socioekonomickými charakteristikami a poté rovněž v kapitole 6, ve které bylo detailně popsáno působení jednotlivých faktorů na úmrtnost podle pohlaví, věku a skupin příčin úmrtí za pomoci Poissonovy regrese. Všechny statistické výpočty byly provedeny v programu SAS 9.4 (SAS Institute Inc., 2013a).

Korelační analýza

Základní vztah mezi ukazateli úmrtnosti a socioekonomickými faktory byl zjišťován výpočtem Pearsonova koeficientu korelace r_{xy} , který je nejdůležitějším ukazatelem síly vztahu dvou náhodných spojitých proměnných x a y (Hendl, 2006, s. 243). Pearsonův korelační koeficient se počítá ze vztahu kovariance s_{xy} a směrodatných odchylek s_x a s_y zjištěných na n párových

hodnotách (v tomto případě na 77 okresech) proměnných x_i (socioekonomický faktor) a y_i (naděje dožití) a jejich průměrných hodnot \bar{x} a \bar{y} :

$$r_{xy} = \frac{s_{xy}}{s_x * s_y}, \quad s_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) * (y_i - \bar{y})}{n - 1}$$

Pearsonův korelační koeficient nabývá hodnot z intervalu $[-1; 1]$, přičemž platí, že dvě náhodné proměnné jsou tím více korelovány, čím je hodnota r_{xy} blíže k číslům 1 nebo -1 . Statistickou významnost této korelace lze zjistit výpočtem hodnoty významnosti p , která kvantifikuje pravděpodobnost výsledků stejně nebo méně příznivých, v případě že platí nulová hypotéza (v tomto případě neexistujícího vztahu mezi úmrtností a daným socioekonomickým faktorem). Pokud je p -hodnota menší, než zvolená hladina významnosti α , která se obvykle volí 0,05, nulová hypotéza se zamítá. Pro výpočet Pearsonova korelačního koeficientu byla v programu SAS 9.4 použita procedura CORR.

Shluková analýza

Pro rozdělení okresů do větších skupin s podobnými socioekonomickými charakteristikami byla použita shluková analýza. Shluková analýza umožňuje rozdělení objektů do systému kategorií, vytvoření určitého uspořádání, které zachycuje z jednoho pohledu podobnost objektů patřících do téže kategorie a z druhého pohledu nepodobnost objektů patřících do různých kategorií (Hendl, 2006, s. 460). Nejpoužívanější mírou nepodobnosti je euklidovská vzdálenosti, která byla použita i v této analýze. Jako metoda shlukování byla vybrána Wardova metoda, která vychází z analýzy rozptylu. Tato metoda vybírá ke sloučení takové shluky, ve kterých je minimální součet čtverců. Podmínkou provedení shlukové analýzy je vstup se standardizovanými daty (v tomto případě s daty standardizovanými na z-skóry, tj. na průměr 0 a směrodatnou odchylku 1). Shluková analýza byla provedena procedurou CLUSTER v programu SAS 9.4.

Shluková analýza může být aplikována také jako metoda redukce počtu proměnných. Procedura VARCLUS v programu SAS 9.4 tak byla dalším krokem při výběru finálních proměnných do analýzy vztahu mezi úrovní úmrtnosti a socioekonomickými faktory. Tato procedura se snaží najít takové shluky proměnných, ve kterých jsou tyto proměnné navzájem co nejvíce korelovány a současně vykazují co nejmenší statistickou souvislost s proměnnými v jiných skupinách. Z těchto skupin je pak možné na základě poměru podílu vysvětlené variability ve vlastním shluku a podílu vysvětlené variability v nejbližším shluku nalézt proměnnou, která tuto skupinu nejlépe reprezentuje (SAS Institute Inc., 2013b, s. 8923–8924).

Poissonova regrese

K modelování vlivu vybraných socioekonomických proměnných na úmrtnost podle pohlaví a věku byla zvolena Poissonova regrese, jeden z typů log-lineárních modelů, která je vhodnou metodou ke zjištění závislosti počtu výskytu události (v tomto případě zemřelých) na vnějších faktorech. Využívá se, když závisle proměnná splňuje předpoklad Poissonova rozdělení, tj. vyjadřuje očekávaný počet výskytů málo pravděpodobného jevu ve velké populaci a je současně hodnotou teoretického rozptylu této veličiny. Závisle proměnná musí nabývat celé nezáporné hodnoty (Lovett, Flowerdew, 1989). Při splnění těchto předpokladů lze hledat model závislosti

střední hodnoty μ této proměnné (počtu zemřelých) na nezávisle proměnných X_i . Těmi mohou být kategorizovaná data (např. pohlaví) i data spojitá (např. podíl nezaměstnaných):

$$\ln(\mu_i) = \ln(n_i) + \beta_0 + \beta_1 * X_{1i} + \beta_2 * X_{2i} + \dots + \beta_m * X_{mi}$$

V této analýze je navíc do modelu přidán logaritmovaný počet obyvatel jednotlivých okresů n_i jako proměnná vyrovnávající nestejnou populační velikost jednotek. Ten v modelu vystupuje jako regresní proměnná s konstantním koeficientem 1 pro každé pozorování. Neznámé parametry β jsou pak odhadovány metodou maximální věrohodnosti (SAS Institute Inc., 2013b, s. 2610–2618). Parametry β odpovídají absolutní změně, tj. o kolik se změní úmrtnost, když se vstupní proměnná zvýší o 1. Vzhledem k odlišným měřítkům vstupních socioekonomických proměnných byla pro snadnější interpretaci výsledného modelu vztahu regionální diferenciaci úmrtnosti a vnějších faktorů provedena standardizace pomocí ukazatele elasticity ε . Ten díky zahrnutí průměru \bar{x} umožňuje měřit relativní změnu úmrtnosti vzhledem k relativní změně vstupní proměnné (Spijker, 2004):

$$\varepsilon = \frac{\beta}{2} * \sqrt{\bar{x}}$$

Jednotlivé nezávisle proměnné mezi sebou většinou korelují, což vytváří nejrůznější složité interakce mezi nimi. Z tohoto důvodu je do modelu potřeba zahrnout také všechny potenciální interakce a tento model následně postupně zjednodušovat. Z vypočtených modelů pak lze vybrat nejvhodnější na základě několika kritérií, které porovnávají vysvětlovací schopnost modelu a počet vysvětlujících proměnných zahrnutých do toho modelu. V tomto případě bylo použito upravené Akaikeho informační kritérium *AICC*, které pracuje s maximální hodnotou věrohodnostní funkce *LL*, počtem parametrů modelu *p* a počtem pozorování *n* (SAS Institute Inc., 2013b, s. 2696). Při porovnávání více modelů se jako nejlepší vybírá ten, který má nejnižší hodnotu upraveného Akaikeho informačního kritéria:

$$AICC = -2LL + 2 * p * \frac{n}{n - p - 1}$$

Poissonova regrese byla v programu SAS 9.4 počítána pomocí procedury GENMOD.

Kapitola 4

Vývoj úmrtnosti a její regionální diferenciaci na počátku 21. století

Rozdělení Evropy na západní a východní blok po druhé světové válce se mj. promítlo i do odlišného vývoje demografických ukazatelů. Na počátku tohoto období mělo Česko srovnatelné úmrtnostní poměry jako západoevropské státy. Výrazně se úmrtnost mezi Českem a státy západní Evropy začala odlišovat v 60. letech 20. století. Důvodem tohoto rozdílu byla stagnace úmrtnosti ve středním a vyšším věku a také pomalejší snižování dětské úmrtnosti v Česku, stejně jako v dalších státech socialistického bloku. Ve druhé polovině 80. let 20. století a především po roce 1990 se začaly úmrtnostní poměry v Česku opět zlepšovat. Přestože je na tom Česko (společně se Slovinskem) ve srovnání s ostatními zeměmi bývalé východní Evropy z hlediska naděje dožití při narození nejlépe a nejvíce se přibližuje státům západní Evropy, stále přetrvávají značné rezervy v úrovni úmrtnosti ve středním a vyšším věku (Burcin, Kučera, 2009).

4.1 Vývoj úmrtnosti v Česku v období 2000–2012

Na počátku 21. století lze v Česku pozorovat pokračující příznivý vývoj úmrtnosti (Tab. 3). I přes zvyšující se podíl nejstarších osob ve věku 65 a více let (z 13,8 % v roce 2000 na 16,5 % v roce 2012; ČSÚ, 2013a) a objektivně vyšší pravděpodobnost úmrtí v tomto věku, klesal až do roku 2008 počet zemřelých osob.

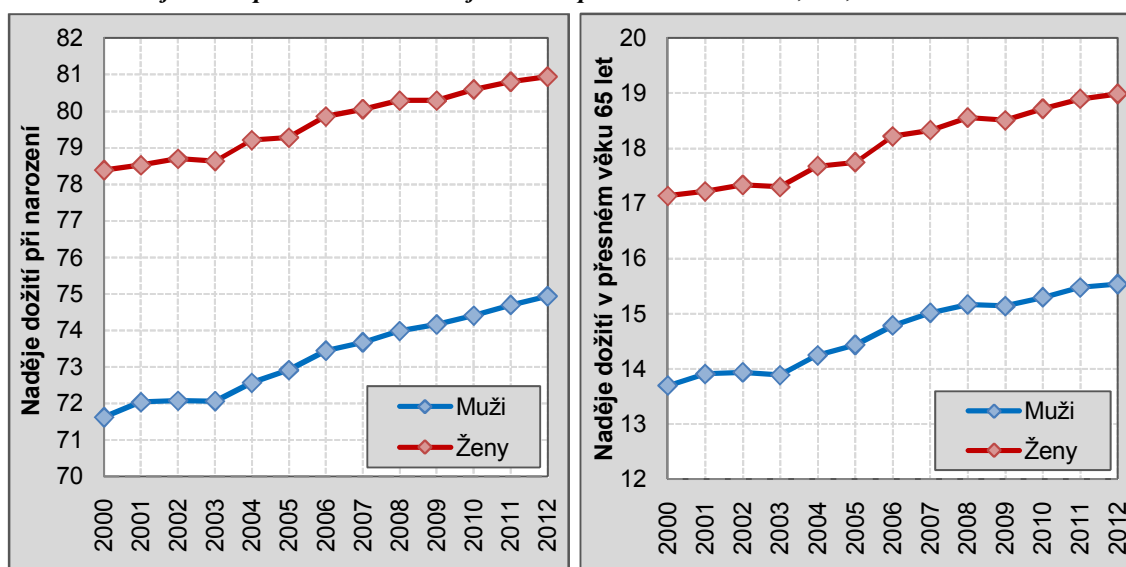
Tab. 3 – Ukazatele úmrtnosti, ČR, 2000–2012 (vybrané roky)

Ukazatel	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	
Počet zemřelých	109 000	108 243	107 177	104 441	104 948	106 844	108 189	
Kojenecká úmrtnost (‰)	4,11	4,16	3,76	3,34	2,84	2,67	2,62	
Naděje dožití při narození	muži	71,63	72,08	72,57	73,45	73,99	74,41	74,94
	ženy	78,39	78,70	79,21	79,86	80,29	80,60	80,95
	rozdíl	6,76	6,62	6,64	6,41	6,30	6,19	6,01
Naděje dožití ve věku 65 let	muži	13,70	13,94	14,25	14,79	15,17	15,30	15,53
	ženy	17,14	17,34	17,68	18,22	18,56	18,72	18,99
	rozdíl	3,44	3,40	3,43	3,43	3,39	3,42	3,45

Zdroj: ČSÚ (2013a) a vlastní výpočty

Snižování intenzity celkové úmrtnosti je dobře patrné z nárůstu naděje dožití při narození mužů i žen (Obr. 6). Tento ukazatel vzrostl mezi lety 2000–2012 o 3,3 roku u mužů a o 2,6 roku u žen. K pozitivnímu vývoji došlo též u naděje dožití v přesném věku 65 let, která v daném období u obou pohlaví vzrostla o 1,8 roku, což znamená nárůst o více jak 13,4 % u mužů a o 10,8 % u žen. Mezi lety 2000–2012 dále klesal také kvocient kojenecké úmrtnosti, který již na počátku období vykazoval jednu z nejnižších hodnot v Evropě (ČSÚ, 2013a). Přestože přetrvává obecně platný trend nižší úrovně úmrtnosti žen, docházelo ve sledovaném období ke sblížení hodnoty naděje dožití při narození mužů a žen. Naděje dožití při narození žen překročila už v roce 2007 hranici 80 let, naděje dožití při narození mužů se v roce 2012 přiblížila hodnotě 75 let.

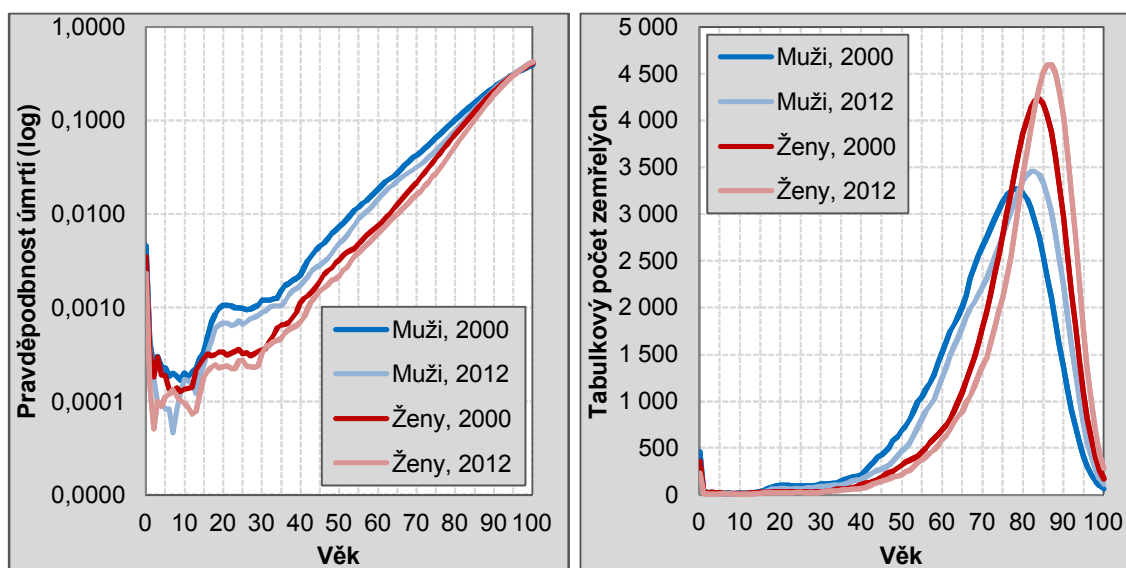
Obr. 6 – Naděje dožití při narození a naděje dožití v přesném věku 65 let, ČR, 2000–2012



Zdroj: vlastní výpočty

Mezi lety 2000 a 2012 došlo k redukci úrovně úmrtnosti ve všech věkových skupinách, kterou lze doložit změnami v pravděpodobnosti úmrtí podle věku a v rozložení tabulkového počtu zemřelých podle věku (Obr. 7). U obou pohlaví se snížila intenzita úmrtnosti v kojeneckém věku. U mužů se úmrtnostní poměry výrazně zlepšily rovněž ve věku mladé dospělosti (18–26 let), věkové skupině 45–54 let a věkové skupině 70–74 let, u žen nastalo největší zlepšení úrovně úmrtnosti ve věkové skupině 20–24 let a v nejstarších věkových skupinách 70 a více let (Obr. 8). I přes popsané změny zůstalo mezi lety 2000 a 2012 schéma rozdílů v úmrtnosti mezi muži a ženami podle věku podobné – s nejvyšší nadúmrtostí mužů v mladším věku (přibližně mezi 18. a 34. rokem) a ve věkové skupině 55–69 let. Pravděpodobnost úmrtí mužů ve věkové skupině 25–29 let byla v porovnání s pravděpodobností úmrtí žen ve stejné věkové skupině více než trojnásobná, a to v roce 2000 i 2012. Ve věkové skupině 55–69 let dosahuje pravděpodobnost úmrtí mužů přibližně dvojnásobně vyšších hodnot než pravděpodobnost úmrtí žen. Je zřejmé, že se zlepšováním úrovně úmrtnosti došlo též k posunu normální délky života, která vyjadřuje věk, ve kterém osoby nejčastěji umírají. Ta se u mužů prodloužila o téměř 4,8 roku z 78,56 let v roce 2000 na 83,34 let v roce 2012. U žen došlo k nárůstu normální délky života o necelé 3 roky z 84,44 let v roce 2000 na 87,40 let v roce 2012.

Obr. 7 – Pravděpodobnost úmrtí a tabulkový počet zemřelých podle věku a pohlaví, ČR, 2000 a 2012



Zdroj: vlastní výpočty

Nejčastější skupinou příčin úmrtí v Česku jsou u obou pohlaví nemoci oběhové soustavy (Tab. 4). U žen jsou zodpovědné za více jak polovinu všech úmrtí, u mužů je podíl zemřelých na nemoci oběhové soustavy přibližně 44 %. Z ukazatele standardizované míry úmrtnosti je patrná nadúmrtnost mužů na kardiovaskulární příčiny, která se však dle vývoje na počátku 21. století snižuje (mezi lety 2000 a 2012 se zmenšila mužská nadúmrtnost na kardiovaskulární příčiny o čtvrtinu). Ačkoliv v čase podíl zemřelých i standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy klesaly, stále je právě vysoká intenzita úmrtnosti na tyto příčiny hlavním důvodem zaostávání naděje dožití při narození v Česku za státy bývalého západního bloku (Burcin, Kučera, 2009).

Druhé místo mezi skupinami příčin úmrtí v Česku zaujímají novotvary, které měly v roce 2012 na svědomí přibližně 28 % úmrtí mužů a 23 % úmrtí žen. Mezi lety 2000 a 2012 se relativní zastoupení novotvarů sice příliš nesnížilo (o 1,3 procentního bodu u mužů a o 0,3 procentního bodu u žen), ale lze pozorovat značný pokles standardizované míry úmrtnosti na novotvary. Stejně jako v případě úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy, je také úmrtnost na nádorová onemocnění značně vyšší u mužů, ale rozdíl mezi muži a ženami se snižuje.

Významné zastoupení mezi zemřelými muži zaujímají zemřelí na vnější příčiny (v roce 2012 přes 7 % ze všech zemřelých). Mezi ženami je podíl zemřelých na vnější příčiny podstatně nižší (v roce 2012 přibližně 3 %). Relativní rozdíl mezi muži a ženami ve standardizované míře úmrtnosti je největší ze všech skupin příčin úmrtí. I přes větší absolutní pokles standardizované míry úmrtnosti na vnější příčiny mezi lety 2000 a 2012 u mužů tento rozdíl ještě narostl a v roce 2012 byla úmrtnost mužů na vnější příčiny v porovnání s ženami více než 2,5krát vyšší.

Ve standardizované míře úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy, které jsou třetí nejčastější skupinou příčin úmrtí žen, nedošlo mezi lety 2000 a 2012 k zásadním změnám. U mužů intenzita úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy stagnovala, u žen se mírně snížila. U obou pohlaví se ovšem zvýšilo relativní zastoupení zemřelých na tuto příčinu a v roce 2012 činilo přibližně 6 % u mužů a 5 % u žen.

Zvýšení relativního zastoupení zemřelých u obou pohlaví (na 4,6 % u mužů, resp. 3,7 % u žen) bylo mezi roky 2000 a 2012 zaznamenáno rovněž na nemoci trávicí soustavy. Toto relativní zvýšení podílu zemřelých ovšem nebylo doprovázeno zvýšením standardizované míry úmrtnosti. Jiná situace nastala u skupiny ostatních příčin úmrtí. Mezi lety 2000 a 2012 došlo nejen k relativnímu zvýšení podílu zemřelých na ostatní příčiny (přibližně o 5 procentních bodů u mužů i u žen), ale také k nárůstu standardizované míry úmrtnosti na tyto příčiny (přibližně o 60 % u obou pohlaví).

Tab. 4 – Standardizované míry úmrtnosti na vybrané skupiny příčin úmrtí podle pohlaví a podíly zemřelých na vybrané skupiny příčin úmrtí na celkovém počtu zemřelých (v %), ČR, 2000–2012

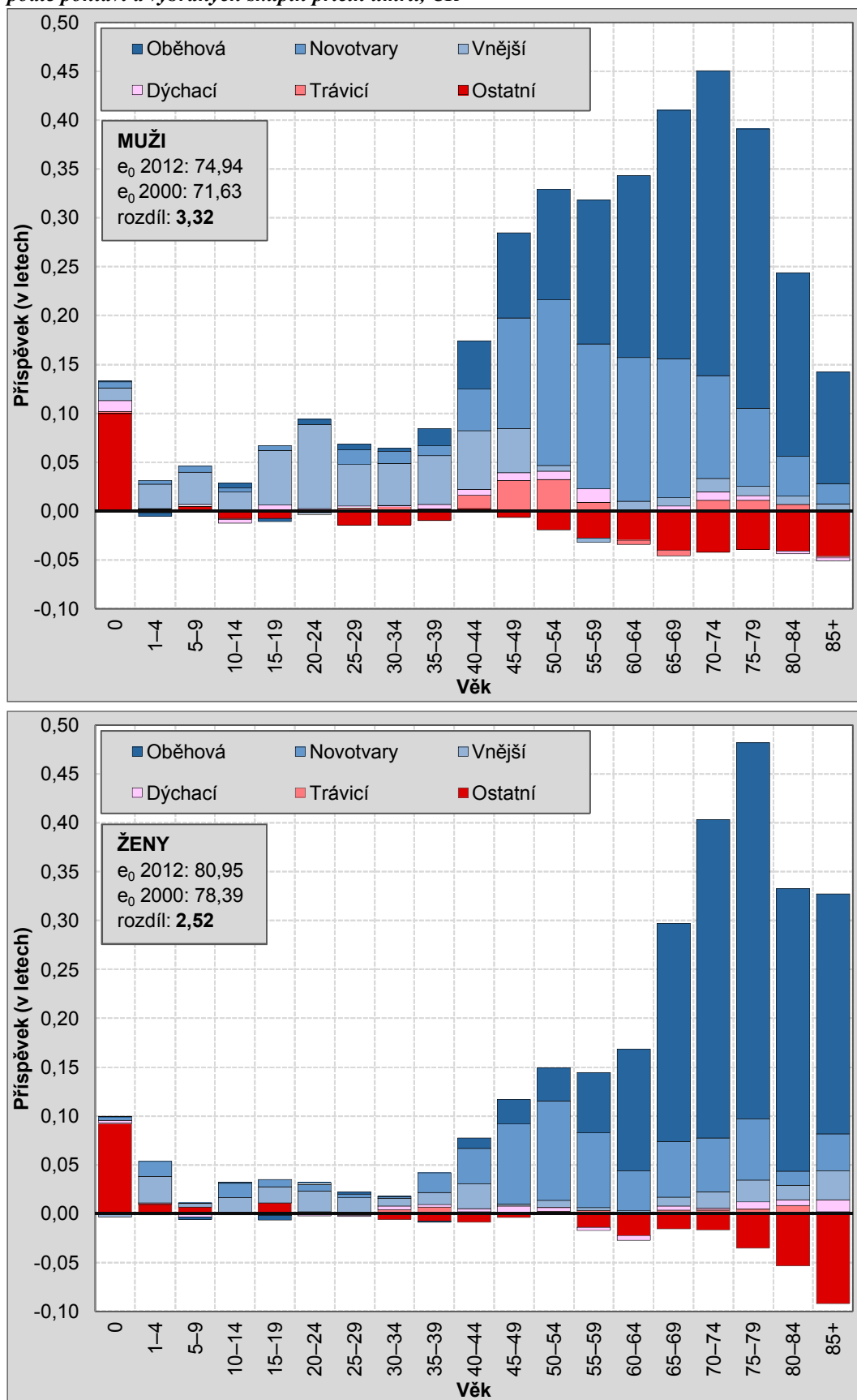
Příčina úmrtí		2000		2006		2012	
		úst	zemřelí (%)	úst	zemřelí (%)	úst	zemřelí (%)
Nemoci oběhové soustavy	muži	1 094,3	48,2	965,2	45,2	833,0	44,3
	ženy	791,7	58,6	702,7	55,6	609,9	53,8
Novotvary	muži	523,6	29,1	468,5	29,4	403,8	27,8
	ženy	283,4	23,6	264,6	24,5	235,5	23,3
Vnější příčiny	muži	119,6	8,6	101,7	7,7	94,6	7,4
	ženy	53,8	4,4	39,0	3,4	35,2	3,3
Nemoci dýchací soustavy	muži	104,0	4,8	120,2	5,7	104,4	5,9
	ženy	57,0	4,3	63,7	5,1	53,7	4,9
Nemoci trávicí soustavy	muži	69,7	4,4	73,0	5,1	60,5	4,6
	ženy	42,0	3,4	43,9	3,9	39,1	3,7
Ostatní příčiny	muži	92,4	5,0	118,3	6,9	162,4	9,9
	ženy	71,8	5,7	85,0	7,4	115,8	10,9

Poznámky: jako standard použit upravený Evropský standard (Eurostat, 2013)

Zdroj: vlastní výpočty

Příspěvky vybraných skupin příčin úmrtí ke změně naděje dožití při narození mezi lety 2000 a 2012 se v Česku výrazně liší podle věku i pohlaví (Obr. 8). Největší dopad na nárůst naděje dožití mezi uvedenými lety mělo u mužů snížení intenzity úmrtnosti ve věku 50–79 let a u žen snížení intenzity úmrtnosti v nejvyšších věkových skupinách 70 a více let. Zásadní vliv na příspěvky k naději dožití při narození v těchto věkových skupinách přitom měla úroveň úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy a novotvary. Menší, přesto neopominutelnou, měrou přispěla ke změně naděje dožití při narození úroveň úmrtnosti na vnější příčiny ve věku mladé dospělosti u mužů. U žen se tento trend projevil pouze slabě. Významně se na zvýšení střední délky života při narození podílelo rovněž zlepšení úmrtnostních poměrů v kojeneckém věku, a to zejména na ostatní příčiny (z nich na stavy vzniklé v perinatálním období a vrozené vady, deformace a chromozomální abnormality). Ve všech věkových skupinách u obou pohlaví pak ke zvýšení naděje dožití přispělo také snížení intenzity úmrtnosti na nemoci trávicí a dýchací soustavy. Naopak proti zvyšování naděje dožití při narození působily (mimo kojeneckého věku) ostatní příčiny. Z detailnějšího pohledu na strukturu ostatních příčin – tedy zjevného nárůstu úmrtnosti na nemoci endokrinní, výživy a přeměny látek a na nemoci nervové soustavy – lze usuzovat, že tento trend je spojen s posunem úmrtnosti do vyššího věku, ve kterém je negativní vliv ostatních příčin také zřetelnější.

Obr. 8 – Příspěvky věkových skupin k rozdílu naděje dožití při narození mezi lety 2000 a 2012 podle pohlaví a vybraných skupin příčin úmrtí, ČR



Zdroj: vlastní výpočty

4.2 Vývoj regionální diferenciacie úmrtnosti v letech 2000–2012

Základem pro pozdější zkoumání faktorů ovlivňujících regionální rozdíly úmrtnosti v Česku je popis základních trendů diferenciacie úmrtnosti mezi okresy. Z důvodu malého počtu zemřelých na úrovni okresů je porovnání provedeno za sumu let 2000–2004 a 2008–2012. Ve všech okresech došlo mezi vybranými obdobími, stejně jako v celém Česku, k růstu naděje dožití při narození i naděje dožití v přesném věku 65 let (Příloha 1, Příloha 2). Naděje dožití při narození mužů vzrostla od přibližně 1,1 roku v okrese Šumperk po téměř 4 roky v okrese Praha-východ. Růst střední délky života při narození žen mezi vybranými lety byl největší v okrese Jablonec nad Nisou (o více jak 2,5 roku) a nejnižší v okrese Prostějov (o necelého 1,3 roku).

Jak je patrné z relativního vyjádření pomocí ukazatelů variability (Tab. 5), větší meziokresní variabilitu naděje dožití a její změny mezi vybranými obdobími lze pozorovat u mužů. Zatímco variační koeficient naděje dožití při narození žen se v obou obdobích pohyboval těsně nad hodnotou 1 %, variační koeficient naděje dožití mužů přesahoval 1,4 %. Dalším důkazem vyšší meziokresní variability střední délky života mužů je větší rozpětí mezi minimální a maximální hodnotou. Značně vyšší variabilitu mezi okresy vykazuje naděje dožití v přesném věku 65 let. V období 2008–2012 se u mužů v průměru odchylovaly hodnoty tohoto ukazatele o 3,8 % od aritmetického průměru. U žen to bylo asi o 0,6 procentního bodu méně. Od let 2000–2004 přitom došlo k výraznému poklesu hodnot variačního koeficientu naděje dožití v přesném věku 65 let u obou pohlaví.

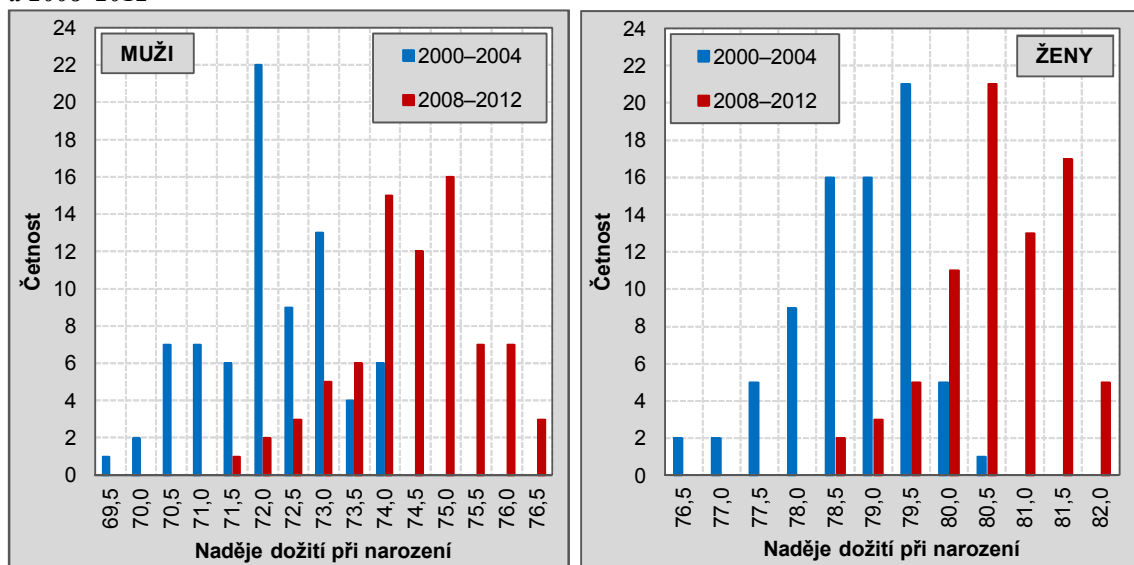
Tab. 5 – Ukazatele variability naděje dožití při narození a v přesném věku 65 let podle pohlaví, okresy ČR, 2000–2004 a 2008–2012

Ukazatel	2000–2004				2008–2012			
	e ₀		e ₆₅		e ₀		e ₆₅	
	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy
ČR	72,08	78,69	13,94	17,33	74,45	80,58	15,33	18,74
Minimum	69,13	76,20	12,15	15,53	71,49	78,03	13,66	17,00
Maximum	73,98	80,04	15,04	18,17	76,48	81,68	16,45	19,72
Variační rozpětí	4,85	3,84	2,89	2,64	4,99	3,65	2,79	2,72
Směrodatná odchylka	1,048	0,843	0,619	0,578	1,058	0,827	0,568	0,576
Variační koeficient (%)	1,458	1,073	4,506	3,373	1,426	1,029	3,751	3,105

Zdroj: vlastní výpočty

Z rozložení četností hodnot střední délky života při narození mužů mezi okresy (Obr. 9) lze vyčíst posun od koncentrace velkého počtu okresů do úzkého intervalu 72,0–72,5 let do rozptýlení největšího počtu okresů v širším intervalu v rozmezí 74,0–75,5 let. V obou sledovaných časových obdobích byl počet okresů s podprůměrnou hodnotou naděje dožití při narození mužů, v porovnání s odpovídajícím ukazatelem na úrovni celého státu, nadpoloviční (47 okresů v období 2000–2004, 44 okresů v období 2008–2012). Hodnoty naděje dožití při narození žen přibližně 70 % okresů byly v období 2000–2004 soustředěny do intervalu 78,5–80,0 let, v období 2008–2012 do intervalu 80,5–82,0 let. Stejně jako u mužů, také u žen měl v letech 2000–2004 i 2008–2012 větší počet okresů nižší hodnotu naděje dožití při narození než byla hodnota v celém Česku (41 okresů v období 2000–2004, 43 okresů v období 2008–2012).

Obr. 9 – Rozložení četností hodnot naděje dožití při narození mezi okresy ČR podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012



Zdroj: vlastní výpočty

Základní rysy územního rozložení střední délky života při narození jsou v Česku podobné mezi oběma pohlavími a zásadně se neliší ani mezi sledovanými lety 2000–2004 a 2008–2012 (Obr. 10). Nejnižší naděje dožití při narození mají muži i ženy z uvádajících průmyslových regionů v severních Čechách a na severovýchodní Moravě. Naopak nejvyšší naděje dožití při narození lze u obou pohlaví nalézt v okresech zahrnujících velká města a v okresech ve východních Čechách. Vyšších hodnot střední délky života při narození dosahují rovněž ženy z okresů na jižní a jihovýchodní Moravě a v jižních Čechách. Zároveň je u naděje dožití při narození žen, v porovnání s nadějí dožití při narození mužů, méně výrazný pozitivní přínos velkých měst. Právě u žen tak lze pozorovat výrazný gradient rostoucí střední délky života při narození od severozápadu k jihovýchodu Česka a zároveň lze dedukovat, že na úmrtnost mužů a žen v Česku mají částečně vliv rozdílné vnější faktory.

