



Česká zemědělská univerzita v Praze

**Provozně ekonomická
fakulta**

Metodologické nástroje hodnocení kvality života v zemích EU

Disertační práce z oboru Systémové inženýrství

Zuzana Pacáková

Školitel: prof. Ing. Vladimír Brabenec, CSc.

Ráda bych poděkovala svému školiteli prof. Ing. Vladimíru Brabencovi za podporu a odborné vedení po dobu mého studia. Dále bych ráda poděkovala všem kolegům, kteří svými náměty přispěli ke zlepšení této práce. V neposlední řadě patří poděkování mé rodině za podporu nejen během studia a vzniku této práce.

Zuzana Pacáková

Metodologické nástroje hodnocení kvality života v zemích EU

Klíčová slova

Kvalita života, vícerozměrné statistické metody, souhrnný index, σ -konvergence, β -konvergence, Evropská unie.

Abstrakt

Cílem disertační práce je posouzení stavu a vývoje kvality života v zemích Evropské unie z pohledu vybraných dimenzí kvality života. Součástí hlavního cíle je identifikace relevantních proměnných pro posouzení kvality života a návrh metodického postupu výběru proměnných. Na základě navrženého souboru ukazatelů je posouzen stav a vývoj kvality života v Evropské unii v letech 2004 – 2009. Dále je hodnocena konvergence zemí EU z pohledu jednotlivých dimenzí kvality života a také celkově na základě navrženého souhrnného indexu kvality života. Bylo identifikováno sblížování států z pohledu dimenze *Aktivita* v období 2004 – 2008, nárůst rozdílů v zemích EU je naopak zřejmý z pohledu dimenze *Politická vůle a vláda*.

Methodological tools for quality of life evaluation in EU states

Keyword

Quality of life, multivariate statistical methods, composite index, σ -convergence, β -convergence, European Union.

Abstract

The aim of the dissertation is the evaluation of quality of life and its development in the European Union member states based on selected quality of life dimensions. Part of the aim is to identify relevant indicators for quality of life evaluation and to propose a method of selection of such indicators. On the basis of the selected set of indicators the quality of life and its development in EU states in 2004 – 2009 is evaluated. The convergence among the EU member states was analyzed for each of the quality of life dimensions and for the proposed overall quality of life indicator. It was found there was convergence among the states between 2004 and 2008 in the Activity dimension, but also clearly noticeable divergence considering the indicators of Political power and government.

Obsah

1	Úvod	8
2	Cíl práce	9
3	Metodické přístupy	10
3.1	Regionální diference a přístupy k jejich měření.....	10
3.1.1	Statické míry	11
3.1.2	Dynamické míry	14
3.2	Metody posouzení regionální konvergence/divergence	15
3.2.1	σ -konvergence	15
3.2.2	β -konvergence	17
3.2.3	Vztah mezi σ – konvergencí a β - konvergencí	20
3.3	Metody použité pro výběr proměnných.....	23
3.3.1	Shluková analýza	23
3.3.2	Neparametrické testy.....	24
3.4	Souhrnné indexy	24
4	Kvalita života a přístupy k jejímu měření.....	25
4.1	Kritika HDP a z toho plynoucí iniciativy.....	25
4.2	Vybrané iniciativy měření kvality života a pokroku společnosti.....	31
4.2.1	Human Development Index.....	31
4.2.2	Globální projekt OECD: měření pokroku.....	32
4.2.3	Legatum Prosperity Index	38
4.2.4	Závěry Komise pro měření ekonomického výkonu a sociálního pokroku	41
4.3	Zdroje dat	44
4.3.1	Klíčové evropské ukazatele.....	44

4.3.2	Další iniciativy	46
5	Výběr proměnných a posouzení konvergence kvality života v EU	50
5.1	Výběr proměnných a příprava datového souboru.....	50
5.1.1	Primární výběr proměnných.....	50
5.1.2	Doplnění chybějících hodnot	54
5.1.3	Výběr proměnných – aplikace vybraných statistických postupů.....	56
5.2	Konvergence zemí Evropské unie z pohledu jednotlivých dimenzí kvality života.....	77
5.2.1	Dimenze Bohatství – materiální životní úroveň.....	79
5.2.2	Dimenze Zdraví	96
5.2.3	Dimenze Vzdělání	107
5.2.4	Dimenze Osobní aktivity.....	118
5.2.5	Dimenze Politická vůle a vláda	139
5.2.6	Dimenze Sociální vazby a vztahy	148
5.2.7	Dimenze Životní prostředí – současné a budoucí podmínky	156
5.2.8	Dimenze Nejistota	164
5.3	Konvergence kvality života na základě souhrnného indexu kvality života	178
5.3.1	Prostá forma souhrnného indexu	178
5.3.2	Vážená forma souhrnného indexu.....	182
5.3.3	Shrnutí výsledků.....	184
6	Diskuze a závěr.....	191
7	Seznam zkratk	198
8	Použité zdroje.....	200
	Datové zdroje	205

9	Přílohy	207
	Příloha č. 1: Seznam proměnných v jednotlivých dimenzích	207
	Příloha č. 2: Korelace proměnných v jednotlivých dimenzích	218
	Příloha č. 3: Výsledky shlukové analýzy	227
	Příloha č. 4: Vývoj ukazatelů a míry variability v jednotlivých letech	235
	Příloha č. 5: Vývoj souhrnných indexů pro jednotlivé dimenze.....	279
	Příloha č. 6: Doplnující výstupy k hodnocení konvergence na základě souhrnného indexu pro všechny dimenze	286

1 Úvod

Od druhé poloviny 20. století lze ve výzkumné sféře pozorovat aktivity, jejichž cílem je konstrukce ukazatele (případně návrh souboru ukazatelů), který by vhodně doplnil hrubý domácí produkt (HDP). Tyto aktivity se vžily pod termínem „*activities beyond GDP*“. HDP je ukazatel, který byl (a v mnoha ohledech stále je) jednou z nejpoužívanějších měr výkonnosti země a životní úrovně. Za posledních zhruba dvacet let pak byla v rámci rozličných aktivit zkonstruována řada alternativních ukazatelů kvality života a blahobytu, jejichž použití je obvykle omezeno na prosté zhodnocení pozice jednotlivých států, případně regionů.

Potřeba nalézt a zkonstruovat alternativní míru charakterizující kvalitu života v plné šíři se promítla do výzkumných aktivit, které jsou realizovány pod záštitou organizací jako například OECD, Rozvojový program OSN nebo Evropská unie. Celkově panuje shoda, že kvalita života musí být hodnocena jako multidimensionální jev, jednotní pak odborníci nejsou v otázce, zda je vhodnější konstruovat jeden souhrnný index nebo používat soubor dílčích indikátorů.

Regionální a strukturální politika EU se řadí mezi nejvýznamnější politiky Evropské unie a spolu s dalšími aktivitami, například na podporu nezaměstnanosti, bývá označována jako politika hospodářské a sociální soudržnosti. Jejím cílem je snižovat rozdíly mezi evropskými zeměmi

a regiony. Rozdělování prostředků z fondů EU je pak obvykle založeno na zhodnocení ekonomické výkonnosti regionů dle HDP na obyvatele v porovnání s průměrem celé Evropské unie.

Pozice jednotlivých regionů a pokrok ve smyslu snižování diferencí mezi regiony by neměl být hodnocen pouze na základě jednoho ukazatele. Jak již bylo uvedeno, v odborných kruzích panuje shoda, že kvalitu života je nutné vnímat jako vícerozměrný jev a proto by se také analýza poklesu diferencí mezi státy nebo regiony měla opírat o výběr hodnocených ukazatelů.

Ačkoliv výzkumné aktivity na poli hodnocení kvality života zažívají velký rozkvět a v dnešní době již existují žebříčky států opírající se o soubor proměnných, je další výzvou, patrně zejména politickou, využití těchto přístupů a nových ukazatelů v praxi.

2 Cíl práce

Cílem disertační práce je posouzení stavu a vývoje kvality života v zemích Evropské unie z pohledu vybraných dimenzí kvality života. Součástí hlavního cíle je identifikace relevantních proměnných pro posouzení kvality života.

Hlavní cíl práce lze pak rozdělit do několika dílčích cílů:

z pohledu výběru proměnných:

- i) posoudit kvalitu života na základě objektivních a také subjektivních charakteristik;
- ii) návrh metodického postupu výběru proměnných s ohledem na požadavek
 - vzájemné nízké korelovanosti proměnných;
 - schopnosti proměnných reflektovat variabilitu v Evropské unii z pohledu jednotlivých dimenzí kvality života;

z pohledu posouzení vývoje kvality života:

- i) volba vhodné míry variability pro posouzení regionálních diferencí;
- ii) identifikace proměnných, které vykazují konvergenční, příp., divergenční tendence ve zvoleném období;
- iii) posouzení konvergence jednotlivých dimenzí jako celku na základě souhrnné charakteristiky.

S ohledem na vytyčené cíle byly dále formulovány následující pracovní hypotézy:

H1: v případě β -konvergence bude identifikována také σ -konvergence;

H2: konvergence v rámci EU se častěji projeví na základě ukazatelů v podobě objektivních charakteristik („tvrdá“ data);

H3: Evropská unie vykazuje konvergenci z pohledu charakteristik chudoby, přičemž dochází celkově k poklesu chudoby v Evropské unii.

