KLÁRA HULÍKOVÁ TESÁRKOVÁ, DAN KAŠPAR, PAVEL ZIMMERMANN

KONVERGENČNÍ A DIVERGENČNÍ TENDENCE V EVROPĚ Z HLEDISKA ÚMRTNOSTI: JAKÉ JE POSTAVENÍ ČESKA?

HULÍKOVÁ TESÁRKOVÁ, K., KAŠPAR, D., ZIMMERMANN, P. (2015): Convergent and divergent trends in the European mortality: What is the position of Czechia? Geografie, 120, No. 1, pp. 26–49. – Study of convergence and divergence tendencies could be taken almost as a separate field of study e.g. in demography or geography. In the article, a transparent method of quantification and visualization of convergence tendencies is introduced. Czechia was selected as a case country on which convergence tendencies can be studied and illustrated. The aim of the study is to find and apply a method of measuring and analyzing the convergence tendencies of this selected country to other countries. We focused on the process of mortality, for which necessary data are available in a unified structure for most of the European countries. The analysis was based on temporary life expectancy between ages 30 and 65 and life expectancy at the age of 65 years. It was proven that the "demographic nearest neighbor" in a mortality point of view for Czechia is Denmark. Such approach could be conveniently applied to any other studied process.
KEY WORDS: demography – mortality – convergence – divergence – Europe – Czechia.

Článek vznikl s podporou projektu GAČR č. P404/12/0883.

1. Úvod

Snažíme-li se odhadovat budoucí vývoj nějakého demografického či sociálně geografického procesu pro určitou vymezenou populaci, mnohdy se určitým vodítkem stává situace a vývoj v jiné zemi nebo obecně v jiné populaci, u které lze předpokládat podobnost tohoto vývoje nebo zřetelně konvergující trend se studovanou populací. Příkladem užití předpokladu konvergence v českém prostředí může být tzv. „nizozemská" varianta populační prognózy vytvořené v rámci Vysoké školy ekonomické (Langhamrová a kol. 2010; Fiala, Langhamrová, Průša 2011). V této variantě se základem odhadů stal předpoklad podobnosti vývoje intenzity a věkového rozložení plodnosti v Česku a Nizozemsku.

Znalost konvergenčních tendencí může být obecně využitelná v případě nutnosti odhadu budoucího vývoje určitého jevu v případech, kdy empirická data za určitý stát nejsou dostatečně reprezentativní či spolehlivá. Byly vyvinuty postupy (např. metoda cílových tabulek, viz dále) modelující předpokládané sbližování hodnot s jinou populací, jejíž prognózu či historická data lze považovat za relativně spolehlivé. Prvním krokem každého takového přístupu je však nalezení právě oné vhodné populace, k níž sledovaná populace konverguje

a jejíž hodnotové dostižení lze reálně očekávat v relativně krátkém období. Hledání a studium divergenčních a konvergenčních tendencí se tak postupně stalo samostatným směrem oborových analýz (např. Drbohlav 2002; Mackenbach 2013; Meslé 2004; Meslé, Vallin 2002; Vallin, Meslé 2004 aj.). Pojem „konvergence" v tomto článku není chápán striktně matematicky, neboť zde není zkoumána limita vývoje, ale jako rychlost přibližování populací z hlediska zvoleného ukazatele.

Cílem tohoto článku je nalezení a popis jednoduchého možného přístupu k identifikaci a možnosti měření konvergenčních tendencí mezi různými státy. Pro ilustraci byl zvolen proces úmrtnosti a za studovanou populaci bylo zvoleno Česko. Cílem je nalezení, kvantifikace a vizualizace konvergenčních tendencí Česka v evropském prostoru (vymezení zahrnutých zemí viz dále) z hlediska úmrtnosti. Jelikož v rámci naplnění stanoveného cíle je nutné zhodnotit dynamiku vývoje za velký počet států, pro velký počet věků a během delšího časového období, bylo třeba užít vhodné souhrnné ukazatele popisující konvergenční tendence pozorované během určitého počtu předchozích let a souhrnně zachycující potencionální sblížení nebo naopak rozbíhání v průběhu několika budoucích let.

Konvergence bude v článku hodnocena pouze na úrovni dospělých věků. Protože ve vyspělých evropských státech se úmrtnost v současné době zlepšuje především v dospělém a nejvyšším věku a změny v dětském a nízkém věku jsou spíše marginální, je tento přístup nejčastější. Základními ukazateli se proto stala tzv. intervalová naděje dožití mezi přesnými věky 30 a 65 let a naděje dožití v přesném věku 65 let[1] a modelový předpoklad nalezení co nejjednoduššího trendu jejich vývoje v minulosti a jeho pokračování do budoucnosti. K ověření vhodnosti volby trendu došlo za využití empirických dat. Jedná se tedy o čistě modelový přístup založený na uvedených souhrnných ukazatelích, nelze ho tedy považovat za vyčerpávající a popisný z hlediska vývoje úmrtnosti v analyzovaném období. Jedná se o přístup umožňující prvotní orientaci v řešené tematice a vytvoření výběru vhodných populací pro bližší zkoumání konvergenčních či divergenčních tendencí s následným využitím např. v rámci přípravy prognóz (viz výše).

V následující části textu je studium a hodnocení konvergence a divergence popsáno v teoretické rovině spolu s představením nejvýznamnějších odborných prací, které se tématem zabývají. Dále je představena metoda cílové tabulky a především pak využitelná kritéria pro hodnocení intenzity konvergence. Popsaný postup je ve stěžejní části článku aplikován na empirická data, a je tak prakticky hodnocena konvergence Česka k ostatním zemím v Evropě, které byly zařazeny do analýzy.

[1] Více k naději dožití (nebo také střední délce života) Pavlík, Rychtaříková, Šubrtová 1986; Preston, Heuveline, Guillot 2001. Intervalová naděje dožití je pak vysvětlena např. v Arriaga 1984.

2. Konvergence a divergence v demografickém a geografickém výzkumu

V demografii jsou teoretické koncepty často založeny na principu konvergence. Pokud je pozornost zaměřena na úmrtnost, lze si např. povšimnout, že podstatou teorie demografického přechodu je konvergence a je předpokládáno mimo jiné sbližování hodnot intenzity úmrtnosti v zemích, které demografickým přechodem prošly (Wilson 2001). Při zasazení Omranovy teorie epidemiologického přechodu (Omran 1971) do rámce teorie demografického přechodu je možné usuzovat na obecnou konvergenci naděje dožití ke svému limitu, který by byl dán novými epidemiologickými rysy moderní společnosti (Vallin, Meslé 2004). Hypotézy o omezenosti lidského života předpokládají konvergenci úmrtnosti ve vyspělých státech k určité hodnotě, která se blíží teoretickému, rozdílnými způsoby definovanému, limitu (podrobněji např. Wilmoth 1997). Pokud je v teoretické rovině uvažováno o konvergenci úmrtnosti, je na místě se ptát, zda ke konvergenci skutečně docházelo a dochází.

Ve dvacátém století byl v evropském prostoru zaznamenán do té doby nevídaný nárůst naděje dožití, který však nebyl rovnoměrný v čase ani v prostoru. Z dostupných dat (nejsou uvažovány výkyvy za světových válek) lze usuzovat, že na počátku minulého století docházelo až do konce dvacátých let ke zvětšování rozdílů v úmrtnosti mezi evropskými státy, poté následovalo období konvergence hodnot naděje dožití (Mackenbach 2013). Po druhé světové válce byla patrná polarita z hlediska úmrtnosti mezi severozápadní Evropou s nízkou úrovní úmrtnosti a jižní a východní Evropou, kde byly úmrtnostní poměry v porovnání se severozápadní Evropou horší. Uvedené rozdíly se však v následujících dvou desetiletích snižovaly a polovina šedesátých let je považována za období největšího sblížení úmrtnostních poměrů v evropském prostoru (Mackenbach 2013; Meslé, Vallin 2002). Od poloviny šedesátých let se začaly pomyslné nůžky úmrtnosti opět rozevírat. V západní Evropě byl po obecné stagnaci úmrtnosti v šedesátých letech nastartován další, do současnosti trvající, růst naděje dožití, který byl způsoben zejména pokrokem v léčbě kardiovaskulárních onemocnění. Na druhé straně státy východní a střední Evropy vykazovaly od poloviny šedesátých let do poloviny osmdesátých let stagnaci nebo dokonce zhoršování úmrtnostních poměrů (Meslé, Vallin 2002).

Od poloviny osmdesátých let bylo možné v rámci tzv. východního bloku rozlišit dvě kategorie států: První skupina byla složena z tzv. post-sovětských republik, ve kterých se naděje dožití nevyvíjela stabilně (růst jako důsledek protialkoholní kampaně v polovině osmdesátých let, pokles v reakci na zhoršení životních podmínek za ekonomické krize v průběhu první poloviny devadesátých let). Druhou skupinu představovaly státy střední Evropy, ve kterých bylo patrné postupné zlepšování úmrtnostních poměrů (zlepšování však nenastalo ve všech státech ve stejný okamžik, podrobněji např. Meslé 2004). V posledním desetiletí došlo k růstu naděje dožití i v post-sovětských republikách (s výjimkou Ukrajiny). Vzhledem k předešlému vývoji ale nelze z tohoto krátkého období růstu vyvozovat jasné závěry o případné konvergenci. Tato opatrnost je namístě, protože ani státy střední Evropy, kde se naděje dožití plynule zvyšovala, se z hlediska hodnot naděje dožití výrazně nepřibližují státům v západní a severní Evropě z důvodu podobného tempa růstu (Leon 2011).

Konkrétní aplikací výsledků konvergenčních analýz je např. metoda cílové tabulky *(target life table)* používaná pro konstrukci predikcí úmrtnosti. Přestože ze statistického hlediska se zdá být přirozené extrapolovat budoucí vývoj úmrtnosti formou úmrtnostních tabulek konstruovaných na základě historického vývoje, v řadě případů se zdá být výhodnější využít (i) jiné zdroje informací. Často se setkáváme například se situací, kde neexistuje dostatečně dlouhá řada relevantních dat pro vytvoření dlouhodobé predikce nebo kde trend v dané zemi neodpovídá okolním trendům a není zjevný důvod pro tuto „anomálii". V takových situacích může být vhodnější neextrapolovat historická data sledované populace, ale zvolit nějakou cílovou populaci a modelovat rychlost/dobu přibližování (konvergence) k této cílové populaci. Tato cílová populace může být volena jako do jisté míry blízká populace, nebo průměr ze skupiny blízkých populací a/nebo může být určena expertním odhadem. Tyto metody zmiňují například Pitacco a kol. (2009) nebo van Broekhoven (2010).