V prvním sledovaném období byla nejvyšší naděje dožití při narození mužů v okresech Hradec Králové (73,98), Praha (73,81) a Brno-město (73,75). Na druhou stranu nejnižší naděje dožití při narození, pohybující se pod úroveň 70 let, měli muži z okresů Chomutov (69,13), Most (69,64) a Karviná (69,92). V období 2008–2012 již přesáhla střední délka života při narození mužů u tří okresů – Praha (76,48), Hradec Králové (76,32) a Praha-západ (76,08) – hodnotu 76 let. Nejhorší úmrtnostní poměry lze v tomto období pozorovat v okresech Teplice (71,49), Chomutov (71,98) a Karviná (71,98), v nichž naděje dožití při narození mužů nedosáhla ani průměrné hodnoty Česka v předchozím období 2000–2004. Slabší význam velkých měst pro naděje dožití žen lze dokumentovat tím, že se v prvním období 2000–2004 mezi pěti okresy s nevyšší nadějí dožití při narození žen neobjevil ani jeden z městských okresů. Nejvyšší střední délku života při narození měly ženy z jihomoravských okresů Břeclav (80,04) a Zlín (79,95) a z okresu Hradec Králové (79,67). V období 2008–2012 se sice na první místo dostal okres Brno-město (81,68), ale odstup dalších okresů – Hradec Králové (81,68), Tábor (81,66) – byl nepatrný. Pořadí okresů s nejnižší nadějí dožití při narození žen se mezi dvěma sledovanými obdobími nezměnilo. Nejnižší naděje dožití při narození žen byla v okresech Teplice, Most a Chomutov. Podobně jako u mužů také v tomto případě tyto tři okresy v období 2008–2012

nedosáhly ani na průměrnou hodnotu střední délky života při narození žen Česka v předchozím sledovaném období (Tab. 6).

Tab. 6 – Okresy ČR s nejvyšší a nejnižší nadějí dožití při narození podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012

	2000–2004				2008–2012			
	muži		ženy		muži		ženy	
	okres	e_0	okres	e_0	okres	e_0	okres	e_0
Nejvyšší	Hradec Králové	73,98	Břeclav	80,04	Praha	76,48	Brno-město	81,68
	Praha	73,81	Zlín	79,95	Hradec Králové	76,32	Hradec Králové	81,68
	Brno-město	73,75	Hradec Králové	79,67	Praha-západ	76,08	Tábor	81,66
	Náchod	73,53	Třebíč	79,60	Plzeň-město	75,94	Zlín	81,56
	Ústí n. Orlicí	73,52	Žďár n. Sázavou	79,54	Brno-město	75,91	Hodonín	81,51
Nejnižší	Chomutov	69,13	Teplice	76,20	Teplice	71,49	Teplice	78,03
	Most	69,64	Most	76,26	Chomutov	71,98	Most	78,18
	Karviná	69,92	Chomutov	76,65	Karviná	71,98	Chomutov	78,66
	Teplice	70,06	Karlovy Vary	76,95	Sokolov	72,45	Sokolov	78,73
	Sokolov	70,24	Česká Lípa	77,07	Louny	72,50	Louny	78,85

Zdroj: vlastní výpočty

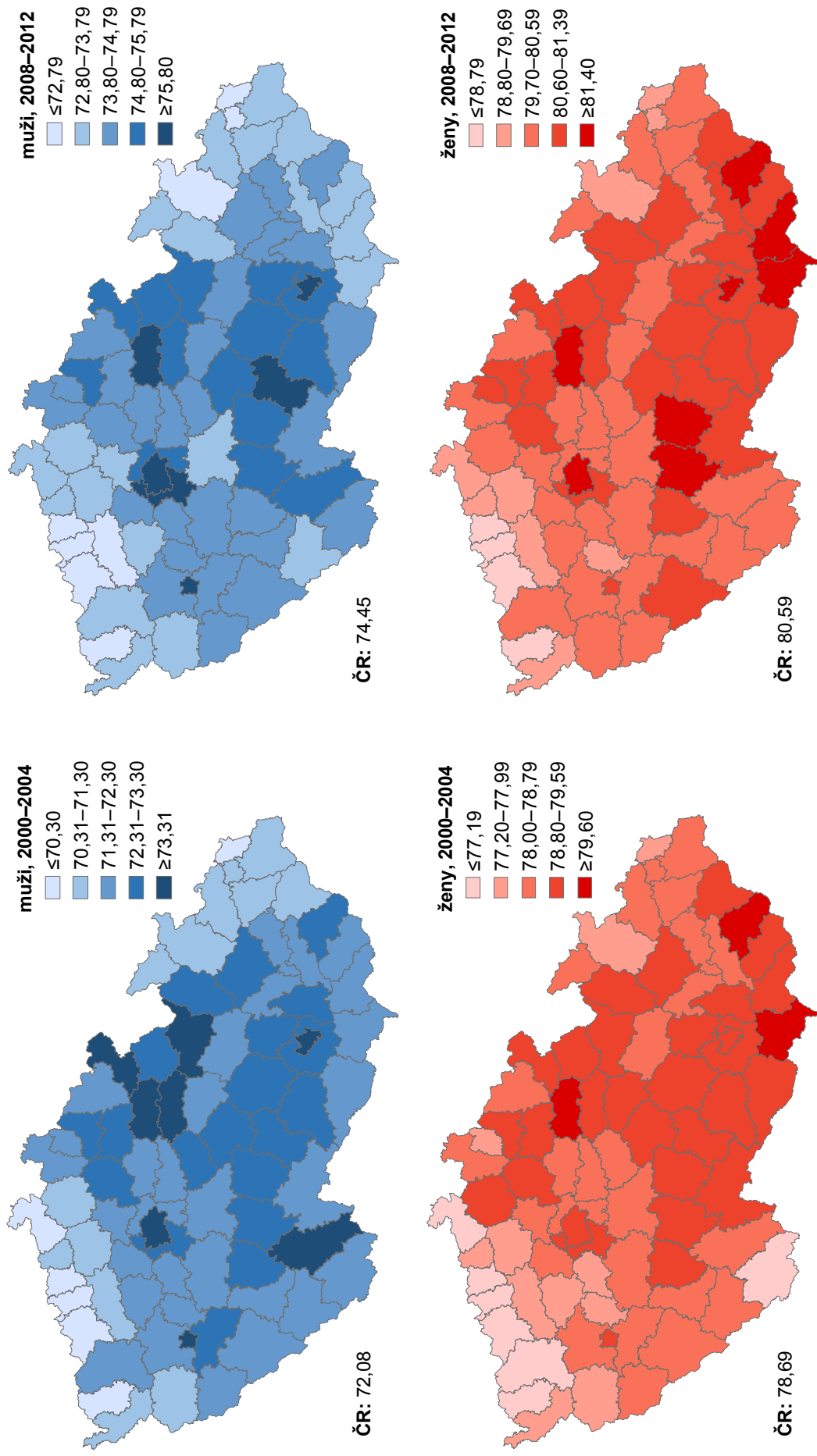
Ačkoliv naděje dožití v přesném věku 65 let vykazuje dle hodnoty variačního koeficientu větší meziokresní variabilitu, regionální rozložení obou ukazatelů se příliš neliší (Obr. 11). Přesto existují rozdíly, z nichž je možno předpokládat existenci vnějších faktorů, jež ovlivňují úmrtnost odlišně podle věku. Silně podprůměrné hodnoty naděje dožití v přesném věku 65 let mužů i žen lze pozorovat, stejně jako u naděje dožití při narození, v okresech severních a severozápadních Čech (Chomutov, Louny, Most, Sokolov, Teplice), u mužů pak též v dalších pohraničních okresech na západě Čech (Tachov) i na severovýchodní Moravě (Karviná). Velmi špatné úmrtnostní poměry obyvatel obou pohlaví z okresů v Podkrušnohorské oblasti lze doložit zaostáváním jejich střední délky života v přesném věku 65 let v období 2008–2012 za průměrnou hodnotou Česka v dřívějším období 2000–2004. U mužů i žen patřily v obou sledovaných obdobích mezi okresy s nejvyšší nadějí dožití v přesném věku 65 let městské okresy Praha a Brno-město a východočeské okresy Hradec Králové a Pardubice. Mezi územní jednotky s vysokou nadějí dožití v přesném věku 65 let patří u žen dále okresy na jižní, jihovýchodní a střední Moravě. U mužů lze nadprůměrné hodnoty naděje dožití v přesném věku 65 let nalézt rovněž v okrese Zlín, který z hlediska naděje dožití při narození patří spíše mezi průměrné (Tab. 7).

Tab. 7 – Okresy ČR s nejvyšší a nejnižší nadějí dožití v přesném věku 65 let podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012

	2000–2004				2008–2012			
	muži		ženy		muži		ženy	
	okres	e_{65}	okres	e_{65}	okres	e_{65}	okres	e_{65}
Nejvyšší	Brno-město	15,04	Zlín	18,17	Brno-město	16,45	Brno-město	19,72
	Hradec Králové	14,97	Brno-město	18,17	Praha	16,40	Praha	19,46
	Praha	14,94	Hradec Králové	18,15	Pardubice	16,23	Šumperk	19,42
	Zlín	14,71	Břeclav	18,07	Hradec-Králové	16,18	Uh. Hradiště	19,40
	Pardubice	14,69	Olomouc	18,01	Praha-západ	16,11	Hradec Králové	19,38
Nejnižší	Chomutov	12,15	Teplice	15,53	Teplice	13,66	Most	17,00
	Most	12,24	Most	15,62	Chomutov	13,92	Teplice	17,01
	Teplice	12,34	Chomutov	16,24	Most	14,04	Louny	17,23
	Sokolov	12,40	Rakovník	16,32	Tachov	14,17	Chomutov	17,43
	Louny	12,73	Louny	16,35	Louny	14,21	Sokolov	17,70

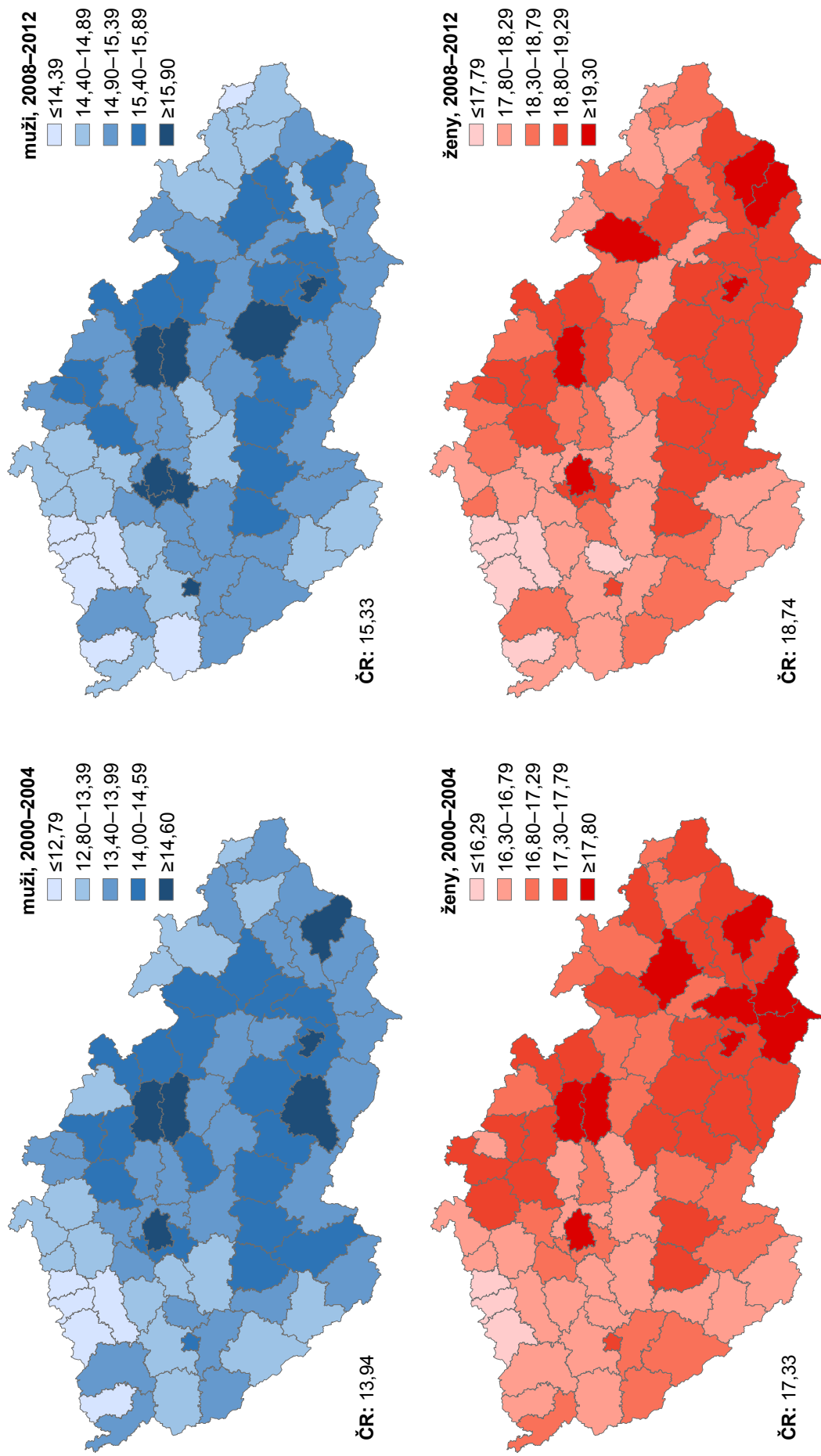
Zdroj: vlastní výpočty

Obr. 10 – Naděje dožití při narození v okresech ČR podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012



Zdroj: vlastní výpočty

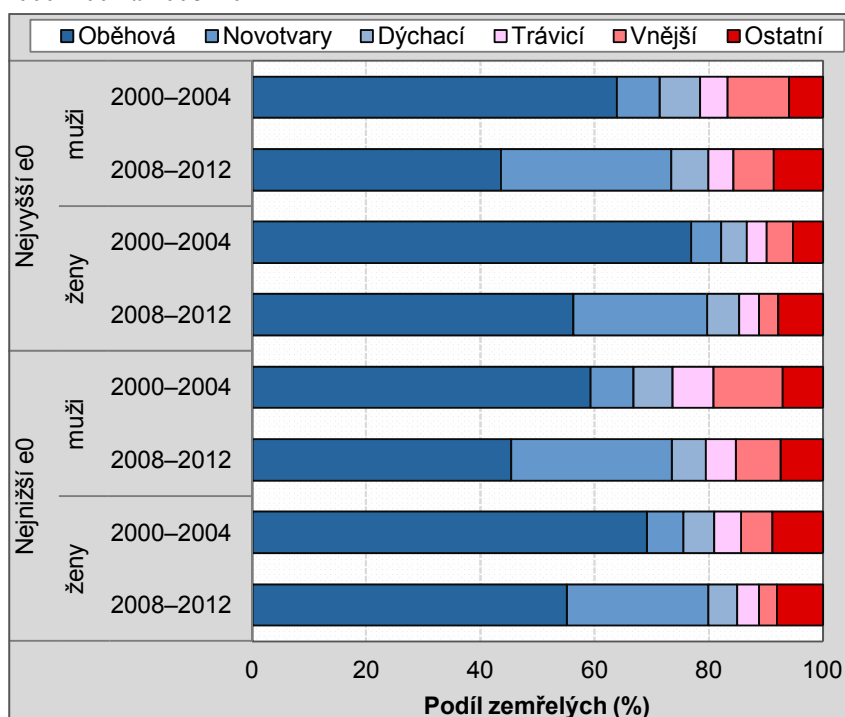
Obr. 11 – Naděje dožití v přesném věku 65 let v okresech ČR podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012



Zdroj: vlastní výpočty

Regionální diferenciaci úmrtnosti lze charakterizovat nejen rozdíly v úrovni celkové úmrtnosti, ale rovněž rozdíly ve struktuře a intenzitě úmrtnosti podle skupin příčin úmrtí. V 80. letech 20. století bylo na území Česka zjištěno, že v okresech s nejnižší nadějí dožití při narození je, v porovnání s okresy s nejvyšší nadějí dožití při narození, značně nižší podíl zemřelých na nemoci oběhové soustavy a vyšší podíl zemřelých na vnější příčiny (Andrle a kol., 1985). Tato skutečnost platila částečně i pro průměrnou strukturu zemřelých v pěti okresech s nejvyšší a v pěti okresech s nejnižší nadějí dožití při narození v období 2000–2004 (Obr. 12). V okresech s nejnižší střední délkou života při narození žen byl asi o 7,5 procentního bodu nižší podíl zemřelých žen na nemoci oběhové soustavy než v okresech s nejvyšší nadějí dožití při narození žen, podíl zemřelých žen na vnější příčiny byl ovšem v těchto okresech vyšší pouze o necelý jeden procentní bod. Také u mužů byl sice poměrně výrazný rozdíl v podílu zemřelých na nemoci oběhové soustavy – v okresech s nejnižší nadějí dožití při narození mužů přibližně o 4,5 procentního bodu nižší – ale podíl zemřelých mužů na vnější příčiny se lišil o pouhý jeden procentní bod. Ještě menší rozdíly ve struktuře zemřelých mezi průměrem pěti okresů s nejvyšší a nejnižší střední délkou života při narození lze pozorovat v období 2008–2012. V okresech s nejnižší nadějí dožití při narození byl podíl zemřelých žen na nemoci oběhové soustavy jen o jeden procentní bod nižší a podíl zemřelých mužů dokonce o jeden procentní bod vyšší v porovnání s okresy s nejvyšší nadějí dožití při narození. Také u ostatních skupin příčin úmrtí se rozdíly v podílu zemřelých mužů i žen pohybovaly v zanedbatelné úrovni okolo jednoho procentního bodu.

Obr. 12 – Struktura zemřelých na vybrané skupiny příčin úmrtí (v %) v okresech ČR s nejvyšší a nejnižší nadějí dožití při narození podle pohlaví, 2000–2004 a 2008–2012



Zdroj: vlastní výpočty

Nejnižší variabilitu v rámci okresů Česka vykazovala, u žen v obou sledovaných obdobích a u mužů v období 2000–2004, intenzita úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy (Tab. 8). Vzhledem k tomu, že nemoci oběhové soustavy jsou zodpovědné za nejvíce úmrtí v Česku, regionální diferenciaci úmrtnosti na tyto příčiny odpovídá diferenciaci úmrtnosti celkem (Příloha 3). Nejvyšší hodnoty standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy lze nalézt u mužů i u žen v severozápadních Čechách a na severu Moravy, nejnižší pak v největších městech Česka, ve východních a rovněž v jižních Čechách. V obou sledovaných obdobích patřily mezi okresy s nejvyšší úrovní úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny okresy Most, Teplice, Louny a u žen v období 2004–2012 také okres Rakovník. V těchto okresech se standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy mužů pohybovala v období 2000–2004 kolem 1 300 zemřelých na 100 000 obyvatel. V období 2008–2012 úmrtnost stále překračovala hranici 1 000 zemřelých na 100 000 obyvatel a byla tak podobná jako u žen v okresech s nejhrošími úmrtnostními poměry na tuto příčinu v předchozím sledovaném období 2000–2004 (Příloha 3). V okresech Podkrušnohoří dosahovala v období 2008–2012 standardizovaná míra úmrtnosti žen na nemoci oběhové soustavy přibližně 800 zemřelých na 100 000 obyvatel. Okresy s nejnižší intenzitou úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy se mírně lišily mezi muži i ženami i mezi lety 2000–2004 a 2008–2012. V období 2000–2004 byla u obou pohlaví nejnižší intenzita úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v jihočeských okresech Písek a Tábor a dále v okresech Hradec Králové a Mladá Boleslav s hodnotami pod 950 zemřelých na 100 000 obyvatel u mužů, resp. pod 720 zemřelých na 100 000 obyvatel u žen. V období 2008–2012 spadaly mezi územní jednotky s nejnižší standardizovanou mírou úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy (nižší než 700 zemřelých na 100 000 obyvatel u mužů a pod 515 zemřelých na 100 000 obyvatel u žen) u obou pohlaví stejné tři okresy – Praha, Brno-město a Jihlava. Mezi okresy s nejnižší úrovní úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy dále patřily u mužů okresy Plzeň-město a Hradec Králové a u žen okresy Tábor a Hradec Králové (Příloha 3).

Skupinou příčin úmrtí s nejnižší meziokresní variabilitou u mužů v období 2008–2012 byly novotvary. U žen a v předchozím sledovaném období byla variabilita intenzity úmrtnosti na novotvary mírně vyšší než variabilita intenzity úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy (Tab. 8). Standardizovaná míra úmrtnosti na novotvary vykazovala v obou obdobích gradient klesajících hodnot od severozápadu k jihovýchodu Česka, jasně zřetelný především u žen. Toto územní schéma úmrtnosti na novotvary se během dvou sledovaných období prakticky nezměnilo (Příloha 4). Mezi okresy s nejvyšší úrovní úmrtnosti na novotvary patří u obou pohlaví okresy v severozápadních Čechách, tj. okresy Ústeckého a Karlovarského kraje a okres Tachov z Plzeňského kraje. V těchto okresech přesahovala standardizovaná míra úmrtnosti na novotvary v období 2000–2004 hodnotu 600 zemřelých na 100 000 obyvatel u mužů a blížila se 350 zemřelým na 100 000 obyvatel u žen. V následujícím sledovaném období 2008–2012 byla standardizovaná míra úmrtnosti na novotvary v okresech s nejhrošími úmrtnostními poměry na tuto příčinu nižší přibližně o 100 zemřelých na 100 000 obyvatel u mužů, resp. 50 zemřelých na 100 000 obyvatel u žen (Příloha 4). Okresy s nejnižší úrovní úmrtnosti na novotvary v Česku lze nalézt na jižní a jihovýchodní Moravě (Blansko, Uherské Hradiště, Vsetín, Zlín), na Vysočině (Žďár nad Sázavou) a ve východních Čechách (Náchod, Pardubice, Rychnov nad Kněžnou). Hodnoty standardizované míry úmrtnosti mužů se v nich pohybovaly kolem 450 zemřelých

na 100 000 obyvatel v období 2000–2004 a pod 400 zemřelých na 100 000 obyvatel v období 2008–2012. U žen byla standardizovaná míra úmrtnosti na novotvary v okresech s nejnižší úrovní úmrtnosti na tuto příčinu v obou obdobích nižší přibližně o 200 zemřelých na 100 000 obyvatel než v těchto okresech u mužů.

Relativně nižší územní variabilitu, v porovnání s dalšími hodnocenými skupinami příčin úmrtí, lze pozorovat ještě u vnějších příčin úmrtí (Tab. 8). Rozložení úmrtnosti na vnější příčiny mezi okresy Česka se liší od rozložení celkové úmrtnosti i od úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy a novotvary (Příloha 7). Z této skutečnosti lze usuzovat, že úmrtí způsobené vnějšími příčinami jsou ovlivňována částečně odlišnými faktory. V letech 2000–2004 měly v rámci Česka nejvyšší úroveň úmrtnosti na vnější příčiny muži z jihočeských okresů Český Krumlov a Prachatice, dále z dalších českých okresů Rakovník, Děčín, Nymburk a Jičín a z okresů Vsetín a Uherské Hradiště na jihovýchodní Moravě s hodnotami standardizované míry úmrtnosti nad 150 zemřelých na 100 000 obyvatel. V období 2008–2012 se svými vysokými hodnotami standardizované míry úmrtnosti na vnější příčiny (přes 130 zemřelých na 100 000 obyvatel) výrazně oddělily okresy Tachov, Karlovy Vary a Ústí nad Labem. Nadprůměrné hodnoty ovšem zůstaly i v okresech s nejvyšší úrovní úmrtnosti na tyto příčiny v předchozím období (Příloha 7). Nejnižší intenzita úmrtnosti mužů na vnější příčiny je obecně v okresech na pomezí Čech a Moravy (Havlíčkův Brod, Pelhřimov, Třebíč, Žďár nad Sázavou) a v okresech v okolí velkých měst – Prahy (Beroun, Mělník, Praha-západ, Praha-východ), Brna (Brno-venkov, Vyškov, Znojmo) a Plzně (Plzeň-jih). Hodnota standardizované míry úmrtnosti se v těchto územních jednotkách pohybovala kolem 100 zemřelých na 100 000 obyvatel v období 2000–2004 a pod 80 zemřelých na 100 000 obyvatel v období 2008–2012 (Příloha 7). U žen lze pozorovat náznaky západu-východního gradientu klesající úrovně úmrtnosti na vnější příčiny. V období 2000–2004 byla nejvyšší intenzita úmrtnosti žen na vnější příčiny v okresech Rakovník, Jablonec nad Nisou, Nymburk, Kolín a Český Krumlov (nad 75 zemřelých na 100 000 obyvatel). V období 2008–2012 se podobně jako u mužů svými extrémně vysokými hodnotami standardizované míry úmrtnosti na vnější příčiny vydělily okresy Tachov, Ústí nad Labem a Karlovy Vary a navíc další severočeské okresy Děčín a Teplice a okresy Strakonice a Svitavy s hodnotami kolem 50 zemřelých na 100 000 obyvatel. Územní rozložení okresů s nejnižší intenzitou úmrtnosti na vnější příčiny se během obou sledovaných období příliš nezměnilo (Příloha 7). Minimální hodnoty lze pozorovat v moravských okresech, s výjimkou okresů Kroměříž a Prostějov, v okrese Kladno a v letech 2008–2012 též v okresech na pomyslné spojnici Prahy a jižní hranice Česka (Benešov, Pelhřimov a Jindřichův Hradec). Zatímco v období 2000–2004 zde standardizovaná míra úmrtnosti dosahovala přibližně 40 zemřelých na 100 000 obyvatel, v období 2008–2012 klesla až pod 30 zemřelých na 100 000 obyvatel.

Velmi vysokými hodnotami variačního koeficientu přes 30 % se v období 2000–2004 vyznačovala standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy a z vybraných příčin úmrtí tak měla největší variabilitu v rámci okresů Česka. V následujícím sledovaném období 2008–2012 se sice variační koeficient snížil u obou pohlaví přibližně o 10 procentních bodů, u žen však přesto zůstaly nemoci dýchací soustavy příčinou s největší meziokresní variabilitou (Tab. 8). V úrovni úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy nelze vysledovat mezi muži a ženami ani mezi dvěma sledovanými obdobími žádné větší geografické celky s podobnými hodnotami

(Příloha 5). V období 2000–2004 dosahovala standardizovaná míra úmrtnosti mužů maximálních hodnot nad 180 zemřelých na 100 000 obyvatel v okresech Cheb, Kutná Hora a Mladá Boleslav. Okresy Mladá Boleslav a Kutná Hora rovněž patřily spolu s okresem Tachov a Rokycany mezi regiony s nejhorsšími úmrtnostními poměry na nemoci dýchací soustavy žen, ve kterých se hodnota standardizované míry úmrtnosti pohybovala kolem 100 zemřelých na 100 000 obyvatel. Nadprůměrných hodnot dosahovaly dále u obou pohlaví nejen okresy na severovýchodní Moravě a v severozápadních Čechách, nýbrž také další středočeské okresy na východ od Prahy (Příloha 5). V dalším sledovaném období 2008–2012 výrazně poklesla úroveň úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy v okresech v okolí Prahy. Nejvyšší hodnoty standardizované míry úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy mužů, přesahující 150 zemřelých na 100 000 obyvatel, lze v tomto období nalézt v okresech v severozápadních (Sokolov, Chomutov), západních (Rokycany) a východních Čechách (Ústí nad Orlicí) a také na severní (Bruntál) a jižní Moravě (Znojmo). U žen byly v tomto období soustředěny maximální hodnoty standardizované míry úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy (nad 80 zemřelých na 100 000 obyvatel) do oblasti Čech (Sokolov, Tábor, Chomutov, Strakonice, Plzeň-jih). Překvapivým trendem v rámci okresů Česka je, že přes pokles maximálních hodnot standardizované míry úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy vzrostly mezi lety 2000–2004 a 2008–2012 minimální hodnoty odpovídajícího ukazatele u obou pohlaví (Příloha 5). Nejnížší úroveň úmrtnosti mužů na respirační příčiny (kolem 50 zemřelých na 100 000 obyvatel) byla v období 2000–2004 v okresech Jihomoravského kraje a Vysočiny. V následujícím období se minimální hodnoty v okresech Vyškov, Zlín, Mělník a Jablonec nad Nisou pohybovaly mezi 70 až 80 zemřelými na 100 000 obyvatel. Rovněž u žen byla v období 2000–2004 pozorována nejnižší intenzita úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy (kolem 30 zemřelých na 100 000 obyvatel) v okresech jižní Moravy a Vysočiny. V letech 2008–2012 však již okresy na Vysočině dosahovaly průměrných až nadprůměrných hodnot a minimální hodnoty standardizované míry úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy byly zaznamenány v okresech Jihomoravského a Zlínského kraje (Příloha 5).

Územní rozložení intenzity úmrtnosti na trávicí příčiny se v obou sledovaných obdobích vyznačovalo poměrně značnou koncentrací vysokých hodnot standardizované míry úmrtnosti do oblasti západních a severozápadních Čech a východní Moravy (Příloha 6). Zatímco v období 2000–2004 byly maximální hodnoty úmrtnosti (nad 100 zemřelých na 100 000 obyvatel u mužů a nad 60 zemřelých na 100 000 obyvatel u žen) soustředěny spíše do okresů Plzeňského a Karlovarského kraje v případě žen a do okresů Karlovarského a Ústeckého kraje u mužů, v období 2008–2012 se extrémně vysoké hodnoty standardizované míry úmrtnosti (kolem 90 zemřelých na 100 000 obyvatel u mužů a nad 50 zemřelých na 100 000 obyvatel u žen) přesunuly do oblasti severovýchodní Moravy (Příloha 6). Nejnížší úroveň úmrtnosti na nemoci trávicí soustavy, pohybující se přibližně na polovině maximálních hodnot standardizované míry úmrtnosti na tuto příčinu, byla v obou sledovaných obdobích zjištěna u mužů i žen v jižních a východních Čechách a v oblasti Vysočiny.

U skupiny ostatních příčin úmrtí byl na úrovni celého Česka zaznamenán mezi roky 2000 a 2012 nárůst hodnot standardizované míry úmrtnosti. Základní rys územního rozložení úmrtnosti na ostatní příčiny, tj. vyšší hodnoty standardizované míry úmrtnosti v západní části a nižší hodnoty ve východní části Česka, se ovšem nezměnil (Příloha 8). Přes nižší počet

zemřelých na ostatní příčiny úmrtí bylo územní rozložení extrémních hodnot mezi okresy v obou sledovaných obdobích téměř identické pro muže i ženy. V období 2000–2004 měly nejhorší úroveň úmrtnosti na ostatní příčiny obyvatelé z okresů v západních a severozápadních Čechách (Tachov, Cheb, Plzeň-sever, Plzeň-jih, Plzeň-město, Karlovy Vary, Rokycany) a také z okresů Ústí nad Labem a Benešov s hodnotami kolem 150 zemřelých na 100 000 obyvatel u mužů a kolem 120 zemřelých na 100 000 obyvatel u žen (Příloha 8). V období 2008–2012 zůstal z těchto okresů mezi okresy s nejvyšší standardizovanou mírou úmrtnosti na ostatní příčiny pouze okres Ústí nad Labem u obou pohlaví a okres Karlovy Vary u žen. Mezi okresy s nejvyšší standardizovanou mírou úmrtnosti na ostatní příčiny (přes 160 zemřelých na 100 000 obyvatel u mužů a přes 120 zemřelých na 100 000 obyvatel u žen) se zařadily další okresy z Ústeckého kraje (Teplice, Litoměřice), středočeské okresy Beroun a Nymburk, jihočeské okresy Strakonice a Písek a též okres Jihlava, který v předchozím období vykazoval nízkou úroveň úmrtnosti na ostatní příčiny (Příloha 8). V případě okresu Jihlava došlo od předchozího sledovaného období k nárůstu standardizované míry úmrtnosti na ostatní příčiny o přibližně 90 zemřelých na 100 000 obyvatel u žen a dokonce o více než 100 zemřelých na 100 000 obyvatel u mužů. Právě okres Jihlava patřil spolu s dalšími okresy Vysočiny, Jihomoravského a Zlínského kraje mezi okresy s nejnižší úrovní úmrtnosti na ostatní příčiny v období 2000–2004. U mužů se hodnota standardizované míry úmrtnosti v těchto okresech pohybovala okolo 60 zemřelých na 100 000 obyvatel a u žen pod hodnotou 50 zemřelých na 100 000 obyvatel. V období 2008–2012 byla nejnižší intenzita úmrtnosti na ostatní příčiny (méně než 100 zemřelých na 100 000 obyvatel u mužů a kolem 70 zemřelých na 100 000 obyvatel u žen) soustředěna do oblasti jižní a jihovýchodní Moravy, východních Čech a rovněž do několika severočeských okresů (Jablonec nad Nisou, Semily, Liberec, Most).

Tab. 8 – Ukazatele variability standardizované míry úmrtnosti podle vybraných skupin příčin úmrtí a pohlaví, okresy ČR, 2000–2004 a 2008–2012

	Ukazatel	Oběhová	Novotvary	Dýchací	Trávicí	Vnější	Ostatní
2000–2004		Muži					
	ČR	1 077,2	522,0	104,6	72,4	120,8	98,8
	Minimum	892,1	392,9	39,6	42,9	91,9	38,1
	Maximum	1 317,7	651,4	214,3	113,6	165,1	168,6
	Variační rozpětí	425,6	258,4	174,7	70,8	73,2	130,5
	Směrodatná odchylka	99,30	56,83	33,54	16,64	16,59	27,31
	Variační koeficient (%)	9,05	10,63	30,51	22,55	13,37	26,25
		Ženy					
	ČR	792,8	284,7	54,7	43,4	54,9	73,9
	Minimum	680,4	222,3	22,9	22,5	34,7	27,2
	Maximum	1 019,8	363,3	134,3	74,5	106,4	131,9
	Variační rozpětí	339,3	141,0	111,4	52,0	71,6	104,7
	Směrodatná odchylka	65,18	30,45	19,13	10,16	13,03	23,85
	Variační koeficient (%)	8,01	10,67	33,58	22,80	22,62	30,27
2008–2012		Muži					
	ČR	818,9	429,4	107,6	65,1	96,0	129,4
	Minimum	662,1	351,6	71,1	37,7	73,4	76,7
	Maximum	1 112,5	521,5	156,4	98,2	142,1	176,1
	Variační rozpětí	450,4	169,8	85,3	60,4	68,7	99,4
	Směrodatná odchylka	84,61	39,95	21,25	13,35	15,02	21,60
	Variační koeficient (%)	9,95	9,11	19,04	20,62	15,13	16,85
		Ženy					
	ČR	600,3	242,1	54,1	39,8	35,9	94,0
	Minimum	487,5	193,8	25,9	21,9	22,9	56,4
	Maximum	830,6	302,2	90,3	63,7	54,8	136,0
	Variační rozpětí	343,1	108,4	64,4	41,8	31,9	79,6
	Směrodatná odchylka	58,91	23,88	12,91	7,93	7,12	18,85
	Variační koeficient (%)	9,47	9,84	23,16	20,29	19,22	19,70

Poznámky: jako standard použit upravený Evropský standard (Eurostat, 2013)

Zdroj: vlastní výpočty

Kapitola 5

Regionalizace okresů na základě faktorů působících na úmrtnost

Po popisu rozložení celkové úmrtnosti i úmrtnosti podle skupin příčin úmrtí mezi okresy Česka se pozornost logicky přesunula k samotné analýze vztahu mezi intenzitou úmrtností a jejími možnými vnějšími faktory, které ovlivňují regionální diferenciaci úmrtnosti. V této kapitole je souvislost mezi vybranými ukazateli a regionálními rozdíly úrovně úmrtností prezentována prostřednictvím konstrukce socioekonomických shluků a porovnání ukazatelů úmrtnosti mezi nimi.