3 Metodické přístupy

3.1 Regionální diference a přístupy k jejich měření

Rozdíly v životní úrovni jsou často posuzovány v kontextu sociálních, ekonomických nebo biologických skupin. Důležitá je ovšem také dimenze prostorová a tedy hodnocení regionálních diferencí.

Novotný a Nosek (2006), kteří sociálně-geografické nerovnosti definují jako *rozdíly mezi teritoriálně vymezenými podskupinami dané populace*, uvádějí tři koncepty těchto nerovností.

a) nevážené regionální rozdíly

Nejjednodušší přístup spočívá ve výpočtu prostých průměrných hodnot určitého jevu v regionech. Různými způsoby jsou pak posuzovány rozdíly nebo variabilita v regionálních průměrech bez přihlédnutí k dalším charakteristikám územních jednotek (velikost apod.). Jak uvádějí autoři, tento přístup je častý zejména v ekonomických pracech zaměřených na sledování ekonomické divergence/konvergence a posuzuje zejména rozdíly v konkurenceschopnosti jednotlivých regionů. „*Nemusí však vypovídat o úrovni sociálně-geografických nerovností, jak jsou vnímány obyvatelstvem, neboť příjmu jednotlivců v populačně slabých okresech přiděluje relativně vyšší význam a naopak*“ (Novotný, Nosek, 2006).

b) vážené regionální rozdíly

Tento přístup opět využívá průměrné hodnoty v jednotlivých regionech, nicméně zohledňuje také rozdílnou velikost regionů (počet obyvatel, ekonomicky aktivní obyvatelstvo, zaměstnaní). Dle autorů (Novotný, Nosek, 2006) je sledování populačně vážených regionálních nerovností nejčastější přístup posouzení regionálních diferencí jak u nás, tak i celosvětově.

c) relativní význam regionálních rozdílů

Třetí koncept posuzuje, jakým dílem se nerovnosti mezi průměry regionů podílí na celkové diferenciaci studované populace. Je tak tedy posuzován relativní význam regionálních diferencí, který je odvislý jednak od úrovně regionálních rozdílů dle druhého konceptu a dále od celkové diferenciaci v populaci.

Shankar a Shah (2003) dělí přístupy ke zjišťování regionální nerovnosti a následně použité metody/míry na *statické* a *dynamické*. Statické míry umožňují rychlé posouzení nerovností v určitém časovém okamžiku. Pro zjištění konvergence/divergence je pak hodnocen vývoj vybrané míry ve zvoleném období.

3.1.1 Statické míry

a) poměr maxima k minimu (Maximum to minimum ratio...MMR)

MMR představuje hrubou míru, založenou na rozpětí vybraného ukazatele (např. regionálního HDP/obyv.). Je určen jako podíl HDP regionu s nejvyšší hodnotou k HDP regionu s nejnižší úrovní. V případě, že se poměr blíží hodnotě 1, pak porovnávané regiony vykazují téměř shodnou úroveň (na základě posuzovaného ukazatele). Shankar a Shah (2003) pak uvádějí, že v případě vysoké hodnoty MMR je nutné posoudit, zda míra značí velké regionální rozdíly mezi posuzovanými oblastmi nebo zda je vysoká hodnota důsledkem přítomnosti odlehlých pozorování. Jako další nedostatek tohoto ukazatele lze uvést fakt, že reflektuje pouze maximum

a minimum, přičemž rozložení ostatních hodnot mezi nimi se v hodnotě MMR neodráží.

b) míry vyjadřující odchýlení hodnot od aritmetického průměru

i) směrodatná odchylka (Standard deviation...SD)

Směrodatnou odchylku lze pak spočítat dle následujícího vzorce:

$$SD = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n}}, \text{ kde} \quad (3.1.)$$

y_i je hodnota sledovaného ukazatele (např. HDP) v i -tém regionu, \bar{y} je prostý aritmetický průměr ukazatele za všechny regiony a n je počet regionů.

ii) variační koeficient (Coefficient of variation...CV)

Variační koeficient pak představuje standardizovanou míru, která umožňuje jednoduché srovnání jak mezi státy, tak v čase. Variační koeficient pak může být vyjádřen jak ve formě *prosté*, tak ve formě *vážené*.

- prostý variační koeficient (unweighted coefficient of variation... CV_u)

$$CV_u = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n}}}{\bar{y}} \quad (3.2.)$$

- vážený variační koeficient (weighted coefficient of variation... CV_w)

Výpočet CV_w pro zhodnocení regionálních nerovností bere v úvahu velikost jednotlivých regionů. Shankar a Shah (2003) uvádějí jako váhy podíl obyvatel v i -tém regionu na celkovém počtu obyvatel daného státu. Vážený variační koeficient je pak vypočten následovně:

$$CV_w = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \frac{p_i}{P}}{n}}}{\bar{y}}, \text{ kde} \quad (3.3.)$$

p_i je populace i -tého regionu, P je populace celého státu a \bar{y} představuje národní průměr.

Hodnoty variačního koeficientu blízko nule značí rovnost sledovaného ukazatele ve skupině regionů. V případě absolutní nerovnosti (celá výše HDP je soustředěna pouze v jednom regionu), pak prostý variační koeficient nabývá hodnoty $\sqrt{n-1}$ a vážený variační koeficient hodnoty $\sqrt{\frac{P-p_i}{p_i}}$. (Shankar a Shah, 2003)

c) Giniho koeficient (Gini index...G)

Jak uvádějí Novotný a Nosek (2006), základní míry variability jako rozptyl či směrodatná odchylka nesplňují požadavek na neutralitu k proporcionálním změnám v hodnotách jednotek sledované distribuce. V případě asymetrického rozdělení, typického pro sociálně-ekonomické jevy, je pak důležité, zda se sledovaný ukazatel odvíjí od průměru a jakou váhu přikládá oběma koncům rozdělení, resp. jak je ovlivněn extrémními hodnotami. „Právě nezávislost na průměru (a názornost interpretace) činí atraktivním Giniho koeficient, který je patrně nejvyužívanější mírou variability v sociálně-vědních disciplínách“ (Novotný, Nosek, 2006).

Výpočet Giniho koeficientu pro vyjádření regionální nerovnosti uvádí Kakwani (Kakwani in Shankar a Shah, 2003). Opět lze uvažovat jak formu prostou, tak formu váženou, kdy vahami je podíl obyvatel v každém regionu.

- prostá (nevážená) forma... G_u

$$G_u = \left(\frac{1}{2\bar{y}} \right) \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|, \text{ kde} \quad (3.4.)$$

y_i a y_j je úroveň sledovaného ukazatele (např. HDP/obyv.) v i -tém, resp. j -tém regionu, n je počet regionů, \bar{y} je prostý aritmetický průměr ukazatele za všechny regiony. G_u nabývá hodnoty 0 v případě absolutní rovnosti a hodnoty 1 v případě absolutní nerovnosti.

- vážená forma... G_w

$$G_w = \left(\frac{1}{2\bar{y}_w} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \frac{p_i p_j}{P^2}, \text{ kde} \quad (3.5.)$$

\bar{y}_w představuje národní průměr, počítaný váženou formou, kde vahami je počet obyvatel v i -tém regionu, p_i a p_j je počet obyvatel v i -tém, resp. j -tém regionu, P je počet obyvatel státu. V případě absolutní rovnosti pak G_w opět nabývá hodnoty 0, v případě absolutní nerovnosti pak hodnoty $1 - (p_i/P)$.

d) Theilův index entropie (Theil index...T)

Theilův index je opět možné uvažovat jak ve formě vážené, tak ve formě nevážené, jak je ve svém příspěvku uvádí Novotný a Nosek (2006). Autoři také zmiňují, že výhodou Theilova indexu je (např. oproti Giniho indexu) možnost rozložení indexu na mezi-skupinovou a vnitro-skupinovou složku variability, který má zásadní význam pro třetí z konceptů sociálně-geografických nerovností, uvedených v předchozí kapitole.

- prostá (nevážená) forma... T_u

$$T_u = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \frac{y_i}{\bar{y}}, \text{ kde} \quad (3.6.)$$

n je počet regionů, \bar{y} představuje celkový průměr sledovaného jevu, y_i je hodnota sledovaného ukazatele (např. HDP) v i -tém regionu.

- vážená forma... T_w

$$T_w = \sum_{i=1}^n \frac{p_i}{P} \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \frac{y_i}{\bar{y}}, \text{ kde} \quad (3.7.)$$

\bar{y} představuje celkový průměr sledovaného jevu, p_i je počet obyvatel v i -tém regionu, P je celkový počet obyvatel a n je počet regionů. V případě nulové nerovnosti, tedy absolutní rovnosti, je hodnota Theilova indexu rovna 0.

3.1.2 Dynamické míry

Statické míry umožňují samy o sobě pouze posouzení regionálních diferencí k určitému časovému okamžiku. Pro hodnocení dopadů vybraných dotačních programů a regionálních politik je ovšem vhodnější posoudit vývoj těchto regionálních disparit v čase. V případě sblížování regionů pak dochází k *regionální konvergenci*, v případě, že variabilita napříč regiony roste, se pak hovoří o *regionální divergenci*. S analýzou konvergence/divergence je možné se často setkat v souvislosti s hodnocením regionálních nerovností a hodnocením dopadů regionální politiky (např. Marchante a Ortega, 2006; Dall'erba a Le Gallo, 2008).