V geografii je studium konvergence a divergence vybraných procesů velice rozsáhlé a pokrytí všech oblastí výzkumu není cílem tohoto článku. Následující ilustrativní příklady prací předních českých geografů by však měly dokázat význam studia konvergenčních tendencí a nastínit široké možnosti jejího využití v geografii.

Drbohlav (2002) ve své práci zkoumal, jakým způsobem se měnily migrační trendy po roce 1990 v Česku v porovnání s vyspělými státy. Za využití kvantitativních i kvalitativních ukazatelů bylo zjištěno, že z hlediska trendů v migraci Česko konvergovalo k vyspělým demokraciím, zejména ke státům západní Evropy. Blažek (1999) ve své studii zdůrazňuje nutnost znalosti teorií regionálního vývoje při koncipování vhodné regionální politiky. Důležitým prvkem jednotlivých teorií je to, zda očekávají nerovnoměrný nebo naopak rovnoměrný regionální vývoj, a dělení teorií na konvergenční a divergenční je považováno i přes výhradu přílišné zevrubnosti za základní.

Empirickým studiem konvergenčních a divergenčních tendencí regionálního vývoje se pak ve svých pracích zabývala řada českých geografů. Např. Novotný (2010) zkoumal konvergenci a divergenci mezi regiony NUTS2 z hlediska ekonomických ukazatelů, Blažek a Netrdová (2012) se zaměřili na tendence míry nezaměstnanosti ve státech střední a východní Evropy v souvislosti s ekonomickou krizí projevující se ve vyspělých státech zejména po roce 2008.

3. Kritérium hodnocení konvergence

3.1. Naděje dožití jako ukazatel využitý pro hodnocení konvergence úmrtnosti

V souladu s výše zmíněným cílem článku se dále provedená analýza zaměřuje na vývoj úmrtnosti dospělé populace, zde definované jako populace ve věku 30 a více let. Pro souhrnný popis vývoje úmrtnosti je běžné využití ukazatele naděje dožití v přesném věku. Protože se však úmrtnostní poměry mohou ve svém vývoji lišit v závislosti na věku, lze pracovat s tzv. intervalovou nadějí dožití definovanou jen pro omezený věkový interval (umožňuje tedy detailnější pohled na vývoj úmrtnosti z hlediska věku). V praktické části článku je

měřena konvergence v nižších věcích pomocí intervalové naděje dožití (viz níže) a v nejvyšších věcích za využití ukazatele naděje dožití jedince v přesném věku ξ značená jako e_ξ.Teoreticky lze naději dožití formulovat pro jakoukoli hodnotu věku (např. Pressat 1995):

$$e_\xi = \frac{1}{l_\xi}\int_\xi^\infty l_t dt$$

kde l_ξ je funkce dožívajících se přesného věku ξ, jedna ze základních funkcí úmrtnostní tabulky. Intervalová naděje dožití mezi dvěma přesnými věky ξ_1 a ξ_2 je pak definována (Arriaga 1984):

$$ie_{\bar{\xi}} = \frac{1}{l_{\xi 1}}\int_{\xi 1}^{\xi 2} l_t dt$$

Jedná se tedy o střední délku života ve věkovém intervalu $\bar{\xi} = (\xi_1, \xi_2)$. Z matematického pohledu je tedy naděje dožití e_ξ speciálním případem intervalové naděje dožití, konkrétně $e_\xi = ie_{\bar{\xi}}$, kde $\bar{\xi} = (\xi_1, \infty)$. Pro libovolné dělení věkových hodnot $0 \le \xi_1, \xi_2, \ldots, \xi_k \le \omega < \infty$ zachycuje sekvence ukazatelů $ie_{\xi_1-\xi_2}$, $ie_{\xi_2-\xi_3}$, …, $ie_{\xi_{k-1}-\xi_k}$ a e_{ξ_k} úmrtnostní poměry osob v příslušných věkových intervalech. Ukazatele na sebe v tomto případě přesně „obsahově navazují" a zároveň nedochází k jejich překrývání.

3.2. Dynamika změn ukazatelů naděje dožití a vyjádření doby nutné k vyrovnání hodnot za dvě srovnávané populace

Kromě výběru ukazatelů, na kterých budou konvergenční tendence sledovány, je ještě nutné přijmout vstupní předpoklad o jejich vývoji v čase. Ten lze vyjádřit tak, že v každém vybraném věkovém intervalu $\bar{\xi}_i = (\xi_i, \xi_{i+1})$, $i = 1, 2, \ldots k$ (index i budeme pro přehlednost v dalším textu vynechávat), který budeme považovat za reprezentativní pro danou populaci, je možné vývoj (intervalové, a tedy i celkové) naděje dožití popsat regresní funkcí ve tvaru $E(ie_{\bar{\xi}} \mid t) = f(\bar{\xi}, t)$, kde $E(ie_{\bar{\xi}} \mid t)$ značí očekávanou (střední) hodnotu (intervalové) naděje dožití ve věkovém intervalu $\bar{\xi}$ v daném čase t a $f(\bar{\xi}, t)$ reprezentuje určitý typ formálního regresního vztahu vyjadřující vývoj hodnot (intervalové) naděje dožití ve věkovém intervalu $\bar{\xi}$ v závislosti na čase t. Totožný přístup lze aplikovat jak na hodnoty intervalové naděje dožití mezi přesnými věky, tak na hodnoty naděje dožití v přesném věku, který je, jak je výše uvedeno, možné chápat jako speciální případ intervalové naděje dožití. Jednou z možných měr konvergence dvojice populací je pak zřejmě doba do prvního vyrovnání jejich očekávaných hodnot, tj. regresních funkcí (pokud existují). Taková doba $t_{\bar{\xi}}^{A,B}$ je tedy řešením rovnosti příslušné dvojice regresních funkcí

$$f_A(\bar{\xi}, t_{\bar{\xi}}^{A,B}) = f_B(\bar{\xi}, t_{\bar{\xi}}^{A,B}) \qquad (1)$$

V případě, že je řešení této rovnice více, lze pak uvažovat jako míru rychlosti konvergence minimální kladné řešení. Jako konvergenční populaci k populaci A se pak zpravidla snažíme najít takovou populaci B, pro niž existuje kvalitní

predikce úmrtnosti a ke které se sledovaná populace přiblíží co nejrychleji, tedy pro kterou je $t_{\bar{\xi}}^{A,B}$ (odhadovaná doba nutná pro vyrovnání hodnot sledovaného ukazatele pro obě populace, pokud výchozí okamžik analýzy je čas $t = 0$) co nejmenší. Tento postup měření konvergence ve svých pracích využívají např. Vallin, Meslé (2004) nebo Wilson (2011).

Pro počet reprezentantů $k > 1$ (tj. pokud uvažujeme nikoli jeden souhrnný ukazatel, ale např. hodnoty ukazatele pro více věkových intervalů, obecně pro k intervalů) se pak při posuzování konvergenčních tendencí jedná o porovnání populací dle vzdálenosti k-rozměrných vektorů. V případě zkoumání vzdálenosti jedné zkoumané populace (ozn. indexem A) k několika (obecně n) ostatním (ozn. B_j), pak počátek souřadnic představuje tuto zkoumanou populaci a vzdálenost bodu $\left(t_{\bar{\xi},i}^{A,B_j}\right)$, $i = 1, \ldots, k, j = 1, \ldots, n$ od počátku souřadnic představuje vzdálenost k populaci B_j. Pro tyto účely je pak možné využít různě definované míry vzdálenosti vektorů. Mezi nejznámější patří např. (viz Deza, Deza 2009):

1. Euklidovská vzdálenost definovaná jako

$$d_j = \sqrt{\sum_{i=1}^{k} \left(t_{\bar{\xi},i}^{A,B_j}\right)^2}$$

2. Čebyševova vzdálenost definovaná jako

$$d_j = \max_i \left| t_{\bar{\xi},i}^{A,B_j} \right|$$

3. Manhattanská vzdálenost definovaná jako

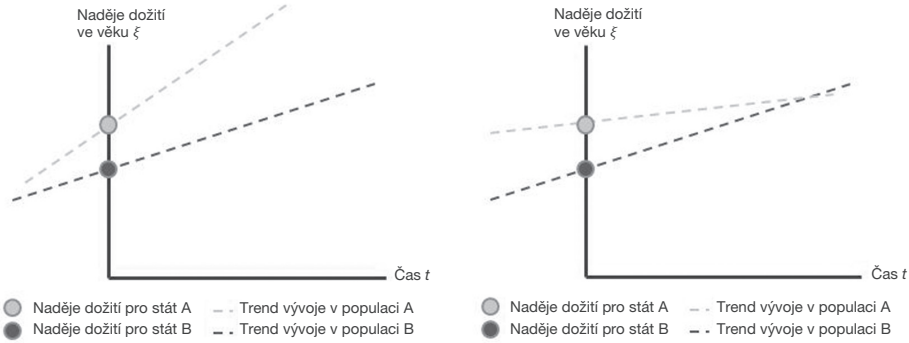
$$d_j = \sum_{i=1}^{k} \left| t_{\bar{\xi},i}^{A,B_j} \right|$$

Pokud je počet reprezentantů (v našem případě uvažovaných věkových intervalů naděje dožití) omezen na $k = 2$ nebo $k = 3$, je možné zobrazit populace na dvou-, resp. třírozměrném grafu, jehož počátek souřadnic představuje sledovanou populaci. Jinými slovy, populace s kombinací souřadnic ležící „blízko" počátku jsou zároveň populace svými hodnotami (hodnotami srovnávaných ukazatelů) blízké studované populaci či populace díky rozdílné dynamice rychle dostižitelné.

3.3. Hodnocení konvergence

Pro účely hodnocení konvergence má smysl uvažovat pouze populace, ke kterým je možné či žádoucí konvergovat. Je-li tedy trend uvažovaného ukazatele sledované populace rostoucí, má zřejmě smysl uvažovat pouze ty populace, jejichž očekávaná naděje dožití je vyšší než u sledované populace.

Dále je třeba uvažovat skutečnost, že řešení rovnice (1) nemusí být kladné číslo a nemusí tedy ke konvergenci vůbec docházet. Naopak je možné, že se populace od sebe (ve vybraných reprezentantech věků nebo pro vybrané



Obr. 1 – Divergující vývoj (vlevo) a konvergující vývoj (vpravo) vybraného ukazatele (na příkladu naděje dožití v přesném věku let) pro dva státy (značeny jako A a B).

ukazatele) vzdalují. Dvě odlišné situace, které mohou při předpokladu růstu hodnot naděje dožití nastat, jsou ilustrovány schematicky na obrázku 1. V levé části obrázku je zobrazena situace ve dvou státech (obecně ve státech *A* a *B*) z hlediska hodnot naděje dožití ve vybraném věku. Protože ve státu *A* (s mírně vyšší nadějí dožití) je pozorován rychlejší trend vývoje než ve státu *B*, je možné situaci označit za divergentní, neboť obě hodnoty k sobě nekonvergují (uvažovaná doba do průsečíku trendů naděje dožití by dosahovala záporných hodnot). Naproti tomu, v pravé části obrázku je zobrazena situace, kdy lze očekávat konvergenci, protože hodnoty ve státě *B* (s nižší úrovní naděje dožití) rostou rychleji, než je tomu ve státě *A*.