Na základě předchozího studia literatury a dostupnosti dat bylo vybráno 40 proměnných, které reprezentují různé aspekty socioekonomického a sociodemografického rozvoje hodnocených územních jednotek. Protože je analýza prováděna odděleně pro muže a ženy, bylo rovněž 30 z těchto proměnných rozděleno podle pohlaví. Oblast ekonomického vývoje reprezentují ukazatele podílu nezaměstnaných osob, kupní síly na obyvatele, podílu pracujících v primárním, sekundárním a terciárním sektoru, podílu pracujících důchodců z ekonomicky aktivních osob a průměrný starobní důchod. Z osob pracujících v primárním sektoru jsou dále ještě zvlášť vyčleněny podíly osob pracujících v zemědělství a podíly osob pracujících v těžbě, z osob zaměstnaných v sekundárním sektoru pak podíly osob pracujících v průmyslu a podíly osob pracujících ve stavebnictví. Jako ukazatele vzdělanosti byly použity podíly osob se základním vzděláním a bez vzdělání, se středním vzděláním bez maturity, se středním vzděláním s maturitou a s vysokoškolským vzděláním. Počet dokončených bytů (na 1 000 obyvatel), průměrná obytná plocha na obyvatele, průměrný počet obyvatel na jeden byt, hustota zalidnění, podíl obyvatel žijících v obcích nad 10 000 obyvatel a počet kriminálních činů (na 1 000 obyvatel) zastupují oblast životních podmínek obyvatel a urbanizaci. S těmito faktory úzce souvisí též ukazatele kvality životního prostředí – měrné emise oxidu uhelnatého (CO), oxidů dusíku (NO_x), oxidu siřičitého (SO₂) a tuhých látek. Z ukazatelů měřících dostupnost lékařské péče byl zvolen počet lékařů ambulantní péče (na 1 000 obyvatel), počet lékařů v nemocnicích (na 1 000 obyvatel) a počet nemocničních lůžek (na 1 000 obyvatel). Sociokulturní sféru zastupují podíly cizinců celkem, podíly osob romské národnosti, podíly věřících (z nich pak zvlášť podíly věřících hlásících se ke katolickému vyznání, evangelickému vyznání, pravoslavnému vyznání a k církvi Svědci Jehovovi). Dostupným měřítkem sociální angažovanosti je za okresy Česka ukazatel průměrné volební účasti. Poslední skupina – rodinný stav zahrnuje proměnné index rozvodovosti,

podíl svobodných osob, podíl osob žijících v manželství, podíl rozvedených a podíl ovdovělých. Podrobný popis všech proměnných, včetně zdrojů, je uveden v příloze 9.

5.1 Výběr možných socioekonomických faktorů úmrtnosti

V první části analýzy byla souvislost vybraných socioekonomických faktorů a úrovně úmrtnosti celkem i podle skupin příčin úmrtí zjišťována pomocí výpočtu Pearsonova korelačního koeficientu. Tato analýza poskytla nejen úvodní náhled do vztahu mezi ukazateli úmrtnosti a vnějšími determinanty, ale stala se i základním krokem pro výběr socioekonomických proměnných do dalších statistických analýz. Výsledky korelační analýzy s vyznačenými hodnotami Pearsonova korelačního koeficientu signifikantními na 5% hladině významnosti jsou zobrazeny v tabulce 9 pro muže, resp. v tabulce 10 pro ženy.

Hodnoty Pearsonova korelačního koeficientu naznačují očekávané souvislosti intenzity úmrtnosti a vnějších faktorů. Nejsilnější negativní lineární vztah mezi nadějí dožití při narození a vybranými socioekonomickými a sociodemografickými faktory byl u obou pohlaví pozorován u proměnných podíl nezaměstnaných, podíl osob pracujících v těžbě, podíl osob se základním vzděláním, emise oxidů dusíku, podíl osob romské národnosti, podíl věřících hlásících se k církvi Svědci Jehovovi, index rozvodovosti, podíl svobodných a podíl rozvedených osob. Naopak nejsilnější pozitivní lineární vztah s nadějí dožití při narození vykazují proměnné podíl osob se středním vzděláním s maturitou, podíl osob s vysokoškolským vzděláním, průměrná volební účast a podíl osob žijících v manželství. U mužů byl ještě navíc pozorován silný pozitivní vztah naděje dožití při narození s ukazatelem kupní síly na obyvatele a počtem dokončených bytů na 1 000 obyvatel a u žen s proměnnými podíl věřících a podíl věřících hlásících se ke katolické církvi. Podobné souvislosti platily i v případě naděje dožití v přesném věku 65 let. Za povšimnutí ovšem stojí náznak silnějšího vztahu tohoto ukazatele s indikátory dostupnosti zdravotní péče.

U Pearsonova korelačního koeficientu jako základního měřítka vztahu socioekonomických faktorů a standardizované míry úmrtnosti podle skupin příčin úmrtí lze pozorovat několik zajímavých zjištění. Podobné asociace s faktory vzdělání, ekonomiky či sociokulturní oblasti jako úroveň celkové úmrtnosti vykazovala, v souladu se závěry předchozích studií (viz kap. 2.4) i s poznatky o rozložení a struktuře úmrtnosti (viz kap. 4.1), intenzita úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy. U žen však nebyl zjištěn statisticky významný vztah mezi úrovní úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny a ukazateli rodinného stavu (u mužů byl tento vztah pouze slabý). Skupina těchto sociodemografických faktorů se naopak zdá být silným determinantem rozložení intenzity úmrtnosti na novotvary a u mužů též na vnější příčiny. Standardizovaná míra úmrtnosti na vnější příčiny byla u mužů silně korelována i s dalšími faktory – podílem nezaměstnaných, kupní silou na obyvatele, ukazateli vzdělanosti či průměrnou volební účastí. U žen byly tyto asociace velmi slabé. Slabé souvislosti lze u obou pohlaví nalézt mezi vybranými socioekonomickými proměnnými a úrovní úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy a ostatní příčiny – u těchto dvou skupin příčin úmrtí překročila hodnota Pearsonova korelačního koeficientu hranici 0,4 (v absolutní hodnotě) pouze u vztahu standardizované míry úmrtnosti na ostatní příčiny žen a podílem věřících žen. Překvapující jistě je, že nebyla dokumentována

statisticky významná asociace standardizované míry úmrtnosti na dýchací příčiny ani s jedním z ukazatelů kvality životního prostředí. Právě faktory životního prostředí však spolu s některými dalšími aspekty životních podmínek, podílem nezaměstnaných, kupní silou na obyvatele a u žen též s indexem rozvodovosti a podílem vdaných představují nejsilnější spojení s intenzitou úmrtnosti na trávicí příčiny.

Tab. 9 – Síla závislosti mezi socioekonomickými proměnnými a ukazateli úmrtnosti, okresy ČR, muži, 2008–2012

Ukazatel	Pearsonův korelační koeficient							
	e ₀	e ₆₅	ú st – oběhová	ú st – novotvary	ú st – dýchací	ú st – trávicí	ú st – vnější	ú st – ostatní
NEZm	-0,740	-0,541	0,442	0,359	0,217	0,562	0,558	0,050
KUPS	0,629	0,480	-0,506	-0,136	-0,371	-0,408	-0,489	0,098
PRIm	-0,322	-0,382	0,375	0,175	0,368	0,021	0,162	-0,016
ZEMm	0,158	0,047	-0,039	-0,155	0,274	-0,248	0,000	-0,026
TEZm	-0,544	-0,499	0,482	0,367	0,150	0,281	0,192	0,009
SEKm	-0,040	0,002	0,158	-0,259	0,110	0,101	0,087	-0,273
PRUMm	-0,031	-0,006	0,144	-0,232	0,061	0,077	0,082	-0,263
STAVm	-0,030	0,029	0,050	-0,095	0,171	0,083	0,017	-0,037
TERm	0,378	0,353	-0,409	-0,044	-0,310	-0,156	-0,297	0,169
PDEAm	0,170	0,100	-0,261	0,207	-0,228	-0,257	-0,049	0,219
DUCH	0,182	0,118	-0,209	0,112	-0,253	-0,102	-0,183	0,150
VZSm	-0,746	-0,718	0,533	0,582	0,354	0,230	0,516	0,066
VSBm	-0,374	-0,400	0,432	0,093	0,252	0,129	0,214	-0,100
VSSm	0,653	0,608	-0,520	-0,404	-0,247	-0,310	-0,390	0,028
VVSm	0,604	0,660	-0,506	-0,439	-0,327	-0,103	-0,428	-0,075
BYTD	0,539	0,373	-0,321	-0,227	-0,308	-0,257	-0,479	0,007
OBPL	0,277	0,032	-0,202	0,130	-0,012	-0,341	-0,228	0,274
BTOB	0,193	0,140	0,072	-0,359	-0,074	0,000	-0,219	-0,212
HZAL	0,198	0,285	-0,268	-0,132	-0,166	0,123	-0,165	0,061
URB	-0,195	-0,037	-0,024	0,186	-0,019	0,265	0,123	0,114
KRIMI	-0,140	-0,132	-0,071	0,365	-0,162	0,180	0,035	0,368
EMCO	-0,200	-0,134	0,072	0,123	0,027	0,339	0,035	0,101
EMNO	-0,443	-0,380	0,352	0,331	0,014	0,332	0,085	0,173
EMSO	-0,390	-0,359	0,316	0,346	-0,014	0,248	0,062	0,131
EMTH	-0,259	-0,199	0,144	0,190	-0,014	0,333	0,012	0,127
LEKA	0,337	0,466	-0,446	-0,201	-0,046	-0,075	-0,116	-0,009
LEKN	0,274	0,401	-0,436	-0,065	-0,001	0,005	-0,166	0,039
LUZN	0,146	0,253	-0,311	0,058	-0,055	0,014	-0,040	0,105
CIZ	0,188	0,121	-0,298	0,161	-0,260	-0,172	-0,064	0,191
ROMm	-0,328	-0,329	0,238	0,327	-0,032	0,099	0,221	-0,044
VERm	0,137	0,283	0,049	-0,510	-0,050	0,222	-0,113	-0,282
KATm	0,255	0,311	-0,091	-0,437	0,052	0,014	-0,184	-0,191
EVGm	0,132	0,076	-0,130	-0,034	-0,112	-0,165	0,000	-0,057
PRVm	-0,153	-0,238	0,041	0,368	-0,086	-0,077	0,098	0,248
SVJm	-0,489	-0,503	0,269	0,551	0,066	0,167	0,325	0,251
VOLBY	0,805	0,711	-0,458	-0,656	-0,234	-0,438	-0,550	-0,255
ROZV	-0,458	-0,429	0,188	0,527	0,037	0,165	0,364	0,197
SVBm	-0,490	-0,377	0,302	0,323	0,080	0,318	0,362	0,060
MANm	0,543	0,478	-0,255	-0,557	-0,082	-0,198	-0,404	-0,173
ROZm	-0,479	-0,457	0,179	0,615	0,043	0,075	0,355	0,195
OVDm	-0,126	-0,154	0,103	0,110	0,226	-0,058	0,082	0,035

Poznámky: Tučně vyznačeny jsou korelační koeficienty signifikantní na 5% hladině významnosti – modrá barva značí přímou závislost, červená nepřímou závislost.

Zdroj: vlastní výpočty

Tab. 10 – Síla závislosti mezi socioekonomickými proměnnými a ukazateli úmrtnosti, okresy ČR, ženy, 2008–2012

Ukazatel	Pearsonův korelační koeficient							
	e ₀	e ₆₅	ú st – oběhová	ú st – novotvary	ú st – dýchací	ú st – trávicí	ú st – vnější	ú st – ostatní
NEZz	-0,501	-0,348	0,374	0,299	0,044	0,443	0,174	-0,098
KUPS	0,299	0,208	-0,312	0,061	-0,086	-0,273	-0,092	0,111
PRIZ	0,063	-0,104	0,147	-0,142	0,274	-0,370	-0,078	0,095
ZEMz	0,283	0,097	-0,049	-0,315	0,206	-0,446	-0,060	0,089
TEZz	-0,586	-0,511	0,495	0,471	0,141	0,245	-0,038	0,004
SEKz	0,130	0,093	0,054	-0,292	0,096	-0,184	-0,015	-0,126
PRUMz	0,116	0,079	0,067	-0,281	0,103	-0,181	-0,006	-0,124
STAVz	0,137	0,167	-0,222	-0,009	-0,143	0,057	-0,139	0,041
TERz	0,151	0,183	-0,229	0,028	-0,213	0,062	-0,131	-0,002
PDEAz	-0,098	-0,077	-0,203	0,424	0,007	0,044	0,229	0,217
DUCH	-0,064	-0,060	-0,068	0,284	-0,058	0,093	0,000	0,097
VZSZ	-0,674	-0,608	0,471	0,484	0,308	0,265	0,213	0,107
VSbz	-0,103	-0,160	0,336	-0,204	0,034	-0,039	-0,013	-0,042
VSSz	0,502	0,430	-0,418	-0,293	-0,139	-0,277	-0,116	-0,024
VVSz	0,474	0,505	-0,475	-0,208	-0,223	-0,109	-0,187	-0,141
BYTD	0,269	0,146	-0,151	-0,111	-0,123	-0,227	-0,074	0,036
OBPL	0,002	-0,168	-0,022	0,129	0,142	-0,169	0,247	0,342
BTOB	0,419	0,276	0,032	-0,577	-0,206	-0,320	-0,217	-0,199
HZAL	0,128	0,239	-0,273	0,071	-0,116	0,132	-0,088	-0,071
URB	-0,211	-0,043	-0,066	0,365	-0,020	0,312	-0,022	-0,069
KRIMI	-0,337	-0,215	0,006	0,533	-0,038	0,395	0,164	0,188
EMCO	-0,131	-0,026	0,008	0,052	0,015	0,403	-0,037	0,003
EMNO	-0,482	-0,375	0,294	0,415	0,041	0,431	-0,076	0,078
EMSO	-0,479	-0,394	0,320	0,427	0,033	0,362	-0,054	0,075
EMTH	-0,249	-0,137	0,088	0,189	0,025	0,430	-0,058	0,030
LEKA	0,284	0,399	-0,497	-0,010	-0,005	-0,038	-0,058	-0,064
LEKN	0,263	0,373	-0,462	0,017	-0,018	-0,033	-0,120	-0,033
LUZN	0,152	0,249	-0,351	0,111	-0,067	-0,026	0,002	0,010
CIZ	-0,124	-0,104	-0,127	0,387	0,024	0,061	0,183	0,194
ROMz	-0,511	-0,428	0,406	0,447	-0,004	0,225	0,107	-0,067
VERz	0,505	0,523	-0,147	-0,673	-0,260	-0,172	-0,375	-0,411
KATz	0,494	0,455	-0,239	-0,553	-0,062	-0,284	-0,337	-0,207
EVGz	-0,041	-0,069	0,016	0,074	-0,090	-0,019	0,259	0,076
PRVz	-0,463	-0,464	0,213	0,578	0,170	0,189	0,249	0,263
SVJz	-0,657	-0,568	0,331	0,645	0,184	0,407	0,297	0,201
VOLBY	0,690	0,539	-0,345	-0,604	-0,170	-0,568	-0,192	-0,140
ROZV	-0,586	-0,401	0,175	0,485	0,123	0,433	0,279	0,140
SVBz	-0,364	-0,226	0,119	0,380	0,052	0,290	0,077	-0,023
MANz	0,580	0,395	-0,184	-0,626	-0,079	-0,497	-0,216	-0,068
ROZz	-0,539	-0,376	0,117	0,655	0,093	0,437	0,243	0,118
OVDz	0,104	0,053	0,097	-0,263	-0,062	-0,004	-0,059	-0,051

Poznámky: Tučně vyznačeny jsou korelační koeficienty signifikantní na 5% hladině významnosti – modrá barva značí přímou závislost, červená nepřímou závislost.

Zdroj: vlastní výpočty

Při interpretaci výše uvedených výsledků korelační analýzy je ovšem potřeba uvažovat silnou vzájemnou multikolinearitu vybraných socioekonomických proměnných. Příkladem může být hodnota Pearsonova korelačního koeficientu mezi podílem vysokoškoláků a podílem zaměstnaných v terciárním sektoru, která se blíží 0,8. Pro další analýzy byly proto vybrány pouze proměnné, splňující následující kritéria (upraveno podle Kibele, 2011):

- 1) Signifikantní souvislost dané proměnné na 5% hladině významnosti s celkovou úrovní úmrtnosti měřenou nadějí dožití při narození a nadějí dožití v přesném věku 65 let.
- 2) Hodnota Pearsonova korelačního koeficientu dané proměnné a ukazatelů intenzity úmrtnosti (celkové nebo podle skupin příčin úmrtí) překračuje alespoň ve dvou případech hranici 0,3 (v absolutní hodnotě).

Podle těchto kritérií bylo vybráno 22 proměnných pro muže i pro ženy. Kvůli minimalizaci multikolinearity byla dále provedena shluková analýza proměnných a z ní podle dalších níže uvedených kritérií vybrán finální soubor proměnných vstupující do dalších analýz:

- 3) Co nejnižší poměr podílu vysvětlené variability ve vlastním shluku a podílu vysvětlené variability v nejbližším shluku (viz kap. 3.4).
- 4) Preference proměnných zastupujících odlišné oblasti socioekonomického rozvoje.
- 5) Preference stejných proměnných pro muže a pro ženy.

Výsledný soubor socioekonomických proměnných zahrnuje sedm proměnných pro muže (podíl rozvedených mužů, podíl mužů s vysokoškolským vzděláním, měrné emise oxidů dusíku, počet lékařů pracujících v nemocnicích na 1 000 obyvatel, podíl nezaměstnaných mužů, podíl mužů pracujících v těžbě a podíl mužů romské národnosti) a osm proměnných pro ženy (index rozvodovosti, podíl žen s vysokoškolským vzděláním, měrné emise oxidů dusíku, počet lékařů pracujících v nemocnicích na 1 000 obyvatel, podíl nezaměstnaných žen, podíl žen romské národnosti, podíl věřících žen a počet kriminálních činů na 1 000 obyvatel). Pearsonův korelační koeficient mezi zvolenými proměnnými nepřekračuje hranici 0,6 (Tab. 11, Tab. 12). Tuto hodnotu lze považovat za uspokojivou, i vzhledem ke skutečnosti, že multikolinearita mezi potenciálními faktory ovlivňujícími úmrtnost je v tomto případě nižší, než v podobných analýzách Spijkera (2004) či Kibele (2011).

Tab. 11 – Pearsonův korelační koeficient mezi vybranými socioekonomickými ukazateli, okresy ČR, muži, 2008–2012

	ROZm	VVSm	LEKN	EMNO	NEZm	TEZm	ROMm
ROZm	1	-0,219	0,118	0,478	0,402	0,437	0,570
VVSm	-0,219	1	0,501	0,022	-0,435	-0,250	-0,171
LEKN	0,118	0,501	1	0,184	0,024	-0,078	0,056
EMNO	0,478	0,022	0,184	1	0,325	0,538	0,452
NEZm	0,402	-0,435	0,024	0,325	1	0,436	0,381
TEZm	0,437	-0,250	-0,078	0,538	0,436	1	0,432
ROMm	0,570	-0,171	0,056	0,452	0,381	0,432	1

Zdroj: vlastní výpočty

Tab. 12 – Pearsonův korelační koeficient mezi vybranými socioekonomickými ukazateli, okresy ČR, ženy, 2008–2012

	VERz	VVSz	EMNO	LEKN	KRIMI	ROMz	ROZV	NEZz
VERz	1	0,142	-0,250	0,012	-0,514	-0,304	-0,539	-0,037
VVSz	0,142	1	0,022	0,501	0,409	-0,203	-0,242	-0,503
EMNO	-0,250	0,022	1	0,184	0,554	0,454	0,279	0,354
LEKN	0,012	0,501	0,184	1	0,341	0,035	-0,049	-0,024
KRIMI	-0,514	0,409	0,554	0,341	1	0,281	0,380	0,063
ROMz	-0,304	-0,203	0,454	0,035	0,281	1	0,322	0,486
ROZV	-0,539	-0,242	0,279	-0,049	0,380	0,322	1	0,324
NEZz	-0,037	-0,503	0,354	-0,024	0,063	0,486	0,324	1

Zdroj: vlastní výpočty

5.2 Srovnání úrovně úmrtnosti podle vybraných socioekonomických faktorů

V dalším kroku analýzy faktorů, které mohou ovlivňovat regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku, byly vypočteny srovnávací úmrtnostní indexy podle vybraných socioekonomických proměnných. Při jejich výpočtu byly okresy nejprve rozděleny do pěti přibližně stejně početných skupin podle pořadí každé vybrané socioekonomické proměnné a v těchto skupinách sečteny počty obyvatel středního stavu a zemřelých podle jednotek věku. Skupina s nejvyšší hodnotou dané socioekonomické proměnné byla určena jako referenční (standardní) a vzhledem k ní pak počítány srovnávací úmrtnostní indexy a jejich intervaly spolehlivosti. Vzhledem k nepoměrně větší populační velikosti Prahy v porovnání s jinými okresy Česka, byla tato územní jednotka z výpočtu srovnávacích úmrtnostních indexů vyřazena.

V souladu s výsledky korelační analýzy byla rovněž výpočtem srovnávacích úmrtnostních indexů zjištěna vyšší intenzita úmrtnosti mužů v okresech s vyšším podílem rozvedených mužů, nižším podílem vysokoškolsky vzdělaných mužů, vyššími měrnými emisemi oxidů dusíku, nižším počtem lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel, vyšším podílem nezaměstnaných mužů, vyšším podílem mužů pracujících v těžbě a vyšším podílem mužů romské národnosti (Tab. 13). U žen byla vyšší intenzita úmrtnosti v okresech s nižším podílem věřících žen, nižším podílem vysokoškolsky vzdělaných žen, vyššími měrnými emisemi oxidů dusíku, nižším počtem lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel, vyšší intenzitou rozvodovosti, vyšší úrovní kriminality, vyšším podílem žen romské národnosti, a vyšším podílem nezaměstnaných žen (Tab. 14).

Na rozdíl od Pearsonova korelačního koeficientu však nelze hovořit o lineární souvislosti mezi intenzitou úmrtnosti a vybranými socioekonomickými faktory. Tato skutečnost je dobře patrná například u srovnávacího úmrtnostního indexu mužů podle podílu rozvedených mužů či podle podílu mužů romské národnosti (Tab. 13). Zatímco 20 % okresů se středními hodnotami podílu rozvedených mužů by mělo při stejné věkové struktuře přibližně o 15 % nižší intenzitu úmrtnosti než 20 % okresů s nejvyššími hodnotami odpovídajícího ukazatele, v okresech s nejmenším podílem rozvedených mužů by intenzita úmrtnosti byla nižší pouze o přibližně 12 %. Rovněž srovnávací úmrtnostní index podle podílu mužů romské národnosti nevykazuje lineární závislost. Ačkoliv ve skupině okresů s nejvyšším podílem mužů romské národnosti byla úroveň úmrtnosti jasně nejvyšší, nejnižší intenzitu úmrtnosti lze v případě stejné věkové struktury pozorovat ve skupině s druhými nejvyššími hodnotami této proměnné. Také u žen lze nalézt několik příkladů nelineární vztahu – např. u ukazatele měrných emisí oxidů dusíku či úrovně kriminality (Tab. 14).

Nejsilnější vztah s intenzitou úmrtnosti mužů vykazují podle srovnávacího úmrtnostního indexu proměnné podíl mužů s vysokoškolským vzděláním a podíl nezaměstnaných mužů (Tab. 13). Při stejné věkové struktuře by muži z okresů s nejnižším podílem vysokoškolsky vzdělaných měli o více než 17 % vyšší úroveň úmrtnosti oproti mužům z okresů s nejvyšším podílem vysokoškolsky vzdělaných. Podobný rozdíl, tj. více než 17 % mezi nejnižší a nejvyšší kategorií, lze s opačným gradientem pozorovat u srovnávacího úmrtnostního indexu podle podílu nezaměstnaných mužů. U žen se podle této analýzy zdá být nejsilnějším faktorem, který ovlivňuje regionální rozložení úmrtnosti, podíl věřících žen a podíl žen s vysokoškolským

vzděláním (Tab. 14). Oproti nejvyšším kategoriím odpovídající proměnné by se totiž lišila intenzita úmrtnosti v nejnižších kategoriích o téměř 16 % podle podílu věřících, resp. o 17 % podle podílu vysokoškolsky vzdělaných (za předpokladu stejné věkové struktury). Na základě hodnot srovnávacího úmrtnostního indexu jsou ovšem rozdíly v intenzitě celkové úmrtnosti podle vybraných socioekonomických faktorů u žen obecně nižší než u mužů.

Tab. 13 – Srovnávací úmrtnostní index podle vybraných socioekonomických proměnných, ČR, muži 2008–2012

	Pořadí okresů ve variační řadě								
	I.	II.		III.		IV.		V.	
		CMF	CI	CMF	CI	CMF	CI	CMF	CI
ROZm	1	0,856 (0,848; 0,864)	0,846 (0,838; 0,854)	0,887 (0,879; 0,896)	0,876 (0,868; 0,884)				
VVSm	1	1,069 (1,059; 1,079)	1,078 (1,068; 1,087)	1,062 (1,051; 1,073)	1,174 (1,161; 1,186)				
LEKN	1	1,044 (1,034; 1,054)	1,097 (1,087; 1,107)	1,070 (1,060; 1,081)	1,038 (1,028; 1,049)				
EMNO	1	0,928 (0,920; 0,936)	0,959 (0,950; 0,967)	0,927 (0,919; 0,936)	0,949 (0,936; 0,962)				
NEZm	1	0,910 (0,902; 0,918)	0,848 (0,841; 0,855)	0,846 (0,838; 0,854)	0,827 (0,819; 0,836)				
TEZm	1	0,916 (0,908; 0,924)	0,913 (0,904; 0,922)	0,864 (0,856; 0,872)	0,851 (0,844; 0,859)				
ROMm	1	0,863 (0,855; 0,871)	0,871 (0,864; 0,879)	0,907 (0,899; 0,915)	0,901 (0,892; 0,910)				

Zdroj: vlastní výpočty

Tab. 14 – Srovnávací úmrtnostní index podle vybraných socioekonomických proměnných, ČR, ženy 2008–2012

	Pořadí okresů ve variační řadě								
	I.	II.		III.		IV.		V.	
		CMF	CI	CMF	CI	CMF	CI	CMF	CI
VERz	1	1,022 (1,013; 1,030)	1,048 (1,039; 1,058)	1,051 (1,041; 1,061)	1,157 (1,146; 1,169)				
VVSz	1	1,048 (1,039; 1,058)	1,062 (1,053; 1,072)	1,057 (1,047; 1,069)	1,170 (1,157; 1,182)				
EMNO	1	0,932 (0,923; 0,940)	0,954 (0,945; 0,962)	0,962 (0,954; 0,971)	0,969 (0,955; 0,983)				
LEKN	1	1,016 (1,007; 1,026)	1,061 (1,051; 1,071)	1,061 (1,051; 1,072)	1,066 (1,056; 1,077)				
KRIMI	1	1,014 (1,005; 1,024)	0,979 (0,969; 0,988)	0,950 (0,941; 0,959)	0,929 (0,920; 0,938)				
ROMz	1	0,918 (0,909; 0,928)	0,891 (0,884; 0,899)	0,923 (0,915; 0,931)	0,896 (0,887; 0,905)				
ROZV	1	0,950 (0,941; 0,960)	0,896 (0,888; 0,904)	0,896 (0,888; 0,904)	0,929 (0,920; 0,938)				
NEZz	1	0,941 (0,933; 0,949)	0,892 (0,884; 0,899)	0,907 (0,898; 0,916)	0,897 (0,889; 0,906)				

Zdroj: vlastní výpočty

Srovnávací úmrtnostní index byl spočten také pro intenzitu úmrtnosti podle vybraných skupin příčin úmrtí (Příloha 10, Příloha 11). Je patrné, že nejsilnější vztah s úrovní úmrtnosti mužů na nejčastější skupiny příčiny úmrtí (nemoci oběhové soustavy, novotvary, vnější příčiny, nemoci dýchací soustavy) má, podobně jako u úrovně celkové úmrtnosti, ukazatel vzdělanosti (tj. podíl vysokoškolsky vzdělaných mužů) spolu s podílem nezaměstnaných mužů. Rozdíl mezi nejvyšší a nejnižší skupinou podle hodnoty podílu vysokoškolsky vzdělaných mužů by při stejné věkové struktuře přesáhl u dýchacích příčin úmrtí dokonce 20 % (přesně 22 %) a u vnějších příčin úmrtí by tento rozdíl dosáhl 20 % podle hodnoty podílu nezaměstnaných mužů. Dalšími významnými faktory, které ovlivňují intenzitu úmrtnosti mužů na nejčastější skupiny příčin úmrtí, jsou na základě hodnoty srovnávacího úmrtnostního indexu (rozdíl mezi nejvyšší a nejnižší nebo druhou nejnižší skupinou více než 10 %): podíl pracujících v těžbě u kardiovaskulárních a vnějších příčin, podíl rozvedených mužů u novotvarů a vnějších příčin a podíl mužů romské národnosti u dýchacích a vnějších příčin. Extrémní rozdíly v intenzitě úmrtnosti mužů lze nalézt u úmrtí na trávicí příčiny. Při stejné věkové struktuře by se totiž intenzita úmrtnosti na tuto příčinu mezi 20 % okresy s nejvyšším a nejnižším podílem

nezaměstnaných lišila téměř o 40 %, mezi skupinou okresů s nejvyššími a nejnižšími hodnotami emisí oxidů dusíků o více jak 25 % a mezi okresy s nejvyšším a druhým nejnižším podílem pracujících v těžbě o přibližně 28 %. Důležitými faktory územního rozložení úmrtnosti mužů na trávící příčiny jsou dle této analýzy rovněž proměnné podíl rozvedených mužů a podíl mužů romské národnosti. Tyto dva faktory hrají důležitou roli i v rozdílech v úrovni úmrtnosti mužů na ostatní příčiny (spolu s podílem vysokoškolsky vzdělaných mužů, podílem nezaměstnaných mužů a podílem mužů pracujících v těžbě), tyto rozdíly jsou ovšem v porovnání s dalšími příčinami úmrtí menší.

Podobně jako u mužů patří na základě srovnávacího úmrtnostního indexu mezi nejvýznamnější determinanty regionální diferenciaci úmrtnosti žen v Česku ukazatel podílu vysokoškolsky vzdělaných. Z vybraných příčin úmrtí má ovšem nejsilnější vztah pouze s úrovní úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy, ačkoliv i u dalších příčin úmrtí rozdíl srovnávacího úmrtnostního indexu mezi okresy s nejnižším a nejvyšším podílem vysokoškolsky vzdělaných žen přesahuje 10 %. Jako nejsilnější faktor působící na územní rozložení úmrtnosti žen na novotvary, dýchací příčiny, vnější příčiny a ostatní příčiny se totiž jeví podíl věřících žen. Rozdíly v intenzitě úmrtnosti mezi nejvyšší a nejnižší skupinou okresů na základě podílu věřících žen by za předpokladu stejné věkové struktury u všech těchto skupin příčin úmrtí přesahovaly 20 %, u ostatních příčin úmrtí dokonce 30 %. Zajímavé je, že tyto dvě proměnné se silným vztahem k úrovni úmrtnosti nebyly oproti dalším vybraným socioekonomickým proměnným zásadními determinanty rozdílů v intenzitě úmrtnosti žen na nemoci trávící soustavy, u kterých dosáhl (stejně jako u mužů) srovnávací úmrtnostní index extrémních hodnot. U pěti ukazatelů – podíl žen romské národnosti, index rozvodovosti, podíl nezaměstnaných žen, měrné emise oxidů dusíku a počet zjištěných kriminálních činů na 1 000 obyvatel – by se při stejné věkové struktuře rozdílů v intenzitě úmrtnosti žen na trávící příčiny mezi skupinou 20 % okresů s nejvyššími a skupinou 20 % okresů s nejnižšími hodnotami odpovídajícího ukazatele pohybovaly kolem 25 %. Rozdíl srovnávacího úmrtnostního indexu mezi nejvyšší a nejnižší skupinou překročil 10 % dále ještě podle podílu žen romské národnosti u intenzity úmrtnosti na novotvary a dýchací, vnější a ostatní příčiny a podle podílu nezaměstnaných žen u intenzity úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy.

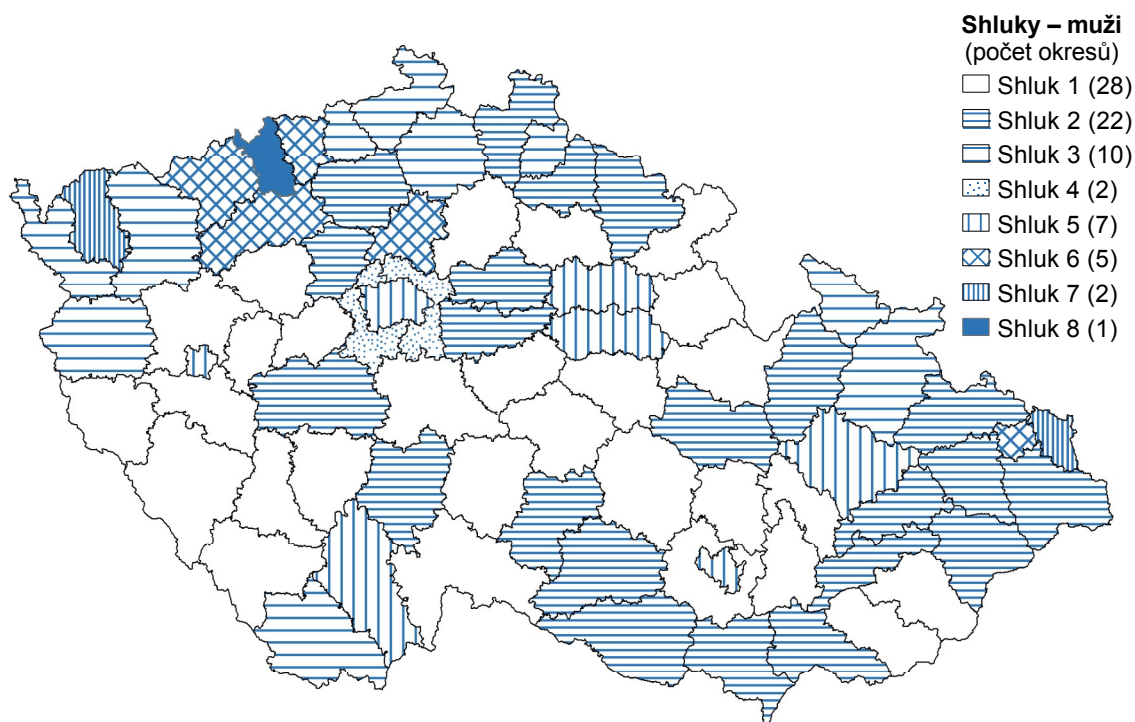
Přestože srovnávací úmrtnostní index přináší kvůli způsobu výpočtu i vyloučení Prahy pouze základní vzhled do vztahu mezi intenzitou úmrtnosti a jejími vnějšími determinanty, je možno na základě jeho výsledků očekávat platnost některých hypotéz vyřčených v kapitole 2.6. Např. se ukázal značný význam ukazatelů vzdělanosti i nezaměstnanosti pro regionální rozdíly úmrtnosti v Česku či silnější vztah mezi úrovní úmrtnosti a socioekonomickými proměnnými u mužů v porovnání se ženami. Tyto skutečnosti ovšem podle hodnot srovnávacího úmrtnostního indexu neplatí u všech skupin příčin úmrtí a rovněž se nezdá, že by socioekonomické faktory měly nejsilnější vliv na diferenciaci úmrtnosti na nemoci oběhové a dýchací soustavy.