Pro posouzení regionální konvergence/divergence lze zvolit dva přístupy. Jeden spočívá v posouzení vývoje vybrané míry variability v čase. Vývojový pokles nerovností ve sledovaném souboru regionů pak bývá označován jako *σ -konvergence*. Přítomnost klesajícího případně rostoucího trendu pak může být ověřena pomocí testu významnosti koeficientů trendové funkce, které jsou podrobněji popsány v následující kapitole.

Druhý přístup se opírá o postupy založené na metodách regresní analýzy. Tento přístup představili Barro a Sala-i-Martin (2004) jako model regrese tempa růstu příjmu (příp. HDP, produktivity apod.) na počáteční úrovni tohoto ukazatele, případně dalších faktorech, které postihují odlišnosti jednotlivých regionů. V případě záporného koeficientu u počáteční úrovně sledovaného ukazatele (a jeho statistické průkaznosti na zvolené hladině významnosti) se pak hovoří o *β -konvergenci*. K *β -konvergenci* dochází v případě, že slabší regiony (s nižší počáteční úrovní) vykazují výrazné zlepšení, díky čemuž dohánějí úroveň států nejvyspělejších.

Oba přístupy jsou podrobně představeny a diskutovány v následující kapitole.

3.2 Metody posouzení regionální konvergence/divergence

Termín *konvergence* obecně značí sblížování nebo také vývoj vedoucí ke sblížení. V jazyce ekonomů má pak termín konvergence specifický význam, pojem je zde uváděn v souvislosti se zmenšujícími se rozdíly v životní úrovni a zprostředkovaně i v ekonomické úrovni a hospodářské výkonnosti jednotlivých států nebo regionů (Nachtigal, Tomšík, 2002).

V literatuře jsou popsána dvě základní pojetí konvergence, která jsou nazývána β -konvergence a σ -konvergence. Jak uvádí Sala-i-Martin (1996) o absolutní β -konvergenci se hovoří v případě, že slabší ekonomiky rostou rychleji než ekonomiky vyspělejší. Koncept σ -konvergence pak Sala-i-Martin (1996) charakterizují následovně: skupina států (ekonomik) konverguje, pakliže variabilita sledovaného ukazatele (opět např. HDP/obyv.) v čase klesá.

3.2.1 σ -konvergence

Koncept σ -konvergence se nejčastěji opírá o vyjádření variability pomocí směrodatné odchylky (např. Rapacki a Próchniak, 2009; Sala-i-Martin, 1996) nebo pomocí variačního koeficientu (např.; Giannias a kol., 1999; Royuela, Artís, 2006; Isadora, 2010).

Rapacki a Próchniak (2009) představili následující model pro identifikaci σ -konvergence. Diference mezi ekonomikami jsou v tomto případě vyjádřeny pomocí směrodatné odchylky, přičemž pro možnost otestovat přítomnosti σ -konvergence uvádějí autoři následující regresní model:

$$SD(\ln y_t) = a + bt, \text{ kde} \quad (3.8.)$$

$SD(\ln y_t)$ je směrodatná odchylka logaritmu vybraného ukazatele v čase t dle vzorce 3.1. (autoři prováděli analýzu pro HDP/obyv. v paritě kupní síly), t je časová proměnná ($t=1,2, \dots, T$), kde T je počet období.

V případě hodnoty $b < 0$ je identifikována přítomnost σ -konvergence. Regresní model lze pak doplnit testem významnosti regresního koeficientu, který je založen na použití testové statistiky:

$$t = \frac{b}{s_b}, \quad (3.9.)$$

kde s_b je směrodatná chyba odhadu regresního koeficientu dle vzorce 3.10.

$$s_b = \frac{s}{\sqrt{\sum t_i^2 - n(\bar{t})^2}}, \quad (3.10.)$$

kde s je reziduální směrodatná odchylka definovaná následujícím vztahem, n je délka časové řady a \bar{t} je aritmetický průměr hodnot časové proměnné ($t=1,2,\dots,n$).

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{T-2}} \quad (3.11.)$$

Za platnosti hypotézy o nulové hodnotě regresního koeficientu ($H_0:\beta=0$) má testová statistika 3.9. Studentovo t-rozdělení o $n-2$ stupních volnosti.

Autoři nicméně uvádějí jistá omezení tohoto přístupu identifikace σ -konvergence. Jednak argumentují, že uvažovaná lineární regresní funkce nemusí vhodně vystihovat vývoj zvolené charakteristiky (zde SD), za druhé pak uvádějí, že pomocí tohoto modelu nelze postihnout konkrétní výkyvy v jednotlivých letech a proto doporučují doplnit analýzu vhodným grafickým nástrojem.

Výše popsany postup umožňuje posoudit vývoj směrodatné odchylky (případně jiné míry variability) ve vybraném časovém období. Pokud by byla posuzována variabilita stejné skupiny regionů (států) pouze ve dvou oddělených časových okamžicích, nebylo by možné tento postup použít.

Pro test variability dvou závislých výběrů lze pak použít Pitmanův test (viz např. Pitman, 1939 nebo Wilcox, 1989). Test nulové hypotézy o shodné variabilitě se opírá o výběrové rozptyly a je založen na následujícím testovém kritériu:

$$t = \frac{(F-1)\sqrt{n-2}}{2\sqrt{F(1-r^2)}}, \text{ kde} \quad (3.12.)$$

F je poměr výběrových rozptylů $F = \frac{s_1^2}{s_2^2}$, kde $s_1^2 > s_2^2$, r je korelační koeficient výsledků dvou závislých měření, n je rozsah výběru. Za platnosti H_0 má testová statistika t-rozdělení s $n-2$ stupni volnosti.

3.2.2 β -konvergence

Počáteční práce zabývající se β -konvergencí se nejčastěji opírají o neoklasickou teorii růstu (viz např. Solow, 1956). Základní předpoklady modelu růstu dle Solowa pak přehledně prezentují Buček a Gerulová (2009):

- i) ekonomický růst je poháněný technickým pokrokem a akumulací kapitálu;
- ii) technický pokrok je exogenní;
- iii) výrobní faktor práce je určený velikostí populace, která roste exogenně danou mírou, tj. práce je také exogenní;
- iv) zásoba kapitálu je určena investicemi a míra investic je konstantní a exogenní, z čehož vyplývá, že produkt, investice a zásoba kapitálu porostou dlouhodobě ve srovnatelné míře;
- v) výrobní faktory jsou oceňované na základě mezního produktu, který klesá.

Na základě těchto předpokladů pak autoři vysvětlují konvergenční proces takto: „*Rozvinutější regiony rychleji akumulují kapitál, což vede ke klesajícímu meznímu produktu kapitálu a následně ke klesajícím výnosům z kapitálu. Kapitál tak proudí do regionů s nedostatkem kapitálu, v kterých má vyšší cenu a je dosahováno vyšších výnosů. Výrobní faktor pracovní síla zase migruje do rozvinutějších oblastí, ve kterých jsou vyšší mzdy. Mechanismem vyrovnávání rozdílů ve výrobních faktorech nastává proces konvergence regionů v úrovni produkce na obyvatele*“ (Buček a Gerulová, 2009).

Dle neoklasického modelu ekonomiky s obdobnými charakteristikami (míra úspor, lidský kapitál) konvergují regiony (ekonomiky) ke stejnému rovnovážnému stavu – absolutní (nepodmíněná) konvergence. Ovšem při zohlednění rozdílů v uvedených, resp. v relevantních charakteristikách, ekonomiky konvergují ke svému vlastnímu rovnovážnému stavu – podmíněná konvergence. (Desli, 2009)

3.2.2.1 **Podmíněná a nepodmíněná β -konvergence**

Metody pro analýzu β -konvergence se řadí mezi konfirmační metody analýzy konvergence, jejichž cílem je zkonstruovat ekonometrický (regresní) model (Rey a Janikas, 2005). Regresní model slouží k potvrzení nebo vyvrácení hypotézy o regionální konvergenci a případně také

odhadu rychlosti konvergenčních procesů či významu jednotlivých podmiňujících faktorů (Novotný, 2010).

Barro a Sala-i-Martin (1992, 2004) uvádějí regresní model závislosti tempa růstu příjmu na jeho počáteční úrovni (nepodmíněná konvergence), případně také dalších faktorech, které zachycují odlišnosti jednotlivých regionů (podmíněná konvergence).

Dle Paas a kol. (2007) dochází k nepodmíněné konvergenci v případě, že regiony konvergují (např. dle příjmu/obyv.) bez ohledu na výchozí podmínky. To znamená, že je negativní závislost mezi průměrným tempem růstu a počáteční úrovní daného ukazatele, ačkoliv regresní rovnice neobsahuje další vysvětlující faktory. Jednotlivé regiony nebo státy pak konvergují ke stejnému rovnovážnému stavu, přičemž tento předpoklad je oprávněný v případě, že se jedná homogenní seskupení států nebo regionů (např. státy USA, země OECD, evropské regiony). V případě podmíněné konvergence se pak rovnovážný stav pro jednotlivé ekonomiky liší a každá se přibližuje ke svému bodu rovnováhy. K podmíněné konvergenci pak může dojít i v případě, že konvergence absolutní nebyla prokázána.