Ukazatel $t\frac{A,B}{\xi,i}$ v sobě tedy kombinuje jak počáteční rozdíl obou populací (vyjádřený rozdílem hodnot ukazatelů charakterizujících studovaný proces), tak rozdíl v jejich dynamice (vyjádřený trendem jejich vývoje).

4. Hodnocení konvergenčních tendencí Česka v evropském prostoru

V následující části textu je představena konkrétní analýza konvergence Česka v evropském prostoru z hlediska úmrtnosti založená na výše uvedených obecných postupech. V úvodní části jsou popsána využitá data, dále je pozornost věnována postavení Česka v evropském prostoru z hlediska úmrtnostních poměrů. Následně je aplikována analýza a regresní odhad vývojových trendů užitých ukazatelů a z nich vycházející zhodnocení konvergence na úrovni jednotlivých států. Cílem je nalezení takového státu, nebo skupiny států, kde lze předpokládat možnost relativně rychlého vyrovnání hodnot uvažovaných ukazatelů úmrtnosti.

4.1. Použitá data

Pro účely tohoto článku jsou uvažovány pouze dva „reprezentanti“ ukazatelů úmrtnosti (tj. $k = 2$), a to intervalová naděje dožití mezi přesnými věky 30

Tab. 1 – Hodnoty intervalové naděje dožití mezi přesnými věky 30 a 65 let a hodnoty naděje dožití v přesném věku 65 let pro muže a ženy v roce 2009

Stát	Muži		Ženy	
	Intervalová naděje dožití (30–65 let)	Naděje dožití ve věku 65 let	Intervalová naděje dožití (30–65 let)	Naděje dožití ve věku 65 let
Belgie	33,50	17,28	34,14	20,76
Bělorusko	29,78	11,79	33,30	16,66
Bulharsko	32,10	13,79	33,73	16,89
Česko	33,06	15,14	34,11	18,52
Dánsko	33,51	16,72	34,10	19,43
Estonsko	31,61	13,93	33,91	18,97
Finsko	33,21	17,18	34,22	21,19
Francie	33,33	18,42	34,20	22,60
Irsko	33,60	17,10	34,20	20,35
Itálie	33,95	18,16	34,41	21,71
Litva	30,61	13,60	33,52	18,54
Lotyšsko	30,97	13,14	33,46	17,84
Maďarsko	31,79	13,90	33,59	18,00
Německo	33,59	17,28	34,25	20,53
Nizozemsko	33,95	17,40	34,21	20,76
Norsko	33,85	17,84	34,30	20,91
Polsko	32,14	14,69	33,93	18,95
Portugalsko	33,21	17,01	34,21	20,39
Rakousko	33,60	17,49	34,30	20,79
Rusko	28,96	11,89	32,87	16,40
Slovensko	32,39	14,01	33,95	17,80
Slovinsko	33,27	16,26	34,27	20,12
Spojené království	33,63	17,81	34,16	20,52
Španělsko	33,67	18,11	34,39	22,05
Švédsko	33,98	18,14	34,35	20,99
Švýcarsko	33,96	18,68	34,41	21,78
Ukrajina	29,58	12,09	33,01	16,03

Zdroj: vlastní výpočet, Human Mortality Database (2013)

a 65 let a naděje dožití v přesném věku 65 let (hodnoty ukazatelů viz tab. 1). Důvodem volby těchto ukazatelů je snadnost jejich výpočtu, dostupnost dat v jednotné struktuře a především jejich obsahová návaznost. Z výše uvedených definic použitých ukazatelů je tedy zřejmé, že intervalová naděje dožití mezi věky 30 a 65 let ilustruje úmrtnostní poměry osob v mladším a středním dospělém věku, naděje dožití v přesném věku 65 let pak odpovídá seniorské populaci (ve věku 65 a více let). Oba ukazatele na sebe navazují a z hlediska vymezených věků se nepřekrývají. Lze je tedy považovat za souhrnné ukazatele vyjadřující úroveň úmrtnosti v definovaných věkových intervalech studovaných populací.

Pro analýzu byla využita úmrtnostní data publikovaná v rámci databáze *Human Mortality Database*[2]. Do výpočtu v prvním kroku vstupovaly všechny evropské státy, za které jsou dostupná data za roky 1991–2009. Pro samotné

zhodnocení konvergenčních tendencí v dalším kroku byla užita data již jen za státy, k nimž mohlo Česko konvergovat (které vykazovaly v roce 2009 vyšší hodnoty naděje dožití ve zvolených věcích). Rok 1991 byl zvolen jako rok, od kterého se sledované státy pohybovaly v rámci relativně podobného politického režimu. Rok 2009 je pak posledním, za který jsou v rámci *Human Mortality Database* dostupná data ve stejné struktuře za všechny analyzované státy. Přehled států zahrnutých do analýzy je uveden v tabulce 1, do analýzy nevstupovaly státy s početně malou populací, obvykle logicky vykazující větší variabilitu hodnot ukazatelů charakterizujících jejich vývoj.

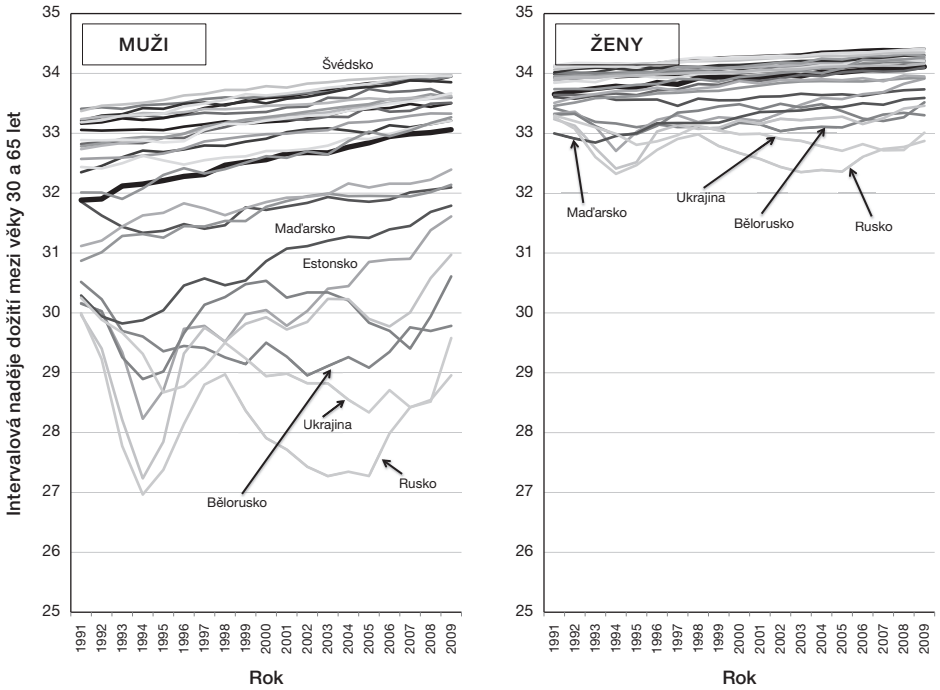
4.2. Současná pozice Česka v evropském prostoru z hlediska úmrtnosti, vývoj po roce 1990

Pomocí hodnot obou zvolených ukazatelů lze zároveň stručně popsat dosavadní vývoj z hlediska úmrtnosti ve státech Evropy. Vývoj hodnot intervalové naděje dožití mezi věky 30 a 65 je zobrazen na obrázku 2. Především v případě mužů si lze povšimnout, že je stále patrné rozdělení na státy západní Evropy a státy, které patřily do tzv. Východního bloku. V případě států severní, západní i jižní Evropy je u obou pohlaví v uvedeném období zřejmý relativně stabilní vývoj charakterizovatelný pomalým narůstáním hodnot a relativně malými rozdíly mezi státy (především v případě žen). Zcela jiná situace je pak evidentní pro státy východní Evropy, především post-sovětské republiky, které během sledovaného období prošly několika obdobími úmrtnostní krize. Patrné je to obzvláště v případě mužů, což souvisí s tím, že velká část těchto přechodných zvýšení úmrtnosti byla v důsledku zhoršení životního stylu (růst spotřeby alkoholu, rizikové chování mnohdy vedoucí k úrazům, apod.). Blíže se tímto tématem zabývali např. Shkolnikov a kol. (2004) nebo Gavrilova a kol. (2008).

V přesném věku 65 let (obr. 3) je situace obdobná, naděje dožití v tomto věku je v západní části Evropy vyšší přibližně o 2–4 roky v porovnání s Českem, a to pro obě pohlaví. Nicméně v případě žen je zřejmé, a to jak u naděje dožití ve věku 65 let, tak i u intervalové naděje dožití popsané výše, že dosahované hodnoty jsou v rámci evropského prostoru rozděleny rovnoměrněji. Rozdíly mezi postkomunistickými státy a státy západní, jižní a severní Evropy jsou v případě mužů viditelně více polarizovány. U obou pohlaví i obou uvažovaných ukazatelů jsou minimální hodnoty zaznamenávány v případě Ruska, Ukrajiny, Běloruska a Bulharska. Naopak nejvyšší hodnoty lze nalézt ve Švýcarsku a u severských států, v případě žen ve věku 65 a více let pak ve Francii.

Při srovnání s bývalými socialistickými státy Česko dosahuje lepších hodnot (s výjimkou Slovinska, kde jsou hodnoty obou uvažovaných ukazatelů lepší pro obě pohlaví), rozdíl je ještě více patrný u naděje dožití v přesném věku 65 let. V případě žen jsou celkově rozdíly v rámci Evropy malé, Česko tedy dosahuje z hlediska úmrtnosti mezi věky 30 a 65 let hodnot téměř srovnatelných se

[2] www.mortality.org – konkrétně byly využity publikované úmrtnostní tabulky, z nich byla převzata hodnota naděje dožití ve věku 65 let, intervalová naděje dožití mezi přesnými věky 30 a 65 let byla dopočtena.