5.3 Socioekonomické shluky v Česku

Vybrané vnější ukazatele se dále, po standardizaci na z-skóry, staly vstupem pro vytvoření fiktivních makroregionů (shluků okresů). Toto shlukování proběhlo na základě identifikace

shluků, které se podle hodnot vybraných socioekonomických proměnných vzájemně co nejvíce odlišují a zároveň obsahují co nejpodobnější okresy v rámci jednoho shluku. Pro muže i pro ženy tak bylo vytvořeno osm shluků (Obr. 13, Obr. 14), které budou dále popsány. Vhodný počet shluků byl určen na základě dendrogramu (Příloha 12, Příloha 13) a pomocí kritérií Pseudo-F a Pseudo- t^2 statistiky (SAS Institute Inc., 2013b, s. 1849). Jednotlivé shluky byly charakterizovány pomocí průměrných hodnot z-skórů socioekonomických proměnných (Tab. 15, Tab. 16; v grafickém znázornění viz Příloha 16, Příloha 17). Absolutní průměrné hodnoty těchto ukazatelů podle shluků, včetně porovnání s hodnotou Česka, jsou k dispozici v příloze 14 a 15.

Obr. 13 – Shluky okresů ČR na základě vybraných socioekonomických proměnných, muži



Zdroj: vlastní výpočty

Shluky vytvořené na základě hodnot socioekonomických ukazatelů pro muže lze popsat následujícími charakteristikami:

Shluk 1 zahrnuje 28 okresů, ve kterých žije necelých 26 % obyvatel (mužů) Česka. Okresy z tohoto shluku jsou rozprostřeny po území Čech i Moravy a jedná se o územní jednotky příhraniční (např. Domažlice), na vnitřní periferii (např. Strakonice) i v okolí velkých měst (např. Brno-venkov). Společnými znaky těchto okresů je dle průměrných hodnot z-skórů nízký podíl rozvedených mužů, nižší počty lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel, nízký podíl mužů pracujících v těžbě, nízký podíl nezaměstnaných, kvalitnější životní prostředí (měřeno měrnými emisemi oxidů dusíku) a průměrný podíl vysokoškolsky vzdělaných mužů a mužů romské národnosti.

Shluk 2 obsahuje sice méně okresů (22) než shluk 1, ale v těchto okresech žije větší podíl mužského obyvatelstva (téměř 27 %). Také tento shluk zahrnuje okresy z oblastí v Čechách (např. Příbram), na Moravě (např. Břeclav) i ve Slezsku (např. Frýdek-Místek). Územní jednotky ze shluku 2 lze charakterizovat nižším podílem rozvedených mužů, mužů pracujících v těžbě a mužů romské národnosti, nižšími měrnými emisemi oxidů dusíku a průměrným podílem mužů

s vysokoškolským vzděláním. Na rozdíl od shluku 1 se v kladných hodnotách z-skóru pohybují ukazatele počtu lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel a podílu nezaměstnaných mužů.

Deset výhradně příhraničních okresů ze západních, jižních i severních Čech a také dva okresy na severní Moravě vytváří **shluk 3**. Obyvatelé tohoto fiktivního makroregionu tvoří 9 % obyvatel (mužů) Česka. Pro tento shluk je typický vyšší podíl rozvedených mužů, nízká úroveň vzdělanosti, průměrné hodnoty počtu lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel a podílu mužů pracujících v těžbě a současně vyšší podíl nezaměstnaných, vyšší podíl mužů romské národnosti a kvalitnější životní prostředí.

Shluk 4 zahrnuje dva specifické okresy s dynamickým rozvojem v posledních dvou desetiletích – Prahu-západ a Prahu-východ. Společným znakem těchto okresů je dle vybraných socioekonomických proměnných výrazně vyšší podíl vysokoškolsky vzdělaných mužů, nízká úroveň nezaměstnanosti, nízký podíl mužů romské národnosti, kvalitní životní prostředí a dále rovněž nízký podíl mužů pracujících v těžbě a rozvedených mužů. Nejnižší počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel je důsledkem blízkosti Prahy.

Ačkoliv bylo ve **shluku 5** seskupeno pouze sedm okresů, žije v těchto regionech téměř čtvrtina mužského obyvatelstva Česka. Mimo dvou okresů s největším počtem obyvatel (Praha a Brno-město) patří totiž do tohoto shluku i další vysoce urbanizované regiony. Tato skutečnost je podpořena vysokým počtem lékařů na 1 000 obyvatel, vysokým podílem vysokoškolsky vzdělaných mužů, nižší úrovní nezaměstnanosti a nízkým podílem mužů pracujících v těžbě. Ostatní ukazatele vykazují průměrné hodnoty.

Shluk 6 obsahuje pět průmyslových okresů se 7,5 % obyvatel-mužů Česka, které se nachází na severovýchodní Moravě (Ostrava-město) a v severních (Chomutov, Teplice, Louny) a středních Čechách (Mělník). V těchto okresech lze pozorovat velmi špatnou kvalitu životního prostředí, vysoký podíl mužů romské národnosti, vyšší podíl mužů pracujících v těžbě a kladné hodnoty z-skóru měly také proměnné podíl rozvedených mužů a podíl nezaměstnaných mužů. V záporných číslech z-skóru se naopak pohybuje ukazatel podílu mužů s vysokoškolským vzděláním a počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel – úroveň této proměnné ve shluku 6 lze ovšem považovat za průměrnou.

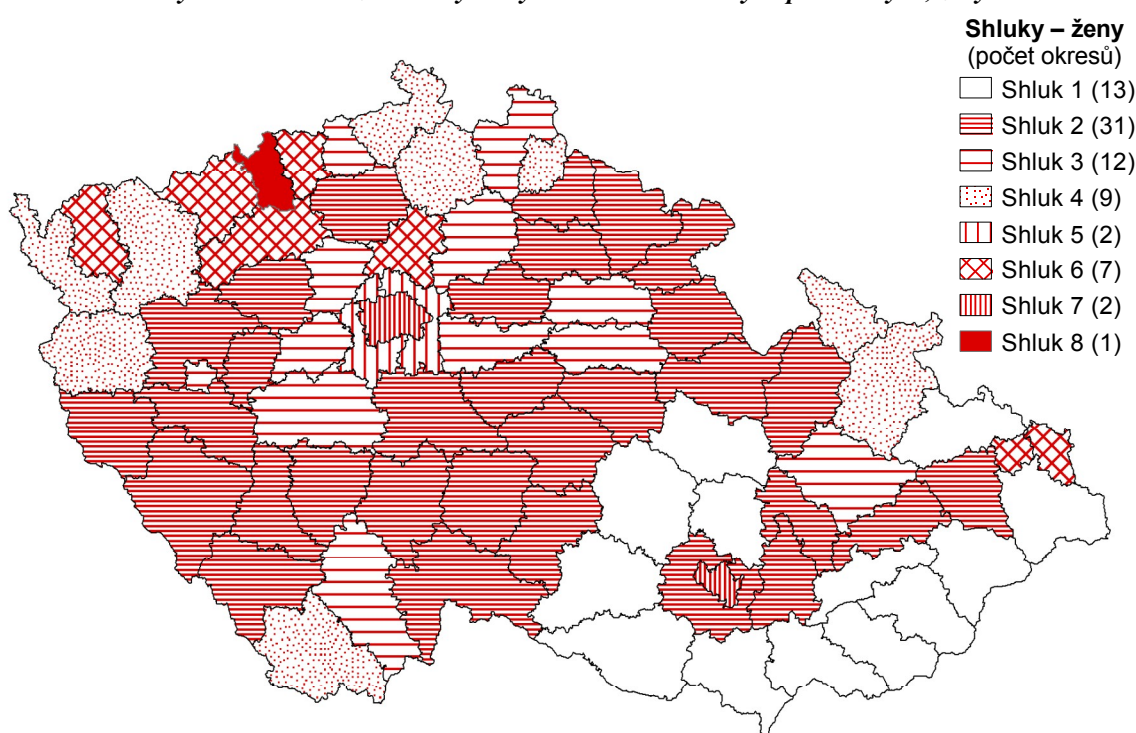
Hlavní společnou charakteristikou okresů Karviná a Sokolov sdružených ve **shluku 7** je v porovnání s ostatními makroregiony velký podíl mužů pracujících v těžbě. Tento fakt je doplněn vysokým podílem rozvedených mužů, nízkou úrovní vzdělanosti, vyššími měrnými emisemi oxidů dusíku a vyšším podílem mužů romské národnosti. Oproti shluku 6 je zde též vyšší podíl nezaměstnaných mužů a nižší počet lékařů na 1 000 obyvatel.

Do **shluku 8** byl zařazen jediný okres, a to okres Most, který se od ostatních shluků odlišuje extrémně vysokým podílem rozvedených mužů, mužů romské národnosti a podílem nezaměstnaných. V tomto shluku žije také nejnižší podíl vysokoškolsky vzdělaných mužů a vysoký podíl mužů je zaměstnán v těžbě. Charakteristická je rovněž horší kvalita životního prostředí. Pozitivní jevem v okrese Most je naopak v porovnání s ostatními shluky vyšší počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel.

Tab. 15 – Průměrné hodnoty z-skóru vybraných socioekonomických proměnných ve shlucích okresů ČR, muži

Číslo shluku	Počet okresů	ROZm	VVSsm	LEKN	EMNO	NEZm	TEZm	ROMm
1	28	-0,560	-0,193	-0,382	-0,404	-0,698	-0,268	-0,260
2	22	-0,369	-0,115	0,144	-0,304	0,415	-0,209	-0,309
3	10	1,286	-0,678	-0,350	-0,342	1,056	-0,111	0,481
4	2	-0,511	2,504	-1,511	-0,418	-2,001	-0,374	-0,341
5	7	0,063	2,068	2,121	0,268	-0,785	-0,396	-0,142
6	5	1,095	-0,408	-0,118	2,925	0,810	0,798	0,561
7	2	1,638	-0,896	-0,259	1,619	1,533	4,921	0,527
8	1	2,785	-0,937	0,292	2,506	2,223	2,906	7,104

Zdroj: vlastní výpočty

Obr. 14 – Shluky okresů ČR na základě vybraných socioekonomických proměnných, ženy

Zdroj: vlastní výpočty

Také ze shlukové analýzy z vybraných socioekonomických ukazatelů pro ženy bylo vytvořeno osm shluků, které lze charakterizovat níže uvedenými skutečnostmi:

Ve **shluku 1** se objevily pouze okresy z Moravy, popř. z rozmezí mezi Moravou a Čechami. V těchto 13 okresech žije přibližně 17 % ženského obyvatelstva Česka. Výrazným znakem shluku 1 je nejvyšší podíl věčících žen a zároveň nejnižší úroveň kriminality v rámci vytvořených shluků. Tyto územní jednotky lze rovněž charakterizovat nízkou úrovní rozvodovosti, nižším podílem žen romské národnosti, nižší úrovní nezaměstnanosti, poměrně kvalitním životním prostředím, průměrným podílem žen s vysokoškolským vzděláním a průměrným počtem lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel.

Shluk 2 zahrnuje největší počet okresů (31), v nichž žije více než 28 % žen Česka. V tomto fiktivním makroregionu se objevují územní jednotky z příhraničních oblastí západních (např.

Klatovy), jižních (např. Jindřichův Hradec) i východních Čech (např. Náchod), ale i okresy vnitřní periferie Čech (např. Písek) a střední Moravy (např. Prostějov). Průměrné hodnoty z-skórů všech proměnných ve shluku 2 dosahují pouze záporných hodnot. U většiny ukazatelů se tyto hodnoty blíží spíše průměru, poukázat lze na kvalitní životní prostředí, nízkou úroveň kriminality či nízký podíl nezaměstnaných žen v okresech tohoto shluku.

Do 12 okresů **shluku 3**, s podobným podílem obyvatel-žen jako ve shluku 1, byla seskupena většina středočeských okresů, dále okresy zahrnující některá krajská města v Čechách a jediný moravský okres – Olomouc. Pozitivní stránkou těchto regionů je vyšší podíl vysokoškolsky vzdělaných žen, nižší nezaměstnanost a vyšší počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel. Jako negativní rys života v okresech tohoto shluku lze jmenovat vyšší úroveň kriminality. Ostatní proměnné vykazují spíše průměrné hodnoty z-skórů.

Podobně jako u mužů shluk 3, též u žen **shluk 4** obsahuje pouze příhraniční okresy z Čech (např. Český Krumlov, Cheb, Jablonec nad Nisou) i Moravy (např. Jeseník). Pro tyto okresy je typická nejen velmi vysoká úroveň rozvodovosti, vysoký podíl nezaměstnaných žen, vyšší podíl žen romské národnosti, nízký podíl věřících žen, nízká úroveň vzdělanosti a malý počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel, ale na druhou stranu i kvalitní životní prostředí a průměrná úroveň kriminality.

Shluk 5 vznikl seskupením dvou okresů obklopujících hlavní město, tedy Prahy-západ a Prahy-východ. Ženská populace těchto okresů se od ostatních shluků odlišuje nízkou úrovní nezaměstnanosti při současně vysoké úrovni vzdělanosti. Zároveň jsou v tomto regionu nízké měrné emise oxidů dusíku, nízký podíl žen romské národnosti, nízký podíl věřících žen, malý počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel, průměrná úroveň rozvodovosti a vyšší počet zjištěných kriminálních činů na 1 000 obyvatel.

Sedm průmyslových okresů s přibližně 11 % žen Česka vytvořilo **shluk 6**. V tomto shluku se objevily nejen okresy severních Čech, ale také dva okresy ze severovýchodní Moravy a středočeský okres Mělník. V tomto shluku lze najít extrémně vysoké měrné emise oxidů dusíku, vysoký podíl nezaměstnaných žen, vysokou úroveň rozvodovosti a také vyšší stupeň kriminality. Z-skóry se v záporných hodnotách pohybovaly u ukazatelů podílu věřících žen a podílu žen s vysokoškolským vzděláním. Proměnná počet lékařů na 1 000 obyvatel dosahovala průměrné hladiny.

Shluk 7 je tvořen sice pouze dvěma okresy (Praha a Brno-město), ale počet žen v nich představuje více než 15 % ženského obyvatelstva Česka. Příznačnými znaky tohoto vysoce urbanizovaného seskupení okresů je vysoký podíl žen s vysokoškolským vzděláním, velký počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel, vysoká úroveň kriminality, nízký podíl nezaměstnaných žen, nízká intenzita rozvodovosti a nižší podíl žen romské národnosti. Zbývající proměnné vykazují průměrné hodnoty.

Samostatně se také v tomto případě vyčlenil ve **shluku 8** okres Most. V rámci osmi shluků má totiž extrémně nízký podíl věřících a vysokoškolsky vzdělaných žen a na druhou stranu extrémně vysoký podíl nezaměstnaných žen a žen romské národnosti. V porovnání s ostatními okresy je v této územní jednotce také špatná kvalita životního prostředí, velký počet zjištěných kriminálních činů na 1 000 obyvatel a vysoká úroveň rozvodovosti. Spíše vyšší je ve shluku 8 počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel.

Tab. 16 – Průměrné hodnoty z-skórů vybraných socioekonomických proměnných ve shlcích okresů ČR, ženy

Číslo shluku	Počet okresů	VERz	VVSz	EMNO	LEKN	KRIMI	ROMz	ROZV	NEZz
1	13	1,693	-0,016	-0,349	0,102	-0,835	-0,436	-0,736	0,327
2	31	-0,019	-0,244	-0,378	-0,394	-0,519	-0,187	-0,366	-0,373
3	12	-0,617	0,509	-0,016	1,251	0,598	-0,118	0,268	-0,432
4	9	-0,725	-0,742	-0,415	-0,613	0,257	0,347	1,292	0,896
5	2	-0,660	2,504	-0,418	-1,511	1,256	-0,518	0,166	-2,182
6	7	-0,704	-0,547	2,552	-0,158	1,110	0,575	0,940	1,125
7	2	0,025	4,050	0,330	2,615	2,924	-0,343	-0,791	-0,981
8	1	-1,295	-0,937	2,506	0,292	1,329	7,446	0,750	2,878

Zdroj: vlastní výpočty

5.4 Porovnání úrovně úmrtnosti v socioekonomických shlcích

Pro každý shluk okresů, vytvořený na základě vybraných socioekonomických proměnných, byla vypočtena úmrtnostní tabulka, která umožnila jednoduché porovnání úrovně úmrtnosti mezi těmito shluky. Dle předchozích zjištění (viz kap. 4.2) není překvapením, že nejvyšší naděje dožití při narození byla u obou pohlaví zjištěna ve shlcích zahrnující dvě největší města Česka Prahu a Brno (u mužů shluk 5, u žen shluk 7), tedy regiony s vysokou úrovní vzdělanosti, nízkým podílem nezaměstnaných a nízkým podílem osob romské národnosti (Tab. 17, Tab. 18). Nejnížší hodnoty střední délky života při narození byly naopak pozorovány ve shlcích s nízkou úrovní vzdělanosti, vysokou nezaměstnaností, vysokým podílem obyvatel romské národnosti, vysokou intenzitou rozvodovosti, popř. podílem rozvedených, horší kvalitou životního prostředí, u mužů též v regionech s vyšším podílem mužů pracujících v těžbě a u žen ve shlcích s nízkým podílem věřících.

Pro identifikaci rozdílů v intenzitě úmrtnosti podle věku a vybraných skupin příčin úmrtí byly dále pro obě pohlaví dvojrozměrnou dekompozicí spočteny příspěvky hlavních věkových skupin a skupin příčin úmrtí k rozdílu naděje dožití při narození mezi shlukem s nejvyšší nadějí dožití při narození a ostatními shluky (Tab. 17, Tab. 18). Kladné hodnoty v tomto výpočtu značí vyšší úroveň úmrtnosti ve srovnávaném shluku než ve shluku referenčním, záporné hodnoty nižší intenzitu úmrtnosti obyvatel srovnávaného shluku v porovnání s populací referenčního shluku.

U mužů byl jako referenční zvolen shluk 5, který kromě okresu Praha a Brno-město zahrnuje také některé další okresy s největšími městy Česka (České Budějovice, Hradec Králové, Plzeň, Pardubice a Olomouc). V tomto shluku měli muži ve sledovaném období 2008–2012 naději dožití při narození 76,03 roku. V porovnání s referenčním shlukem se rozdíly v naději dožití při narození pohybovaly od čtvrt roku ve shluku 4 po téměř čtyři roky ve shluku 7. Shluk 4 byl také jediným seskupením okresů, který vykazoval v některé z hlavních věkových skupin (konkrétně 0–24 let a 25–64 let) prezentovaných v tabulce 17, nižší intenzitu úmrtnosti mužů než referenční shluk. U dalších tří shluků (3, 6, 7) přispívala k rozdílu naděje dožití při narození mužů mezi daným shlukem a referenčním shlukem nejvíce věková skupina 25–64 let, u shluků 1, 2 a 8 to byla skupina osob ve věku 65 a více let. Dle výsledků dekompozice platí, že u shluků s menší diferencí střední délky života při narození oproti referenčnímu shluku (nepřesahující

2 roky) má na tento rozdíl zásadní vliv úroveň úmrtnosti ve vyšším věku. Společnými rysy těchto shluků je nižší podíl rozvedených mužů, kvalitnější životní prostředí, nízký podíl mužů pracujících v těžbě a nízký podíl mužů romské národnosti. Ve shlucích 3, 6 a 7 s největšími příspěvky k rozdílu naděje dožití při narození mezi těmito shluky okresů a referenčním shlukem ve věkové skupině 25–64 let lze nalézt nižší podíl vysokoškolsky vzdělaných mužů, vyšší podíl nezaměstnaných mužů a rovněž vyšší podíl mužů romské národnosti. Výjimku z výše uvedených tendencí tvoří shluk 8 s extrémními hodnotami téměř u všech sledovaných socioekonomických proměnných, jehož rozdíl naděje dožití při narození od referenčního shluku sice dosahoval 3,5 roku, ale nejvíce k tomuto rozdílu přispívala skupina osob ve věku 65 a více let.

Vysvětlení této skutečnosti nabízí pohled na příspěvky vybraných skupin příčin úmrtí. Zatímco k rozdílu naděje dožití při narození mezi referenčním shlukem a shlukem 8 dominantně přispívala intenzita úmrtnosti na příčiny spojené s úmrtností ve vyšším věku, tj. na nemoci oběhové soustavy a novotvary (více než 86 %), u dalších shluků s vyšší úrovní úmrtnosti (a největšími příspěvky k rozdílu naděje dožití při narození mezi těmito shluky a referenčním shlukem ve věkové skupině 25–64 let) měly ve struktuře příspěvků podle skupin příčin úmrtí významné zastoupení i trávicí a vnější příčiny. Klíčovou roli hrála intenzita úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy také v rozdílu naděje dožití při narození mezi dvěma shluky (4 a 5) s nejnižší úrovní úmrtnosti. Při pohledu na průměrné hodnoty z-skórů se lze domnívat, že by tento trend mohl být ovlivněn menším počtem lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel ve shluku 4. Právě tato skupina příčin úmrtí je totiž závislá na rychlosti lékařského zákroku (viz kap. 2.4). Z dalších zjištění lze uvést významný příspěvek intenzity úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy k rozdílu naděje dožití při narození mezi referenčním shlukem a shlukem 6, tedy shlukem s nejvyššími měrnými emisemi oxidů dusíku. Vysoká intenzita úmrtnosti na vnější příčiny byla v porovnání s referenčním shlukem (i ve vyjádření standardizovanou mírou úmrtnosti – Příloha 18) pozorována ve shlucích 3 a 7, které se vyznačují vysokým podílem rozvedených mužů spolu s nízkou úrovní vzdělanosti a vysokou nezaměstnaností.

Tab. 17 – Rozdíly intenzity úmrtnosti podle věku a vybraných skupin příčin úmrtí mezi socioekonomickými shluky okresů ČR, muži, 2008–2012

Číslo shluku	e_0	Příspěvky k rozdílu e_0 mezi daným shlukem a referenčním shlukem (shluk 5)										
		celkem	podle věku			podle skupin příčin úmrtí						
			0–24	25–64	65+	oběhová	novotvary	dýchací	trávicí	vnější	ostatní	
1	74,64	1,39	0,12	0,54	0,72	0,83	0,23	0,06	0,05	0,23	-0,01	
2	74,07	1,96	0,18	0,88	0,90	0,89	0,43	0,08	0,16	0,28	0,12	
3	73,27	2,76	0,29	1,36	1,11	1,07	0,67	0,15	0,11	0,56	0,19	
4	75,78	0,25	-0,08	-0,19	0,52	0,49	0,03	-0,05	-0,03	-0,08	-0,11	
5	76,03	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
6	72,46	3,57	0,24	1,84	1,49	1,67	0,73	0,17	0,31	0,36	0,34	
7	72,12	3,91	0,35	2,03	1,52	1,91	0,71	0,16	0,39	0,46	0,28	
8	72,50	3,53	0,18	1,65	1,70	2,09	0,96	0,02	0,09	0,29	0,10	

Zdroj: vlastní výpočty

U žen byly rozdíly střední délky života při narození mezi jednotlivými shluky zřetelně nižší (Tab. 18). Nejvyšší naděje dožití při narození (81,53 roku) vykazovaly ženy ze shluku 7, který obsahuje okresy Praha a Brno-město, a tento shluk byl tedy zvolen jako referenční. Intenzita úmrtnosti v tomto seskupení okresů je nejnižší ve všech vybraných věkových skupinách. S výjimkou věkové skupiny 25–64 let ve shluku 5 se totiž příspěvky hlavních věkových skupin

k rozdílu naděje dožití při narození mezi referenčním shlukem a jednotlivými shluky pohybovaly v kladných hodnotách. U žen v Česku je rozhodující počet úmrtí, který ovlivňuje jejich naději dožití při narození, koncentrován do vyššího věku než u mužů. Platné úmrtnostní schéma je tak hlavním důvodem nejvyšších příspěvků věkové skupiny žen ve věku 65 a více let k rozdílu naděje dožití při narození mezi referenčním shlukem a všemi ostatními shluky okresů. U shluků 4, 6 a 8, ve kterých měly ženy ve sledovaném období nejvyšší intenzitu úmrtnosti, však lze oproti zbývajícím shlukům pozorovat významně větší procentuální zastoupení věkové skupiny 25–64 let na příspěvcích k rozdílu naděje dožití při narození mezi těmito shluky a referenčním shlukem. Tyto shluky vymezuje nízký podíl věřících, nižší úroveň vzdělanosti, vyšší stupeň kriminality, vyšší podíl žen romské národnosti, vyšší intenzita rozvodovosti a vyšší podíl nezaměstnaných žen.

Tab. 18 – Rozdíly intenzity úmrtnosti podle věku a vybraných skupin příčin úmrtí mezi socioekonomickými shluky okresů ČR, ženy, 2008–2012

Číslo shluku	e_0	Příspěvky k rozdílu e_0 mezi daným shlukem a referenčním shlukem (shluk 7)									
		celkem	podle věku			podle skupin příčin úmrtí					
			0–24	25–64	65+	oběhová	novotvary	dýchací	trávicí	vnější	ostatní
1	80,93	0,60	0,05	0,02	0,53	0,94	-0,31	-0,01	0,04	-0,00	-0,07
2	80,64	0,89	0,07	0,04	0,79	0,84	-0,08	0,06	-0,04	0,05	0,06
3	80,72	0,81	0,07	0,08	0,66	0,60	0,06	0,05	-0,02	0,03	0,09
4	79,76	1,77	0,16	0,46	1,15	1,09	0,19	0,13	0,10	0,18	0,09
5	80,61	0,92	0,06	-0,17	1,03	0,94	-0,06	0,00	-0,06	0,06	0,05
6	79,17	2,36	0,16	0,80	1,40	1,46	0,32	0,13	0,19	0,04	0,21
7	81,53	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
8	78,19	3,34	0,28	0,82	2,24	2,43	0,63	0,01	0,05	0,01	0,21

Zdroj: vlastní výpočty

Horší úmrtnostní poměry žen ve všech shlucích v porovnání s referenčním shlukem lze připisat na konto vyšší intenzity úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy, která se na příspěvcích k rozdílu naděje dožití při narození podílela v každém z těchto shluků více jak 60 %. Zajímavá situace v porovnání s referenčním shlukem nastala ve shluku 1, který je v rámci vytvořených shluků charakteristický především vysokým podílem věřících. Příspěvek k rozdílu naděje dožití při narození na kardiovaskulární příčiny úmrtí totiž převýšil o více než 0,3 roku celkový rozdíl střední délky života při narození. Tato vyšší intenzita úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy však byla kompenzována výrazně nižší úrovní úmrtnosti na novotvary. Podobný fenomén platí v menším měřítku také pro porovnání referenčního shluku a shluku 5, který se shlukem 1 spojuje kvalitní životní prostředí a nízký podíl žen romské národnosti. Obdobně jako u úmrtnosti mužů, byl největší příspěvek úmrtí na nemoci dýchací soustavy k rozdílu naděje dožití žen v porovnání s referenčním shlukem pozorován ve shluku průmyslových okresů s nejvyššími měrnými emisemi oxidů dusíku (shluk 6). Nejvyšší standardizovanou míru úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy (Příloha 19) ovšem vykazovaly ženy ze shluku 4, ve kterém je stupeň znečištění ovzduší emisemi oxidů dusíku nízký. Společnými socioekonomickými znaky těchto dvou shluků s vyšší intenzitou úmrtnosti na nemoci dýchací a rovněž trávicí soustavy jsou nízký podíl věřících žen, nízká úroveň vzdělanosti a vyšší intenzita rozvodovosti. Pro rozdíly v naději dožití při narození žen nebyly na rozdíl od mužů zásadní rozdíly v intenzitě úmrtnosti na vnější příčiny. Výjimku tvoří shluk 4, u kterého příspěvky vnějších příčin k rozdílu naděje dožití oproti

referenčnímu shluku tvořily více než 10 %. Možným determinantem tohoto trendu je úroveň rozvodovosti, která ve shluku 4 dosahuje extrémních hodnot.

Z porovnání intenzity úmrtnosti ve shlucích okresů, vytvořených na základě vybraných socioekonomických proměnných, je zřejmé, že úmrtnost mužů i žen vytváří jasný regionální vzorec podle úrovně vnějších podmínek. Populace z regionů s horšími socioekonomickými a sociodemografickými podmínkami (nízká úroveň vzdělanosti, vysoký podíl nezaměstnaných, vysoká intenzita rozvodovosti, vyšší podíl obyvatel romské národnosti, u mužů pak rovněž vyšší podíl obyvatel pracujících v těžbě a u žen nižší podíl věřících) vykazuje nižší naději dožití při narození. Lze tak potvrdit hypotézu 1, tedy že regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku má souvislost se socioekonomickou diferenciací. Výpočtem naděje dožití při narození bylo dokázáno, že úmrtnost je nejvyšší v regionech s nejhoršími socioekonomickými podmínkami.

Tato skutečnost se mírně odlišuje u intenzity úmrtnosti na některé skupiny příčiny úmrtí. Příčinou úmrtí s jasným socioekonomickým gradientem u obou pohlaví se jeví nemoci oběhové a také trávicí soustavy, u mužů též novotvary. U dalších příčin úmrtí pravděpodobně nehraje nejdůležitější roli celkový socioekonomický a sociodemografický rozvoj hodnocených územních jednotek, ale pouze některé z vybraných možných determinantů úmrtnosti. Např. u skupiny vnějších příčin úmrtí se důležitým faktorem regionální diferenciaci úmrtnosti zdá být intenzita rozvodovosti, popř. u žen rovněž podíl věřících.

Jak již bylo naznačeno i v analýze faktorů regionální diferenciaci úmrtnosti pomocí výpočtu srovnávacího úmrtnostního indexu a v souladu s hypotézou 4, souvislost vnějších podmínek a územního rozložení je, podle porovnání intenzity úmrtnosti v socioekonomických shlucích, silnější u mužů než u žen. Lze předpokládat, že tento trend souvisí také s obecně menšími regionálními rozdíly úmrtnosti žen v Česku (viz kap. 4.2). Použitá metoda ovšem nedokáže tuto skutečnost správně podchytit a k přesnějším závěrům je potřeba analýzy regresního modelu.

Kapitola 6

Log-lineární modelování úmrtnosti a analýza vnějších faktorů působících na regionální diferenciaci úmrtnosti

V předchozí kapitole bylo zjištěno, že intenzita úmrtnosti je vyšší v územních jednotkách s nižší úrovní vzdělanosti, vyšším podílem nezaměstnaných či vyšším podílem rozvedených. Analýza srovnávacího úmrtnostního indexu ani shluková analýza ovšem nedokázaly pokrýt možné interakce vnějších faktorů s pohlavím a věkem a také nebylo možné odhalit detailnější vliv těchto proměnných na jednotlivé skupiny příčin úmrtí. Pro ověření hypotéz, stanovených na základě studia literatury a dřívějších studií regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku (viz kap. 2.4), tak bylo potřeba vytvořit vhodný regresní model. Pro tento účel byla zvolena Poissonova regrese s počtem zemřelých jako závisle proměnnou, která byla použita ke zkoumání vlivu socioekonomických proměnných na úmrtnost ve Finsku (Blomgren et al., 2004), v Itálii (Marinacci et al., 2004), v Německu (Kibele, 2011) i v Česku (Spijker, 2004). V první části modelování byl hledán vhodný model odpovídající úmrtnostnímu schématu v Česku na základě pohlaví, věku (pětileté věkové skupiny), regionu (úroveň okresů) a jejich interakcí. V druhé části modelování byl regionální faktor nahrazen vybranými socioekonomickými ukazateli a tyto proměnné dále analyzovány z pohledu jejich vlivu na intenzitu úmrtnosti celkem i podle skupin příčin úmrtí a interakcí s věkem a pohlavím.

6.1 Výběr a analýza modelů odpovídajících úmrtnosti v Česku

Pro úmrtnost celkem i každou z vybraných skupin příčin úmrtí bylo testováno osm modelů – od modelu zahrnujícího pouze vliv izolovaných faktorů pohlaví (P), věku (V) a regionu (R), až po model zahrnující všechny možné dvojné interakce $P*V$, $R*P$ a $R*V$. Jednotlivé modely byly zhodnoceny pomocí Akaikeho informačního kritéria (AICC) a na jeho základě vybrán nejlepší model pro každou skupinu příčin úmrtí (Tab. 19). U úmrtnosti celkem, úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy, novotvary, vnější a ostatní příčiny byl jako nejlepší určen model zahrnující mimo samostatných faktorů také dvojnou interakci regionu a pohlaví a věku a pohlaví. Nejlepší model odpovídající úmrtnosti na nemoci dýchací a trávicí soustavy obsahuje mimo samostatných faktorů pouze interakci věku a pohlaví. Lze tedy říci, že věkově specifické rozložení úmrtnosti, a to jak celkové, tak podle všech vybraných skupin příčin úmrtí, se významně liší mezi muži

a ženami. Celková úmrtnost, úmrtnost na nemoci oběhové soustavy, novotvary a vnější a ostatní příčiny navíc vykazuje mezi okresy významně odlišný poměr zemřelých mužů a žen.