Uvedený vztah pak charakterizuje následující model (nepodmíněná konvergence):

$$\frac{1}{T} \ln(y_{i,t}/y_{i,t-T}) = \alpha - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \ln(y_{i,t-T}) + \varepsilon_{i,t}, \text{ kde} \quad (3.13.)$$

y je vybraná míra, na jejímž základě posuzujeme konvergenci regionů (např. HDP/obyv. nebo příjem), i představuje vybraný region, $t-T$ značí počáteční období, t pak období koncové, T je počet období, ε představuje náhodné kolísání.

Ve zjednodušené formě lze pak uvedený vztah nalézt u Sala-i-Martina (1996).

$$\frac{1}{T} \ln(y_{i,t}/y_{i,t-T}) = \alpha - \beta \ln(y_{i,t-T}) + \varepsilon_{i,t}, \text{ kde} \quad (3.14.)$$

y je vybraná míra, na jejímž základě posuzujeme konvergenci regionů (např. HDP/obyv. nebo příjem), i představuje vybraný region, $t-T$ značí počáteční období, t pak období koncové a T je počet období a α a β představují parametry regresního modelu.

Pokud je zjištěna negativní závislost mezi počáteční úrovní regionů a mírou růstu ($\beta > 0$), tzn. že státy s nižší počáteční úrovní dosahují vyššího tempa růstu a dohánějí tak vyspělejší státy, hovoří se o β -konvergenci.

Vyjdeme-li z rovnice 3.14. pak, jak již bylo uvedeno, kladná hodnota koeficientu β značí, že ve sledovaném období dochází k β -konvergenci, tedy situaci, kdy státy s nižší počáteční úrovní sledovaného ukazatele (slabší ekonomiky) dohánějí ekonomiky silnější. Pak lze míru konvergence $\tilde{\beta}$ vyjádřit následovně:

$$\tilde{\beta} = \frac{1}{T} \ln(1 + \beta T), \text{ kde} \quad (3.15.)$$

Koeficient $\tilde{\beta}$ pak udává míru konvergence k určitému rovnovážnému stavu, tzn. procentuelní přiblížení se rovnovážnému stavu za jednu časovou jednotku. (Rapacki, Próchniak, 2009)

Vyjdeme z klasického lineárního regresního modelu, kde Y představuje vysvětlovanou proměnnou, jejíž hodnoty chceme predikovat na základě k vysvětlujících proměnných X_1, X_2, \dots, X_k . Pro každou zvolenou kombinaci hodnot vysvětlujících proměnných X_1, X_2, \dots, X_k je Y náhodnou veličinou s určitým pravděpodobnostním rozdělením.

Lineární regresní model s jednou vysvětlovanou proměnnou a k vysvětlujícími proměnnými lze tedy zapsat ve tvaru

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i, \quad i=1, 2, \dots, n \quad (3.16.)$$

kde β_0 je absolutní člen a $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ jsou strukturní parametry nebo též parciální regresní koeficienty a ε představuje reziduální (chybovou) složku. Náhodné chyby považujeme za náhodné veličiny s normálním rozložením a následujícími vlastnostmi:

- $E(\varepsilon) = 0$
- $D(\varepsilon) = \sigma^2$ (konstantní)
- $Cov(\varepsilon_j, \varepsilon_k) = 0, \quad j \neq k$

Vzhledem ke známým předpokladům o chybové složce ε lze zavést statistickou metodologii, jejímž cílem je odhad parametrů předpokládaného pravděpodobnostního rozdělení. Ve statistické literatuře najdeme jako jeden z často užívaných postupů odhadu parametrů regresního modelu *metodu nejmenších čtverců (OLS – Ordinary Least Squares)*.

Metoda nejmenších čtverců vychází z požadavku na minimalizaci součtu čtvercových odchylek hodnot napozorovaných (empirických) y_i a hodnot vyrovnaných (odhadnutých) regresním modelem \hat{y}_i , což můžeme symbolicky zapsat

$$f(b_0, b_1, \dots, b_k) = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \rightarrow \min \quad (3.17.)$$

Hledané minimum nalezneme derivací uvedené funkce postupně podle parametrů b_0, b_1, \dots, b_k a tyto derivace položíme rovny nule.

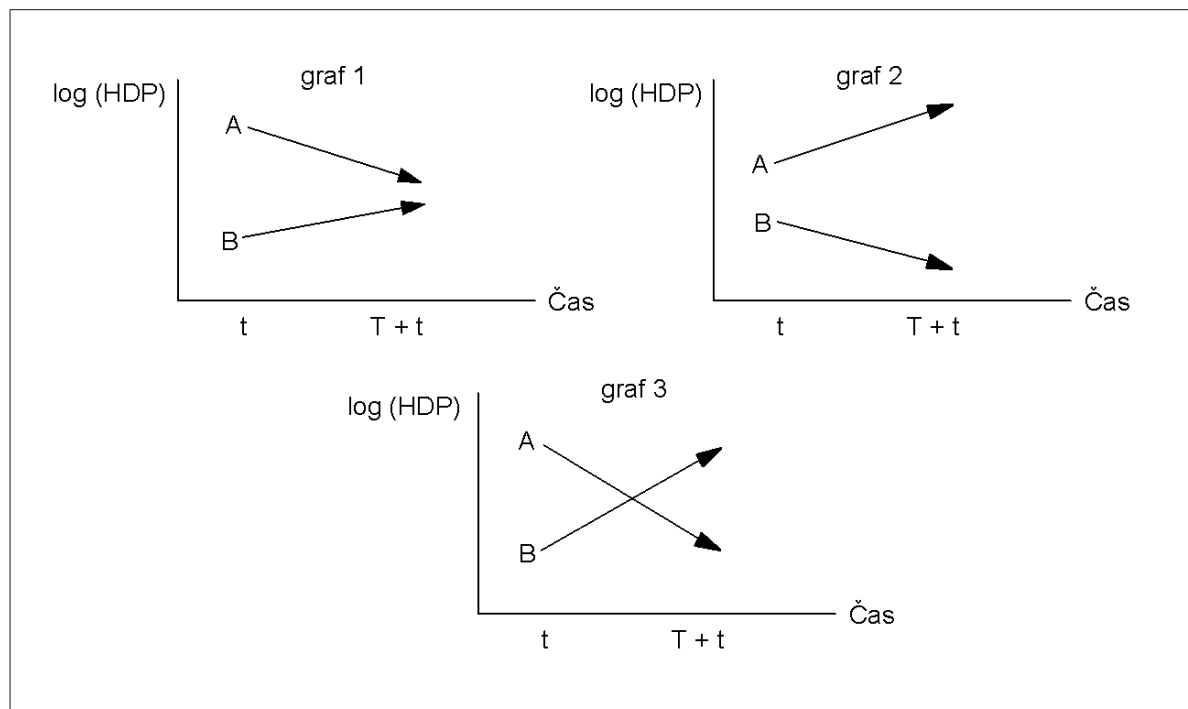
3.2.3 Vztah mezi σ – konvergencí a β - konvergencí

Mnoho autorů (např. Sala-i-Martin, 1996; Young a kol., 2008; Egger a Pfaffermayr, 2009) uvádí, že β -konvergence je nutnou, ale nikoliv postačující podmínkou σ – konvergence. Barro a Sala-i-Martin (1991) charakterizují rozdíl mezi β -konvergencí a σ -konvergencí s ohledem na otázku, které lze zodpovědět pomocí těchto dvou přístupů: „*Suppose that we are interested in how fast and to what extent the per capita income of a particular economy is likely to catch up to the average of per capita incomes across economies. Then β convergence is the concept that matters. Suppose, on the other hand, that we want to know how the distribution of per capita income across economies has behaved in the past or is likely to behave in the future. In this case, σ convergence is the relevant concept*” (Barro a Sala-i-Martin, 1991).

Zatímco tedy σ -konvergence pracuje s rozptylem okolo průměrného národního důchodu (nebo jiné proměnné) ve zkoumané skupině regionů s cílem zjistit, zda variabilita mezi regiony klesá, β -konvergence vyjadřuje relativní nárůst ekonomické výkonnosti bohatých a chudých zemí a o konvergenci se hovoří v případě, že ekonomika chudších zemí roste rychleji než u zemí vyspělých (Nachtigal, Tomšík, 2002).

Sala-i-Martin (1996) uvádí na příkladu závislost mezi β - a σ -konvergencí. Namítá, že není možné, aby v čase $t+T$ byly dvě ekonomiky sobě blíží, aniž by ekonomika, která je na počátku (v čase t) slabší, rostla rychleji. Nicméně dodává, že alespoň v teoretické rovině je možné identifikovat β -konvergenci bez souběžné přítomnosti σ -konvergence a vztah mezi β - a σ -konvergencí ilustruje třemi příklady.

Obr. č. 3.2.1.: Vztah mezi β - a σ -konvergencí



Zdroj: převzato ze Sala-i-Martin, 1996, vlastní úpravy

Graf 1 znázorňuje situaci, kdy lze současně identifikovat β - i σ -konvergenci. Ekonomika B (na začátku slabší) roste rychleji než ekonomika A a v čase $t+T$ dochází ke sblížení obou ekonomik. Druhý graf pak uvádí situaci, kdy nedochází ani k β -konvergenci (slabší ekonomika roste pomaleji než ekonomika silnější) ani k σ -konvergencí (v čase $t+T$ jsou ekonomiky vzdálenější), tudíž absence β -konvergence je spojena s absencí σ -konvergence.