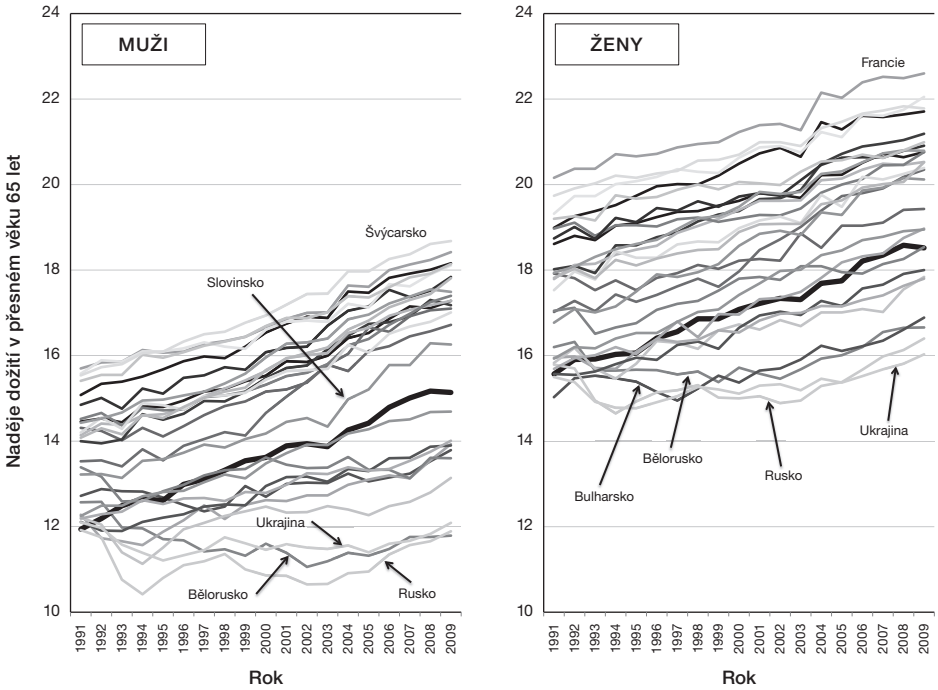
Obr. 2 – Intervalová naděje dožití mezi věky 30 a 65 let v evropských státech, muži (vlevo) a ženy (vpravo). Tučná čára zobrazuje hodnoty Česka. Zdroj: vlastní výpočet, Human Mortality Database (2013).

státy západní či severní Evropy. I v seniorském věku (naděje dožití v přesném věku 65 let) jsou rozdíly relativně malé. U mužů je naděje dožití v přesném věku 65 let v Česku vyšší než v ostatních postkomunistických státech, zatímco v případě žen zaznamenaly Polsko, Litva a Estonsko v roce 2009 mírně vyšší naději dožití v tomto věku.

Toto stručné zhodnocení postavení Česka v rámci evropského prostoru z hlediska úmrtnosti je využito v následující části při volbě států, které vstupují do analýzy konvergenčních tendencí. Slouží tedy spíše jen jako podklad následných výpočtů nežli jako vyčerpávající popis vývoje i současné situace v Evropě z hlediska úmrtnostních poměrů – důkladná analýza by nutně přesahovala rozsah tohoto článku.

4.3. Porovnání trendů vývoje naděje dožití srovnávaných populací

Jak bylo uvedeno výše, kritériem konvergence může být uvažována doba, za kterou by došlo k (prvnímu) vyrovnání hodnot uvažovaného ukazatele, resp. extrapolovaných hodnot jeho trendu, tedy řešení rovnice (1). Je tedy nutné definovat použitý tvar regresní funkce. V případě naděje dožití ve věku 65 let byly ve všech státech za regresní funkce voleny lineární regresní funkce,



Obr. 3 – Naděje dožití v přesném věku 65 let v evropských státech, muži (vlevo) a ženy (vpravo). Tučná čára zobrazuje hodnoty Česka. Zdroj: vlastní výpočet, Human Mortality Database (2013).

které jednak dobře popisují střednědobý vývoj naděje dožití (tedy v období let 1991–2009) a navíc jsou výpočetně i interpretačně jednoduché. Kvalita a vhodnost proložení vývoje pomocí lineární funkce byla navíc zhodnocena za užití koeficientu determinace (tedy podílu variability v datech vysvětlených pomocí proložené křivky). Zvolené státy vykazují dobrou shodu dat a proložené přímky (hodnota koeficientu determinace se blíží jedničce).

Je zřejmé, že tyto regresní funkce nelze mechanicky považovat za platné v dlouhém období. Lineární trend růstu naděje dožití konstantním tempem je pravděpodobně dlouhodobě neudržitelný. V rámci tohoto článku není lineární trend uvažován jako dlouhodobá predikce vývoje, ale pouze jako prostředek k ohodnocení rychlosti sbližování trendů, který v sobě shrnuje jak počáteční rozdíl k výchozímu roku analýzy, tak rychlost přibližování. Jelikož odhad parametrů funkce je počítán z vývoje od roku 1991, souhrnně tedy odráží celkový trend vývoje pozorovaný v nedávné minulosti. Hodnotu průsečíku regresních přímek $t_{\bar{\xi}}^{A,B}$ pak lze interpretovat jako míru rychlosti „sblížení“ obou populací z hlediska uvažovaného ukazatele, zde tedy naděje dožití ve věku 65 let. Nízkých hodnot nabývají ty státy, které jsou výchozím stavem relativně blízko a/nebo státy, ke kterým se sledovaná populace relativně rychle přibližuje. Vztah (1) lze tedy přepsat do formy

$$a_{ČR} + b_{ČR}\, t_{\bar{\xi}}^{ČR,B} = a_B + b_B\, t_{\bar{\xi}}^{ČR,B},$$

kde $a_{ČR}$ a $b_{ČR}$ jsou parametry lineárního vztahu pro vývoj očekávané naděje dožití v Česku a a_B a b_B jsou parametry pro jinou srovnávanou populaci (obecně populaci B). V tomto vyjádření rovnosti pak $t_{\bar{\xi}}^{ČR,B}$ vyjadřuje rok, kdy by při dodržení předpokladu pokračování lineárního trendu došlo k vyrovnání hodnot v obou zemích. Zároveň parametr b vyjadřuje sklon prokládané přímky a tedy odhad průměrné rychlosti růstu modelovaného ukazatele.

Stejnou formu vyjádření trendu není možné volit v případě intervalové naděje dožití mezi věky 30 a 65 let. Důvodem je to, že hodnoty tohoto ukazatele mají pevně danou limitu, logicky je nemožné, aby intervalová naděje dožití ve vymezeném 35letém věkovém intervalu přesáhla hodnotu 35 let. Vzhledem k těmto faktům byla v tomto případě pro vyjádření trendu vývoje použita logistická funkce. Rovnici (1) lze tedy v tomto případě vyjádřit vztahem:

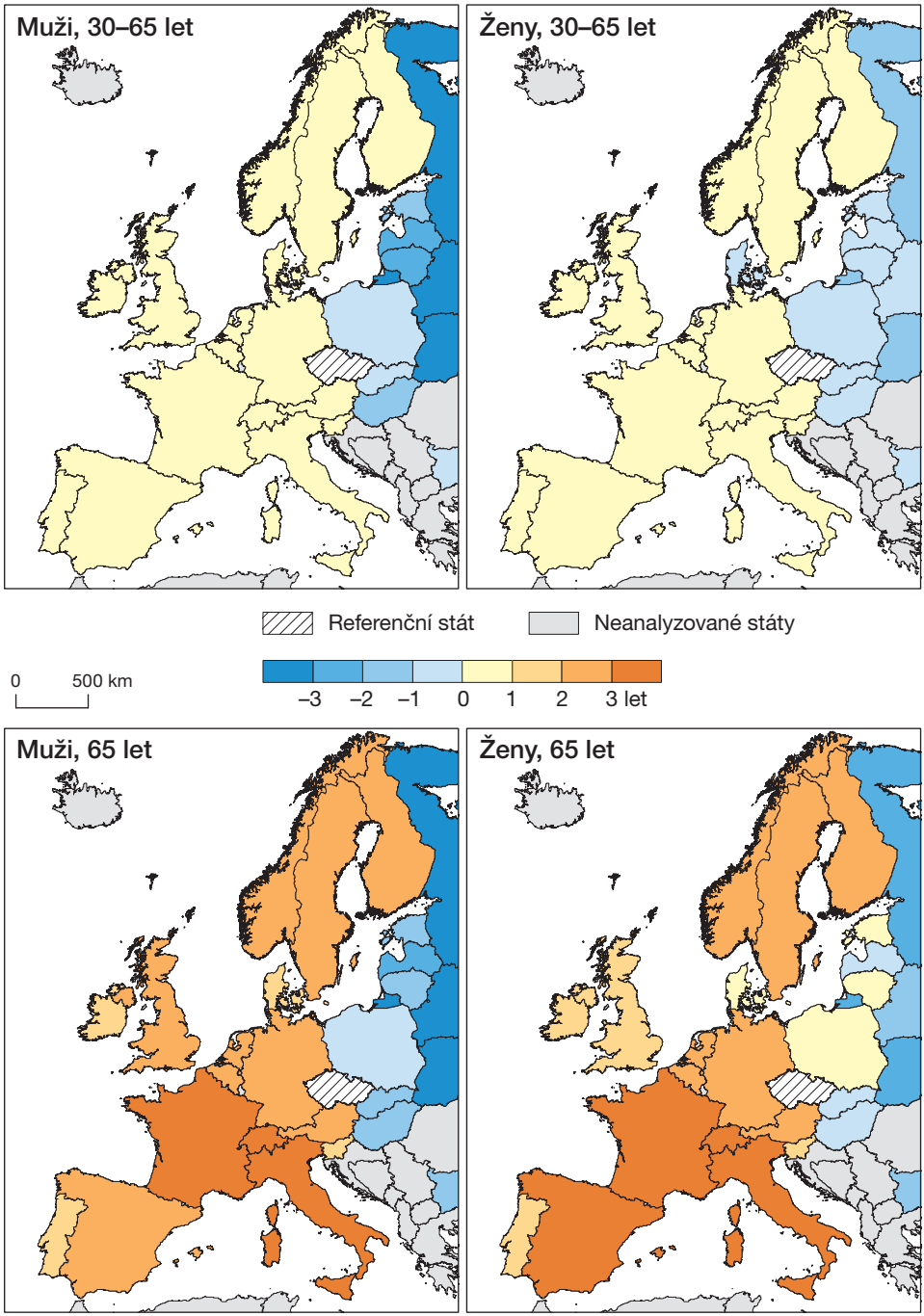
$$\frac{c}{1+b_{ČR}\,exp\left(-a_{ČR}\,t_{\bar{\xi}}^{ČR,B}\right)} = \frac{c}{1+b_B\,exp\left(-a_B\,t_{\bar{\xi}}^{ČR,B}\right)},$$

kde $a_{ČR}$ a $b_{ČR}$ jsou parametry logistické funkce pro vývoj očekávané intervalové naděje dožití v Česku a a_B a b_B jsou parametry pro jinou srovnávanou populaci (obecně populaci B). Parametr c představuje limitu funkce, která nemůže být v rámci hodnot modelovaného ukazatele překročena, v tomto případě tedy $c = 35$. I v tomto vyjádření $t_{\bar{\xi}}^{ČR,B}$ vyjadřuje rok, kdy by při dodržení předpokladu pokračování logistického trendu došlo k vyrovnání hodnot v obou zemích.