Tab. 19 – Poissonova regrese: výběr nejlepšího modelu úmrtnosti v ČR podle pohlaví, věku a regionu na základě kritéria AICC, 2008–2012

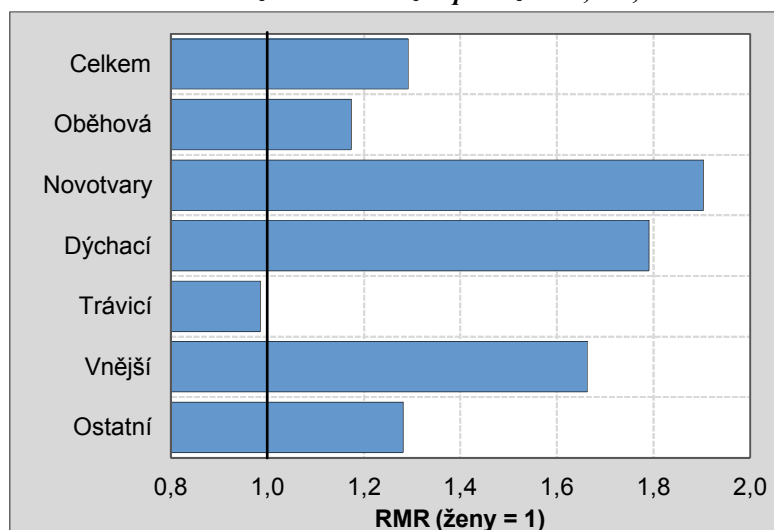
Model	Úmrtnost celkem	Skupina příčin úmrtí					
		oběhová	novotvary	dýchací	trávicí	vnější	ostatní
R+P+V	21 273	18 608	10 561	7 886	8 136	9 158	9 642
R+P+V+P*V	13 331	10 736	9 876	7 751	7 476	8 102	9 146
R+P+V+R*V	21 936	19 718	12 363	9 545	9 724	10 791	10 848
R+P+V+R*P	20 888	18 493	10 523	7 908	8 140	9 112	9 601
R+P+V+R*V+P*V	13 949	11 831	11 724	9 454	9 097	9 773	12 616
R+P+V+R*P+P*V	13 072	10 710	9 838	7 779	7 485	8 073	9 109
R+P+V+R*V+R*P	22 184	20 200	12 841	10 082	10 277	11 310	11 379
R+P+V+R*P+R*V+P*V	14 336	12 394	12 209	10 005	9 686	10 361	10 953

Poznámky: R = region (okresy), P = pohlaví, V = věk; Tučně vyznačen nejlepší model pro každou příčinu úmrtí (s nejnižší hodnotou AICC).

Zdroj: vlastní výpočty

Aby bylo možno popsat vliv jednotlivých proměnných (pohlaví, věk, region a jejich interakce) na úmrtnost v Česku, byly vypočteny parametry modelů pro každou ze skupin příčin úmrtí a úmrtnost celkem. Jejich výsledky lze nejnadhěji vyjádřit pomocí ukazatele relativního rizika úmrtí RMR^{10} , který odpovídá odlogaritmovaným regresním parametrům β . Jednoduchý příklad je uveden v obrázku 15, který zobrazuje relativní riziko úmrtí mužů v porovnání se ženami. Dle parametrů Poissonova modelu mají muži oproti ženám největší (téměř dvojnásobné) relativní riziko úmrtí na novotvary. Relativní riziko úmrtí větší než 1,5 lze pozorovat ještě u úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy a u vnějších příčin. Naopak relativní riziko úmrtí na nemoci trávicí soustavy se pohybovalo kolem hodnoty 1 a v modelu nebyl tento parametr signifikantní.

Obr. 15 – Relativní riziko úmrtí mužů oproti ženám, ČR, 2008–2012



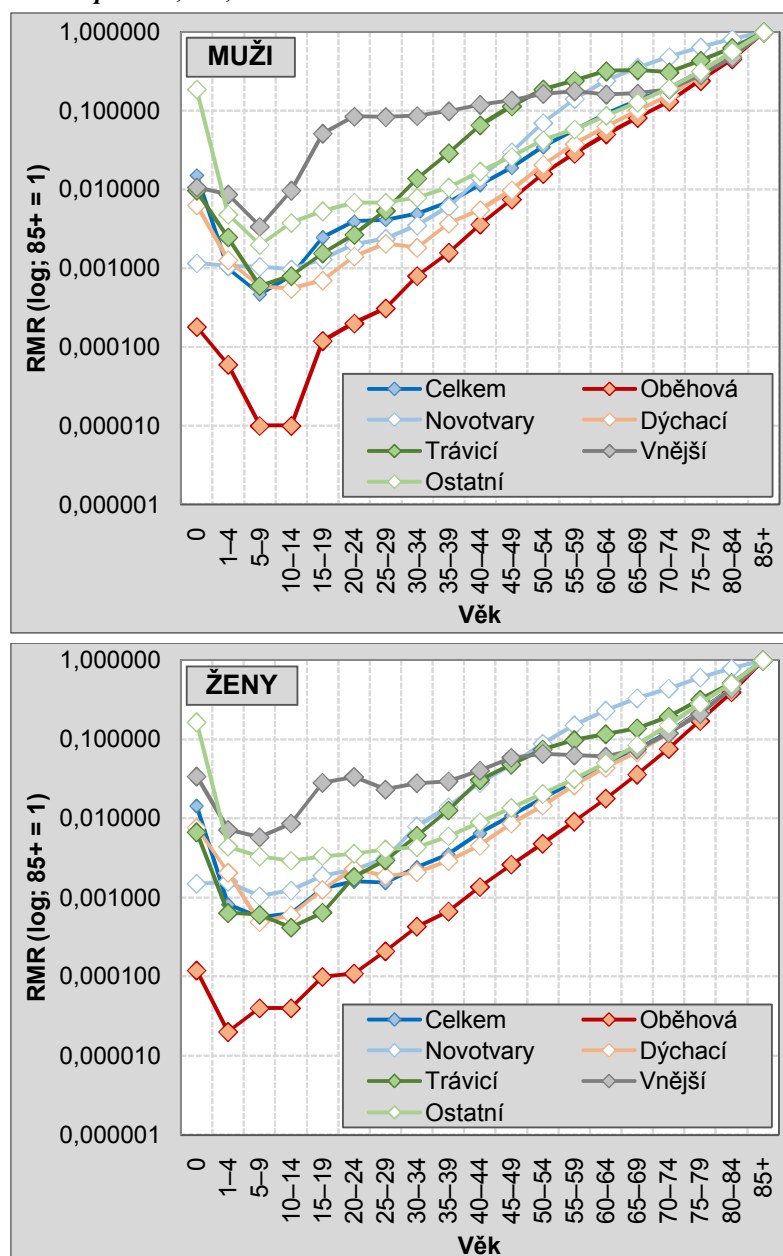
Zdroj: vlastní výpočty

Relativní riziko úmrtí podle věku, vypočtené Poissonovou regresí (Obr. 16), je nutné odlišovat od ukazatele pravděpodobnosti úmrtí v úmrtnostní tabulce, který pro danou skupinu příčin úmrtí odráží pravděpodobnost úmrtí mezi přesnými věky x a $x + 1$. Tento ukazatel ovšem

¹⁰ zkratka přebrána z anglického „Relative Mortality Risk“

pro danou skupinu příčin úmrtí vyjadřuje riziko úmrtí v určitém věku v porovnání s referenční věkovou skupinou (zde 85 a více let). Ze znalostí o věkově specifické úmrtnosti v Česku (viz kap. 4.1) není překvapením, že vybrané skupiny příčin úmrtí vykazují jasný tvar křivky relativního rizika úmrtí s prvním vrcholem ve věku 0, následným prudkým poklesem relativního rizika úmrtí a minimem ve věkové skupině 1–19 let a od tohoto věku rostoucí tendencí až k referenční a zároveň nejvyšší věkové skupině 85 a více let. Výjimku z tohoto trendu tvoří relativní riziko úmrtí na vnější příčiny, které se u obou pohlaví prudce zvyšuje ve věkové skupině 15–19 let a dále pozvolna stoupá k nejvyšší věkové skupině, u žen dokonce s mírným poklesem ve věkové skupině 25–29 let. Nejstřednější průběh má u obou pohlaví křivka relativního rizika úmrtí na nemoci oběhové soustavy, což lze interpretovat jako výrazně vyšší relativní riziko úmrtí na tuto příčinu s každou další vyšší věkovou skupinou.

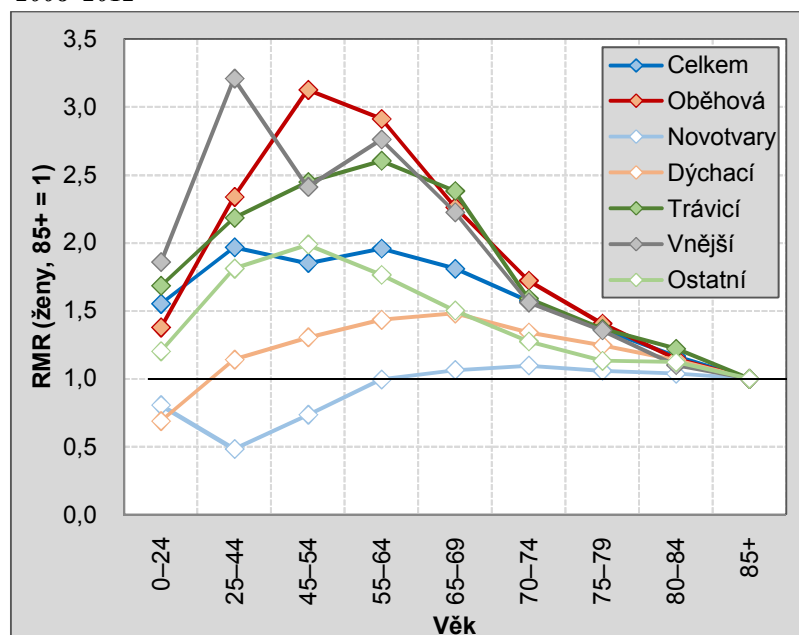
Obr. 16 – Relativní riziko úmrtí podle věku, vybraných skupin příčin úmrtí a pohlaví, ČR, 2008–2012



Zdroj: vlastní výpočty

Na první pohled nejsou patrné výraznější rozdíly většiny křivek relativních rizik úmrtí mezi muži a ženami, jak již však bylo zmíněno, interakce mezi pohlavím a věkem se ukázala pro všechny skupiny příčin úmrtí jako významná. Tato skutečnost je zřejmá též z grafického vyjádření relativních rizik úmrtí pro interakci pohlaví a věku (Obr. 17; pro lepší přehlednost byly zvoleny širší věkové skupiny). Interakce pohlaví a věku prokázala, že mimo dýchacích příčin úmrtí a novotvarů mají muži ve všech vybraných věkových skupinách vyšší relativní riziko úmrtí při porovnání s referenční věkovou skupinou 85 a více let než ženy. To znamená, že úmrtnost mužů je v porovnání se ženami rozložena do širšího věkového spektra a méně se koncentruje do nejvyšších věkových skupin. Největší rozdíly relativního rizika úmrtí podle pohlaví lze pozorovat u nemocí oběhové soustavy, nemocí trávicí soustavy a u ostatních příčin úmrtí ve vyšším středním věku (45–64 let), u vnějších příčin úmrtí především v mladším středním věku 25–44 let. U dýchacích příčin úmrtí měly ženy nižší relativní riziko úmrtí v nejmladší věkové kategorii do 24 let. Zajímavá situace nastala u novotvarů. Ačkoliv mají muži téměř dvojnásobné riziko úmrtí na novotvary oproti ženám (Obr. 15), rozložení úmrtnosti podle věku na tuto příčinu se příliš neliší. Muži mají dokonce nižší relativní riziko úmrtí ve věkových skupinách do 54 let (oproti referenční věkové skupině 85 a více let) než ženy. Tento paradox, tedy relativně vyšší úmrtnost žen na novotvary ve středním věku, se objevil i ve studii prováděné s českými daty z období 1987–1997 (Spijker, 2004) a podle autora je důsledkem úmrtí žen na novotvar prsu.

Obr. 17 – Relativní riziko úmrtí pro interakci pohlaví a věku, ČR, 2008–2012

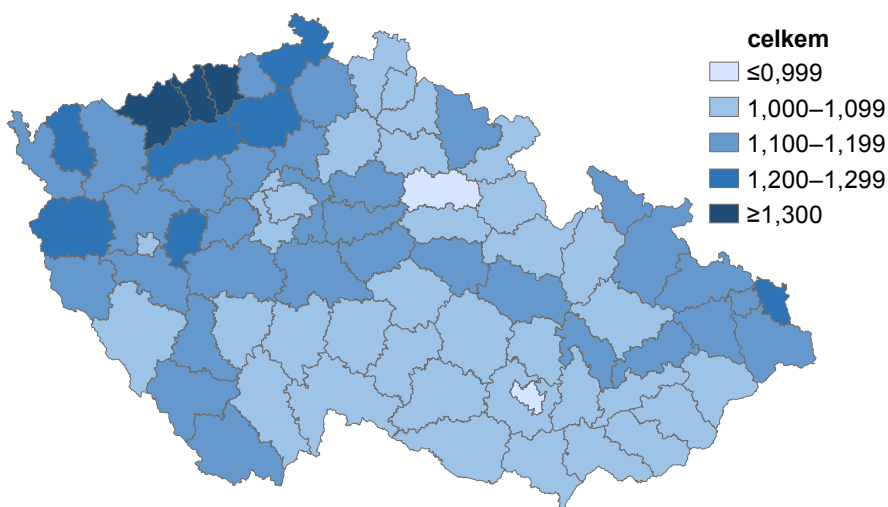


Zdroj: vlastní výpočty

Na základě relativních rizik úmrtí lze z vybraných modelů vyjádřit rovněž regionální rozdíly úmrtnosti v Česku. Protože územní schéma relativních rizik úmrtí odpovídá územnímu rozložení ukazatelů úmrtnosti (naděje dožití při narození a standardizované míře úmrtnosti) okomentovaných v kapitole 4.2 a navíc není rozlišeno podle pohlaví, nebude předmětem dalšího komentáře. Pro ilustraci je na obrázku 18 uvedeno relativní riziko úmrtí pro celkovou úroveň

úmrtnosti s referenčním okresem Praha a v příloze 20 rovněž relativní rizika úmrtí pro vybrané skupiny příčin úmrtí.

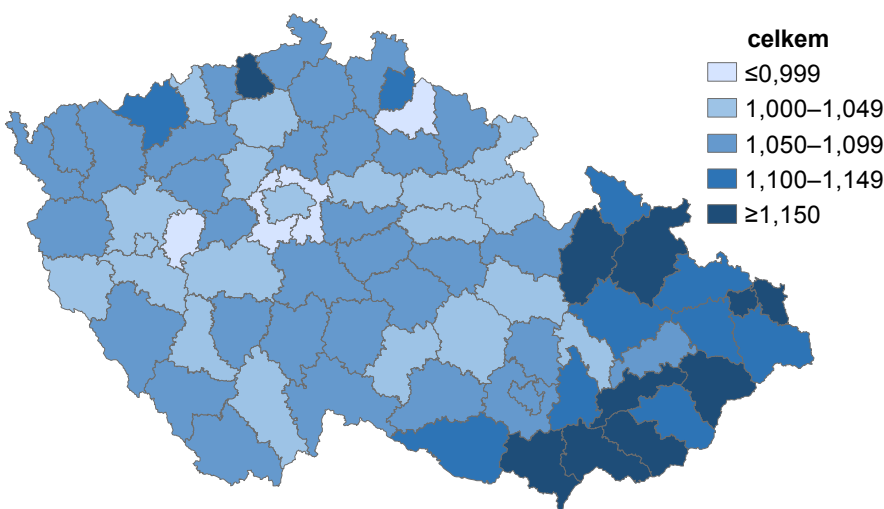
Obr. 18 – Relativní riziko úmrtí v okresech ČR (Praha=1), 2008–2012



Zdroj: vlastní výpočty

Z pohledu přínosu nové informace je zajímavější analýza interakce regionu a pohlaví, která se ukázala jako významná u úmrtnosti celkem, úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy, novotvary a vnější a ostatní příčiny. Z této analýzy vyplývá, že u úmrtnosti celkem se nejvíce počet zemřelých mužů a žen (v porovnání s tímto rozdílem v okrese Praha) liší v okresech jižní a severovýchodní Moravy a okrese Ústí nad Labem (Obr. 19).

Obr. 19 – Relativní riziko úmrtí pro interakci regionu a pohlaví (Praha=1), 2008–2012



Zdroj: vlastní výpočty

Opět je nutno upozornit na správnou interpretaci interakčního efektu. I přesto, že v okresech Praha-východ, Praha-západ, Rokycany a Semily dosahuje relativní riziko úmrtí hodnoty menší než jedna (Obr. 19), neznamená to v tomto případě nižší intenzitu úmrtnosti mužů než žen, ale menší poměr zemřelých mužů a žen v porovnání s referenčním okresem Praha. Tato skutečnost platí, s výjimkou ostatních příčin úmrtí, i u relativních rizik úmrtí pro interakci vlivu regionu a pohlaví podle vybraných skupin příčin úmrtí se signifikantním vlivem interakce pohlaví

a regionu (Příloha 21). Také u těchto skupin příčin úmrtí mají největší relativní riziko úmrtí muži oproti ženám na jižní a východní Moravě a v některých okresech severních Čech. Zatímco u úmrtnosti celkem a u úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy se rozpětí relativních rizik úmrtí pro interakci pohlaví a regionu pohybovalo pod hranicí 0,3, podíl zemřelých mužů a žen na vnější příčiny se mezi okresem Praha (s menšími relativními rozdíly v intenzitě úmrtnosti mužů a žen) a některými moravskými okresy (Šumperk, Vsetín, Zlín) lišil téměř dvojnásobně. Velké rozpětí relativních rizik úmrtí bylo zjištěno rovněž u ostatních příčin úmrtí. U této skupiny příčin úmrtí vykazoval referenční okres Praha průměrnou hodnotu podílu zemřelých mužů a žen. Relativní riziko úmrtí mužů oproti ženám však bylo v některých okresech (Jičín, Rokycany) v porovnání s ním téměř poloviční. Při detailním pohledu na standardizovanou míru úmrtnosti na ostatní příčiny úmrtí (viz kap. 4.2) platí, že v těchto územních jednotkách je intenzita úmrtnosti na ostatní příčiny u mužů skutečně nižší než u žen.

6.2 Výběr modelu pro vyjádření vztahu regionální diferenciaci úmrtnosti a vnějších faktorů

Výpočet log-lineárního modelu vlivu pohlaví, věku a regionu na úmrtnost prokázal signifikantní rozdíly intenzity úmrtnosti mezi okresy Česka. Tyto rozdíly existují nejen pro celkovou úroveň úmrtnosti, ale i pro všechny vybrané skupiny příčin úmrtí. Cílem další analýzy je tak vysvětlit vliv regionu pomocí vnějších proměnných. Pro tento účel byl regionální faktor nahrazen socioekonomickými a sociodemografickými proměnnými vybranými v kapitole 5.1. Modely jsou počítány pro obě pohlaví dohromady, protože se mj. zkoumá vliv interakce pohlaví a jednotlivých vnějších faktorů a do modelu tak byly zařazeny všechny proměnné zvolené buď pro muže, nebo pro ženy. Kvůli vysoké vzájemné multikolinearitě bylo ovšem nutné eliminovat jeden ze dvou sociodemografických ukazatelů – index rozvodovosti a podíl rozvedených. Po zhodnocení Pearsonova korelačního koeficientu a vzájemné korelace s ostatními vybranými faktory (viz kap. 5.1) byl pro tuto analýzu použit podíl rozvedených. Do výpočtu Poissonovy regrese tak vstoupilo celkem devět vnějších proměnných – podíl nezaměstnaných podle pohlaví, podíl pracujících v těžbě podle pohlaví, podíl osob s vysokoškolským vzděláním podle pohlaví, počet zjištěných kriminálních činů na 1 000 obyvatel, měrné emise oxidů dusíku, počet lékařů pracujících v nemocnicích na 1 000 obyvatel, podíl osob romské národnosti podle pohlaví, podíl věřících podle pohlaví a podíl rozvedených podle pohlaví.

Z důvodu malého počtu zemřelých na některé skupiny příčin úmrtí v nižších věkových skupinách bylo rozhodnuto sloučit zemřelé do věku 24 let včetně do jedné věkové kategorie. Snaha o minimalizaci zkreslení a chyb plynoucích z náhodných výkyvů dále vedla ke sloučení zemřelých v produktivním věku do tří věkových skupin (25–44, 45–54 a 55–64). Pro vyšší věk byly použity klasické pětileté věkové skupiny (65–69, 70–74, 75–79, 80–84 a 85+).

Pro úmrtnost celkem i pro každou z vybraných skupin příčin úmrtí byly spočteny čtyři základní modely. Každý z těchto modelů zahrnoval vliv pohlaví, věku, jednotlivých vnějších proměnných¹¹ a interakci pohlaví a věku (Tab. 20). Interakce pohlaví a věku byla do modelů

¹¹ Vnější proměnné nahrazují vliv regionu, a proto jsou v modelu souhrnně označeny jako „R“.

zařazena automaticky vzhledem k prokázané významnosti této interakce pro všechny skupiny příčin úmrtí v modelech podle pohlaví, věku a regionu. Po výpočtu nejjednoduššího modelu byly v dalších krocích testovány modely s přidáním interakcí R*P, R*V a nakonec R*P a R*V dohromady.

Při výpočtu každého modelu byla zobrazena také tabulka analýzy rozptylu¹², ze které byly určeny signifikantní proměnné a interakce na 5% hladině významnosti. Podle Akaikeho informačního kritéria se jako nejlepší model pro úmrtnost celkem i všechny vybrané skupiny příčiny úmrtí ukázal model zahrnující mimo jednotlivých faktorů a interakce pohlaví a věku také obě další dvojné interakce, tj. interakci vnějších faktorů s pohlavím i interakci vnějších faktorů s věkem.

Pro větší přesnost regresních koeficientů byly následně modely R+P+V+P*V+R*P+R*V znovu přepočítány s vynecháním nevýznamných interakcí mezi socioekonomickými faktory a pohlavím či věkem pro danou skupinu příčin úmrtí. Tyto modely jsou v tabulce označeny jako „R+P+V+P*V+R*P+R*V (S)“^c. Modely obsahující jen významné interakce vykazovaly pro každou skupinu příčin úmrtí nižší hodnotu Akaikeho informačního kritéria než modely se zahrnutím všech interakcí (což vyplývá z logiky výpočtu tohoto kritéria), a byly tak vyhodnoceny jako ty, které nejlépe odpovídají vztahu úmrtnosti na danou skupinu příčin úmrtí se zvolenými vnějšími ukazateli. Další analýza faktorů ovlivňujících regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku je tak založena právě na modelech zahrnujících všechny vybrané socioekonomické proměnné, ale pouze signifikantní interakce. Tabulky analýzy rozptylu finálních modelů pro úmrtnost celkem i každou skupinu příčin úmrtí jsou zobrazeny v příloze 22.

Ze zhodnocení jednotlivých modelů lze tvrdit, že regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku je ovlivňována vnějšími faktory, jež ovšem působí částečně odlišně na intenzitu úmrtnosti podle různých skupin příčin úmrtí. Což lze dokumentovat např. tím, že zatímco v modelu pro rozdíly celkové úmrtnosti byly signifikantní všechny vybrané socioekonomické proměnné, v modelu úmrtnosti na novotvary lze nalézt signifikantních faktorů pouze pět. Zároveň z uvedených modelů vyplývá, že některé faktory ovlivňují odlišně úroveň úmrtnosti mužů a žen (např. podíl osob pracujících v těžbě) a mnoho z nich má rozdílný vliv na intenzitu úmrtnosti podle věku (u většiny skupin příčin úmrtí např. počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel). Podrobný popis těchto tendencí je předmětem další podkapitoly.

¹² Analýza rozptylu (ANOVA) je metodou matematické statistiky, jejíž základní funkce obecně spočívá v posouzení hlavních a interakčních efektů kategoriálních nezávisle proměnných na závisle proměnnou kvantitativního typu ((Hendl, 2006, s. 338).

Tab. 20 – Poissonova regrese: přehled modelů úmrtnosti v ČR podle pohlaví, věku a vnějších faktorů, 2008–2012

Skupina příčin úmrtí	Model	AICC	Signifikantní proměnné	Signifikantní interakce	
Celkem	R+P+V+P*V	13 764	VVS, LEKN, EMNO, NEZ, TEZ, KRIMI, ROZ	–	
	R+P+V+P*V+R*P	13 528	VVS, LEKN, EMNO, NEZ, TEZ, KRIMI, ROZ	R*P: VVS, EMNO, NEZ, ROM, TEZ, VER, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*V	12 796	VVS, LEKN, EMNO, NEZ, ROM, TEZ, VER, KRIMI, ROZ	R*V: LEKN, EMNO, NEZ, ROM, VER, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V	12 640	VVS, LEKN, EMNO, NEZ, ROM, TEZ, VER, KRIMI, ROZ	R*P: VVS, TEZ, VER; R*V: LEKN, EMNO, NEZ, VER, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V (S)	12 629	VVS, LEKN, EMNO, NEZ, ROM, TEZ, VER, KRIMI, ROZ	R*P: VVS, TEZ, VER; R*V: LEKN, EMNO, NEZ, VER, ROZ	
	R+P+V+P*V	11 499	VVS, LEKN, NEZ, EMNO, NEZ, ROM, TEZ, VER, KRIMI, ROZ	–	
	R+P+V+P*V+R*P	11 418	VVS, LEKN, NEZ, EMNO, NEZ, TEZ, VER, KRIMI, ROZ	R*P: EMNO, TEZ, VER, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*V	10 958	LEKN, EMNO	R*V: LEKN, EMNO, NEZ, ROM, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V	10 891	LEKN, EMNO, TEZ	R*P: TEZ, VER, ROZ; R*V: LEKN, EMNO, NEZ, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V (S)	10 849	VVS, LEKN, EMNO, NEZ, TEZ, VER, KRIMI, ROZ	R*P: TEZ, VER, ROZ; R*V: LEKN, EMNO, NEZ, ROZ	
Oběhová	R+P+V+P*V	9 957	VVS, TEZ, VER, KRIMI, ROZ	–	
	R+P+V+P*V+R*P	9 886	VVS, NEZ, TEZ, VER, KRIMI	R*P: VVS, TEZ, VER	
	R+P+V+P*V+R*V	9 932	VVS, ROM, ROZ	R*V: NEZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V	9 870	VVS, LEKN, NEZ, ROM, TEZ, VER, KRIMI	R*P: VVS, TEZ, VER; R*V: NEZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V (S)	9 831	VVS, NEZ, TEZ, VER, KRIMI	R*P: VVS, TEZ, VER; R*V: NEZ	
	R+P+V+P*V	8 257	VVS, LEKN, EMNO, ROM, TEZ, VER, ROZ	–	
	R+P+V+P*V+R*P	8 221	VVS, LEKN, EMNO, ROM, TEZ, VER, ROZ	R*P: NEZ, TEZ	
	R+P+V+P*V+R*V	8 179	VVS, EMNO, NEZ, ROM, VER	R*V: LEKN, EMNO, NEZ, TEZ, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V	8 139	VVS, EMNO, NEZ, ROM, TEZ, VER, ROZ	R*P: NEZ, TEZ; R*V: LEKN, EMNO, NEZ, TEZ, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V (S)	8 103	VVS, EMNO, NEZ, ROM, TEZ, VER, ROZ	R*P: NEZ, TEZ; R*V: LEKN, EMNO, NEZ, TEZ, ROZ	
Trávicí	R+P+V+P*V	7 680	LEKN, EMNO, NEZ, ROM, VER, KRIMI, ROZ	–	
	R+P+V+P*V+R*P	7 616	LEKN, EMNO, NEZ, ROM, TEZ, VER, KRIMI, ROZ	R*P: NEZ, TEZ, VER	
	R+P+V+P*V+R*V	7 491	LEKN, EMNO, NEZ, ROM, VER	R*V: NEZ, VER, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V	7 476	LEKN, EMNO, NEZ, ROM, TEZ, KRIMI	R*P: LEKN, TEZ, ROZ; R*V: NEZ, VER, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V (S)	7 428	LEKN, EMNO, NEZ, ROM, TEZ, VER, KRIMI	R*P: LEKN, TEZ, ROZ; R*V: NEZ, VER, ROZ	
	R+P+V+P*V	8 193	VVS, EMNO, NEZ, ROM, ROZ	–	
	R+P+V+P*V+R*P	8 116	VVS, EMNO, NEZ, TEZ, ROZ	R*P: ROM, TEZ, VER, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*V	8 131	VVS, EMNO, NEZ, ROZ	R*V: EMNO, VER, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V	8 103	VVS, LEKN, EMNO, NEZ, TEZ, ROZ	R*P: TEZ, VER; R*V: VER, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V (S)	8 065	VVS, LEKN, EMNO, NEZ, TEZ, ROZ	R*P: TEZ, VER; R*V: VER, ROZ	
Vnější	R+P+V+P*V	9 558	VVS, LEKN, ROM, VER, KRIMI, ROZ	–	
	R+P+V+P*V+R*P	9 507	VVS, LEKN, EMNO, ROM, VER, KRIMI, ROZ	R*P: NEZ, VER, KRIMI	
	R+P+V+P*V+R*V	9 278	VVS, NEZ, ROM, VER, KRIMI, ROZ	R*V: VVS, LEKN, NEZ, VER, KRIMI, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V	9 275	VVS, EMNO, NEZ, ROM, KRIMI, ROZ	R*P: NEZ; R*V: VVS, LEKN, NEZ, VER, KRIMI, ROZ	
	R+P+V+P*V+R*P+R*V (S)	9 247	VVS, EMNO, NEZ, ROM, KRIMI, ROZ	R*P: NEZ; R*V: VVS, LEKN, NEZ, VER, KRIMI, ROZ	
	Ostatní	R+P+V+P*V	9 558	VVS, LEKN, ROM, VER, KRIMI, ROZ	–
		R+P+V+P*V+R*P	9 507	VVS, LEKN, EMNO, ROM, VER, KRIMI, ROZ	R*P: NEZ, VER, KRIMI
		R+P+V+P*V+R*V	9 278	VVS, NEZ, ROM, VER, KRIMI, ROZ	R*V: VVS, LEKN, NEZ, VER, KRIMI, ROZ
		R+P+V+P*V+R*P+R*V	9 275	VVS, EMNO, NEZ, ROM, KRIMI, ROZ	R*P: NEZ; R*V: VVS, LEKN, NEZ, VER, KRIMI, ROZ
		R+P+V+P*V+R*P+R*V (S)	9 247	VVS, EMNO, NEZ, ROM, KRIMI, ROZ	R*P: NEZ; R*V: VVS, LEKN, NEZ, VER, KRIMI, ROZ

Poznámky: P = pohlaví, V = věk, R = region (vnější faktory); signifikance na 5% hladině významnosti; R+P+V+P*V+R*P+R*V (S) = model s vynechanými nesignifikantními interakcemi

Zdroj: vlastní výpočty

6.3 Analýza faktorů ovlivňujících regionální diferenciaci úmrtnosti

Po výběru nejlepšího modelu pro úmrtnost celkem i každou ze skupin příčin úmrtí byly z regresních koeficientů těchto modelů dopočítány relativní rizika úmrtí a elasticita, která umožňuje srovnání vlivu jednotlivých spojitých proměnných s různými měřítky. Tato proměnná je použita i pro interpretaci vlivu jednotlivých faktorů na úmrtnost v Česku v následujícím textu. Detailní výsledky modelů jsou uvedeny v příloze 23, stejně jako grafické znázornění elasticity signifikantních interakcí vnějších proměnných s věkem podle skupin příčin úmrtí v příloze 24.

6.3.1 Interpretace modelů podle vybraných skupin příčin úmrtí

Úmrtnost celkem

Na celkovou úmrtnost mají významný vliv všechny vybrané socioekonomické proměnné a pro její územní rozložení jsou významné rovněž některé interakce (Tab. 21).

Tab. 21 – Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro celkovou úmrtnost, ČR, 2008–2012

Signifikantní proměnné	Elasticita										interakce R*P	
	R	interakce R*V										
		0–24	25–44	45–54	55–64	65–69	70–74	75–79	80–84	85+		
VVS	-0,013	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	-0,005
LEKN	-0,024	0,003	0,000	0,012	0,014	0,004	0,003	-0,003	0,007	0,025	–	–
EMNO	0,002	-0,005	0,000	0,003	0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	-0,002	–	–
NEZ	0,035	0,003	0,000	0,014	-0,011	-0,014	-0,019	-0,019	-0,024	-0,040	–	–
ROM	-0,044	0,003	0,000	-0,016	0,025	0,036	0,042	0,029	0,060	0,052	–	–
TEZ	0,011	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	-0,010
VER	0,014	-0,017	0,000	-0,002	-0,011	-0,020	-0,023	-0,021	-0,024	-0,019	0,007	–
KRIMI	0,004	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
ROZ	0,076	-0,035	0,000	-0,022	-0,020	-0,051	-0,063	-0,077	-0,110	-0,107	–	–

Poznámky: referenční kategorie: věk – 25–44 let, pohlaví – žena

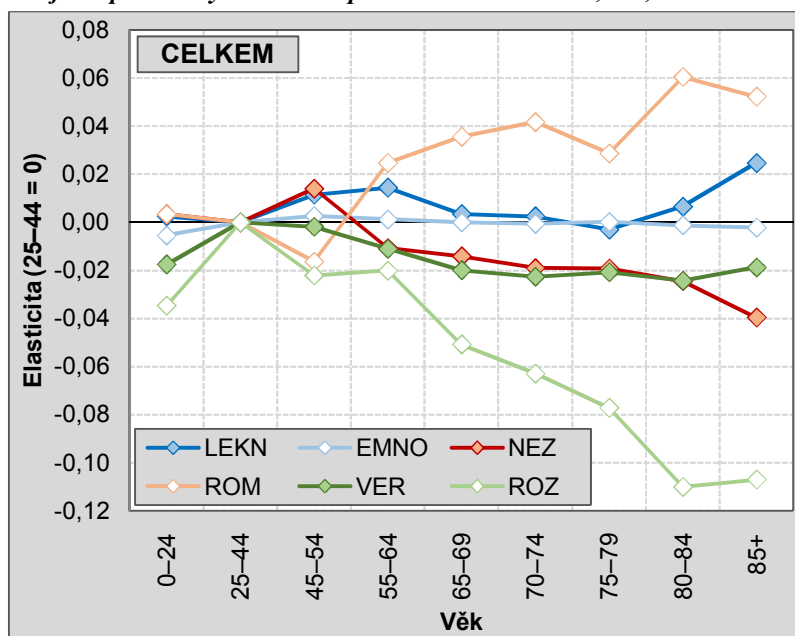
Zdroj: vlastní výpočty

Dle předpokladů se prokázala nižší úmrtnost v regionech s vyšším podílem vysokoškolsky vzdělaných osob. Tento trend je přitom více zřetelný pro muže než pro ženy a neliší se podle věku. Naopak vyšší podíl osob pracujících v těžbě zvyšuje úroveň úmrtnosti žen, u mužů se tato skutečnost překvapivě jeví slabší. Velmi významnými faktory regionální diferenciaci celkové úmrtnosti se zdají být proměnné podíl nezaměstnaných a podíl rozvedených. Rostoucí podíl nezaměstnaných celkovou úroveň úmrtnosti obecně zvyšuje – důležitost této proměnné je největší ve středním věku (45–54 let) a s rostoucím věkem se tento faktor stává nevýznamným (Obr. 20). Podobné tendence platí i pro podíl rozvedených. Dle výsledků Poissonovy regrese lze dále tvrdit, že intenzita celkové úmrtnosti je vyšší v regionech s nižším podílem lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel. Tento trend se nejvíce dotýká osob ve věku mezi 65–79 lety, nejméně pak osob ve věku 85 a více let a osob v nejmladší věkové skupině do 25 let. Méně, ale přesto signifikantně, přispívá k lepším úmrtnostním poměrům také kvalitnější životní prostředí (měřené emisemi oxidů dusíku) a nižší počet kriminálních činů na 1 000 obyvatel.