Třetí graf pak zachycuje stav, kdy na počátku slabší ekonomika B roste rychleji než ekonomika A (β -konvergence), nicméně zlepšení ekonomiky B je natolik výraznější než u ekonomiky A (kde lze pozorovat pokles), že v čase $t+T$ je diference mezi oběma ekonomikami stejná jako na počátku, přičemž silnější ekonomikou je zde ekonomika B. σ -konvergence tedy není identifikována. (Sala-i-Martin, 1996)

Sala-i-Martin (1996) zdůvodňuje tento jev faktem, že tyto dva koncepty vystihují jiný aspekt. σ -konvergence popisuje, zda se distribuce příjmů mezi zeměmi sblíží nebo nikoliv.

β -konvergence pak charakterizuje mobilitu jednotlivých ekonomik v rámci dané distribuce příjmů sledované skupiny států/regionů.

Shankar a Shah (2003) uvádějí, že pomocí analýzy β - a σ -konvergence se nemusí dojít ke stejným závěrům. Například může být zjištěno, že regiony divergují a tedy nedochází k σ -konvergenci. Zároveň ovšem může dojít k situaci, že chudší regiony rostou tak rychle, že svou úroveň předčí původně silnější regiony, což celkově povede ke zvýšení rozdílů mezi regiony a tedy divergenci regionů. Analýza β -konvergence pak může ukázat jev opačný, tedy že dochází k β -konvergenci a tedy sblížování regionů. Proto autoři zdůrazňují nutnost provést jak analýzu β -konvergence, tak i σ -konvergence, aby bylo možné správně pochopit a popsat vývojové tendence.

Převážná část studií, zabývajících se regionální konvergencí se zaměřuje na sblížování ekonomických proměnných, představovaných nejčastěji hrubým domácím produktem nebo příjmem (obojí obvykle vyjádřeno na osobu a rok). Rozlišuje se konvergence *nominální* a *reálná*, které Abrahám (2008) vymezuje následovně. Pojem nominální konvergence je užíván v souvislosti se sblížováním nominálních makroekonomických veličin a to zejména v souvislosti se vstupem do eurozóny. Ke sledování stupně nominální konvergence byla vymezena tzv. Maastrichtská konvergenční kritéria. Vzhledem k zaměření práce bude zkoumána konvergence reálná, která představuje přibližování ekonomické úrovně jednotlivých zemí (regionů) se zaměřením na posouzení konvergence/divergence životní úrovně a kvality života obyvatel jednotlivých regionů.

Ekonomická konvergence na úrovni regionů nebo států je předmětem mnoha prací. Pro analýzu konvergence nebo divergence životní úrovně pak bývá jako ukazatel primárně studován hrubý národní produkt nebo příjem na osobu. Již méně prací pak analyzuje konvergenci regionů na základě alternativních ukazatelů kvality života a jen velmi málo prací posuzuje konvergenci na základě sady indikátorů kvality života (zahrnujících jak kvantitativní, tak kvalitativní ukazatele). Ze studií, které se zabývají posouzením konvergence na základě charakteristik kvality života nad rámce HDP nebo příjmu na osobu lze pak zmínit např. Royuela, Artís, 2006; Giannias, Liargovas, Manolas, 1999; Hobijn, Franses, 2001.

Kvalita života je nesporně multidimensionálním jevem a tak také musí být posuzována (viz kap. 4). Je-li tedy cílem posoudit, zda jednotlivé státy nebo regiony konvergují z pohledu životní úrovně, resp. kvality života v daných zemích, je nutné zaměřit se při analýze konvergence také na neekonomické ukazatele. Ačkoliv jistě míry jako HDP nebo příjem na

obyvatele patří k charakteristikám, majícím určitou vypovídací schopnost o životní úrovni, samostatně nemohou podat adekvátní informaci o míře blahobytu v dané zemi nebo regionu. (Royuela a Artís, 2006)

Na téma vyjádření a měření životní úrovně a kvality života je v posledních letech v odborných kruzích vedena široká diskuze. Mnoho autorů (Fleurbaey, 2009; Hall a Matthews, 2008; Diener a Tov, 2009; Dowrick a kol., 2003) uvádí limity hrubého domácího produktu jako míry pro vyjádření kvality života, zejména s ohledem na fakt, že tato míra nereflektuje mnoho aspektů blahobytu jako je zdraví, naděje na dožití a mnoho dalších. Layard (2006) pak argumentuje, že ačkoliv v západních zemích roste koupěschopnost obyvatel, subjektivní hodnocení kvality života na základě dotazu, zda jsou obyvatelé šťastní, se nelepší¹.

Přístupy k měření životní úrovně a kvality života a vybrané iniciativy v této oblasti jsou předmětem čtvrté kapitoly.

3.3 Metody použité pro výběr proměnných

V prvním kroku redukce počtu proměnných byla použita korelační analýza. V případě hodnoty korelačního koeficientu $|r| > 0,8$ byla vyřazena proměnná s nižší variabilitou dle variačního koeficientu. Další kroky se opíraly o shlukovou analýzu, která byla použita pro nalezení odlišných skupin států, rozdíly v jednotlivých ukazatelích pak byly dále testovány pomocí neparametrických testů.

3.3.1 Shluková analýza

Cílem shlukové analýzy je nalézt skupiny jednotek, které jsou vzájemně co nejpodobnější a zároveň se nejvíce odlišují od objektů v jiných shlucích. Shluková analýza tedy umožňuje klasifikaci jednotek do skupin bez znalosti cílové proměnné. *Hierarchická shluková analýza* je pak vhodným nástrojem například v případě, že nejsou znalosti o možném počtu shluků a také při nižším počtu pozorování. Jako míra vzdálenosti byla použita euklidovská čtvercová vzdálenost, přičemž vstupní hodnoty všech proměnných byly nejprve standardizovány.

¹ Autor dokládá uvedené na základě vývoje ukazatelů *příjem na osobu* a *procento obyvatel, kteří uvedli, že se cítí velice šťastní* ve Spojených státech amerických od 50. let 20. stol., nicméně uvádí, že obdobné závěry byly dosaženy při studiích v Japonsku, VB a většině evropských zemí.

Algoritmus shlukování se opíral o *Wardovu metodu*, kdy kritériem pro spojování shluků je přírůstek celkového vnitroskupinového součtu čtverců odchylek pozorování od shlukového průměru. (Hebák a kol., 2007)

3.3.2 Neparametrické testy

Neparametrické testy byly použity pro identifikaci proměnných, které signifikantně odlišují nalezené shluky. Tyto postupy byly zvoleny vzhledem k nízkému počtu jednotek v jednotlivých skupinách a také proto, že se jedná o robustní postupy. Vzhledem k celkovému počtu pozorování byly uvažovány dva, maximálně tři shluky států. Pro test shodné úrovně vybraných ukazatelů mezi dvěma skupinami států byl použit *Mann-Whitneyho U test*. V případě tří shluků byla nejprve testována shodná úroveň daného ukazatele ve všech skupinách pomocí *Kruskal-Wallisova testu*. V případě zamítnutí nulové hypotézy o shodné úrovni ve skupinách, bylo provedeno podrobnější vyhodnocení dle Dunna (Dunn, 1964).

3.4 Souhrnné indexy

Velice obecně lze souhrnný indikátor charakterizovat jako ukazatel, odvozený na základě souboru proměnných. Souhrnný indikátor tedy vznikne shrnutím individuálních ukazatelů do jednotného indexu na základě stanoveného modelu. (OECD, 2008)

Pro výpočet souhrnného indikátoru byla zvolena *poměrová metoda* (viz Hlavsa, 2010), kdy hodnota každého ukazatele byla vyjádřena jako podíl k mediánu. Při výpočtu poměrů byl přitom uvažován charakter proměnných, v případě, že nižší hodnota indikuje lepší úroveň, byl uvažován obrácený poměr. Konečná hodnota souhrnného indikátoru pro jednotlivé dimenze pak byla stanovena jako prostý aritmetický průměr ze všech standardizovaných (poměr k mediánu) hodnot ukazatelů.

4 Kvalita života a přístupy k jejímu měření

Již ve druhé polovině 20. století se ve výzkumné sféře začal vyskytovat požadavek na konstrukci míry životní úrovně, která by vhodně doplnila do té doby nejvíce používaný ukazatel *hrubý domácí produkt*. Pro tyto aktivity se postupně vžil termín *activities beyond GDP* nebo *measurement beyond GDP*. Nárůst výzkumných aktivit v této oblasti a také ustálenost pojmu „beyond GDP“ lze demonstrovat následovně. Při zadání klíčového slova „beyond GDP“ v databázi *EBSCOhost Research Databases* (EBSCOhost, 1984) je do roku 1990 nalezen pouze jeden odkaz, do roku 2000 pak 38 odkazů a po roce 2000 je pro toto klíčové slovo zobrazeno celkem 462 výsledků.

I výše uvedený příklad dokazuje prudký nárůst alternativních indikátorů kvality života a blahobytu za posledních dvacet let. Stejně tak proběhla řada iniciativ na popud organizací jako je OECD, Rozvojový program OSN nebo orgány EU.

Jak uvádí Fleurbaey (2009) ekonomie blahobytu neboli welfare ekonomie (welfare economics) se mezitím rozvinula mnoha směry.