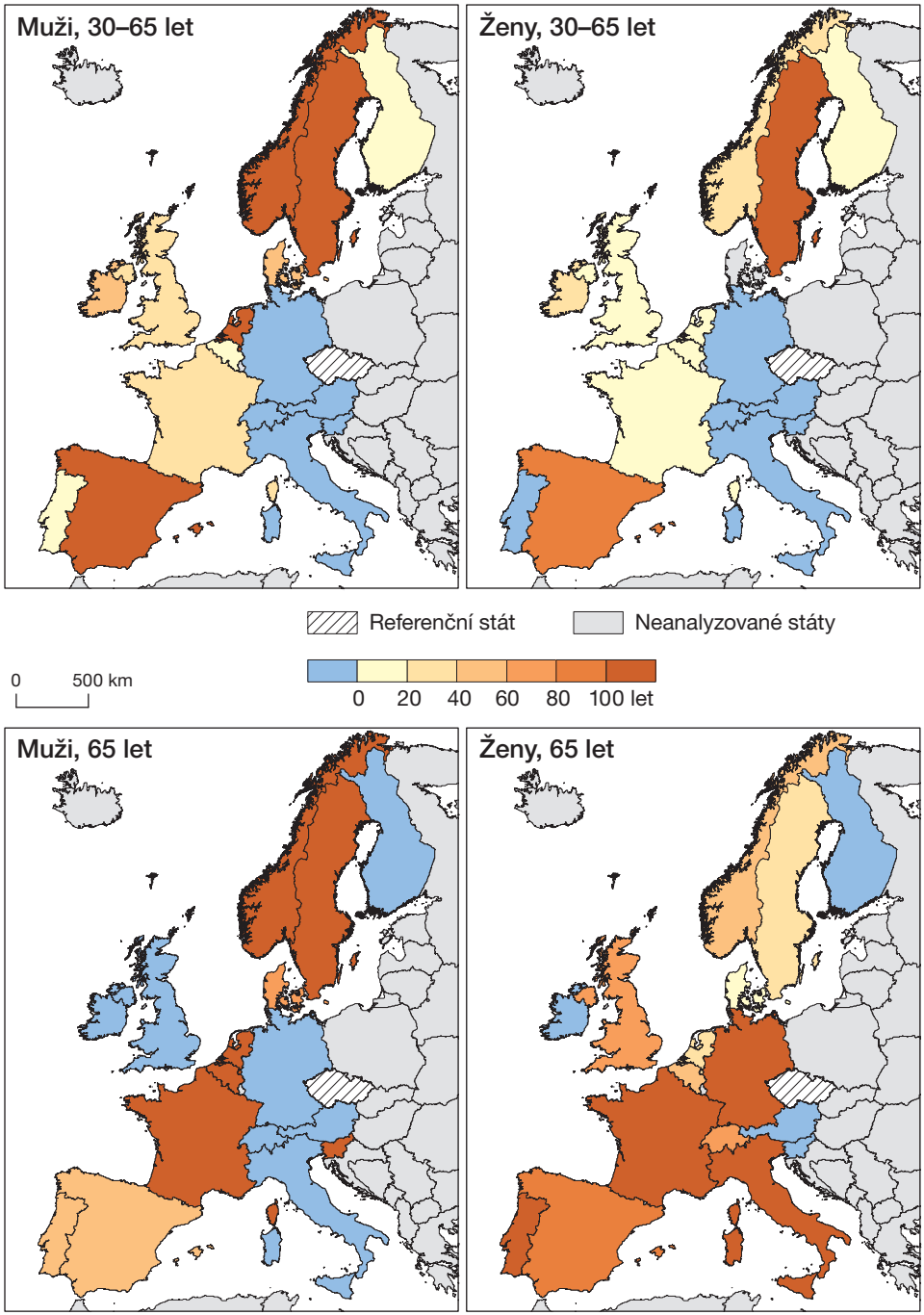
Protože hodnoty naděje dožití i intervalové naděje dožití v Česku vykazují rostoucí trend (viz obr. 2 a 3), není třeba uvažovat situaci konvergence ke státům s nižšími hodnotami (konvergence k těmto státům by z podstaty ukazatele ani nebyla žádoucí). Do analýzy zkoumající konvergenci Česka k vybraným evropským státům tak byly zahrnuty pouze ty země, kde hodnota rozdílu obou uvažovaných ukazatelů dosahovala kladných hodnot (tj. státy, kde výchozí hodnota naděje dožití nebo intervalové naděje dožití byla vyšší než v Česku). Na základě dat v tabulce 1 (a obr. 2, 3 a 4) tuto podmínku splňují Belgie, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Německo, Nizozemsko, Norsko, Portugalsko, Rakousko, Slovinsko, Spojené království Velké Británie a Severního Irska (dále označováno jen jako „Spojené království“), Španělsko, Švédsko a Švýcarsko. Do analýzy bylo zahrnuto ještě Dánsko, kde hodnota intervalové naděje dožití mezi věky 30 a 65 let je v případě žen již lehce nižší, nežli je tomu v Česku. Protože však rozdíl uvedeného ukazatele byl minimální (0,02 roku, viz tab. 1) a v ostatních ukazatelích Dánsko dosahovalo v roce 2009 vyšších hodnot, Dánsko bylo do analýzy zahrnuto a doba teoreticky nutná k dosažení vyrovnání hodnot intervalové naděje dožití byla v případě žen uvažována jako nulová.

4.4. Vyhodnocení výsledků

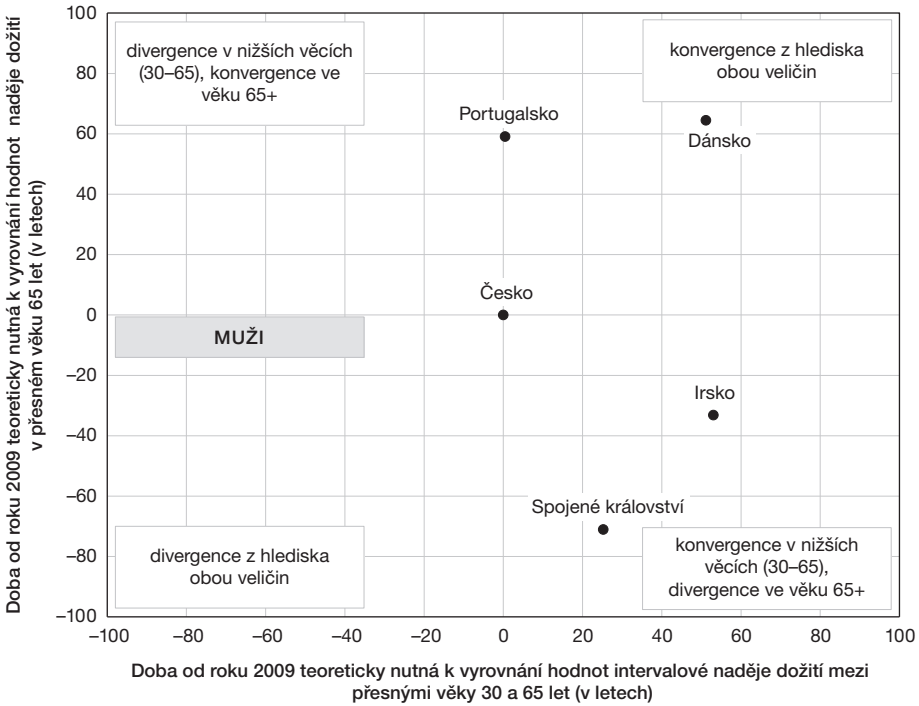
Na základě výše uvedených předpokladů a postupů byly pro všechny analyzované státy (tj. pro státy, kde byla v roce 2009 naděje dožití v přesném věku 65 let a intervalová naděje dožití mezi věky 30 a 65 let u obou pohlaví vyšší než v Česku) určeny parametry prokládané lineární a logistické funkce vyjadřující trend vývoje hodnot naděje dožití. Na základě odhadnutých hodnot parametrů



Obr. 4 – Rozdíly hodnot intervalové naděje dožití mezi přesnými věky 30 a 65 let (horní obrázky) a naděje dožití v přesném věku 65 let (dolní obrázky) v evropských státech a referenčním státě (Česku) v roce 2009 pro muže (levé obrázky) a ženy (pravé obrázky). Viz dále str. 40.



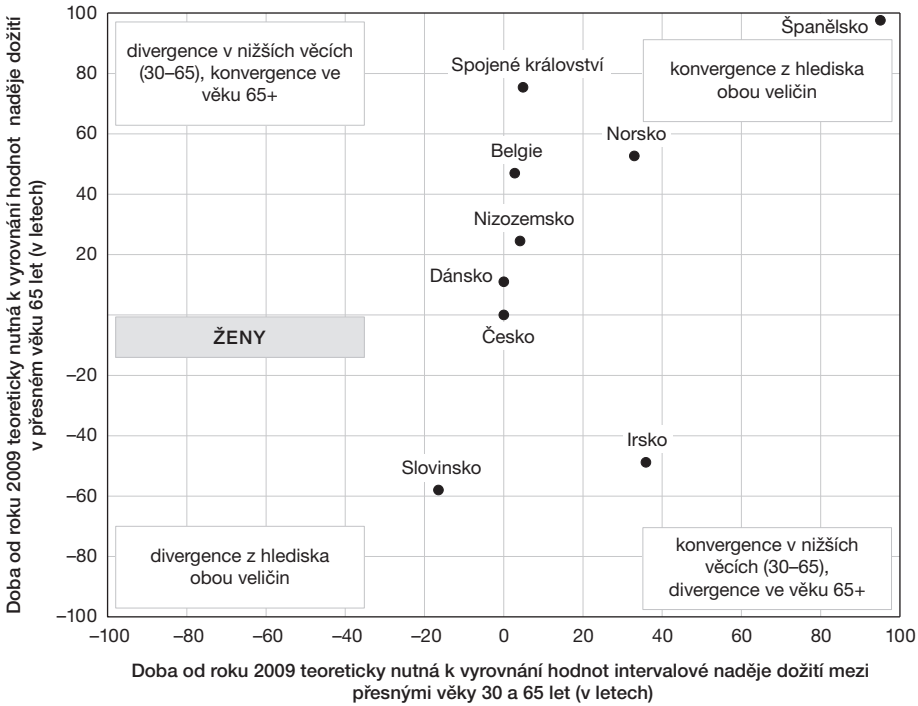
Obr. 5 – Teoretický počet let od roku 2009 nutný pro vyrovnání hodnot intervalové naděje dožití mezi věky 30 a 65 let (horní obrázky) a naděje dožití v přesném věku 65 let (dolní obrázky)… viz dále str. 40.