V rozporu s předchozími zjištěními se ukázal být směr vlivu podílu osob romské národnosti a podílu věřících osob. Poissonovou regresí byla totiž dokázána klesající úmrtnost s rostoucím

podílem osob romské národnosti, a to zejména u obyvatel ve středním věku. Naopak vyšší úroveň úmrtnosti byla zjištěna v regionech s vyšším podílem věřících osob, přičemž význam tohoto faktoru klesal s věkem. Důležité je ovšem poznamenat, že tato závislost vykazovala signifikantní interakci s pohlavím a jeví se jako významnější pro muže.

Obr. 20 – Poissonova regrese: elasticita signifikantních interakcí vnějších proměnných s věkem pro celkovou úmrtnost, ČR, 2008–2012



Zdroj: vlastní výpočty

Úmrtnost na nemoci oběhové soustavy

Proměnné podíl osob romské národnosti a podíl věřících s neočekávaným gradientem vlivu na celkovou úmrtnost se ukázaly jako nevýznamné pro intenzitu úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy. Ostatní sledované proměnné vykazují s úmrtností na nemoci oběhové soustavy podobné souvislosti jako s úmrtností celkem (Tab. 22). Lze tedy tvrdit, že nižší úroveň úmrtnosti na kardiovaskulární příčiny mají osoby v regionech s vyšším podílem vysokoškolsky vzdělaných, nižším počtem lékařů na 1 000 obyvatel, nižšími měrnými emisemi dusíku, nižším podílem nezaměstnaných, nižším podílem rozvedených a nižším podílem osob pracujících v těžbě. Na rozdíl od celkové úmrtnosti se na nižší intenzitě úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy podílí slabě též vyšší stupeň kriminality.

Signifikantní byly v modelu pro nemoci oběhové soustavy též některé interakce (Tab. 22, Příloha 24). Trend vyšší úrovně úmrtnosti v regionech s vyšším podílem pracujících v těžbě byl významnější pro ženy, naopak závislost úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy na podílu rozvedených je více zřetelná pro muže. Vliv této proměnné se navíc mění s věkem. Největší význam má podíl rozvedených pro úmrtnost osob na kardiovaskulární příčiny ve středním věku a s rostoucí věkem klesá. Tuto tendenci lze pozorovat rovněž u podílu nezaměstnaných. Souvislost počtu lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel a kvality životního prostředí s úmrtností na nemoci oběhové soustavy je nejsilnější v nejmladší věkové skupině osob do 25 let a ve věku 65–79 let.

Tab. 22 – Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na nemoci oběhové soustavy, ČR, 2008–2012

Signifikantní proměnné	Elasticita										interakce R*P	
	R	interakce R*V										
		0–24	25–44	45–54	55–64	65–69	70–74	75–79	80–84	85+		
VVS	-0,011	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
LEKN	-0,072	-0,034	0,000	0,026	0,047	0,019	0,020	0,022	0,029	0,054	–	–
EMNO	0,004	0,008	0,000	0,004	0,000	0,001	-0,001	0,000	-0,002	-0,002	–	–
NEZ	0,042	-0,068	0,000	0,004	-0,006	-0,010	-0,019	-0,024	-0,029	-0,052	–	–
TEZ	0,023	–	–	–	–	–	–	–	–	–	-0,021	–
KRIMI	-0,002	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
ROZ	0,086	-0,194	0,000	-0,062	-0,020	-0,045	-0,057	-0,075	-0,088	-0,098	0,021	–

Poznámky: referenční kategorie: věk – 25–44 let, pohlaví – žena

Zdroj: vlastní výpočty

Úmrtnost na novotvary

Méně signifikantních proměnných i interakcí bylo prokázáno v modelu úmrtnosti na novotvary (Tab. 23). Dle výsledků Poissonovy regrese je úmrtnost na novotvary vyšší v okresech s nižším podílem vysokoškolsky vzdělaných, přičemž se tento faktor významně více podílí na regionální diferenciaci úmrtnosti na novotvary u mužů. Interakce s pohlavím byla v modelu pro úmrtnost na novotvary pozorována též u podílu osob pracujících v těžbě a u podílu věřících. Oba tyto faktory zvyšují intenzitu úmrtnosti na novotvary v regionech s vyšším podílem osob pracujících v těžbě, resp. s nižším podílem věřících, více u žen než u mužů. Vyšší intenzitu úmrtnosti na novotvary vykazují dále obyvatelé okresů s vyšším podílem nezaměstnaných a vyšším počtem zjištěných kriminálních činů na 1 000 obyvatel. Úroveň nezaměstnanosti je také u této skupiny příčin úmrtí nejdůležitější pro regionální rozdíly úmrtnosti ve středním věku (Tab. 23, Příloha 24).

Tab. 23 – Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na novotvary, ČR, 2008–2012

Signifikantní proměnné	Elasticita										interakce R*P	
	R	interakce R*V										
		0–24	25–44	45–54	55–64	65–69	70–74	75–79	80–84	85+		
VVS	-0,010	–	–	–	–	–	–	–	–	–	-0,014	–
NEZ	0,023	-0,028	0,000	0,020	-0,005	-0,014	-0,017	-0,024	-0,033	-0,030	–	–
TEZ	0,012	–	–	–	–	–	–	–	–	–	-0,011	–
VER	-0,008	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,004	–
KRIMI	0,008	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–

Poznámky: referenční kategorie: věk – 25–44 let, pohlaví – žena

Zdroj: vlastní výpočty

Úmrtnost na nemoci dýchací soustavy

Regionální rozložení úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy v Česku je významně ovlivňováno sedmi z devíti vybranými socioekonomickými ukazateli (Tab. 24). Vyšší úmrtnost mají, bez významných rozdílů mezi muži, ženami a mezi věkovými skupinami, obyvatelé okresů s nižší úrovní vzdělanosti, nižším podílem věřících a překvapivě, ovšem v souladu s výsledky modelu pro celkovou úmrtnost, v regionech s nižším podílem osob romské národnosti. Intenzitu úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy dále zvyšuje vyšší podíl nezaměstnaných a vyšší podíl osob pracujících v těžbě. Obě tyto proměnné vykazovaly signifikantní interakci s pohlavím

i s věkem (Tab. 24, Příloha 24). Zatímco platný vztah podílu nezaměstnaných a úmrtnosti na respirační příčiny je významnější pro muže a pro osoby do 64 let věku (se významně nejsilnějším vztahem s úmrtností osob mladších než 25 let), zjištěný vztah podílu osob pracujících v těžbě s úmrtností na nemoci dýchací soustavy je znatelnější pro ženy a nedotýká se osob ve věku do 25 let. Na základě výsledků Poissonovy regrese lze dále tvrdit, že významnost vlivu kvalitnějšího životního prostředí na nižší intenzitu úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy klesá s věkem. Silným determinantem regionální diferenciaci úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy je i podíl rozvedených. V regionech s vyšším podílem rozvedených byla prokázána vyšší intenzita úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy. Tato tendence ovšem slábne v nejvyšších věkových skupinách.

Tab. 24 – Poissonova regrese: významné proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na nemoci dýchací soustavy, ČR, 2008–2012

Signifikantní proměnné	Elasticita										interakce R*P
	R	interakce R*V									
		0–24	25–44	45–54	55–64	65–69	70–74	75–79	80–84	85+	
VVS	–0,024	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
EMNO	0,005	0,011	0,000	0,010	–0,001	0,003	0,001	–0,002	–0,008	–0,007	–
NEZ	0,042	0,078	0,000	–0,034	–0,026	–0,076	–0,086	–0,069	–0,074	–0,066	0,045
ROM	–0,065	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
TEZ	0,062	–0,048	0,000	–0,017	–0,015	–0,017	–0,009	–0,009	–0,003	–0,011	–0,049
VER	–0,016	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
ROZ	0,066	0,058	0,000	–0,011	0,078	0,086	0,065	0,076	0,007	–0,037	–

Poznámky: referenční kategorie: věk – 25–44 let, pohlaví – žena

Zdroj: vlastní výpočty

Úmrtnost na nemoci trávicí soustavy

Nemoci trávicí soustavy byly jedinou z analyzovaných skupin příčin úmrtí, u které nebyl prokázán významný vztah mezi intenzitou úmrtnosti a úrovní vzdělanosti vyjádřenou podílem osob s vysokoškolským vzděláním. Dle očekávání je ovšem úmrtnost na nemoci trávicí soustavy nižší v okresech s větším počtem lékařů na 1 000 obyvatel (tento trend je znatelnější pro ženy), nižším podílem nezaměstnaných (význam tohoto faktoru klesá s věkem), nižšími měrnými emisemi oxidů dusíku a menším počtem zjištěných kriminálních činů na 1 000 obyvatel (Tab. 25, Příloha 24). Proměnné podíl osob romské národnosti, podíl pracujících v těžbě a podíl věřících vykazují na intenzitu úmrtnosti na nemoci trávicí soustavy opačný směr vlivu, než bylo předpokládáno. Bylo totiž zjištěno, že úmrtnost na nemoci trávicí soustavy snižuje vyšší podíl osob romské národnosti, větší podíl osob pracujících v těžbě (více u žen než u mužů) a nižší podíl věřících (především ve věku 25–64 let).

Tab. 25 – Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na nemoci trávicí soustavy, ČR, 2008–2012

Signifikantní proměnné	Elasticita										interakce R*P
	R	interakce R*V									
		0–24	25–44	45–54	55–64	65–69	70–74	75–79	80–84	85+	
LEKN	–0,071	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,042
EMNO	0,006	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
NEZ	0,080	0,057	0,000	0,021	0,009	–0,002	–0,001	–0,030	–0,007	–0,057	–
ROM	–0,055	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
TEZ	–0,045	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,046
VER	0,079	–0,149	0,000	–0,022	–0,027	–0,053	–0,071	–0,079	–0,099	–0,089	–
KRIMI	0,015	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–

Poznámky: referenční kategorie: věk – 25–44 let, pohlaví – žena

Zdroj: vlastní výpočty

Úmrtnost na vnější příčiny

Socioekonomickými faktory, které významně ovlivňují rozdíly v úmrtnosti mezi okresy Česka na vnější příčiny, jsou podíl osob s vysokoškolským vzděláním, počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel, podíl nezaměstnaných, podíl pracujících v těžbě, podíl věřících a podíl rozvedených. U podílu osob pracujících v těžbě byla zjištěna rovněž interakce s pohlavím a u podílu rozvedených interakce s věkem (Tab. 26, Příloha 24). Nižší úmrtnost na vnější příčiny vykazují obyvatelé okresů, ve kterých žije vyšší podíl osob s vysokoškolským vzděláním, pracuje v nich větší počet lékařů na 1 000 obyvatel a je zde menší podíl nezaměstnaných. Na základě výsledků jiných analýz (viz kap. 2.4) není překvapením, že intenzitu úmrtnosti na vnější příčiny výrazně zvyšuje větší podíl rozvedených. Klíčovou roli hraje tento faktor v úmrtnosti na vnější příčiny ve středním věku. Ve věku 70 a více let se podíl rozvedených stává pro územní rozložení úmrtnosti na vnější příčiny nesignifikantním. Neočekávaný směr vlivu na úmrtnost měl v modelu pro vnější příčiny ukazatel podílu osob pracujících v těžbě. Podobně jako u úmrtnosti na nemoci trávicí soustavy se totiž prokázala nižší intenzita úmrtnosti na vnější příčiny v regionech s vyšším podílem osob pracujících v těžbě. Tato skutečnost byla přitom zřetelnější pro ženy.

Tab. 26 – Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na vnější příčiny, ČR, 2008–2012

Signifikantní proměnné	Elasticita										interakce R*P
	R	interakce R*V									
		0–24	25–44	45–54	55–64	65–69	70–74	75–79	80–84	85+	
VVS	–0,014	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
LEKN	–0,018	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
NEZ	0,032	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
TEZ	–0,059	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,058
ROZ	0,087	–0,044	0,000	0,062	–0,008	–0,010	–0,064	–0,056	–0,090	–0,057	–

Poznámky: referenční kategorie: věk – 25–44 let, pohlaví – žena

Zdroj: vlastní výpočty

Úmrtnost na ostatní příčiny

Ačkoliv se z předchozích analýz předpokládal slabý vliv vnějších proměnných na regionální rozložení úmrtnosti v Česku na ostatní příčiny (viz kap. 5.1), v log-lineárním modelu se jako signifikantní ukázaly téměř všechny sledované proměnné. S výjimkou vyšší úrovně úmrtnosti

v okresech s vyššími měrnými emisemi oxidů dusíku a s nižším podílem osob romské národnosti se ovšem vliv těchto proměnných významně mění s věkem (Tab. 27, Příloha 24). Podíl nezaměstnaných současně vykazuje také interakci s pohlavím (Tab. 27). Z výpočtu Poissonovy regrese vyplývá, že úroveň úmrtnosti na ostatní příčiny je nižší v okresech s vyšším podílem osob s vysokoškolským vzděláním. Klíčovou roli hraje tento faktor především pro úmrtnost osob ve věku 55 a více let. Rovněž vliv vyššího stupně kriminality na vyšší intenzitu úmrtnosti na ostatní příčiny je zásadní pro úmrtnost osob od věku 55 let, význam této proměnné se ovšem snižuje v nejvyšších věkových skupinách. Ostatní trendy, tj. vyšší úroveň úmrtnosti v regionech s vyšším podílem nezaměstnaných, věřících a rozvedených, se dotýkají především obyvatel ve středním věku 25–54 let (vyšší podíl rozvedených zvyšuje výrazným způsobem úmrtnost na ostatní příčiny též ve věku do 25 let). Daná závislost úmrtnosti na ostatní příčiny na úrovni nezaměstnanosti je důležitější pro muže.

Tab. 27 – Poissonova regrese: signifikantní proměnné a interakce v modelu pro úmrtnost na ostatní příčiny, ČR, 2008–2012

Signifikantní proměnné	Elasticita										interakce R*P
	R	interakce R*V									
		0–24	25–44	45–54	55–64	65–69	70–74	75–79	80–84	85+	
VVS	-0,017	0,012	0,000	0,025	-0,019	-0,020	-0,048	-0,035	-0,017	-0,005	–
EMNO	0,002	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
NEZ	0,057	-0,011	0,000	0,037	-0,045	-0,028	-0,090	-0,071	-0,091	-0,092	0,013
ROM	-0,052	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
VER	0,025	-0,013	0,000	-0,008	-0,010	-0,042	-0,044	-0,048	-0,060	-0,059	–
KRIMI	0,032	-0,027	0,000	-0,015	-0,001	0,002	0,001	0,003	-0,013	-0,015	–
ROZ	0,033	0,075	0,000	-0,011	-0,045	-0,147	-0,134	-0,154	-0,127	-0,136	–

Poznámky: referenční kategorie: věk – 25–44 let, pohlaví – žena

Zdroj: vlastní výpočty

6.3.2 Interpretace modelů podle vnějších faktorů

Jedinou socioekonomickou proměnnou, která vykazovala signifikantní vztah s intenzitou úmrtnosti v modelu pro celkovou úmrtnost i pro všechny vybrané skupiny příčin úmrtí, byl podíl nezaměstnaných. Dle předpokladů se u všech sledovaných skupin příčin úmrtí prokázala rostoucí úroveň úmrtnosti se zvyšující se hodnotou této proměnné. Podle ukazatele elasticity má podíl nezaměstnaných největší dopad na regionální diferenciaci úmrtnosti na nemoci trávicí soustavy. S nárůstem hodnoty podílu nezaměstnaných o 1 % je totiž spojen nárůst úrovně úmrtnosti na trávicí příčiny o 8 %. Z analýzy modelů dále vyplývá, že s výjimkou úmrtnosti na vnější příčiny (u které nebyla prokázána signifikantní interakce s věkem) má tento faktor největší význam pro úmrtnost ve středním věku a s rostoucím věkem jeho význam klesá. Tento trend je zcela očekávaný, vzhledem k ekonomické neaktivitě osob ve starším věku a populaci exponované v ukazateli podílu nezaměstnaných. Zároveň platí, že mimo skupiny dýchacích a ostatních příčin úmrtí se vliv podílu nezaměstnaných signifikantně neliší mezi muži a ženami. Silný vztah úmrtnosti a nezaměstnanosti lze považovat v Česku za nový fenomén vzhledem k tomu, že v analýze Spijkera (2004) za data z let 1987–1997 byla nezaměstnanost pro většinu skupin příčin úmrtí pouze slabým determinantem intenzity úmrtnosti. Potvrdila se tak hypotéza rostoucího významu této proměnné pro územní schéma úmrtnosti v Česku.

V souladu s očekáváním má pro současné rozdíly úrovně úmrtnosti mezi okresy Česka značný význam rovněž ukazatel podílu osob s vysokoškolským vzděláním. S výjimkou úmrtnosti na nemoci trávicí soustavy, u které nebyl tento faktor signifikantní, byla totiž pro úmrtnost celkem i další sledované skupiny příčin úmrtí pozorována nižší intenzita úmrtnosti v regionech s vyšší úrovní vzdělanosti. Podle porovnání elasticity v jednotlivých modelech se ovšem zdá, že tento faktor má ve většině případů na regionální diferenciaci úmrtnosti slabší vliv než např. podíl nezaměstnaných či rozvedených. Oproti těmto proměnným je však ukazatel podílu osob s vysokoškolským vzděláním podstatný pro intenzitu úmrtnosti ve všech věkových skupinách. Jedinou skupinou příčin úmrtí se signifikantní interakcí této proměnné s věkem byly ostatní příčiny, ve kterých se tendence nižší úmrtnosti v okresech s vyšším podílem osob s vysokoškolským vzděláním dotýkala nejvíce osob ve věku 55 a více let. U celkové úmrtnosti a úmrtnosti na novotvary byla pozorována též interakce úrovně vzdělanosti s pohlavím a silnější dopad této proměnné na regionální rozdíly v intenzitě úmrtnosti mužů.

Jak již bylo zmíněno, byla prokázána též silná závislost územního rozložení úmrtnosti na rozložení podílu rozvedených. Podle hodnot elasticity je tato proměnná společně s podílem nezaměstnaných dokonce nejdůležitějším faktorem regionálních rozdílů celkové úmrtnosti i úmrtnosti na některé ze sledovaných skupin příčin úmrtí (např. na vnější příčiny úmrtí). Intenzita úmrtnosti je přitom vyšší v okresech Česka s vyšším podílem rozvedených osob. Signifikantní vztah nebyl prokázán pouze u dvou skupin příčin úmrtí, a to u novotvarů a u nemocí trávicí soustavy. Na základě významné interakce podílu rozvedených s pohlavím v modelu pro trávicí příčiny úmrtí lze však tvrdit, že u mužů má vyšší podíl rozvedených vliv i na vyšší úroveň úmrtnosti na tuto příčinu. Podíl rozvedených má pro muže větší dopad rovněž na platný vztah s úrovní úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy. Význam podílu rozvedených pro regionální rozdíly úmrtnosti v Česku obecně klesá s rostoucím věkem a od věku 65 let se stává nesignifikantním. Spijker (2004) pozoroval ve své studii českých dat z období 1987–1997 překvapivý trend opačného vlivu podílu rozvedených na intenzitu úmrtnosti na vnější příčiny ve věku 25–44 let. V této analýze tato skutečnost nebyla prokázána. Naopak se závislost vyšší úrovně úmrtnosti na vnější příčiny na vyšším podílu rozvedených jeví jako nejsilnější právě v této věkové skupině.

Ukazatel podílu osob pracujících v těžbě se ukázal jako signifikantní u všech vybraných skupin příčin úmrtí mimo ostatních. Podle očekávání vykazovaly okresy s vyšším podílem osob pracujících v těžbě vyšší úroveň úmrtnosti celkem, na nemoci oběhové soustavy, dýchací soustavy a novotvary. Kromě modelu pro nemoci dýchací soustavy (ve kterém byla též pozorována interakce s věkem a největší dopad na úmrtnost ve věku 70–79 let) byl ale vliv tohoto faktoru v porovnání s ostatními spíše slabší. Dle předchozích analýz je překvapující skutečnost, že vyšší podíl pracujících v těžbě snižuje intenzitu úmrtnosti na nemoci trávicí soustavy a vnější příčiny. Podle signifikantní interakce s pohlavím se ovšem zdá, že tento trend je důležitější pro ženy než pro muže. Významnější pro ženy byly nicméně také platné tendence u úmrtnosti na skupiny příčin úmrtí, které vykazovaly s podílem pracujících v těžbě pozitivní vztah (tedy vyšší úroveň úmrtnosti v těch okresech, ve kterých žije více obyvatel pracujících v těžbě). Je ovšem potřeba zohlednit velmi nízký podíl žen pracujících v těžbě ve většině okresů (méně než 0,05 %) a možné zkreslení výsledků touto skutečností.

Zatímco v analýze dat z období 1987–1997 (Spijker, 2004) nebyly hodnocené ukazatele zdravotní péče pro regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku významné, v této analýze byla potvrzena signifikantně nižší intenzita úmrtnosti celkem, na nemoci oběhové soustavy, nemoci trávicí soustavy a vnější příčiny v okresech s větším počtem lékařů pracujících v nemocnicích na 1 000 obyvatel. Podle výsledků Poissonovy regrese je tento faktor nejdůležitější pro rozdíly úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy, což odpovídá teoretickým předpokladům významu zdrojů lékařské péče pro příčiny podléhající rychlému lékařskému zákroku (viz kap. 2.4). Existující závislost úmrtnosti na počtu lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel se významně neliší mezi muži a ženami a nejvíce se dotýká osob ve věku 65–79 let. Do tohoto věku je soustředěn velký podíl zemřelých v Česku, a lze se proto oprávněně domnívat, že zvýšení dostupnosti lékařské péče může přispět ke zlepšování úmrtnostních poměrů v Česku obecně. Zvolený ukazatel však nedokáže popsat rozdíly v kvalitě poskytované zdravotní péče.

Měrné emise oxidů dusíku nebyly významným faktorem územního rozložení úmrtnosti na novotvary a vnější příčiny. U dalších skupin příčin úmrtí a u úmrtnosti celkem byla vyšší intenzita úmrtnosti pozorována v okresech s vyššími hodnotami této proměnné. V porovnání s jinými sledovanými proměnnými však lze kvalitu životního prostředí považovat pro regionální rozdíly úmrtnosti v Česku za méně důležitou – s nárůstem měrných emisí oxidů dusíku o 1 % byl ve všech modelech spojen nárůst intenzity úmrtnosti o méně než 1 %. U nemocí oběhové a dýchací soustavy vztah úrovně úmrtnosti a měrných emisí oxidů dusíku signifikantně klesal s věkem, podobný trend platí, s výjimkou věkové skupiny osob do 25 let, i u celkové úmrtnosti. Interakce kvality životního prostředí (měřené měrnými emisemi oxidů dusíku) s pohlavím nebyla prokázána u žádné sledované skupiny příčin úmrtí.

Ukazatel podílu osob romské národnosti se ukázal jako signifikantní v log-lineárních modelech pro celkovou úmrtnost, úmrtnost na nemoci dýchací a trávicí soustavy i ostatní příčiny úmrtí. Směr vztahu této proměnné s intenzitou úmrtnosti byl ovšem v rozporu s očekáváním. U výše uvedených skupin příčin úmrtí totiž byla zjištěna nižší intenzita úmrtnosti v regionech s vyšším podílem osob hlásících se k romské národnosti. Tato tendence se přitom neliší podle pohlaví a mimo úmrtnosti celkem, u které nebyla souvislost s podílem osob romské národnosti prokázána ve věku 65 a více let, ani podle věku. Možným vysvětlením překvapivého vlivu vyššího podílu osob romské národnosti na nižší úroveň úmrtnosti je malý počet obyvatel (13 150), který se v posledním sčítání lidu přihlásil k romské národnosti. Na základě odhadů, podle kterých žije v Česku 300 000–400 000 etnických Romů, je toto číslo považováno za silně podhodnocené (IQ Roma servis, 2012). Nicméně nelze spolehlivě odhadnout, jak se rozdíly těchto hodnot liší mezi jednotlivými okresy a je potřeba spokojit se údaji o Romech, kteří se cítí být součástí romské národnostní menšiny a tuto skutečnost přiznali v posledním censu.

Souvislost regionálních rozdílů úmrtnosti v Česku a podílu věřících je rozporná. Zatímco intenzita úmrtnosti na novotvary a nemoci dýchací soustavy vykazovala klesající tendenci s rostoucím podílem věřících osob, u intenzity úmrtnosti celkem, na nemoci trávicí soustavy a ostatní příčiny tomu bylo naopak. Je ovšem potřeba poznamenat, že síla těchto závislostí byla v porovnání s jinými faktory slabší. Z Poissonovy regrese dále vyplývá, že u skupin příčin úmrtí, u kterých byl prokázán pozitivní vztah podílu věřících osob s úrovní úmrtnosti (úmrtnost celkem, úmrtnost na nemoci trávicí soustavy a ostatní příčiny), se tento trend významně týkal

pouze osob ve věku 25–54 let a pro úmrtnost celkem byl důležitější pro muže. U skupin příčin úmrtí s negativním vztahem úmrtnosti s touto proměnnou (úmrtnost na novotvary a nemoci dýchací soustavy) sice nebyla zjištěna signifikantní interakce s věkem, ale existující spojitost mezi úmrtností na novotvary a ukazatelem podílu věřících osob je silnější pro ženy.

Z analyzovaných socioekonomických proměnných se jako nejméně důležitá pro regionální rozložení úmrtnosti v Česku zdá být proměnná hodnotící stupeň kriminality v dané územní jednotce, tedy počet zjištěných kriminálních činů na 1 000 obyvatel. Tento faktor byl sice signifikantní ve všech modelech, kromě modelu pro úmrtnost na nemoci dýchací soustavy a vnější příčiny, elasticita se ovšem oproti dalším vnějším proměnným pohybovala v absolutní hodnotě na nižší úrovni. Přesto lze tvrdit, že s výjimkou úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy s opačným gradientem vztahu, byl v okresech Česka prokázán významný vliv vyšší úrovně kriminality na vyšší intenzitu úmrtnosti celkem a vyšší intenzitu úmrtnosti na novotvary, nemoci trávicí soustavy a ostatní příčiny. U skupiny ostatních příčin úmrtí byla zjištěna též významná interakce počtu zjištěných kriminálních činů na 1 000 obyvatel s věkem a největší dopad této proměnné na rozdíly úmrtnosti osob ve věku 55–79 let.

Kapitola 7

Závěr

Existence značných socioekonomických a sociodemografických rozdílů v úmrtnosti pozorovaných a detailně popsaných v mnoha zemích dokazuje, jak mimořádně jsou zdravotní stav a následná úmrtnost závislé na vnějších faktorech. Na základě studia literatury bylo zjištěno, že více privilegované skupiny si užívají lepšího zdravotního stavu a delšího života. Silná souvislost mezi socioekonomickými faktory a úmrtností přitom byla nalezena nejen na individuální, ale také na agregované úrovni (viz kap. 2.4). Otázkou ovšem stále zůstává, jakými mechanismy jsou tyto vnější faktory přímo spojeny s lidským zdravím. Nejčastěji je existující vztah mezi socioekonomickými, popř. sociodemografickými faktory a úmrtností vysvětlován pomocí materialistických teorií (hlavní příčina socioekonomické diferenciaci úmrtnosti je v příjmech a v tom, co tyto příjmy umožňují), psychosociálních teorií (socioekonomický status ovlivňuje psychiku jedinců, což má následně biologické účinky na lidský organismus), biomedicínských teorií (nerovnoměrný výskyt biologických rizikových faktorů mezi sociálními skupinami), teorií životních drah (akumulace sociálních, psychologických a biologických výhod a nevýhod v průběhu života) a především behaviorálních teorií (nerovné rozdělení nepříznivého chování a životního stylu mezi socioekonomickými skupinami).

Jak již bylo zmíněno, ve výzkumu diferenciaci úmrtnosti je měření socioekonomického statusu prováděno na individuální i agregované úrovni, což do značné míry závisí na zdrojích a kvalitě dat poskytujících informace o vnějších proměnných. Pro tuto práci byla zvolena agregovaná úroveň a byly tak zkoumány faktory, které ovlivňují rozložení úmrtnosti mezi okresy Česka. Z důvodu nižšího počtu zemřelých na této regionální úrovni bylo analyzováno pětileté období let 2008–2012. V tomto období vykazovaly ukazatele úmrtnosti, a to jak celkem (naděje dožití při narození, naděje dožití v přesném věku 65 let), tak podle vybraných skupin příčin úmrtí (standardizovaná míra úmrtnosti), kterými byly nemoci oběhové soustavy, novotvary, vnější příčiny, nemoci dýchací soustavy, nemoci trávicí soustavy o ostatní příčiny, značnou meziokresní variabilitu. Cílem této práce tak bylo nalézt a popsat vnější faktory, které mají na platné územní schéma úmrtnosti vliv.

Na základě výsledků předchozích studií byly vytvořeny výzkumné otázky a vybráno celkem 40 proměnných, reprezentujících různé aspekty socioekonomického a sociodemografického rozvoje hodnocených územních jednotek. Vzhledem k vysoké vzájemné multikolinearitě zvolených vnějších ukazatelů pak bylo pomocí některých metod statistické analýzy (korelační

analýza, shluková analýza proměnných) vybráno pro další práci pouze 10 z nich. Tyto proměnné byly dále použity pro vytvoření socioekonomických shluků (zvláště pro muže a zvláště pro ženy), mezi kterými byly zkoumány rozdíly v úmrtnosti. V další části analýzy vstoupily vybrané proměnné do výpočtu modelů závislosti úmrtnosti (celkem i podle vybraných skupin úmrtí) na vnějších faktorech, pro tento účel byla zvolena log-lineární Poissonova regrese. Výsledky těchto analýz umožňují verifikovat stanovené hypotézy.

Hypotéza 1: *Regionální diferenciaci úmrtnosti má souvislost se socioekonomickou diferenciací. Úmrtnost je nejvyšší v regionech s nejhoršími socioekonomickými podmínkami.*

První hypotéza byla ověřena pomocí shlukové analýzy a výpočtu úmrtnostních tabulek pro každý vytvořený socioekonomický shluk. Bylo potvrzeno, že intenzita úmrtnosti mužů i žen vytváří jasný regionální vzorec podle úrovně vnějších podmínek. U populace z regionů s horšími socioekonomickými a sociodemografickými podmínkami (nízká úroveň vzdělanosti, vyšší podíl nezaměstnaných, vyšší intenzita rozvodovosti, vyšší podíl obyvatel romské národnosti, u mužů pak rovněž vyšší podíl obyvatel pracujících v těžbě a u žen nižší podíl věřících) lze pozorovat vyšší celkovou intenzitu úmrtnosti. Na základě standardizované míry úmrtnosti a příspěvků k rozdílu naděje dožití při narození mezi referenčním shlukem s nejvyšší střední délkou života při narození a jednotlivými dalšími shluky bylo dále zjištěno, že tato skutečnost neplatí pro všechny vybrané skupiny příčin úmrtí a jasný socioekonomický gradient vykazovala u obou pohlaví úroveň úmrtnosti na nemoci oběhové a trávicí soustavy a u mužů rovněž úroveň úmrtnosti na novotvary.

Hypotéza 2: *Největší vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti má ze socioekonomických proměnných vzdělání, roste význam nezaměstnanosti.*

Poissonovou regresí bylo identifikováno několik silných determinantů regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku. Zatímco silný vztah rostoucí intenzity úmrtnosti spolu s rostoucím podílem nezaměstnaných byl potvrzen v modelu pro úmrtnost celkem i pro všechny vybrané skupiny příčin úmrtí, vliv ostatních faktorů se v různých modelech lišil. Spolu s podílem nezaměstnaných se zdá být nejsilnějším determinantem územního rozložení úmrtnosti v Česku podíl rozvedených. Tato proměnná vykazovala vysoké pozitivní hodnoty elasticity, a tedy rostoucí trend úrovně úmrtnosti se zvyšujícím se podílem rozvedených, ve všech modelech mimo modelu pro novotvary a nemoci trávicí soustavy. V souladu s očekáváním byl podíl rozvedených obzvláště důležitý pro regionální rozdíly intenzity úmrtnosti na vnější příčiny. V porovnání s těmito dvěma faktory byly pro většinu skupin příčin úmrtí ostatní faktory méně důležité. Výjimku tvoří úmrtnost na nemoci oběhové a trávicí soustavy, u kterých byly prokázány vysoké hodnoty elasticity také pro sledovaný ukazatel dostupnosti zdravotní péče – počet lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel. Stejně jako pro úmrtnost celkem a úmrtnost na vnější příčiny byla rovněž v tomto případě nalezena vyšší intenzita úmrtnosti v územních jednotkách s nižším počtem lékařů na 1 000 obyvatel. Ačkoliv se ze základního výpočtu Pearsonova korelačního koeficientu a srovnávacího úmrtnostního indexu zdál jako nejvýznamnější faktor regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku podíl osob s vysokoškolským vzděláním, po zahrnutí všech proměnných do modelu byla síla vlivu tohoto ukazatele na regionální diferenciaci úmrtnosti spíše slabší. Přesto byla tato proměnná signifikantní ve všech modelech mimo modelu pro nemoci trávicí soustavy. U všech vybraných skupin příčin úmrtí, kromě modelu pro ostatní příčiny úmrtí, byl

statisticky významný také podíl osob pracujících v těžbě. Podobně jako u ukazatele podílu věřících osob je však souvislost tohoto faktoru s územním rozložením úmrtnosti v Česku slabší, nejednoznačná a značně se lišící mezi muži a ženami. Zcela v rozporu s předpoklady se ukázal být vztah úmrtnosti a podílu osob romské národnosti. Přestože Pearsonův korelační koeficient i srovnávací úmrtnostní index ukazoval na očekávaný vztah rostoucí úrovně úmrtnosti s rostoucím podílem osob romské národnosti, v log-lineárním modelu byl potvrzen opak. A to nejen u úmrtnosti celkem, ale též u všech skupin příčin úmrtí, u kterých byl tento faktor signifikantní (nemoci dýchací a trávicí soustavy, ostatní příčiny). Pravděpodobným vysvětlením jsou nízké hodnoty tohoto ukazatele, které se ukázaly jako problematické při zahrnutí všech proměnných do modelu nebo skutečně nižší intenzita úmrtnosti osob romské národnosti, které se cítí být součástí romské národnostní menšiny a tuto skutečnost deklarovali v posledním cenzu. Význam zbývajících dvou analyzovaných proměnných, měrných emisí oxidů dusíku a počtu zjištěných kriminálních činů na 1 000 obyvatel je pro regionální rozdíly úmrtnosti v Česku slabý.