„...welfare economics has burgeoned in various directions, involving the theory of social choice, the theory of fair allocation, the capability approach, the study of happiness and its determinants, in conjunction with new developments in the philosophy of social justice and the psychology of well-being” (Fleurbaey, 2009).

4.1 Kritika HDP a z toho plynoucí iniciativy

„Hrubý národní produkt (HDP) je nejobsáhlejší mírou celkové produkce statků a služeb v zemi. Je to součet dolarové hodnoty spotřeby, investic, vládních nákupů statků a služeb a čistých vývozů“ (Samuleson a Nordhaus, 1991).

Nordhaus a Tobin (1973) se již počátkem sedmdesátých let 20. stol. zabývali tím, zda hrubý národní produkt (gross national product - GNP) je ukazatel schopný změřit celkový pokrok. Pokládají otázku, zda ekonomický růst značí také celkový pokrok společnosti. Dále uvádějí, že ukazatel HNP nemá takovou vypovídací schopnost, aby toto zodpověděl, jelikož sám o sobě není ukazatelem ekonomického blahobytu.

„An obvious shortcoming of GNP is that it is an index of production, not consumption. The goal of economic activity, after all, is consumption” (Nordhaus a Tobin, 1973).

Obdobné námitky pro použití HDP jako míry (ekonomického) blahobytu jsou pak opět uvedeny o více než třicet let později v závěrečné zprávě tzv. Stiglitzovy komise:

„Gross domestic product (GDP) is the most widely used measure of economic activity. There are international standards for its calculation, and much thought has gone into its statistical and conceptual bases. But GDP mainly measures market production, though it has often been treated as if it were a measure of economic well-being. Conflating the two can lead to misleading indications about how well-off people are and entail the wrong policy decisions” (Stiglitz et al., 2009).

Nutné úpravy ukazatele HNP pak Nordhaus a Tobin (1973) vymezili do tří kategorií: i) reklasifikace výdajových složek HNP; ii) zahrnutí volnočasových aktivit, domácí práce; iii) zohlednění negativních dopadů urbanizace.

S ohledem na tuto kritiku sestrojili autoři ukazatel, založený na spotřebě - míra ekonomického blahobytu (*Measure of economic welfare -MEW*). Výpočet nového ukazatele vycházel z rozdílného uspořádání položek národních účtů.

Alternativní míru navrhli na začátku 90. let 20. století také další autoři. Samuelson a Nordhaus (1991) uvádějí, že měření národního produktu je nepostradatelné pro makroekonomickou teorii a politiku a označují objev HNP za jeden z velkých „vynálezů“ 20. století. Přesto dodávají, že stále více panují obavy, aby nebylo dosahováno materiálního růstu na úkor kvality života a kvality životního prostředí. Dále pak uvádějí, že pro možné potvrzení nebo vyvrácení těchto obav je nutné vymyslet způsob, jak opravit a přeměnit pojem HNP na mnohem adekvátnější ukazatel ekonomické aktivity a zavádějí pojem *čistý ekonomický blahobyt* (net economic welfare – NEW). Ukazatel NEW je založen na HNP se dvěma hlavními změnami a navazuje na výklad Nordhause a Tobina (1973), kteří zavedli opravenou míru HNP pod názvem míra ekonomického blahobytu (*measure of economic welfare -MEW*). Dvě zmíněné hlavní změny se vyrovnávají se skutečností, že HNP obsahuje mnoho složek, které nelze považovat za přínosné pro individuální blahobyty, a naopak některé klíčové položky spotřeby jsou v HNP vynechány.

Samuelson a Nordhaus (1991) pak čistý ekonomický blahobyt definují jako „... *míru celkového národního produktu, která obsahuje pouze spotřební a investiční položky, které přímo přispívají k ekonomickému blahobytu...*“ a popisují základní prvky NEW:

- připočítávaná položka: hodnota volného času

S růstem bohatství může dojít ke změně preferencí, kdy se člověk rozhodne pracovat méně hodin, aby vedle uspokojení ze statků a služeb dosahoval také uspokojení z volného času. Dochází pak k poklesu HNP, ačkoliv osobní blahobyt roste. Pro výpočet NEW je provedena taková korekce, která kladně ohodnotí psychické uspokojení z volného času. Takovouto pozitivní korekci je nutné provést také u domácích prací, kdy doma vykonávané práce se nenakupují

a neprodávají na trzích, a tudíž nejsou do HNP započítávány.

- připočítávaná položka: podzemní ekonomika

Pod pojmem podzemní ekonomika lze nalézt dva druhy aktivit. Jednak nelegální činnost (obchod s drogami apod.) a za druhé aktivity legální, které ale nejsou zaznamenány pro daňové účely, například sousedská výpomoc na zahradě výměnou za hlídání dětí. Ekonomové se tedy snažili podchytit tyto legální aktivity a zahrnout je do výpočtu NEW. Vynecháním aktivit podzemní ekonomiky dochází k podhodnocení HNP.

- odečítané položky: škody na životním prostředí

Cílem tohoto opatření je zabránit nadhodnocování HNP. Vždy při započtení určitého statku by měl být HNP upraven o negativní důsledky, které výrobou a spotřebou tohoto statku vznikají (znečištění ovzduší, zdravotní rizika).

Většina iniciativ zabývajících se vyjádřením pokroku a lidského blahobytu, vychází právě z limitů hrubého domácího produktu. S tím vyvstává otázka, zda má být HDP opraven o ukazatele kvality života, které by pokrývaly další dimenze, nebo zda má být HDP nahrazeno či doplněno sadou indikátorů nových či jedním souhrnným indikátorem, vyjadřujícím pokrok společnosti.

Fleurbaey (2009) ve svém článku diskutuje čtyři přístupy k měření blahobytu (autor používá pojem *social welfare*) jako alternativy k HDP. První je založen na myšlence „korekce HDP“. Ukazatel HDP by byl upraven tak, aby zohledňoval netržní prvky blahobytu a udržitelnost. Druhý přístup se vztahuje k vyjádření celkové štěstí společnosti - „*Gross National Happiness*“. Třetí varianta se opírá o tzv. „*capability approach*“, který se zabývá tím, jak jsou

lidé schopni nakládat s jim dostupnými zdroji (a tak dosahovat blahobytu)². Poslední varianta má podobu „*uměle vytvořených indikátorů*“ jako je například Index lidského rozvoje (Human Development Index - HDI).

Aktivita založená na korekci HDP často navazuje právě na práci Nordhause a Tobina (1973). Jiní autoři, kteří vyjadřují životní úroveň za pomoci monetárních ukazatelů, pak zakládají svou práci na celkovém příjmu. Jednotlivé přístupy založené na monetárním vyjádření životní úrovně jsou podrobně diskutovány v práci Fleurbaeyho (2009). Nicméně tato práce, která se nebude primárně opírat o HDP, se jimi nebude podrobněji zabývat.

Další ze jmenovaných přístupů si klade za cíl vyjádřit blahobytnost na základě lidské spokojenosti (štěstí). S tím se naskytá otázka, zda je vůbec možné kvantifikovat a změřit tyto ukazatele. Dále je pak nutné posoudit, do jaké míry jsou ukazatele založené na individuálním (subjektivním) posouzení spokojenosti vypovídající. Někteří autoři (Layard, 2006; Diener a Tov, 2009) považují tento přístup za stěžejní a někteří dokonce navrhnou koncept maximalizace „národního štěstí“ (national happiness), jiní pak tyto míry pokládají za podpůrné a doplňkové například k mírám monetárním.

Dřívější pochyby o možnosti změřit individuální spokojenost/blaho (subjective well-being – SWB) jsou v současnosti již značně potlačeny mnohými aktivitami, které v této oblasti probíhají. Spokojenost na individuální úrovni je v různé formě zjišťována pomocí dotazníkových šetření³ nebo například pomocí fyziologických měření (např. hladina hormonů). Na úrovni států a regionů jsou pak pro vyjádření spokojenosti dostupná právě data z dotazníkových šetření. Někteří autoři ovšem namítají, že takto subjektivně hodnocená kvalita života není například na úrovni států srovnatelná. Problémem je také nastavení škály měření a s tím související zpracování takto získaných dat (viz např. Ferrer-i-Carbonell a Frijters, 2004). Fleurbaey (2009) pak namítá, že schopnost člověka čelit nepříznivým podmínkám a adaptovat se na ně, může zakrýt některé objektivní problémy a nerovnosti ve společnosti. Pod vlivem nepříznivých vnějších okolností se sice subjektivní hodnocení kvality života na určitou dobu zhorší, po čase se ale opět vrací na obvyklou úroveň, aniž by se vnější podmínky zlepšily.

² Základy tohoto přístupu k vyjádření chudoby, nerovností a lidského rozvoje položil prof. Amartya Sen. Podrobně se lze o tomto směru dočíst v jeho dílech (např. 1983, 2005) nebo také v Clark (2005).