Obr. 6 – Odhadovaná doba nutná pro teoretické dosažení průsečíku hodnot intervalové naděje dožití mezi věky 30 a 65 let a naděje dožití ve věku 65 let pro Česko a ostatní evropské státy, které v roce 2009 dosahovaly vyšší hodnoty naděje dožití než Česko v obou zvolených věcích, muži. Záporné hodnoty v grafu označují situaci, kdy výchozí (v roce 2009) hodnota naděje dožití byla ve studovaném státu vyšší než v Česku, ale trend růstu hodnot naděje dožití zároveň v tomto státu dosahoval vyšší hodnoty než v Česku. Zobrazeny jsou jen ty státy, které svými hodnotami odpovídaly užitému měřítku. Zdroj: vlastní výpočet, Human Mortality Database (2013).

Obr. 4 – Rozdíly hodnot intervalové naděje dožití mezi přesnými věky 30 a 65 let (horní obrázky) a naděje dožití v přesném věku 65 let (dolní obrázky) v evropských státech a referenčním státě (Česku) v roce 2009 pro muže (levé obrázky) a ženy (pravé obrázky). Od hodnot ukazatelů v evropských státech byly odečítány jejich hodnoty v referenčním státě (Česku). Ve státech, pro které je hodnota kladná, tedy byla v roce 2009 hodnota (intervalové) naděje dožití vyšší než v Česku. Ve státech, pro které je hodnota záporná, byla v roce 2009 hodnota (intervalové) naděje dožití nižší než v Česku. Zdroj: vlastní výpočet, Human Mortality Database (2013).

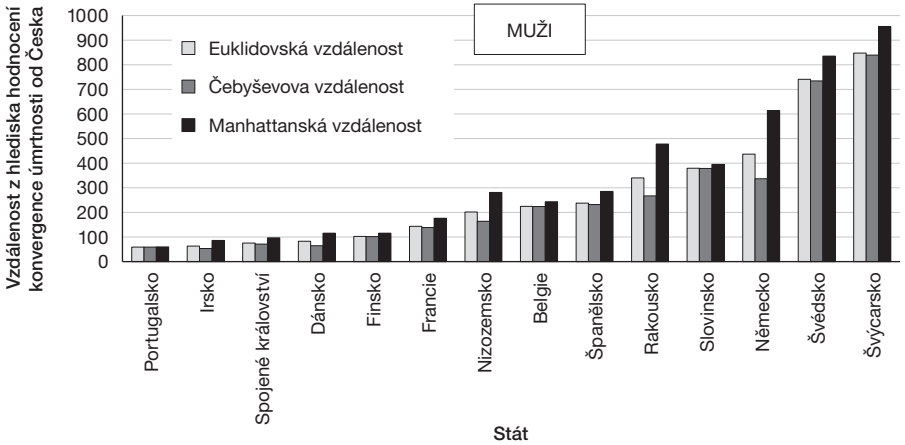
Obr. 5 – Teoretický počet let od roku 2009 nutný pro vyrovnání hodnot intervalové naděje dožití mezi věky 30 a 65 let (horní obrázky) a naděje dožití v přesném věku 65 let (dolní obrázky) v Česku a evropských státech za předpokladu pokračování dosavadních trendů vývoje (vypočtený z hodnot v období 1991–2009), muži (levé obrázky), ženy (pravé obrázky). Kladná hodnota doby do průsečíku značí konvergenční tendence, tedy situaci, kdy byla v roce 2009 v daném státě vyšší hodnota naděje dožití ve srovnání s Českem, a zároveň vykazuje ukazatel pomalejší trend vývoje než v Česku. Záporná hodnota doby do průsečíku značí divergenční tendence, tedy situaci, kdy byla v roce 2009 v daném státě vyšší hodnota naděje dožití ve srovnání s Českem, a zároveň vykazuje ukazatel rychlejší trend vývoje než v Česku. Zdroj: vlastní výpočet, Human Mortality Database (2013).



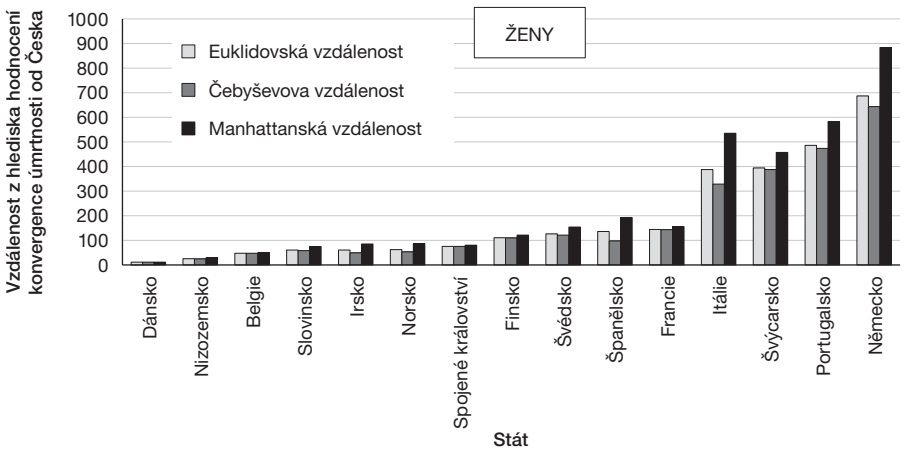
Obr. 7 – Odhadovaná doba nutná pro teoretické dosažení průsečíku hodnot intervalové naděje dožití mezi věky 30 a 65 let a naděje dožití ve věku 65 let pro Česko a ostatní evropské státy, které v roce 2009 dosahovaly vyšší hodnoty naděje dožití než Česko v obou zvolených věcích, ženy. Záporné hodnoty v grafu označují situaci, kdy výchozí (v roce 2009) hodnota naděje dožití byla ve studovaném státu vyšší než v Česku, ale trend růstu hodnot naděje dožití zároveň v tomto státu dosahoval vyšší hodnoty než v Česku. Zobrazeny jsou jen ty státy, které svými hodnotami odpovídaly užitému měřítku. Zdroj: vlastní výpočet, Human Mortality Database (2013).

(výpočet probíhal metodou nejmenších čtverců) pak byly spočítány odhadované roky, kdy by při hypotetickém zachování trendu vývoje mohlo dojít k protnutí obou křivek (pro jednotlivé hodnocené státy a Česko), tedy k dosažení stejné hodnoty daného ukazatele v daném věku v Česku a srovnávaných populacích.

Odhadnutou dobu nutnou pro dosažení průsečíku hodnot v Česku a ostatních evropských státech, kde ve výchozím roce analýzy (2009) byla naděje dožití vyšší než v Česku, lze vyčíst z obrázku 5. Je patrné, že například státy jako Německo a Rakousko, tedy naši geograficky nejbližší sousedé, jsou nám z hlediska hodnot naděje dožití při zachování dosavadního trendu značně vzdáleni. V případě 65letých žen je Německo teoreticky dosažitelné až za více než jedno století, v případě mužů nebo mladších žen by při dosavadním vývoji ke konvergenci vůbec nedocházelo. Konvergenční tendence se neprojevují ani v případě Rakouska. V dohledné době představují pro Česko hodnotami obou uvažovaných ukazatelů dosažitelný cíl především státy jako je Dánsko (v případě obou pohlaví), Nizozemsko, Belgie, Norsko (v případě žen) nebo také Portugalsko (v případě mužů; obr. 5).



Obr. 8 – Kvantitativní vyjádření míry konvergence pomocí tří způsobů výpočtu vzdálenosti, muži. Státy jsou řazeny podle hodnot Euklidovské vzdálenosti. Zdroj: vlastní výpočet, Human Mortality Database (2013).



Obr. 9 – Kvantitativní vyjádření míry konvergence pomocí tří způsobů výpočtu vzdálenosti, ženy. Státy jsou řazeny podle hodnot Euklidovské vzdálenosti. Zdroj: vlastní výpočet, Human Mortality Database (2013).

Pro detailnější zhodnocení a především nalezení států s „nejbližšími“ (či nejdosažitelnějšími) hodnotami v nejkratším časovém horizontu je možné využít ještě obrázek 6 (muži) a obrázek 7 (ženy). Do bodového grafu v nich jsou vyneseny odhadované hodnoty času nutného pro dosažení vyrovnané hodnoty, přičemž pomocí tohoto dvourozměrného zobrazení je možné sledovat konvergenční tendence z pohledu obou dvou zvolených věkových reprezentantů.

Z obou zobrazení provedených výpočtů (obr. 5–7) je zřejmé, že státem, ke kterému Česko vykazuje nejsilnější konvergenční tendence, je pro obě pohlaví Dánsko, pro muže pak ještě Portugalsko a pro ženy Nizozemí a Belgie. Při zachování stávajících trendů vývoje by shodné hodnoty naděje dožití v obou

uvažovaných věcích mohlo být v Dánsku i Česku dosaženo přibližně během pěti až šesti dekád v případě mužů a v případě pouhé jedné dekády v případě žen (jak bylo uvedeno výše, v případě intervalové naděje dožití mezi věky 30 a 65 let již dokonce bylo dosaženo stejné hodnoty v obou státech).

Výsledek je možné číselně doložit – podle výše uvedených vztahů byly kvantifikovány hodnoty měr konvergence pomocí Euklidovské, Čebyševovy i Manhattanské vzdálenosti. Výsledky jsou zobrazeny v grafech (obr. 8 a 9). Opět je patrné, že průnikem je pro obě pohlaví blízkost a dosažitelnost hodnoty Dánska, v případě mužů je Česku mírně bližší hodnota Portugalska, Irska a Spojeného království, což je dáno v případě Portugalska a Irska především nižším rozdílem hodnot intervalové naděje dožití mezi věky 30 a 65 let. V případě mužů byla z grafů vynechána hodnota vzdáleností pro Itálii a Norsko, v případě žen hodnota pro Rakousko, ve všech těchto případech je dosahováno extrémně vysoké hodnoty vzdáleností – je však nutné si uvědomit, že vysoká hodnota doby do konvergence nemusí nutně značit velký rozdíl v počátečních hodnotách uvažovaných ukazatelů, ale spíše téměř rovnoběžný trend jejich vývoje.