Z výše uvedených výsledků tak lze druhou hypotézu potvrdit pouze částečně. Zatímco byl prokázán velmi silný vztah regionální diferenciaci úmrtnosti s ukazatelem nezaměstnanosti, konkrétně podílem nezaměstnaných, souvislost územního rozložení intenzity úmrtnosti s úrovní vzdělanosti je sice významná, ale oproti některým jiným faktorům slabší.

Hypotéza 3: *Vliv socioekonomických faktorů na regionální diferenciaci úmrtnosti se mění s věkem.*

Vzhledem ke skutečnosti, že při výběru vhodného modelu pro vyjádření vztahu regionální diferenciaci úmrtnosti a vnějších faktorů se jako nejlepší pro úmrtnost celkem i každou z analyzovaných skupin příčin úmrtí jevil model zahrnující mimo jednotlivých faktorů, interakce věku s pohlavím a interakce vnějších proměnných s pohlavím, rovněž interakce vnějších proměnných s věkem, lze obecně potvrdit třetí hypotézu. Signifikance jednotlivých interakcí se ovšem v každém z modelů lišila. Jako nejdůležitější zjištění lze uvést výrazně větší význam vztahu intenzity úmrtnosti a podílu nezaměstnaných a rozvedených pro osoby ve středním věku. U podílu nezaměstnaných osob je tento trend naprosto logický, především vzhledem k populaci zahrnuté do tohoto ukazatele (tedy populaci v ekonomicky aktivním věku). Dalším možným vysvětlením této tendence je domněnka, že ve středním věku hrozí vyšší riziko expozice zdraví škodlivému chování, které je obvykle spojeno s nezaměstnaností nebo rozvodem (viz kap. 2.4). Významná interakce s věkem byla ve všech modelech, ve kterých byl tento faktor signifikantní, zjištěna také pro ukazatel počtu lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel. Existující závislost intenzity úmrtnosti na počtu lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel se nejvíce dotýká osob ve věku 65–79 let. Ostatní zjištěné interakce vnějších proměnných s věkem byly slabší.

Hypotéza 4: *Socioekonomické faktory mají silnější vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti mužů.*

Ve všech regresních log-lineárních modelech bylo počítáno také s interakcí vnějších proměnných a pohlaví. I když výpočet korelačních koeficientů, srovnávacích úmrtnostních indexů i shlukové analýzy naznačoval silnější vztah úrovně úmrtnosti se socioekonomickými faktory pro muže než pro ženy, při výpočtu Poissonovy regrese nebyly zjištěny zásadní rozdíly souvislosti zvolených proměnných s regionální diferenciací úmrtnosti mezi pohlavími. Tento rozpor je pravděpodobně zapříčiněn obecně vyšší meziregionální variabilitou úmrtnosti mužů,

kteřá vede k nepřesným závěrům některých statistických analýz (zde právě korelační a shlukové analýzy). Mírně vyšší vliv podílu nezaměstnaných na územní rozložení úmrtnosti mužů byl pozorován v modelu pro nemoci dýchací soustavy a pro ostatní příčiny, mužů se také více dotýká platný vztah podílu vysokoškolsky vzdělaných osob s celkovou intenzitou úmrtnosti a s intenzitou úmrtnosti na novotvary. Naopak pro ženy je významnější existující souvislost počtu lékařů v nemocnicích na 1 000 obyvatel a územního rozložení úmrtnosti na nemoci trávicí soustavy. Překvapivě se jako důležitější pro ženy ukázal také podíl pracujících v těžbě, a to nejen u skupin příčin úmrtí s negativním, ale také u skupin příčin úmrtí s pozitivním vztahem s intenzitou úmrtnosti. Je ovšem potřeba poznamenat, že hodnoty tohoto ukazatele jsou pro ženy velmi nízké a mezi okresy se výrazně neliší. Signifikantní interakce s pohlavím byly pozorovány rovněž pro podíl věřících. Zdá se, že zatímco pro většinu skupin příčin úmrtí vyšší hodnoty tohoto faktoru snižují úroveň úmrtnosti žen, u mužů je tomu naopak. Čtvrtá hypotéza tak platí pouze v malém počtu případů a obecně se vliv socioekonomických faktorů na regionální diferenciaci úmrtnosti v Česku výrazně neliší mezi muži a ženami.

Hypotéza 5: *Socioekonomické faktory mají nejsilnější vliv na regionální diferenciaci úmrtnosti na nemoci oběhové a dýchací soustavy.*

Na pátou hypotézu nelze z dostupných výsledků analýz přesně odpovědět. Lze pouze tvrdit, že socioekonomické faktory působí částečně odlišně na intenzitu úmrtnosti podle různých skupin příčin úmrtí. Zatímco v modelu pro celkovou úmrtnost byly signifikantní všechny vybrané vnější proměnné, v modelu pro novotvary bylo statisticky významných pouze pět faktorů. Také z hodnot elasticity jednotlivých proměnných v modelech je možno dedukovat, že socioekonomické faktory mají nejslabší vliv právě na regionální diferenciaci úmrtnosti na novotvary. Toto zjištění zcela odpovídá výsledkům studií z mnoha jiných zemí (viz kap. 2.4). Úroveň elasticity mezi dalšími skupinami příčin úmrtí se výrazně neliší.

S ohledem na popsané výsledky lze usuzovat, že stejně jako se s časem zvyšuje střední délka života a proměňuje se regionální rozložení úmrtnosti, částečně se mění i faktory, které jej ovlivňují. Důkazem může být značná významnost ukazatele podílu nezaměstnaných osob, který do analýzy dat za české okresy z let 1981–1985 (Rychtaříková, Džurová, 1992) nebyl ani zařazen a v letech 1987–1997 (Spijker, 2004) vykazoval s meziokresními rozdíly úmrtnosti pouze slabší souvislost. Tento faktor je zatím významný především pro rozdíly úmrtnosti ve středním věku, otázkou do budoucna zůstává, zda se projeví akumulace nevýhod spojených s nezaměstnaností také ve vyšším věku. Jak bylo totiž zjištěno, souvislost některých socioekonomických faktorů (např. úroveň vzdělanosti) s regionálními rozdíly intenzity úmrtnosti se již nyní v Česku s věkem nemění.

Tato práce je však limitována dostupnými daty a rizikem ekologické chyby. Ačkoliv bylo toto riziko sníženo použitím vybraného log-lineárního modelu, nelze z těchto výsledků vyvozovat závěry přímo o chování jednotlivých subpopulací. Pro detailnější pochopení některých zjištěných vztahů by bylo potřeba analyzovat individuální data. Tato data by mohla pomoci také k vysvětlení mechanismů, kterými jsou socioekonomické faktory spojeny s regionálními rozdíly úmrtnosti v Česku.

Seznam použité literatury

- ADLER, N. E.; STEWART, J. 2010. Health disparities across the lifespan: Meaning, methods, and mechanisms. *Annals of the New York Academy of Sciences*. 2010, no. 1186, pp. 5–23. ISSN 0077-8923.
- ANDERSON, R. T.; SORLIE, P.; BACKLUND, E.; JOHNSON, N.; KAPLAN, G. A. 1997. Mortality Effects of Community Socioeconomic Status. *Epidemiology*. 1997, vol. 8, no. 1, pp. 42–47. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3702421>>.
- ANDRLE, A.; SRB, V.; FRANCOVÁ, M. 1985. Úmrtnost obyvatelstva v ČSSR 1980/1981 podle okresů. *Demografie*. 1985, roč. 27, č. 1. s. 44–52. ISSN 0011-8265
- ARTALEJO F. R.; GUALLAR-CASTILLÓN, P.; BANEGAS, J. R.; DE ANDRÉS MANZANO, B.; DEL REY CALERO, J. 1998. Consumption of Fruit and Wine and the Decline in Cerebrovascular Disease Mortality in Spain (1975–1993). *Stroke*. 1998, vol. 29, no. 8, pp. 1556–1561. ISSN 0039-2499. Dostupný také z WWW: <<https://stroke.ahajournals.org/content/29/8/1556.full>>.
- BACKLUND, E.; SORLIE, P. D.; JOHNSON, N. J. 1996. The shape of the relationship between income and mortality in the United States: Evidence from the National Longitudinal Mortality Study. *Annals of Epidemiology*. 1996, vol. 6, no. 1, pp. 12–20. ISSN 1047-2797.
- BALARAJAN, R. 1991. Ethnic differences in mortality from ischaemic heart disease and cerebrovascular disease in England and Wales. *BMJ: British Medical Journal*. 1991, vol. 302, no. 6776, pp. 560–564. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/29710671>>.
- BARTLEY, M. 1994. Unemployment and ill health: understanding the relationship. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1994, vol. 48, no. 4, pp. 333–337. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/48/4/333.full.pdf>>.
- BARTLEY, M.; OWEN, C. 1996. Relation between socioeconomic status, employment, and health during economic change, 1973–93. *BMJ: British Medical Journal*. 1996, vol. 313, pp. 445–449. ISSN 1468-5833.

- BAZELMANS, C.; DE HENAUW, S.; MATTHYS, C.; DRAMAIX, M.; KORNIETZER, M.; DE BACKER, G.; LEVÊQUE, A. 2006. Healthy Food and Nutrient Index and All Cause Mortality. *European Journal of Epidemiology*. 2006, vol. 21, no. 2, pp. 145–152. ISSN 0393-2990 Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/20445651>>.
- BENGTSSON, T.; VAN POPPEL, F. 2011. Socioeconomic inequalities in death from past to present: An introduction. *Explorations in Economic History*. 2011, no. 48, pp. 343–356. ISSN 0014-4983.
- BERBERIAN, K. M.; VAN DUIJN, C. M.; HOES, A. W.; VALKENBURG, H. A.; HOFMAN, A. 1994. Alcohol and Mortality: Results from the EPOZ Follow-Up Study. *European Journal of Epidemiology*. 1994, vol. 10, no. 5, pp. 587–593. ISSN 0393-2990. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3521177>>.
- BLAIR, S. N.; KOHL, H. W.; PAFFENBARGER, R. S.; CLARK, D. G.; COOPER, K. H.; GIBBONS, L. W. 1989. Physical Fitness and All-Cause Mortality: A Prospective Study of Healthy Men and Women. *JAMA*. 1989, vol. 262, no. 17, pp. 2395–2401. ISSN 2168-6106. Dostupný také z WWW: <<http://www.iub.edu/~k662/articles/role/physicalfitnessallcausemortality.pdf>>.
- BLAIR, S. N.; KOHL, H. W.; BARLOW, C. E.; PAFFENBARGER, R. S.; GIBBONS, L. W.; MACERA, C. A. 1995. Changes in Physical Fitness and All-Cause Mortality: A Prospective Study of Healthy and Unhealthy Men. *JAMA*. 1995, vol. 273, no. 14, pp. 1093–1098. ISSN 2168-6106. Dostupný také z WWW: <<http://hmst3433.homestead.com/files/Blair2.pdf>>.
- BLANCHARD, T. C.; BARTKOWSKI, J. P.; MATTHEWS, T. L.; KERLEY, K. R. 2008. Faith, Morality and Mortality: The Ecological Impact of Religion on Population Health. *Social Forces*. 2008, vol. 86, no. 4, pp. 1591–1620. ISSN 0037-7732. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/20430822>>.
- BLATT KALBEN, B. 2000. Why men die younger: Causes of mortality differences by sex. *North American Actuarial Journal*. 2000, vol. 4, no. 4, pp. 83–111. ISSN 1092-0277.
- BLOMGREN, J.; MARTIKAINEN, P.; MÄKELÄ, P.; VALKONEN, T. 2004. The effects of regional characteristics on alcohol-related mortality – a register-based multilevel analysis of 1.1 million men. *Social Science and Medicine*. 2004, vol. 58, no. 12, pp. 2523–2535. ISSN 0277-9536. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953603005100>>.
- BOBAK, M.; LEON, D. A. 1992. Air pollution and infant mortality in the Czech Republic, 1986-88. *The Lancet*. 1992, vol. 340, pp. 1010–1014. ISSN 0140-6736.
- BOBAK, M.; MARMOT, M. 1996. East-West Mortality Divide And Its Potential Explanations: Proposed Research Agenda. *BMJ: British Medical Journal*. 1996, vol. 312, no. 7028, pp. 421–425. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/29730672>>.

- BOBAK, M.; MURPHY, M.; ROSE, R.; MARMOT, M. 2003. Determinants of Adult Mortality in Russia: Estimates from Sibling Data. *Epidemiology*. 2003, vol. 14, no. 5, pp. 603–611. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3703318>>.
- BOGDANOVIĆ, D.; NIKIĆ, D.; PETROVIĆ, B.; KOCIĆ, B.; JOVANOVIĆ, J.; NIKOLIĆ, M.; MILOŠEVIĆ, Z. 2007. Mortality of Roma Population in Serbia, 2002–2005. *Croatian Medical Journal*. 2007, vol. 48, no. 5, pp. 720–726. ISSN 0353-9504. Dostupný také z WWW: <http://hrcak.srce.hr/file/33014?origin=publication_detail>.
- BRESLOW, N. E.; DAY, N. E. 1987. *Statistical methods in cancer research. Vol II. The design and analysis of cohort studies*. Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1987, 406 p. ISBN 92-832-1182-0. Dostupný také z WWW: <<http://w2.iarc.fr/en/publications/pdfs-online/stat/sp82/SP82.pdf>>.
- BRITTON, A.; MCKEE, M. 2000. The relationship between alcohol and cardiovascular disease in Eastern Europe: explaining the paradox. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2000, vol. 54, pp. 328–332. ISSN 0141-7681.
- BURCIN, B.; KUČERA, T. 2009. Vývoj úmrtnosti obyvatel České republiky v evropském kontextu. In FIALOVÁ, L. (ed). *Populační vývoj České republiky 2007*. Praha: Katedra demografie a geodemografie PřF UK v Praze, 2009, s. 111–125.
- BURCIN, B.; TESÁRKOVÁ, K.; ŠÍDLO, L. 2010. Nejpoužívanější metody vyrovnávání a extrapolace křivky úmrtnosti a jejich aplikace na českou populaci. *Demografie*. 2010, roč. 52, č. 2, s. 77–89. ISSN 0011-8265.
- BURCIN, B.; HULÍKOVÁ TESÁRKOVÁ, K.; KOMÁNEK, D. 2014. *DeRaS: software tool for modelling mortality intensities and life table construction*. Praha: Univerzita Karlova v Praze.
- CASE, A.; LUBOTSKY, D.; PAXSON, C. 2001. Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient. *American Economic Review*. 2001, vol. 92, no. 5, pp. 1308–1334. ISSN 0002-8282.
- COCHRANE, A. L.; LEGER, A. S.; MOORE, F. 1978. Health service 'input' and mortality 'output' in developed countries. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1978, vol. 32, no. 3, pp. 200–205. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/32/3/200.full.pdf>>.
- CUTLER, D. M.; MEARA, E. 2001. *Changes in the Age Distribution of Mortality Over the 20th Century*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001, 45 p. Dostupný také z WWW: <<http://www.nber.org/papers/w8556>>.
- CUTLER, D. M.; DEATON, A.; LLERAS-MUNEY, A. 2006. The Determinants of Mortality. *Journal of Economic Perspectives*. 2006, vol. 20, no. 3, pp. 97–120. ISSN 0895-3309. Dostupný také z WWW: <http://dash.harvard.edu/bitstream/handle/1/2640588/cutler_determinants.pdf>.

- Česko. 1999. Opatření Českého statistického úřadu ze dne 27. dubna 1999 k zavedení klasifikace územních statistických jednotek. In *Sbírka zákonů České republiky*. 1999, částka 33, s. 2415. Dostupný také z WWW: <<http://aplikace.mvcr.cz/sbirka-zakonu/ViewFile.aspx?type=c&id=3250>>.
- Československo. 1960. Zákon č. 36 ze dne 9. dubna 1960 o územním členění státu. In *Sbírka zákonů Republiky československé*. 1960, částka 15, s. 98. Dostupný také z WWW: <<http://aplikace.mvcr.cz/sbirka-zakonu/ViewFile.aspx?type=c&id=965>>.
- ČSÚ. 2013a. *Demografická příručka 2012* [online]. Praha: Český statistický úřad, 2014 [cit. 2014-04-03]. Dostupný z WWW: <<http://vdb.czso.cz/vdbvo/uvod.jsp>>.
- ČSÚ. 2013b. *Otevřená data pro výsledky sčítání lidu, domů a bytů 2011* [online]. Praha: Český statistický úřad, 2013 [cit. 2013-11-25]. Dostupný z WWW: <[http://www.scitani.cz/csu/redakce.nsf/i/otevrena_data_pro_vysledky_scitani_lidu_domu_a_bytu_2011_\(sldb_2011\)](http://www.scitani.cz/csu/redakce.nsf/i/otevrena_data_pro_vysledky_scitani_lidu_domu_a_bytu_2011_(sldb_2011))>.
- ČSÚ. 2014a. *Předběžné výsledky sčítání lidu, domů a bytů 2011* [online]. Praha: Český statistický úřad, 2013 [cit. 2014-07-24]. Dostupný z WWW: <<http://vdb.czso.cz/sldbvo/#!stranka=podle-tematu&tu=30301&th=&vseuzemi>>.
- ČSÚ. 2014b. *Veřejná databáze* [online]. Praha: Český statistický úřad, 2014 [cit. 2014-04-09]. Dostupný z WWW: <<http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/p/4032-13>>.
- DALGARD, O. S.; HÅHEIM, L. L. 1998. Psychosocial Risk Factors and Mortality: A Prospective Study with Special Focus on Social Support, Social Participation, and Locus of Control in Norway. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1998, vol. 52, no. 8, pp. 476–481. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/25568726>>.
- DIEZ ROUX, A. V. 2002. A glossary for multilevel analysis. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2002, vol. 56, no. 8, pp. 588–594. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/56/8/588>>.
- DOCKERY, D. W.; POPE, C. A.; XU, X.; SPENGLER, J. D.; WARE, J. H.; FAY, M. E.; FERRIS, B. G.; SPEIZER, F. E. 1993. An Association between Air Pollution and Mortality in Six U.S. Cities. *The New England Journal of Medicine*. 1993, vol. 329, no. 24, pp. 1753–1759. ISSN 0028-4793. Dostupný také z WWW: <<http://www.nejm.org/doi/full/10.1056/NEJM199312093292401>>.
- DOLL, R.; PETO, R.; WHEATLEY, K.; GRAY, R.; SUTHERLAND, I. 1994. Mortality in relation to smoking: 40 years' observations on male British doctors. *BMJ: British Medical Journal*. 1994, vol. 309, pp. 901–911. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2541142/pdf/bmj00460-0017.pdf>>.
- DOW, W. H.; REHKOPF, D. H. 2010. Socioeconomic gradients in health in international and historical context. *Annals of the New York Academy of Sciences*. 2010, no. 1186, pp. 24–36. ISSN 0077-8923.

- DUPRE, M. E.; FRANZESE, A. T.; PARRADO, E. A. 2006. Religious Attendance and Mortality: Implications for the Black-White Mortality Crossover. *Demography*. 2006, vol. 43, no. 1, pp. 141–164. ISSN 0070-3370. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/4137236>>.
- DZÚROVÁ, D. 2000. Mortality differentials in the Czech Republic during the post-1989 socio-political transformation. *Health & Place*. 2000, vol. 6, no. 4, pp. 351–362. ISSN. 1353-8292. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1353829200000162>>.
- ELLISON, C. G.; LEVIN, J. S. 1998. The Religion-Health Connection: Evidence, Theory, and Future Directions. *Health Education & Behavior*. 1998, vol. 25, no. 6, pp. 700–720. ISSN 1090-1981. Dostupný také z WWW: <http://csrs.nd.edu/assets/59929/ellison_and_levin_1998.pdf>.
- ENGELAND, A.; BJØRGE, T.; SELMER, R. M.; TVERDAL, A. 2003. Height and Body Mass Index in Relation to Total Mortality. *Epidemiology*. 2003, vol. 14, no. 3, pp. 293–299. ISSN 1044-3983. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3703849>>.
- EPLOV, L. F.; JØRGENSEN, T.; BIRKET-SMITH, M.; SEGEL, S.; JOHANSEN, C.; MORTENSEN, E. L. 2005. Mental Vulnerability as a Predictor of Early Mortality. *Epidemiology*. 2005, vol. 16, no. 2, pp. 226–232. ISSN 1044-3983. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/20486031>>.
- EUROPEAN COMMISSION. 2010. *The story of DETERMINE* [online]. Luxembourg: European Commission, 2010 [cit. 2014-07-15]. Dostupný z WWW: <<http://eurohealthnet.eu/publication/determine>>.
- EUROPEAN COMMISSION. 2013. *Joint Action on Health Inequalities – EQUITY ACTION* [online]. Luxembourg: European Commission, 2013 [cit. 2014-07-15]. Dostupný z WWW: <<http://www.equityaction-project.eu>>.
- EUROSTAT. 2012. *Nomenclature of territorial units for statistics* [online]. Luxembourg: European Commission, 2012 [cit. 2014-03-03]. Dostupný z WWW: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/nuts_nomenclature/introduction>.
- EUROSTAT. 2013. *Revision of the European Standard Population – Report of Eurostat's task force* [online]. Luxembourg: European Commission, 2013 [cit. 2014-04-10]. Dostupný z WWW: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-RA-13-028/EN/KS-RA-13-028-EN.PDF>.
- FENELON, A. 2013. Geographic Divergence in Mortality in the United States. *Population and Development Review*. 2013, vol. 39, no. 4, pp. 611–634. ISSN 0098-7921.
- FINKELSTEIN, M. M.; JERRETT, M.; DELUCA, P.; FINKELSTEIN, N.; VERMA, D. K.; CHAPMAN, K.; SEARS, M. R. 2003. Relation between income, air pollution and mortality: a cohort study. *Canadian Medical Association Journal (CMAJ)*. 2003, vol. 169, no. 5, pp. 397–402. ISSN 0820-3946. Dostupný také z WWW: <<http://www.cmaj.ca/content/169/5/397.short>>.

- FORTES, C.; FORASTIERE, F.; FARCHI, S.; RAPITI, E.; PASTORI, G.; PERUCCI, C. A. 2000. Diet and Overall Survival in a Cohort of Very Elderly People. *Epidemiology*. 2000, vol. 11, no. 4, pp. 440–445. ISSN 1044-3983. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3703971>>.
- FOX, A. J.; GOLDBLATT, P. O.; JONES, D. R. 1985. Social class mortality differentials: artefact, selection or life circumstances? *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1985, no. 39, pp.1–8. ISSN 0141-7681.
- FRANKEL, S.; GUNNELL, D. J.; PETERS, T. J.; MAYNARD, M.; SMITH, G. D. 1998. Childhood Energy Intake and Adult Mortality from Cancer: The Boyd Orr Cohort Study. *BMJ: British Medical Journal*. 1998, vol. 316, pp. 499–504. ISSN 1468-5833.
- FUKUDA, Y.; NAKAMURA K.; TAKANO, T. 2004. Wide range of socioeconomic factors associated with mortality among cities in Japan. *Health Promotion International*. 2004, vol. 19, no. 2, pp. 177–187. ISSN 0957-4824. Dostupný také z WWW: <<http://heapro.oxfordjournals.org/content/19/2/177.full>>.
- GRANADOS, J. A. T. 2008. Macroeconomic Fluctuations and Mortality in Postwar Japan. *Demography*. 2008, vol. 45, no. 2, pp. 323–343. ISSN 0070-3370. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2831366/>>.
- GRAVELLE, H. 1998. How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact? *BMJ: British Medical Journal*. 1998, vol. 316, pp. 382–385. ISSN 1468-5833.
- GRIGORIEV, P.; DOBLHAMMER-REITER, G.; SHKOLNIKOV, V. 2013. Trends, patterns, and determinants of regional mortality in Belarus, 1990–2007. *Population Studies*. 2013, vol. 67, no. 1, pp. 61–81. ISSN 0032-4728. Dostupný také z WWW: <<http://dx.doi.org/10.1080/00324728.2012.724696>>.
- GINTER, E.; KRAJOVICOVA-KUDLACKOVA, M.; KACALA, O.; KOVACIC, V.; VALACHOVICOVA, M. 2001. Health status of Romanies (Gypsies) in the Slovak Republic and in the neighbouring countries. *Bratislavské lekárske listy*. 2001, vol. 102, no. 10, pp. 479–484. ISSN 0006-9248. Dostupný také z WWW: <<http://www.bmj.sk/2001/10210-08.pdf>>.
- HARRISON, L.; GARDINER, E. 2002. Do the rich really die young? Alcohol-related mortality and social class in Great Britain, 1988-94. *Addiction*. 2002, no. 94, vol. 12, pp. 1871–1880. ISSN 0965-2140. Dostupný také z WWW: <<http://search.proquest.com/docview/199705364?accountid=15618>>.
- HEMSTRÖM, Ö. 1996. Is Marriage Dissolution Linked to Differences in Mortality Risks for Men and Women? *Journal of Marriage and Family*. 1996, vol. 58, no. 2, pp. 366–378. ISSN 0022-2445. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/353502>>.
- HIROKAWA, K.; TSUTUSMI, A.; KAYABA, K. 2006. Impacts of educational level and employment status on mortality for Japanese women and men: the Jichi Medical School cohort study. *European Journal of Epidemiology*. 2006, vol. 21, no. 9, pp. 641–651. ISSN 0393-2990. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/20445740>>.

- HOEK, G.; BRUNEKREEF, B.; GOLDBOEHM, S.; FISHER, P.; VAN DEN BRANDT, P. A. 2002. Association between mortality and indicators of traffic-related air pollution in the Netherlands: a cohort study. *The Lancet*. 2002, vol. 360, pp. 1203–1209. ISSN 0140-6736. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140673602112803>>.
- HOLT, J. B.; MILLER, J. W.; NAIMI, T. S.; SUI, D. Z. 2006. Religious Affiliation and Alcohol Consumption in the United States. *Geographical Review*. 2006, vol. 96, no. 4, pp. 523–542. ISSN 0016-7428. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/30034136>>.
- HOUSE, J. S. 2002. Understanding Social Factors and Inequalities in Health: 20th Century Progress and 21st Century Prospects. *Journal of Health and Social Behavior*. 2002, vol. 43, no. 2, pp. 125–142. ISSN 2150-6000.
- HU, Y.; GOLDMAN, N. 1990. Mortality Differentials by Marital Status: An International Comparison. *Demography*. 1990, vol. 27, no. 2, pp. 233–250. ISSN 0070-3370. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/2061451>>.
- HUMMER, R. A.; ROGERS, R. G.; EBERSTEIN, I. W. 1998. Sociodemographic Differentials in Adult Mortality: A Review of Analytic Approaches. *Population and Development Review*. 1998, vol. 24, no. 3, pp. 553–578. ISSN 0098-7921.
- HUMMER, R. A.; ROGERS, R. G.; NAM C. B.; ELLISON C. G. 1999. Religious Involvement and U.S. Adult Mortality. *Demography*. 1999, vol. 36, no. 2, pp. 273–285. ISSN 0070-3370. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/2648114>>.
- INCOMA GfK. 2013. *Kupní síla v okresech a obcích ČR* [databáze]. Praha: INCOMA GfK, 2013 [cit. 2014-06-27].
- IQ ROMA SERVICE. 2012. *Together and Across. Závěrečná zpráva*. Brno: IQ Roma Service. 2012. 20 s. Dostupný také z WWW: <http://www.iqrs.cz/sites/default/files/knihovna/iq_roma_servis_zaverecna_zprava_ta.pdf>.
- IVERSEN, L. 1989. Unemployment and mortality. *Stress medicine*. 1989, vol. 5, no. 2, pp. 85–92. ISSN 0748-8386.
- JAMES, W. P. T.; NELSON, M.; RALPH, A.; LEATHER, S. 1997. Socioeconomic determinants of health: The contribution of nutrition to inequalities in health. *BMJ: British Medical Journal*. 1997, vol. 314, pp. 1545–1549. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2126753/pdf/9183207.pdf>>.
- JANSSEN, F.; SPRIENSMA, A. S. 2012. The contribution of smoking to regional mortality differences in the Netherlands. *Demographic Research*. 2012, vol. 27, pp. 233–260. ISSN 1435-9871. Dostupný také z WWW: <<http://www.demographic-research.org/volumes/vol27/9/27-9.pdf>>.

- JHA, P.; PETO, R.; ZATONSKI, W.; BOREHAM, J.; JARVIS, M. J.; LOPEZ, A. D. 2006. Social inequalities in male mortality, and in male mortality from smoking: indirect estimation from national death rates in England and Wales, Poland, and North America. *The Lancet*. 2006, vol. 368, pp. 367–370. ISSN 0140-6736.
- JOHNSON, N. J.; SORLIE, P. D.; BACKLUND, E. 1999. The impact of specific occupation on mortality in the US National Longitudinal Mortality Study. *Demography*. 1999, vol. 36, no. 3, pp. 355–367. ISSN 0070-3370. Dostupný také z WWW: <<http://search.proquest.com/docview/222977077?accountid=15618>>.
- KALIBOVÁ, K. 1989. Charakteristika úmrtnostních poměrů romské populace v ČSSR. *Demografie*. 1989, roč. 31, č. 3, s. 239–250. ISSN 0011-8265.
- KATSOUYANNI, K.; TOULOUMI, G.; SAMOLI, E.; GRYPARIS, A.; LE TERTRE, A.; MONOPOLIS, Y.; ROSSI, G.; ZMIROU, D.; BALLESTER, F.; BOUMGHAR, A.; ANDERSON, H. R.; WOJTYNIAK, B.; PALDY, A.; BRAUNSTEIN, R.; PEKKANEN, J.; SCHINDLER, C.; SCHWARTZ, J. 2001. Confounding and Effect Modification in the Short-Term Effects of Ambient Particles on Total Mortality: Results from 29 European Cities within the APHEA2 Project. *Epidemiology*. 2001, vol. 12, no. 5, pp. 521–531. ISSN 1044-3983. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3703877>>.
- KAUFMAN, J. S.; LONG, A. E.; LIAO, Y.; COOPER, R. S.; MCGEE, D. L. 1998. The Relation between Income and Mortality in U.S. Blacks and Whites. *Epidemiology*. 1998, vol. 9, no. 2, pp. 147–155. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3702952>>.
- KAUHANEN, J.; KAPLAN, G. A.; GOLDBERG, D. E.; SALONEN, J. T. 1997. Beer Binging and Mortality: Results from the Kuopio Ischaemic Heart Disease Risk Factor Study, a Prospective Population Based Study. *BMJ: British Medical Journal*. 1997, vol. 315, no. 7112, pp. 846–851. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/25175865>>.
- KAWACHI, I.; KENNEDY, B. P.; LOCHNER, K.; PROTHROW-STITH, D. 1997. Social Capital, Income Inequality, and Mortality. *American Journal of Public Health*. 1997, vol. 87, no. 9, pp. 1491–1498. ISSN 0090-0036. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1380975/pdf/amjph00508-0093.pdf>>.
- KEIL J. E.; SUTHERLAND S. E.; KNAPP R. G.; TYROLER H. A. 1992. Does Equal Socioeconomic Status in Black and White Men Mean Equal Risk of Mortality? *American Journal of Public Health*. 1992, vol. 82, no. 8, pp. 1133–1136. ISSN 0090-0036.
- KEMPER, F.; THIEME, G. 1991. Regional Disparities of Mortality in the Federal Republic of Germany. *Espace, populations, sociétés*. 1991, vol. 9, no. 1, pp. 93–100. ISSN 0755-7809. Dostupný také z WWW: <http://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/espos_0755-7809_1991_num_9_1_1447>.

- KIBELE, E.; SCHOLZ, R.; SHKOLNIKOV, V. M. 2008. Low Migrant Mortality in Germany for Men Aged 65 and Older: Fact or Artifact? *European Journal of Epidemiology*. 2008, vol. 23, no. 6, pp. 389–393. ISSN 0393-2990. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/40283985>>.
- KIBELE, E. U. B. 2011. *Regional mortality differences in Germany. Spatial patterns, temporal trends, contextual- and individual-level determinants*. Rostock, 2011. 311 p. Disertační práce (PhD.) Universität Rostock. Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät.
- KITAGAWA, E. M.; HAUSER, P. M. 1973. *Differential mortality in the United States: A study in socioeconomic epidemiology*. Cambridge: Harvard University Press, 1973. 255 p. ISBN 0674205618.
- KLATSKY, A. L.; UDALTSOVA, N. 2007. Alcohol Drinking and Total Mortality Risk. *Annals of Epidemiology*. 2007, vol. 17, no. 5, pp. 63–37. ISSN 1047-2797.
- KLENK, J.; NAGEL, G.; ULMER, H.; STRASAK, A.; CONCIN, H.; DIEM, G.; RAPP, K. 2009. Body Mass Index and Mortality: Results of a Cohort of 184,697 Adults in Austria. *European Journal of Epidemiology*. 2009, vol. 24, no. 2, pp. 83–91. ISSN 0393-2990. Dostupný také z WWW: <<http://link.springer.com/article/10.1007/s10654-009-9312-4/fulltext.html>>.
- KOHLER, I. V.; PRESTON, S. H. 2011. Ethnic and religious differentials in Bulgarian mortality, 1993–98. *Population Studies*. 2011, vol. 65, no. 1, pp. 91–113. ISSN 0032-4728. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3057429/>>.
- KOPP, M. S.; SKRABSKI, Á.; SZÁNTÓ, Z.; SIEGRIST, J. 2006. Psychosocial determinants of premature cardiovascular mortality differences within Hungary. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2006, vol. 60, no. 9, pp. 782–788. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/40665387>>.
- KRAVDAL, Ø. 2001. The impact of marital status on cancer survival. *Social Science and Medicine*. 2001, vol. 52, no. 3, pp. 357–368. ISSN 0277-9536. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S027795360001398>>.
- KRAVDAL, Ø. 2007. A Fixed-Effects Multilevel Analysis of How Community Family Structure Affects Individual Mortality in Norway. *Demography*. 2007, vol. 44, no. 3, pp. 519–537. ISSN 0070-3370. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/30053100>>.
- KRAVDAL, Ø. 2010. The importance of community education for individual mortality: a fixed-effects analysis of longitudinal multilevel data on 1.7 million Norwegian women and men. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2010, vol. 64, no. 12, pp. 1029–1035. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/25764728>>.
- KRUEGER, P. M.; ROGERS, R. G.; HUMMER, R. A.; LECLERE, F. B.; BOND HUIE, S. A. 2003. Socioeconomic Status and Age: The Effect of Income Sources and Portfolios on U.S. Adult Mortality. *Sociological Forum*. 2003, vol. 18, no. 3, pp. 465–482. ISSN 0884-8971. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3648892>>.