³ Například šetření European Values Study nebo šetření Eurobarometr

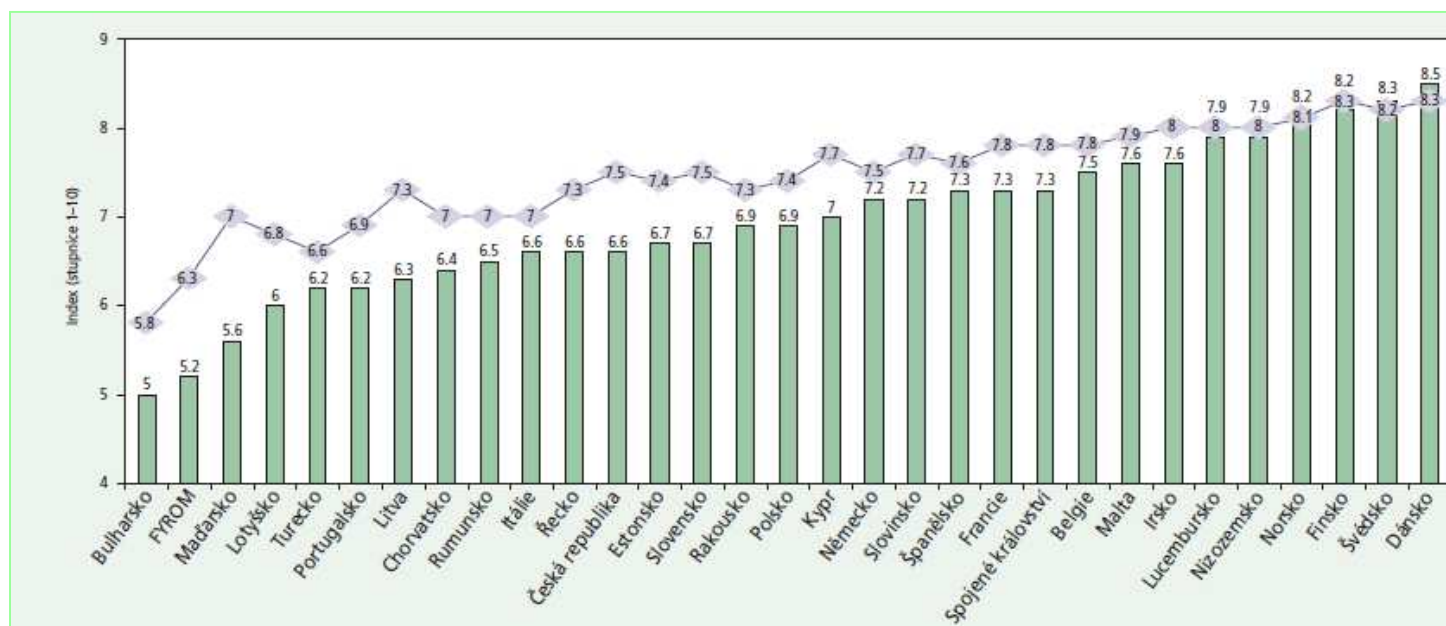
Ačkoliv jsou spokojenost/blahobyt/štěstí na úrovni jedince jistým způsobem změřitelné, je otázkou, zda jsou vhodným ukazatelem kvality života a také do jaké míry souvisejí s objektivně změřitelnými ukazateli. Easterlin (1995) uvádí, že průměrná úroveň individuální spokojenosti (štěstí) je ve vyspělých zemích víceméně nezávislá na příjmové úrovni. Toto tvrzení, že obyvatelé chudší země nejsou vždy méně šťastní než obyvatelé země bohaté, se vžilo pod názvem *Easterlinův paradox*. Někteří autoři (např. Stevenson a Wolfers, 2008 nebo Deaton, 2008) naopak dokládají korelaci mezi štěstím a příjmem⁴.

Fleurbaey (2009) pak shrnuje, že zdaleka není shoda v otázce nahrazení HDP určitou formou indexu národního „štěstí“. Nicméně jsou šetření spokojenosti/štěstí na úrovni jednotlivce cenným doplňkovým zdrojem informací k „více objektivním“ indikátorům kvality života.

Výzkumy založené na subjektivním určení spokojenosti nebo štěstí probíhají také v zemích Evropské unie. Jedním ze šetření, které v EU proběhlo, je Průzkum kvality života v EU (European Quality of Life Survey). Výsledky šetření z let 2007 ukazují, že mezi členskými zeměmi existují z pohledu některých ukazatelů značné rozdíly. Například Malta a Slovinsko vykazují určité stejné charakteristiky jako země Západní Evropy, ale názory a zkušenosti některých středomořských členských států (Řecko, Itálie, Portugalsko) se spíše podobají názorům občanů některých nových členských zemí a to více než například občanů severských zemí. Tyto rozdíly z pohledu spokojenosti se životem odrážejí značné nerovnosti v životní úrovni obyvatel (Evropská nadace pro zlepšení životních a pracovních podmínek, 2008). Šetření se pak orientuje také na dva subjektivní aspekty kvality života: v rámci šetření je zjišťována jak spokojenost obyvatel, tak i subjektivní pocit štěstí (obojí na stupnici 1-10, kdy 10 značí absolutní spokojenost/štěstí). To umožňuje porovnat tyto dva koncepty subjektivního přístupu ke zhodnocení kvality života. Zpráva nadace (Evropská nadace pro zlepšení životních a pracovních podmínek, 2008) pak uvádí, že obecně je úroveň pocitu štěstí vyšší než úroveň spokojenosti se životem, mezi členskými státy pak nicméně existují značné rozdíly. Rozdíly pak dokresluje následující graf (graf č. 4.1.1.), který zachycuje průměrný stupeň spokojenosti/štěstí pro jednotlivé členské státy.

⁴ Deaton uvádí korelaci mezi individuálním štěstím a příjmem ve skupině států bez ohledu na úroveň příjmů (nízká/vysoká). Samostatně pouze pro skupinu států s vysokým příjmem, nebyla korelace zjištěna.

Graf č. 4.1.1.: Index spokojenosti se životem a pocitu štěstí pro jednotlivé země EU, 2007



Pozn.: Sloupcový graf uvádí index průměrný spokojenosti se životem, spojnicový graf představuje průměrný index štěstí.

Zdroj: Evropská nadace pro zlepšení životních a pracovních podmínek, 2008, vlastní úpravy

Další přístup, který je založen na „míře využití příležitostí“, je v literatuře označován pojmem „*capability approach*“. Tento přístup je spojován s profesorem ekonomie Amartya Senem. Sen (1983) uvádí, že ekonomický pokrok může být vnímán jako proces rozvoje lidských schopností. Tento přístup je založen na dvou základních pojmech: „*činnosti (functioning)*“ a „*soubor schopností (capability set)*“. „Functioning“ je pojem, který shrnuje veškeré činnosti a aspekty lidského života na úrovni jedince jako např. struktura spotřeby, zdravotní podmínky nebo vzdělání. Životní situaci jednotlivce lze pak v každém stadiu charakterizovat souborem (vektorem) charakteristik. „Capability set“ pak představuje soubor možných cílů a variant, kterých může jedinec dosáhnout nebo si je může zvolit, pokud chce. Volněji řečeno lze „functioning“ chápat jako dosažené cíle (úspěchy) a „capability sets“ jako příležitosti. (Fleurbaey, 2009) To znamená, že pro řádné zachycení prosperity (blahobyty), je nutné umět změřit očekávání a úroveň spokojenosti jedinců.

Mnoho autorů (Gönner et al., 2007; Osberg and Sharpe, 2002, 2010; Noorbakhsh, 1998) vyjadřuje kvalitu života (blahobyt) na základě souboru ukazatelů, přičemž někteří modifikují stávající míry (např. HDI), jiní pak konstruují ukazatele nové. Kvalita života je tak vnímána jako multidimensionální jev, přičemž může být reprezentována jak peněžními, tak

i nepeněžními dílčími ukazateli nebo jejich kombinací. Ačkoliv Flerubaey (2009) vidí jako slabé místo souhrnných indexů fakt, že je nelze konstruovat na úrovni jedince, dodává zároveň, že vzhledem k absenci individuálních dat (pro odhad distribuce ve společnosti) jsou míry jako HDI užitečné zejména s ohledem na jejich srovnatelnost a dostupnost alespoň agregovaných údajů pro většinu zemí. Nespornou výhodou tohoto přístupu je, že kvalita života je vnímána jako multidimensionální jev a také tak měřena.