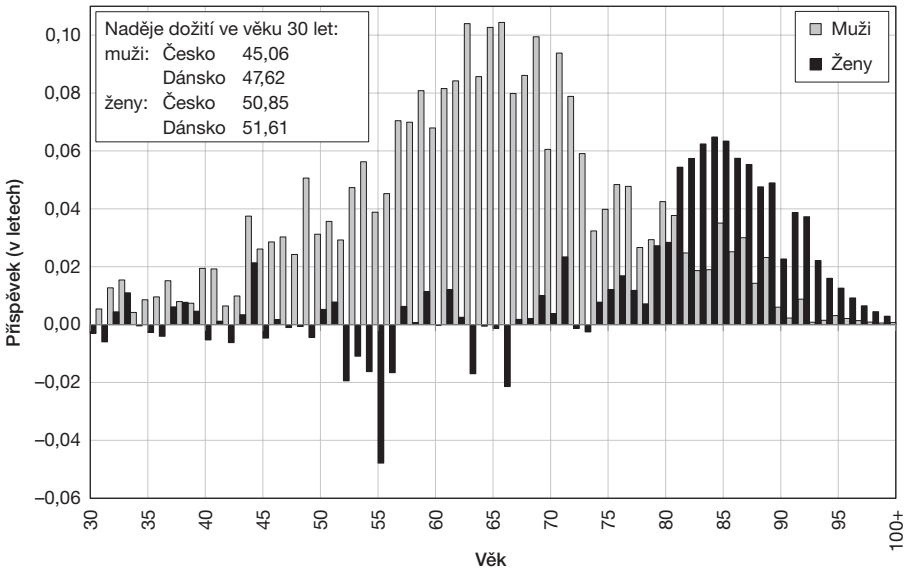
Dalším rysem z hlediska konvergence, který je možné vyčíst z grafů (obr. 8 a 9), je bližší pozice žen státům v západní, jižní a severní Evropě z hlediska úmrtnosti, než je tomu v případě mužů.

Z uvedených analýz vyplývá, že z hlediska úmrtnosti vyjádřené (intervalovou) nadějí dožití ve zvolených věcích je v případě Česka jedním z nejbližších států Dánsko. Závěrem provedených analýz je tedy vhodné stručně doplnit, kde se nachází rezervy, které mezi oběma státy, Českem a Dánskem, nadále přetrvávají. Za tímto účelem byla využita metoda dekompozice rozdílu naděje dožití v obou srovnávaných zemích na příspěvky jednotlivých věků. Pro výpočet byl použit vzorec jednorozměrné dekompozice podle Pressata (1985):

$$PRISP_x = \left(e_{\xi,B} - e_{\xi,A}\right)\left(\frac{\frac{l_{\xi,B}}{100\,000} + \frac{l_{\xi,A}}{100\,000}}{2}\right) - \left(e_{\xi+n,B} - e_{\xi+n,A}\right)\left(\frac{\frac{l_{\xi+n,B}}{100\,000} + \frac{l_{\xi+n,A}}{100\,000}}{2}\right)$$

kde $PRISP_x$ značí příspěvek osob v dokončeném věku x (vymezeném přesnými věky ξ a $\xi + n$) k rozdílu naděje dožití v přesném věku ξ; A a B představují srovnávané tabulkové populace (v případě této práce Dánsko a Česko); n značí délku uvažovaných věkových skupin, v tomto případě jsou užívány jednoleté věkové skupiny, takže tato hodnota je rovna jedné; $e_{\xi,A}$ $e_{\xi,B}$ je naděje dožití v přesném věku ξ v tabulkové populaci A (Česko) nebo B (Dánsko); $l_{\xi,A}$ $l_{\xi,B}$ je počet dožívajících se přesného věku ξ v tabulkové populaci A (Česko) nebo B (Dánsko). Protože intervalová naděje dožití mezi přesnými věky 30 až 65 let spolu s nadějí dožití v přesném věku 65 let pokrývá věkový interval 30 a více let, byla provedena dekompozice rozdílů naděje dožití v přesném věku 30 ($\xi = 30$) mezi uvažovanými státy.

Grafické vyjádření příspěvků k rozdílu naděje dožití nabízí obrázek 10. Především v případě žen je patrná blízkost obou populací – rozdíly jsou výraznější jen v nejvyšších věkových skupinách (především ve věku 80–95 let), kde se tedy nabízí pro Česko prostor pro rychlé zlepšení. V případě mužů jsou rozdíly výraznější – Česko ztrácí především ve věcích 40 a více let. Dá se předpokládat, že hlavně ve středním a vyšším středním věku se jedná o zvýšenou úmrtnost



Obr. 10 – Příspěvky věkových skupin k rozdílu hodnot naděje dožití v přesném věku 30 let mezi Českem a Dánskem, muži, ženy, 2009. Zdroj: vlastní výpočet, Human Mortality Database (2013).

českých mužů v důsledku nemocí oběhové a cévní soustavy, detailní výsledky by bylo možné doložit např. dekompozicí rozdílu naděje dožití nejen z hlediska věku, ale např. i z hlediska příčin smrti. Takto detailní analýza však již přesahuje zaměření a vytyčený cíl tohoto článku.

5. Závěr

V rámci tohoto článku byla věnována pozornost tématu konvergence populací, a to se zaměřením na konvergenci Česka v evropském prostoru z hlediska naděje dožití. Bylo doloženo, že studium konvergence má své teoretické i praktické opodstatnění, kdy např. nelze pomíjet využití znalosti konvergenčních tendencí v rámci přípravy populačních a jiných prognóz. V rámci analýzy konvergence lze vymezit mnoho různých přístupů založených na využití různě zvolených ukazatelů studovaného jevu (v případě tohoto článku úmrtnosti).

Pro potřeby provedené analýzy byly zvoleny dva hodnotící ukazatele – intervalová naděje dožití mezi přesnými věky 30 a 65 let a naděje dožití v přesném věku 65 let. Analýzy byly prováděny odděleně pro obě pohlaví, takže konvergence byla hodnocena ze čtyř pohledů (2 pohlaví × 2 vybrané věkové intervaly). Protože byl navržen a prakticky aplikován postup, který využívá porovnání trendu prokládaných regresních funkcí, bylo nutné najít takovou funkci, která bude dostatečně jednoduchá, snadno interpretovatelná a zároveň bude dobře odpovídat průběhu empirických dat v analyzovaném období (1991–2009).

Na základě dat a zhodnocení pomocí koeficientu determinace se prokázala jako vyhovující jednoduchá lineární regrese v případě naděje dožití ve věku

65 let. U ní lze snadno nalézt bod, kdy se očekávané hodnoty naděje dožití ve dvou srovnávaných populacích teoreticky mohou protnout, resp. lze snadno spočítat dobu nutnou k dosažení tohoto průsečíku (v článku značeno jako *t* s příslušnými indexy). V případě intervalové naděje dožití bylo pro vyjádření trendu nutné zvolit takovou funkci, která odráží existenci horní limity modelovaného ukazatele. Takovou funkcí je např. logistická funkce. I v jejím případě je vyjádření doby do dosažení průsečíku trendů snadnou záležitostí.

Na základě zhodnocení dosažených výsledků lze v případě úmrtnosti jako populaci, k níž Česko pro obě pohlaví konverguje v Evropě nejrychleji, označit Dánsko. Především v případě žen jsou hodnoty naděje dožití v uvažovaných věcích velmi blízké (v případě intervalové naděje dožití mezi věky 30 a 65 let již dokonce bylo konvergence dosaženo) a při udržení dosavadního tempa jejich vývoje se hodnoty v obou zemích mohou vyrovnat již během nejbližších let.

Použitý způsob vyjádření konvergenčních tendencí sdružuje informaci o vzdálenosti stávajícího (výchozího) stavu i o rozdílnosti v dynamice vývoje, tedy rychlosti přibližování obou populací. Analogický přístup lze využít nejen pro studium úmrtnosti, ale i pro studium konvergence celé řady dalších, například demografických či geografických, charakteristik. V souladu s cílem článku byla tedy představena jednoduchá, transparentní a přesto široce aplikovatelná metoda analýzy včetně její praktické aplikace na reálná data.

Literatura:

ARRIAGA, E.E. (1984): Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies. Demography, 21, č. 1, s. 83–96.

BLAŽEK, J. (1999): Teorie regionálního vývoje: je na obzoru nové paradigma či jde o pohyb v kruhu? Geografie, 104, č. 3, s. 141–160.

BLAŽEK, J., NETRDOVÁ, P. (2012): Aktuální tendence lokální diferenciace vybraných socioekonomických jevů v Česku: směřuje vývoj k větší mozaikovitosti prostorového uspořádání? Geografie, 117, č. 3, s. 266–288.

DEZA, E., DEZA, M. (2009): Encyclopedia of Distances. Springer, Berlin, 650 s.

DRBOHLAV, D. (2002): Migratory Trends in the Czech Republic: "Divergence or Convergence" vis-a-vis the Developed World? Migracijske i etničke teme, 18, č. 2–3, s. 167–176.

FIALA, T., LANGHAMROVÁ, J., PRŮŠA, L. (2011): Projection of the human capital of the Czech Republic and its regions to 2050. Demografie, 53, č. 4, s. 304–320.

GAVRILOVA, N. S. a kol. (2008): Russian Mortality Crisis and the Quality of Vital Statistics. Population Research and Policy Review. Springer Netherlands, 27, č. 5, s. 551–574.

HUMAN MORTALITY DATABASE (2013): Human Mortality Database. University of California, Berkley (USA) and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany), www: http://www.mortality.org.

LANGHAMROVÁ, J., FIALA, T., HULÍK, V., MISKOLCZI, M., KAČEROVÁ, E. (2010): Prognóza lidského kapitálu obyvatelstva České republiky do roku 2050. Demografie, 52, č. 3, s. 181–196.

LEON, D. A. (2011): Trends in European life expectancy: a salutary view. International Journal of Epidemiology, 40, č. 2, s. 271–277.

MACKENBACH, J. P. (2013): Convergence and divergence of life expectancy in Europe: a centennial view. European Journal of Epidemiology, 28, č. 3, s. 229–240.

MESLÉ, F. (2004): Mortality in Central and Eastern Europe: long-term trends and recent upturns. Demographic Research – Special Collection 2, s. 45–70.

MESLÉ, F., VALLIN, J. (2002): Mortality in Europe: the Divergence Between East and West. Population (English Edition), 57, č. 1, s. 157–197.