- KRÜGER, Ø.; AASE, A.; WESTIN, S. 1995. Ischaemic heart disease mortality among men in Norway: reversal of urban-rural difference between 1966 and 1989. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1995, vol. 49, no. 3, pp. 271–276. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/49/3/271.full.pdf>>.
- KRUSE, J.; PHILLIPS, D. M. 1987. Factors influencing women's decision to undergo mammography. *Obstetrics and Gynecology*. 1987, vol. 70, no. 5, pp. 744–748. ISSN 0029-7844. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/3658284>>.
- KUJALA, U. M.; KAPRIO, J.; SARNA, S.; KOSKENVUO, M. 1998. Relationship of Leisure-Time Physical Activity and Mortality. *JAMA*. 1998, vol. 279, no. 6, pp. 440–444. ISSN 2168-6106. Dostupný také z WWW: <http://geography.ssc.uwo.ca/faculty/baxterj/readings/Kujala_et_al_phys_activity_twin_study_1998.pdf>.
- LA COUR, P.; AVLUND, K.; SCHULTZ-LARSEN, K. 2006. Religion and survival in a secular region. A twenty year follow-up of 734 Danish adults born in 1914. *Social Science and Medicine*. 2006, vol. 62, no. 1, pp. 157–164. ISSN 0277-9536. Dostupný také z WWW: <<http://tro-helbred.org/wordpress/wp-content/uploads/Religion-and-survival.pdf>>.
- LÄÄRÄ, E.; RANTAKALLIO, P. 1996. Body Size and Mortality in Women: A 29 Year Follow up of 12 000 Pregnant Women in Northern Finland. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1996, vol. 50, no. 4, pp. 408–414. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/25568294>>.
- LANCASTER, G.; GREEN, M. 2002. Deprivation, Ill-Health and the Ecological Fallacy. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*. 2002, vol. 165, no. 2, pp. 263–278. ISSN 0964-1998. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3559927>>.
- LAW, M. R.; MORRIS, J. K. 1998. Why is mortality higher in poorer areas and in more northern areas of England and Wales? *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1998, vol. 52, no. 6, pp. 344–352. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/52/6/344.full.pdf>>.
- LIANG, J.; BENNETT, J. M.; SUGISAWA, H.; KOBAYASHI, E.; FUKAYA, T. 2003. Gender differences in old age mortality: Roles of health behavior and baseline health status. *Journal of Clinical Epidemiology*. 2003, vol. 56, no. 6, pp. 572–582. ISSN 0895-4356.
- LINK, B. G.; PHELAN, J. 1995. Social Conditions as Fundamental Causes of Disease. *Journal of Health and Social Behavior*. 1995, vol. 35, pp. 80–94. ISSN 0022-1465. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/2626958>> .
- LOVETT, A.; FLOWERDEW, R. 1989. Analysis of count data using poisson regression. *The Professional Geographer*. 1989, vol. 41, no. 2, pp. 190–198. ISSN 0033-0124.

- LUND, R.; MODVIG, J.; DUE, P.; HOLSTEIN, B. E. 2000. Stability and Change in Structural Social Relations as Predictor of Mortality among Elderly Women and Men. *European Journal of Epidemiology*. 2000, vol. 16, no. 12, pp. 1087–1097. ISSN 0393-2990. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3581772>>.
- LYNCH, J. W.; KAPLAN, G. A.; COHEN, R. D.; KAUKANEN, J.; WILSON, T. W.; SMITH, N. L.; SALONEN, J. T. 1994. Childhood and adult socioeconomic status as predictors of mortality in Finland. *The Lancet*. 1994, vol. 343, pp. 524–527. ISSN 0140-6736. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140673694914680>>.
- LYNCH, J. W.; SMITH, G. D.; KAPLAN, G. A.; HOUSE, J. S. 2000. Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *BMJ: British Medical Journal*. 2000, vol. 320, pp. 1200–1204. ISSN 1468-5833.
- MACKENBACH, J. P.; LOOMAN, C. W. N.; KUNST, A. E. 1989. Geographic Variation in the Onset of Decline of Male Ischemic Heart Disease Mortality in the Netherlands. *American Journal of Public Health*. 1989, vol. 79, no. 12, pp. 1621–1627. ISSN 0090-0036. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1349765/pdf/amjph00238-0035.pdf>>.
- MACKENBACH, J. P.; BOUVIER-COLLE, M. H.; JOUGLA, E. 1990. „Avoidable“ mortality and health services: a review of aggregate data studies. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1990, vol. 44, no. 2, pp. 106–111. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/44/2/106.full.pdf>>.
- MACKENBACH, J. P.; KUNST, A. E.; LOOMAN, C. W. 1991. Cultural and economic determinants of geographical mortality patterns in The Netherlands. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1991, vol. 45, no. 3, pp. 231–237. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/45/3/231.full.pdf>>.
- MACKENBACH, J. P.; STIRBU, I.; ROSKAM, A. R.; SCHAAP, M. M.; MENVIELLE, G.; LEINSALU, M.; KUNST, A. E. 2008. Socioeconomic Inequalities in Health in 22 European Countries. *The New England Journal of Medicine*. 2008, vol. 358, no. 23, pp. 2468–2481. ISSN 0028-4793. Dostupný také z WWW: <<http://search.proquest.com/docview/223922871?accountid=15618>>.
- MÄKELÄ, P.; VALKONEN, T.; MARTELIN, T. 1997. Contribution of Deaths Related to Alcohol Use to Socioeconomic Variation in Mortality: Register Based Follow up Study. *BMJ: British Medical Journal*. 1997, vol. 315, no. 7102, pp. 211–216. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/25175264>>.
- MARINACCI, C.; SPADEA, T.; BIGGERI, A.; DEMARIA, M.; CAIAZZO, A.; COSTA, G. 2004. The role of individual and contextual socioeconomic circumstances on mortality: analysis of time variations in a city of north west Italy. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2004, vol. 58, no. 3, pp. 199–207. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/58/3/199.full>>.

- MARMOT, M. G.; SMITH, G. D. 1989. Why are the Japanese living longer? *BMJ: British Medical Journal*. 1989, vol. 299, pp. 1547–1551. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1838781/pdf/bmj00264-0009.pdf>>.
- MARMOT, M. 2005. Social determinants of health inequalities. *The Lancet*. 2005, vol. 365, pp. 1099–1104. ISSN 0140-6736.
- MARTIKAINEN, P. T. 1990. Unemployment and mortality among Finnish men, 1981–5. *BMJ: British Medical Journal*. 1990, vol. 301, no. 6749, pp. 407–411. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1663697/pdf/bmj00194-0019.pdf>>.
- MARTIKAINEN, P.; KAUPPINEN, T. M.; VALKONEN, T. 2003. Effects of the characteristics of neighbourhoods and the characteristics of people on cause specific mortality: a register based follow up study of 252 000 men. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2003, vol. 57, no. 3, pp. 210–217. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/25569962>>.
- MARTIKAINEN, P.; MARTELIN, T.; NIHTILÄ, E.; MAJAMAA, K.; KOSKINEN, S. 2005. Differences in Mortality by Marital Status in Finland from 1976 to 2000: Analyses of Changes in Marital-Status Distributions, Socio-Demographic and Household Composition, and Cause of Death. *Population Studies*. 2005, vol. 59, no. 1, pp. 99–115. ISSN 0032-4728. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/30040439>>.
- MASKARINEC, G.; MENG, L.; KOLONEL, L. N. 1998. Alcohol Intake, Body Weight, and Mortality in a Multiethnic Prospective Cohort. *Epidemiology*. 1998, vol. 9, no. 6, pp. 654–661. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3702790>>.
- MASSERIA, C.; MLADOVSKY, P.; HERNÁNDEZ-QUEVEDO, C. 2010. The socio-economic determinants of the health status of Roma in comparison with non-Roma in Bulgaria, Hungary and Romania. *European Journal of Public Health*. 2010, vol. 20, no. 5, pp. 549–554. ISSN 1101-1262. Dostupný také z WWW: <<http://eurpub.oxfordjournals.org/content/20/5/549.full>>.
- MAYNARD, M.; GUNNELL, D.; EMMETT, P.; FRANKEL, S.; SMITH, G. D. 2003. Fruit, Vegetables, and Antioxidants in Childhood and Risk of Adult Cancer: The Boyd Orr Cohort. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2003, vol. 57, no. 3, pp. 218–225. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/25569963>>.
- MCFADDEN, E.; LUBEN, R.; WAREHAM, N.; BINGHAM, S.; KHAW, K. 2008. Occupational Social Class, Educational Level, Smoking and Body Mass Index, and Cause-Specific Mortality in Men and Women: A Prospective Study in the European Prospective Investigation of Cancer and Nutrition in Norfolk (EPIC-Norfolk) Cohort. *European Journal of Epidemiology*. 2008, vol. 23, no. 8, pp. 511–522. ISSN 0393-2990. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/40283963>>.

- MCKEE, M. 1997. The health of Gypsies: Lack of understanding exemplifies wider disregard of the health of minorities in Europe. *BMJ: British Medical Journal*. 1997, vol. 315, no. 7117, pp. 1172–1173. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/25176146>>.
- MENVIELLE, G.; LUCE, D.; GEOFFROY-PEREZ, B.; CHASTANG, J.; LECLERC, A. 2005. Social Inequalities and Cancer Mortality in France, 1975–1990. *Cancer Causes and Control*. 2005, vol. 16, no. 5, pp. 501–513. ISSN 0957-5243. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/20069494>>.
- METSÄ-SIMOLA, N.; MARTIKAINEN, P. 2012. The short-term and long-term effects of divorce on mortality risk in a large Finnish cohort, 1990–2003. *Population Studies*. 2012, vol. 67, no. 1, pp. 97–110. ISSN 0032-4728. Dostupný také z WWW: <<http://dx.doi.org/10.1080/00324728.2012.746386>>.
- MILES, L. 2007. Physical activity and health. *Nutrition Bulletin*. 2007, vol. 32, no. 4, pp. 314–363. ISSN 1471-9827. Dostupný také z WWW: <http://nutrition.org.uk/attachments/101_Physical%20activity%20and%20health.pdf>.
- MMR. 2013. *Strategie regionálního rozvoje ČR 2014–2020*. Praha: MMR, 2013. 150 s. Dostupný také z WWW: <<http://www.mmr.cz/cs/Podpora-regionu-a-cestovnic/Rozvoje/Regionalni-politika/Koncepce-Strategie/Strategie-regionalniho-rozvoje-CR-2014-2020>>.
- MOSER, K. A.; GOLDBLATT, P. O.; FOX, A. J.; JONES, D. R. 1987. Unemployment and mortality: comparison of the 1971 and 1981 longitudinal study census samples. *BMJ: British Medical Journal*. 1987, vol. 294, no. 6564, pp. 86–90. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1245095/pdf/bmjcred00002-0016.pdf>>.
- MULLER, A. 2002. Education, Income Inequality, and Mortality: A Multiple Regression Analysis. *BMJ: British Medical Journal*. 2002, vol. 324, no. 7328, pp. 23–25. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/25227081>>.
- MURPHY, M.; GRUNDY, E.; KALOGIROU, S. 2007. The increase in marital status differences in mortality up to the oldest age in seven European countries. *Population Studies*. 2007, vol. 61, no. 3, pp. 287–298. ISSN 0032-4728. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/27643429>>.
- MUSICK, M. A.; HOUSE, J. S.; WILLIAMS, D. R. 2004. Attendance at Religious Services and Mortality in a National Sample. *Journal of Health and Social Behavior*. 2004, vol. 45, no. 2, pp. 198–213. ISSN 2150-6000. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3653839>>.
- NAKAYA, T.; DORLING, D. 2005. Geographical inequalities of mortality by income in two developed island countries: a cross-national comparison of Britain and Japan. *Social Science and Medicine*. 2005, vol. 60, no. 12, pp. 2865–2875. (Authors' corrected version). ISSN 0277-9536. Dostupný také z WWW: <http://sasi.group.shef.ac.uk/publications/2005/nakaya_and_dorling_corrected.pdf>.

- NEUMAYER, E. 2004. Recessions lower (some) mortality rates: evidence from Germany. *Social Science and Medicine*. 2004, vol. 58, no. 6, pp. 1037–1047. ISSN 0277-9536. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953603002764>>.
- NYLÉN, L.; VOSS, M.; FLODERUS, B. 2001. Mortality among Women and Men Relative to Unemployment, Part Time Work, Overtime Work, and Extra Work: A Study Based on Data from the Swedish Twin Registry. *Occupational and Environmental Medicine*. 2001, vol. 58, no. 1, pp. 52–57. ISSN 1351-0711. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1740025/pdf/v058p00052.pdf>>.
- OMAN, D.; KURATA, J. H.; STRAWBRIDGE, W. J.; COHEN, R. D. 2002. Religious attendance and cause of death over 31 years. *The International Journal of Psychiatry in Medicine*. 2002, vol. 32, no. 1, pp. 69–89. ISSN 0091-2174. Dostupný také z WWW: <<http://search.proquest.com/docview/196319820?accountid=15618>>.
- O'REILLY, G.; O'REILLY, D.; ROSATO, M.; CONNOLLY, S. 2007. Urban and rural variations in morbidity and mortality in Northern Ireland. *BMC Public Health*. 2007, vol. 7, no. 1, pp. 123–128. ISSN 1471-2458. Dostupný také z WWW: <<http://www.biomedcentral.com/1471-2458/7/123/>>.
- O'REILLY, D.; ROSATO, M. 2008. Religious affiliation and mortality in Northern Ireland: Beyond Catholic and Protestant. *Social Science and Medicine*. 2008, vol. 66, no. 7, pp. 1637–1645. ISSN 0037-7856. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953607006557>>.
- OSLER, M.; ANDERSEN, A. M. N.; DUE, P.; LUND, R.; DAMSGAARD, M. T.; HOLSTEIN B. E. 2003. Socioeconomic position in early life, birth weight, childhood cognitive function, and adult mortality. A longitudinal study of Danish men born in 1953. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2003, vol. 57, pp. 681–686. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/57/9/681.short>>.
- OSLER, M.; MADSEN, M.; ANDERSEN, A. N.; AVLUND, K.; MCGUE, M.; JEUNE, B.; CHRISTENSEN, K. 2009. Do childhood and adult socioeconomic circumstances influence health and physical function in middle-age? *Social Science and Medicine*. 2009, vol. 68, no. 8, pp. 1425–1431. ISSN 0037-7856. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953609000276>>.
- PAVLÍK, Z.; RYCHTAŘÍKOVÁ, J.; ŠUBRTOVÁ, A. 1986. *Základy demografie*. Praha: Academia, 1986. 736 s.
- PENSOLA, T.; MARTIKAINEN, P. 2004. Life-course experiences and mortality by adult social class among young men. *Social Science and Medicine*. 2004, vol. 58, no. 11, pp. 2149–2170. ISSN 0277-9536. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953603004313>>.

- PETERS, A.; SKORKOVSKY, J.; KOTESOVEC, F.; BRYNDA, J.; SPIX, C.; WICHMANN, E.; HEINRICH, J. Associations between Mortality and Air Pollution in Central Europe. *Environmental Health Perspectives*. 2000, vol. 108, no. 4, pp. 283–287. ISSN 0091-6765. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3454344>>.
- PETO, R.; LOPEZ, A. D.; BOREHAM, J.; THUN, M.; HEATH, C. 1992. Mortality from tobacco in developed countries: indirect estimation from national vital statistics. *The Lancet*. 1992, vol. 339, no. 8804, pp. 1268–1278. ISSN 0140-6736. Dostupný také z WWW: <<http://www.ctsu.ox.ac.uk/deathsfromsmoking/publications.html>>.
- PHELAN, J. C.; LINK, B. G.; DIEZ-ROUX, A.; KAWACHI, I.; LEVIN, B. 2004. „Fundamental Causes“ of Social Inequalities in Mortality: A Test of the Theory. *Journal of Health and Social Behavior*. 2004, vol. 45, no. 3, pp. 265–285. ISSN 2150-6000. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3653845>>.
- POLLARD, J. H. 1982. The expectation of life and its relationship to mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*. 1982, vol. 109, no. 2, pp. 225–240. ISSN 0020-2681. Dostupný také z WWW: <<https://www.actuaries.org.uk/sites/all/files/documents/pdf/0225-0240.pdf>>.
- POPOV, V. 2009. *Mortality Crisis in Russia Revisited: Evidence from Cross-Regional Comparison*. Munich Personal RePEc Archive. 2009. MPRA Paper No. 21311. Dostupný také z WWW: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/21311/1/MPRA_paper_21311.pdf>.
- POTTER, L. B. 1991. Socioeconomic Determinants of White and Black Males' Life Expectancy Differentials, 1980. *Demography*. 1991, vol. 28, no. 2, pp. 303–321. ISSN 0070-3370.
- POWELL, L. H.; SHAHABI, L.; THORESEN, C. E. Religion and spirituality: Linkages to physical health. *American Psychologist*. 2003, vol. 58, no. 1, pp. 36–52. ISSN 0003-066X. Dostupný také z WWW: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.404.403&rep=rep1&type=pdf>>.
- PRESTON, S. H.; TAUBMAN, P. 1994. Socioeconomic Differences in Adult Mortality and Health Status. In MARTIN, L. G; PRESTON, S. H. *Demography of Aging*. Washington: National Academy Press, 1994, 424 p. ISBN 0-309-55255-9.
- RÄSÄNEN, J.; KAUKANEN, J.; LAKKA, T. A.; KAPLAN, G. A.; SALONEN, J. T. 1996. Religious Affiliation and All-Cause Mortality: A Prospective Population Study in Middle-Aged Men in Eastern Finland. *International Journal of Epidemiology*. 1996, vol. 25, no. 6, pp. 1244-1249. ISSN 0300-5771. Dostupný také z WWW: <<http://ije.oxfordjournals.org/content/25/6/1244.full.pdf>>.
- RAZUM, O.; ZEEB, H.; AKGÜN, H. S.; YILMAZ, S. 1998. Low overall mortality of Turkish residents in Germany persists and extends into a second generation: merely a healthy migrant effect? *Tropical Medicine & International Health*. 1998, vol. 3, no. 4, pp. 297–303. ISSN 1360-2276. Dostupný také z WWW: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1046/j.1365-3156.1998.00233.x/full>>.

- RICKETTS, T. C.; HOLMES, G. M. 2007. Mortality and physician supply: does region hold the key to the paradox? *Health Services Research*. 2007, vol. 42, no. 6, pp. 2233–2251. ISSN 0017-9124. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2151400/>>.
- ROBINSON, W. S. 1950. Ecological Correlations and the Behavior of Individuals. *American Sociological Review*. 1950, vol. 15, no. 3, pp. 351–357. ISSN 0003-1224. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/2087176>>.
- ROGERS, R. G. 1995. Marriage, Sex, and Mortality. *Journal of Marriage and Family*. 1995, vol. 57, no. 2, pp. 515–526. ISSN 0022-2445. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/353703>>.
- ROGERS, R. G.; HUMMER, R. A.; NAM, C. B.; PETERS, K. 1996. Demographic, Socioeconomic, and Behavioral Factors Affecting Ethnic Mortality by Cause. *Social Forces*. 1996, vol. 74, no. 4, pp. 1419–1438. ISSN 0037-7732. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/2580357>>.
- ROGERS, R. G.; HUMMER, R. A.; KRUEGER, P. M.; PAMPEL, F. C. 2005. Mortality Attributable to Cigarette Smoking in the United States. *Population and Development Review*. 2005, vol. 31, no. 2, pp. 259–292. ISSN 0098-7921. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3401361>>.
- ROGOT, E.; SORLIE, P. D.; JOHNSON, N. J. 1992. Life Expectancy by Employment Status, Income, and Education in the National Longitudinal Mortality Study. *Public Health Reports*. 1992, vol. 107, no. 4, pp. 457–461. ISSN 0033-3549. Dostupný také z WWW: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1403677>>.
- ROSICOVA, K.; GECKOVA, A.; VAN DIJK, J. P.; ROSIC, M.; ZEZULA, I.; GROOTHOFF, J. W.; 2012. Socioeconomic indicators and ethnicity as determinants of regional mortality rates in Slovakia. *International Journal of Public Health*. 2012, vol. 54, no. 4, pp. 274–282. ISSN 1661-8556. Dostupný také z WWW: <<http://link.springer.com/article/10.1007/s00038-009-7108-7>>.
- RYCHTAŘIKOVÁ, J.; DZÚROVÁ, D. 1992. Les disparités géographiques de la mortalité en Tchecoslovaquie. *Population*. 1992, vol. 47, no. 3, pp. 617-643. ISSN 0251-9003. Dostupný také z WWW: <http://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/pop_0032-4663_1992_num_47_3_3860>.
- SABATES, R.; FEINSTEIN, L. 2006. The role of education in the uptake of preventative health care: The case of cervical screening in Britain. *Social Science and Medicine*. 2006, vol. 62, no. 12, pp. 2998–3010. ISSN 0277-9536. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953605006258#>>.
- SAMET, J. M.; ZEGER, S. L.; DOMINICI, F.; CURRIERO, F.; COURSAK, I.; DOCKERY, D. W.; SCHWARTZ, J.; ZANOBETTI, A. 2000. *The National Morbidity, Mortality, and Air Pollution Study Part II: Morbidity and Mortality from Air Pollution in the United States*. 2000. Cambridge: Health Effect Institut. Research Report 94. 82 p.

- SAS INSTITUTE INC. 2013a. *SAS software. Version 9.4*. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2013
- SAS INSTITUTE INC. 2013b. *SAS/STAT User's Guide. Version 13.1*. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2013.
- SAUER, H. I. Epidemiology of cardiovascular mortality – geographic and ethnic. *American Journal of Public Health and the Nations Health*. 1962, vol. 52, no. 1, pp. 94–105. ISSN 0002-9572. Dostupný také z WWW:
<<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1522680/pdf/amjphnation00487-0096.pdf>>.
- SEPKOWITZ, K. A. 2006. Health of the world's Roma population. *The Lancet*. 2006, vol. 367, no. 9524, pp. 1707–1708. ISSN 0140-6736. Dostupný také z WWW:
<<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140673606687461>>.
- SCHNEIDERMAN, N. 2004. Psychosocial, Behavioral, and Biological Aspects of Chronic Diseases. *Current Directions in Psychological Science*. 2004, vol. 13, no. 6, pp. 247–251. ISSN 0963-7214.
- SCHWARTZ, S. 1994. The Fallacy of the Ecological Fallacy: The Potential Misuse of a Concept and the Consequences. *American Journal of Public Health*. 1994, vol. 84, no. 5, pp. 819–824. ISSN 0090-0036. Dostupný také z WWW:
<<http://search.proquest.com/docview/215114207?accountid=15618>>.
- SIVERTSEN, B. 2006. Global ambient air pollution concentrations and trends. In WHO. 2006. *Air quality guidelines: global update 2005*. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe. 2006. 484 p. ISBN 92-890-2192-6. Dostupný také z WWW:
<http://www.euro.who.int/_data/assets/pdf_file/0005/78638/E90038.pdf>.
- SKALICKÁ, V.; VAN LENTHE, F.; BAMBRA, C.; KROKSTAD, S.; MACKENBACH, J. 2009. Material, psychosocial, behavioural and biomedical factors in the explanation of relative socio-economic inequalities in mortality: evidence from the HUNT study. *International Journal of Epidemiology*. 2009, vol. 38, no. 5, pp. 1272–1284. ISSN 0300-5771.
- SLATTERY, M. L.; BERRY, T. D.; POTTER, J.; CAAN, B. 1997. Diet Diversity, Diet Composition, and Risk of Colon Cancer (United States). *Cancer Causes and Control*. 1997, vol. 8, no. 6, pp. 872–882. ISSN 0957-5243. Dostupný také z WWW:
<<http://www.jstor.org/stable/3553067>>.
- SLOGGETT, A.; JOSHI, H. 1994. Higher Mortality In Deprived Areas: Community Or Personal Disadvantage? *BMJ: British Medical Journal*. 1994, vol. 309, no. 6967, pp. 1470–1474. ISSN 0957-5243. Dostupný také z WWW:
<<http://www.jstor.org/stable/29725656>>.
- SMITH, G. D.; HART, C.; BLANE, D.; HOLE, D. 1998a. Adverse socioeconomic conditions in childhood and cause specific adult mortality: prospective observational study. *BMJ: British Medical Journal*. 1998, vol. 316, pp. 1631–1635. ISSN 1468-5833.

- SMITH, G. D.; HART, C.; HOLE, D.; MACKINNON, P.; GILLIS, C.; WATT, G.; BLANE, D.; HAWTHORNE, V. 1998b. Education and occupational social class: which is the more important indicator of mortality risk? *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1998, vol. 52, no. 3, pp. 153–160. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/52/3/153.full.pdf>>.
- SMITH, J. P. 1999. The Dual Relation between Health and Economic Status. *The Journal of Economic Perspectives*. 1999, vol. 13, no. 2, pp. 145–166. ISSN 0895-3309.
- SNYDER, S. E.; EVANS, W. N. 2006. The Effect of Income on Mortality: Evidence from the Social Security Notch. *The Review of Economics and Statistics*. 2006, vol. 88, no. 3, pp. 482–495. ISSN 0034-6535. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/40043011>>.
- SPIJKER, J. J. A. 2004. *Socioeconomic Determinants of Regional Mortality Differences in Europe*. Amsterdam, 2004, 303 p. Disertační práce (PhD.). University of Groningen.
- STEENLAND, K.; BURNETT, C.; LALICH, N.; WARD, E.; HURRELL, J. 2003. Dying for work: The magnitude of US mortality from selected causes of death associated with occupation. *American Journal of Industrial Medicine*. 2003, vol. 43, no. 5, pp. 461–482. ISSN 0271-3586.
- STEVENS, J.; CAI, J.; PAMUK, E. R.; WILLIAMSON, D. F.; THUN, M. J.; WOOD, J. L. 1998. The effect of age on the association between body-mass index and mortality. *New England Journal of Medicine*, 1998, vol. 338, no. 1, pp. 1–7. ISSN 0028-4793. Dostupný také z WWW: <http://info-centre.jenage.de/assets/pdfs/library/stevensetal_NEJM_1998.pdf>.
- STEWART, J. 2001. The impact of health status on the duration of unemployment spells and the implications for studies of the impact of unemployment on health status. *Journal of Health Economics*. 2001, vol. 20, no. 5, pp. 781–796. ISSN 0167-6296. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S016762960100087X>>.
- STOCKS, P. 1938. The Effects of Occupation and of its Accompanying Environment on Mortality. *Journal of the Royal Statistical Society*. 1938, vol. 101, no. 4, pp. 669–708. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/2980497>>.
- SUNDQUIST, J. 1995. Ethnicity, social class and health. A population-based study on the influence of social factors on self-reported illness in 223 Latin American refugees, 333 Finnish and 126 South European labour migrants and 841 Swedish controls. *Social Science and Medicine*. 1995, vol. 40, no. 6, pp. 777–787. ISSN 0037-7856. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/027795369400146K>>.
- SUNDQUIST, J.; JOHANSSON, S. 1997. Indicators of socio-economic position and their relation to mortality in Sweden. *Social Science and Medicine*. 1997, vol. 45, no. 12, pp. 1757–1766. ISSN 0037-7856. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S027795369700107X>>.
- ŠPROCHA, B. 2008. Úmrtnosť rómskej populácie na Slovensku. *Demografie*. 2008, roč. 50, č. 4, s. 276–287. ISSN 0011-8265.

- TALBOT, L. A.; MORRELL, C. H.; FLEG, J. L.; METTER, E. J. 2007. Changes in leisure time physical activity and risk of all-cause mortality in men and women: The Baltimore Longitudinal Study of Aging. *Preventive Medicine*. 2007, vol. 45, no. 2, pp. 169–176. ISSN 0091-7435. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0091743507002381>>.
- TURRELL, G.; KAVANAGH, A.; DRAPER, G.; SUBRAMANIAN, S. V. 2007. Do places affect the probability of death in Australia? A multilevel study of area-level disadvantage, individual-level socioeconomic position and all-cause mortality, 1998–2000. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2007, vol. 61, no. 1, pp. 13–19. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/40666024>>.
- UITENBROEK, D. G.; VERHOEFF, A. P. 2002. Life expectancy and mortality differences between migrant groups living in Amsterdam, the Netherlands. *Social Science and Medicine*. 2002, vol. 54, no. 9, pp. 1379–1388. ISSN 0037-7856. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953601001204>>.
- VAN HOOIJDONK, C.; DROOMERS, M.; DEERENBERG, I. M.; MACKENBACH, J. P.; KUNST, A. E. 2008. Higher mortality in urban neighbourhoods in The Netherlands: who is at risk? *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2008, vol. 62, no. 6, pp. 499–505. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/40665590>>.
- VAN LENTHE, F. J.; BORRELL, L. N.; COSTA, G.; DIEZ ROUX, A. V.; KAUPPINEN, T. M.; MARINACCI, C.; MARTIKAINEN, P.; REGIDOR, E.; STAFFORD, M.; VALKONEN, T. 2005. Neighbourhood unemployment and all cause mortality: a comparison of six countries. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2005, 59, p. 231–237. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/59/3/231.full>>.
- VAN OORT, F. V. A.; VAN LENTHE, F. J.; MACKENBACH, J. P. 2005. Material, psychosocial, and behavioural factors in the explanation of educational inequalities in mortality in the Netherlands. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2005, vol. 59, no. 3, pp. 214–220. ISSN 0141-7681. Dostupný také z WWW: <<http://jech.bmj.com/content/59/3/214.full>>.
- VESCIO, M. F.; SMITH, G. D.; GIAMPAOLI, S. 2003. Socio-Economic-Position Overall and Cause-Specific Mortality in an Italian Rural Population. *European Journal of Epidemiology*. 2003, vol. 18, no. 11, pp. 1051–1058. ISSN 0393-2990. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3582870>>.
- WHO. 2000. *The Asia-Pacific perspective: Redefining obesity and its treatment*. Geneva: WHO. 2000. 55 p. ISBN 0-9577082-1-1. Dostupný také z WWW: <<http://www.wpro.who.int/nutrition/documents/docs/Redefiningobesity.pdf>>.
- WHO. 2006. *Air quality guidelines: global update 2005*. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe, 2006. 484 p. ISBN 92-890-2192-6. Dostupný také z WWW: <http://www.euro.who.int/_data/assets/pdf_file/0005/78638/E90038.pdf>.

- WHO. 2008a. *Mezinárodní statistická klasifikace nemocí a přidružených zdravotních problémů. Desátá revize*. Geneva: WHO, 2008. 874 s. ISBN 978-80-904259-0-3. Dostupný také z WWW: <<http://www.uzis.cz/cz/mkn/index.html>>.
- WHO. 2008b. *The Right to Health*. Geneva: WHO, 2008. 45 p. ISSN 1014-5567. Dostupný také z WWW: <http://www.who.int/hhr/activities/Right_to_Health_factsheet31.pdf?ua=1>.
- WILD, S.; MCKEIGUE, P. 1997. Cross Sectional Analysis of Mortality by Country of Birth in England and Wales, 1970-92. *BMJ: British Medical Journal*. 1997, vol. 314, no. 7082, pp. 705–710. ISSN 1468-5833. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/25173974>>.
- WILKINSON, R. G. 1997. Socioeconomic determinants of health: Health inequalities: relative or absolute material standards? *BMJ: British Medical Journal*. 1997, vol. 314, pp. 591–595. ISSN 1468-5833.
- WILLETT, W. C. 1995. Diet, Nutrition, and Avoidable Cancer. *Environmental Health Perspectives*. 1995, vol. 103, no. 8, pp. 165–170. ISSN 0091-6765. Dostupný také z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/3432305>>.
- WILLIAMS, D. R.; COLLINS, C. 1995. US Socioeconomic and Racial Differences in Health: Patterns and Explanations. *Annual Review of Sociology*. 1995, vol. 21, pp. 349–386. ISSN 0360-0572.
- WILLIAMS, D. R.; MOHAMMED, S. A.; LEAVELL, J.; COLLINS, C. 2010. Race, socioeconomic status, and health: Complexities, ongoing challenges, and research opportunities. *Annals of the New York Academy of Sciences*. 2010, no. 1186, pp. 69–101. ISSN 0077-8923.
- WINKLEBY, M. A.; JATULIS, D. E.; FRANK, E.; FORTMANN, S. P. 1992. Socioeconomic Status and Health: How Education, Income, and Occupation Contribute to Risk Factors for Cardiovascular Disease. *American Journal of Public Health*. 1992, vol. 82, no. 6, pp. 816–820. ISSN 0090-0036.
- WOODSIDE, J. V.; YARNELL, J. W. G.; PATTERSON, C. C.; ARVEILER, D.; AMOUYEL, P.; FERRIÈRES, J.; KEE, F.; EVANS, A.; BINGHAM, A.; DUCIMETIÈRE, P. 2012. Do lifestyle behaviours explain socioeconomic differences in all-cause mortality, and fatal and non-fatal cardiovascular events? Evidence from middle aged men in France and Northern Ireland in the PRIME Study. *Preventive Medicine*. 2012, vol. 54, no. 3–4, pp. 247–253. ISSN 0091-7435. Dostupný také z WWW: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0091743512000382>>
- WWW.BRITANNICA.COM. 2013. *Welfare state* [online]. Chicago: Encyclopaedia Britannica [cit. 2014-02-04]. Dostupný z WWW: <<http://www.britannica.com/EBchecked/topic/639266/welfare-state>>.