NOVOTNÝ, J. (2010): Regionální ekonomická konvergence, divergence a další aspekty distribuční dynamiky evropských regionů v období 1992–2006. Politická ekonomie, 58, č. 2, s. 166–185.
OMRAN, A. R. (1971): The epidemiologic transition. A theory of the epidemiology of population change. Milbank Memorial Fund Quarterly, 49, č. 4, s. 509–538.
PAVLÍK, Z., RYCHTAŘÍKOVÁ, J., ŠUBRTOVÁ, A. (1986): Základy demografie. Academia, Praha, 736 s.
PITACCO, E., DENUIT, M., HABERMAN, S., OLIVIERI, A. (2009): Modelling Longevity Dynamics for Pensions and Annuity Business. Oxford University Press, New York, 400 s.
PRESSAT, R. (1985): Contribution des écarts de mortalité par âge à la différence des vies moyennes. Population, 40, č. 4–5, s. 766–770.
PRESSAT, R. (1995): Eléments de démographie mathématique. Association internationale des démographes de langue francaise, Paris, 278 s.
PRESTON, S. H, HEUVELINE, P., GUILLOT, M. (2001): Demography: Measuring and Modeling Population Processes. Blackwell Publishers, Oxford, UK, 291 s.
SHKOLNIKOV, V. M. a kol. (2004): Mortality Reversal in Russia The story so far. Hygiea Internationalis: An Interdisciplinary Journal for the History of Public Health, 4, č. 1, www.<http//www.ep.liu.se/ej/hygiea/ra/020/paper.pdf> (10. 4. 2012).
VALLIN, J., MESLÉ, F. (2004): Convergences and divergences in mortality. A new approach to health transition. Demographic Research – Special Collection 2, s. 11–44.
VAN BROEKHOVEN, H. (2010): Projecting future change in the Mortality Rates is not only a Statistical Exercise. International congress of actuaries, 7–12 March, 2010, Cape Town.
WILSON, CH. (2001): On the Scale of Global Demographic Convergence 1950–2000. Population and Development Review, 27, č. 1, s. 155–171.
WILSON, CH. (2011): Understanding Global Demographic Convergence since 1950. Population and Development Review, 37, č. 2, s. 375–388.
WILMOTH, J. R. (1997): In search of limits. In: Wachter, K. W., Finch, C. B. (eds.): Between Zeus and the salmon: the biodemography of longevity. National Academy Press, Washington D.C., s. 38–64.

Summary

CONVERGENT AND DIVERGENT TRENDS IN THE EUROPEAN MORTALITY: WHAT IS THE POSITION OF CZECHIA?

Study of convergence and divergence tendencies could be taken almost as a separate field of research in demography as well as in other disciplines. Moreover, it can play a crucial role in the calculation of any type of forecasts. For example, in situations where the population forecast is needed for a population where the available data (time series) is not reliable or long enough, the results of the analysis of convergence can often be used instead. In such case, the estimated development for the studied country is assumed to converge to some other country (countries) where time series are sufficient to develop reasonably reliable forecast. There could be multiple methods of implementing the convergence tendencies into the forecast. However, the first step always consists in finding a country for which convergence can be expected in a reasonably short time frame.

In this paper, the term "convergence" is not used strictly in a mathematical sense. The main goal of the paper is to find and apply a transparent method of measuring and analyzing the convergence tendencies of one selected population to several others. We focused on the process of mortality, for which necessary data are available in a unified structure for most of the European countries. Czechia, representative of rapidly developing post-socialist countries, was selected as a study area. The analysis was based on several mortality measurements describing the mortality level and development in age intervals $\overline{\xi}_i$. The proposed approach is based on describing the trends of these measurements for the reference population as well as for the other analyzed populations using some simple regression functions. The convergence tendency for each population and each measurement is then evaluated based on

the time theoretically needed for equalization of the estimated regression functions. This time (denoted as $t_{\bar{\xi}}^{A,B}$) is then, in the case of converging populations, defined as the minimal positive solution of the equation $f_A(\bar{\xi}, t_{\bar{\xi}}^{A,B}) = f_B(\bar{\xi}, t_{\bar{\xi}}^{A,B})$, where $\bar{\xi}$ is the age interval covered with the considered mortality measurements and f_j is the regression function of these measurements corresponding with the j-th population. The shorter the time period needed for equalization of compared indicators, the stronger is the convergence tendency of the compared countries. The reason for using this approach is that the time necessary for equalization compiles both the initial difference of the values of included measurements for different countries as well as the difference in their trends.

The studied process (mortality in our case) can be characterized by many (k in general) measurements. If only two or three measurements are selected, it is possible to evaluate the results when graphically displaying in a chart. When more indicators ($k > 3$) are used in the analysis, a value of convergence could be calculated as a distance of k-dimensional vectors. There are varying definitions of vector distance calculation. In the paper, three of them were used – Euclid, Chebyshev and Manhattan distance.

For simplicity, in the empirical part of this article, only two measurements were used ($k = 2$): The temporary life expectancy between exact ages 30 and 65 and the life expectancy at the exact age of 65. These measurements cover different and exactly consecutive age groups and hence no undesirable overleap is present. Analysis was performed separately for both sexes. Data from the period from 1991–2009 were used to estimate the trends. Simple logistic function was selected for the trend of the temporary life expectancy, because the existence of the upper limit needs to be respected for this measurement. Simple linear function was used for the trend of life expectancy at the exact age ξ.

For the analysis, only those countries were used where the initial value (in 2009) of both the mortality measurements was higher than in the studied country, Czechia. Based on the parameter estimation of the regression functions, the time duration needed for equalization of the regression functions was calculated. It is necessary to mention that the extrapolation of the trend is not assumed as a realistic forecast in a long-term perspective. However, the expected time duration until equalization of the regression functions is taken as a measurement of convergence.

From the results it is clear, that if the present trends persist for the nearest geographical neighbors of Czechia, such as Germany and Austria, Czechia will likely not converge to them – the negative values of the time duration represent rather divergent tendencies. Only for German women in the older age group, some very weak convergence tendency may be observed. When looking for any relatable countries (for Czechia) according to mortality in Europe, it could be seen in the maps and graphs, that those could be countries like Denmark, Netherlands or Portugal. More detailed information could be learned from the scatter plots or calculated vector distance. With such guidance, it is simple to find the "demographic nearest neighbors" according to mortality as the points lying closest to the origin of the coordinate system or as the countries with the smallest vector distance to the studied population.

Based on the results, it was shown that the proposed method of convergence evaluation could be useful in practice. In the paper, we applied the method on the example of Czechia. It showed that Denmark could be identified as the "demographic nearest neighbor" for both sexes for Czechia in respect to mortality. The persisting difference between both of these countries lies above all at the highest age levels (for females) or at higher adult ages (for males), where the level of mortality is still higher in Czechia compared to Denmark. The reason could be found for example in persisting higher mortality caused especially by the cardiovascular diseases, above all for males.

The proposed method of convergence analysis could be applied easily to any other country or in any other field of study. Graphical methods are particularly useful in cases where one, two or three measurements are used for the evaluation of convergence, the vector distance calculation is suitable in cases where the number of involved measurements is higher than one in general ($k > 1$).

Fig. 1 – Diverging trends (left) and converging trends of selected measure (in this example life expectancy at the exact age ξ) for two populations (denoted as A and B).

Fig. 2 – Temporary life expectancy between ages 30 to 65 years in European countries. Males (left) and females (right). Axis x – interval of life expectancy, axis y – year. Bold line represents values of Czechia. Source: Own calculations, Human Mortality Database (2013).

Fig. 3 – Life expectancy at the exact age of 65 years in European countries. Males (left) and females (right). Bold line represents values of Czechia. Source: Own calculations, Human Mortality Database (2013).

Fig. 4 – Differences in the temporary life expectancy between ages 30 to 65 years (top) and life expectancy at the exact age of 65 years (bottom) between the reference state and other European countries in 2009 for males (left) and females (right). Values of the measurements in the reference state (Czechia) were subtracted from the corresponding values in the other studied countries. In countries with positive values of this difference, the value of the measurement was higher than in Czechia in 2009. Negative difference represents the countries with lower values of the considered value compared to Czechia. Source: Own calculations, Human Mortality Database (2013).

Fig. 5 – Hypothetical number of years from the year 2009 necessary for equalization of the values of the temporary life expectancy between ages 30 to 65 years (top) and life expectancy at the exact age of 65 years (bottom) in Czechia and other European countries. The values were calculated assuming that the present trends (estimated from the time interval 1991–2009) will persist, males (left) and females (right). Positive values correspond with convergence tendencies, i.e. with the situation in which the life expectancy was in 2009 in the given state higher than in Czechia and its rate of increase is slower than in Czechia. Negative values correspond with the divergence tendency, i.e. with the situation in which the life expectancy was in 2009 in the given state higher than in Czechia, however its rate of increase is higher than in Czechia. Source: Own calculations, Human Mortality Database (2013).

Fig. 6 – Hypothetical number of years from the year 2009 necessary for equalization of the values of the temporary life expectancy between ages 30 to 65 years and life expectancy at the exact age of 65 years in Czechia and other European countries for which both life expectancies were higher in 2009 than in Czechia, males. Negative values in the chart correspond with the situation in which the life expectancy in 2009 was higher in the studied country in comparison to Czechia and the rate of increase of its values was higher than in Czechia. Only states corresponding with the applied scale are displayed. Source: Own calculations, Human Mortality Database (2013).

Fig. 7 – Hypothetical number of years from the year 2009 necessary for equalization of the values of the temporary life expectancy between ages 30 to 65 years and life expectancy at the exact age of 65 years in Czechia and other European countries for which both life expectancies were higher in 2009 than in Czechia, females. Negative values in the chart correspond with the situation in which the life expectancy in 2009 was higher in the studied country in comparison to Czechia and the rate of increase of its values was higher than in Czechia. Only states corresponding with the applied scale are displayed. Source: Own calculations, Human Mortality Database (2013).

Fig. 8 – Quantification of the rate of convergence using three different distance measurements, males. States are ordered by the value of the Euclidean distance. Source: Own calculations, Human Mortality Database (2013).

Fig. 9 – Quantification of the rate of convergence using three different distance measurements, females. States are ordered by the value of the Euclidean distance. Source: Own calculations, Human Mortality Database (2013).

Fig. 10 – Contributions of particular age groups to the difference in life expectancy at the exact age of 30 years between Czechia and Denmark, males, females 2009. Source: Own calculations, Human Mortality Database (2013).

Pracoviště autorů: K. Hulíková Tesárková, D. Kašpar – Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, katedra demografie a geodemografie, Albertov 6, 128 43 Praha 2, e-mail: klara.hulikova@natur.cuni.cz, 1s1@seznam.cz. P. Zimmermann – Vysoká škola ekonomická v Praze, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, zimmerp@vse.cz.

Do redakce došlo 2. 12. 2013; do tisku bylo přijato 3. 10. 2014.

Citační vzor:
HULÍKOVÁ TESÁRKOVÁ, K., KAŠPAR, D., ZIMMERMANN, P. (2015): Konvergenční a divergenční tendence v Evropě z hlediska úmrtnosti: jaké je postavení Česka? Geografie, 120, č. 1, s. 26–49.