4.2 Vybrané iniciativy měření kvality života a pokroku společnosti

4.2.1 Human Development Index

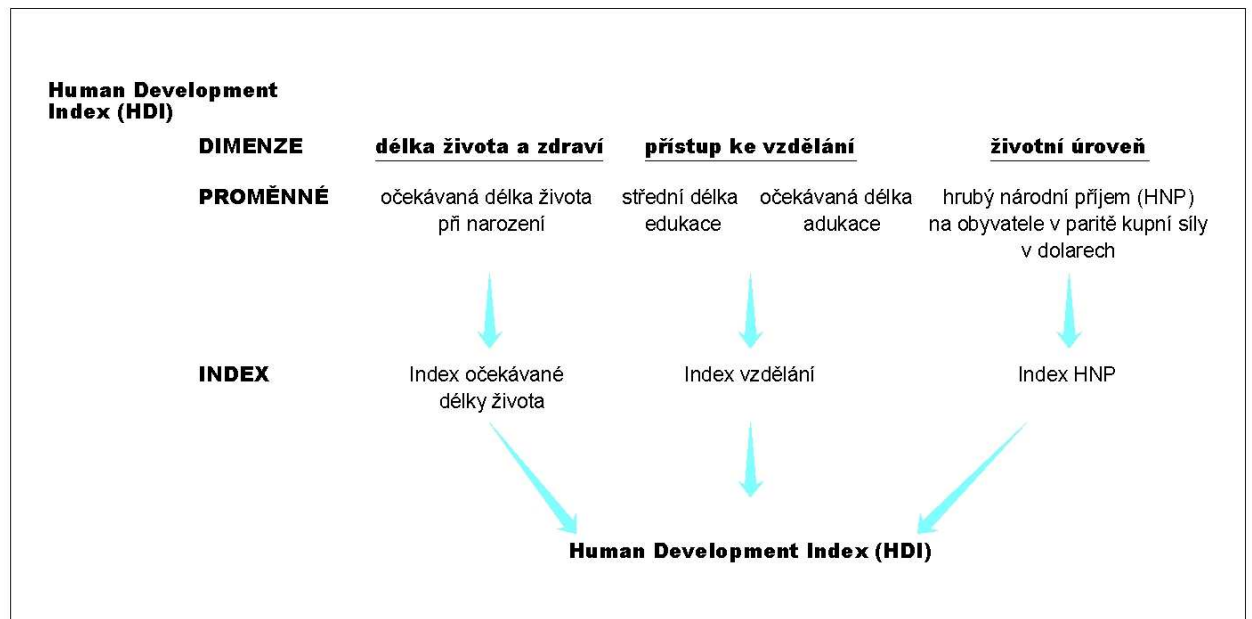
Mezi výrazné kroky mezinárodních organizací v období do roku 2000 patří aktivity Organizace spojených národů (OSN). Ty lze datovat již do roku 1990, kdy byl prvně představen *Index lidského rozvoje (Human Development Index – HDI)*. Základ pro konstrukci HDI daly pravidelné roční rozvojové zprávy OSN Human Development Reports, které jsou vydávány prostřednictvím Rozvojového programu OSN.

Cílem iniciativy bylo vytvořit jednotný ukazatel, který by kombinoval více dimenzí a přesvědčit nejen veřejnost, ale zejména politiky a odborníky, že je nutné měřit vývoj nejen na základě ekonomického pokroku, ale také vyjádřením celkového blahobytu.

„Even though human development is a broad concept with infinite dimensions, it is said that at all levels of development, there are three basic ones: a long and healthy life, access to knowledge, and a decent standard of living. Without these basic dimensions, other dimensions such as political freedom, the ability to participate in one’s community, self respect and so on will often remain inaccessible“ (Gallardo, 2009).

Konstrukce HDI je založena právě na uvedených třech dimenzích: (1) délka života a zdraví; (2) přístup ke vzdělání a (3) životní úroveň. Pro konstrukci souhrnného indexu je pak využito čtyř základních indikátorů: (1) očekávaná délka života při narození; (2a) střední délka edukace, tj. průměrný počet let, které strávil ve škole pětadvacetiletý občan; (2b) očekávaná délka edukace, tj. odhadovaný počet let školní výuky u dětí, které nastupují školní docházku; (3) hrubý národní příjem na obyvatele v paritě kupní síly v dolarech. (Rozvojový program OSN, 2010). Graficky vyjadřuje jednotlivé dimenze HDI schéma na obrázku č. 4.2.1.

Obr. č. 4.2.1.: Schematické znázornění výpočtu Human Development indexu



Zdroj: Rozvojový program OSN, 2010; vlastní úpravy

Ačkoliv HDI reflektuje již zmíněné tři dimenze lidského blahobytu, mnoho autorů (Ranis et al., 2006; Alkire, S., 2007) uvádí, že i tento ukazatel má své limity. Ranis et al. (2006) definovali kategorie lidského blahobytu, které nejsou zahrnuty v HDI. Vytvořili celkem jedenáct kategorií a ověřovali závislost mezi HDI a řadou dalších ukazatelů lidského pokroku. Zjistili, že HDI velice slabě koreluje s řadou důležitých dimenzí, které se vztahují k blahobytu, jako je např. životní prostředí, ekonomická stabilita nebo duševní zdraví.

4.2.2 Globální projekt OECD: měření pokroku

OECD je organizací, která již před několika lety výrazně iniciovala debatu a aktivity, týkající se možných způsobů měření blahobytu. V roce 2004 se na popud OECD konalo první světové fórum s názvem „Statistics, Knowledge and Policies“ v Palermu, pak následovala dvě další (2007 a 2009). Ústřední téma „Statistika, znalosti a politika“ bylo společné pro všechna tři fóra. Měření blahobytu a pokroku je jednou z klíčových priorit OECD a to nejenom se zaměřením na rozvojové státy. Proto vyvíjí úsilí jak v oblasti výzkumu, tak i v podobě pořádání a iniciace konferencí jak na regionální, tak i mezinárodní úrovni.

Právě na základě zmíněného prvního světového fóra odstartovalo OECD v letech 2004 a 2005 aktivitu, která je dnes uváděna pod názvem „Globální projekt měření pokroku“ (Measuring the Progress of Societies).

Rámec pro měření blahobytu je vymezen *kvalitou života (quality of life)* a materiálním zajištěním *životních podmínek (material living conditions)* na jedné straně a *udržitelostí* této kvality v čase, to znamená udržitelnost jak přírodního tak socio-ekonomického systému.

Jak je patrné z následujícího schématu (obr. č. 4.2.2.), koncepce měření blahobytu se opírá o jedenáct dimenzí. Výběr proměnných je pak založen na dvou kritériích kvality: a) vypovídací schopnost s ohledem na možná politická rozhodnutí; b) spolehlivost dat (sběr dat je založen na kvalitních a ověřených standardech). (OECD, 2011)

Obr. č. 4.2.2.: Indikátory blahobytu dle OECD



Zdroj: OECD, 2011; vlastní úpravy

Kvalita života je reprezentována osmi dimenzemi. První zastupuje *zdraví* (health status). Dobrý zdravotní stav patří k základním determinantům kvality života, má vliv na získání odpovídající pracovní pozice, zapojení se do společenského života, sebevzdělávání a další.

Tato dimenze je prakticky zastoupena dvěma ukazateli:

- i) naděje na dožití při narození;

- ii) subjektivní spokojenost s vlastním zdravotním stavem – data jsou získávána v rámci šetření domácností nebo šetřeních o zdravotním stavu obyvatel.

Dalším aspektem kvality života je *vyváženost (proporcionalita) mezi pracovním a osobním životem* (work and life balance). V projektu OECD je tato dimenze zastoupena třemi indikátory:

- i) podíl zaměstnanců, kteří pracují více než 50 hodin týdně;
- ii) počet hodin, věnovaných volnočasovým aktivitám (sport, společenská akce) a vlastním aktivitám (spánek, jídlo, apod.) v rámci běžného dne u populace 25 – 64 let;
- iii) míra zaměstnanosti u žen s dětmi ve věku 6-14 let.

První dva ukazatele představují přímé a nepřímé vyjádření času, který je věnován mimopracovním aktivitám.

Další indikátory se vztahují k *vzdělání a schopnostem* (education and skills). Jak uvádí OECD ve své zprávě (OECD, 2011) lidé s vyšším vzděláním dosahují vyšších výdělků, snadněji nacházejí uplatnění na trhu práce. U této skupiny populace je také nižší výskyt chronických onemocnění

a dožívají se vyššího věku. Lidé s vyšším dosaženým vzděláním také častěji participují na veřejném životě, méně často jsou původci trestných činů, méně se spoléhají na sociální pomoc státu a ostatních, což v důsledku vede k nižším sociálním výdajům a růstu HDP na úrovni celé společnosti. Dva indikátory zastupují tuto oblast:

- i) vzdělání dospělé populace – procento obyvatel ve věku 15-64 let s vyšším sekundárním vzděláním dle klasifikace OECD-ISCED (odpovídá zhruba dokončenému středoškolskému vzdělání);
- ii) gramotnost studentů ve věku 15 let – je založena na schopnosti porozumět a pracovat s psaným textem.

Dalším aspektem, který je sledován, jsou *sociální vazby* (social connections). Indikátory, které jsou v této oblasti sledovány, ukazují četnost kontaktu s ostatními a kvalitu sociálních vazeb. Tato dimenze se pak opírá o dva konkrétní ukazatele:

- i) podíl obyvatel, kteří se setkávají se svými přáteli nebo příbuznými alespoň jednou týdně;
- ii) podíl obyvatel, kteří uvádějí, že v případě potřeby se mohou obrátit na někoho blízkého.

První indikátor je dostupný pouze pro vybrané evropské země na základě speciálního modulu šetření EU-SILC, druhý ukazatel vychází z údajů Gallup Word Poll. Jelikož první z uvedených dokumentuje pouze frekvenci sociálních vazeb, nikoliv jejich kvalitu, druhý uvedený ukazatel má za cíl charakterizovat také stabilitu a intenzitu těchto vazeb.

Oblast *občanská angažovanost a vláda* (civic engagement and governance) je zastoupena dvěma indikátory:

- i) volební účast v nejvýznamnějších volbách v zemi, definovaná jako podíl obyvatel, kteří volili, z populace 18 a více let nebo z populace obyvatel s volebním právem, registrovaných k volbám;
- ii) souhrnným indexem, charakterizujícím otevřenost a transparentnost procesu přípravy zákonů a souvisejících předpisů.

Ačkoliv OECD (OECD, 2011) zdůrazňuje, že účast ve volbách nejen patří k základním lidským právům, ale je také nástrojem zefektivnění politických procesů, přiznává, že navržené ukazatele mají své limity a to například, že reflektují pouze existenci zpětné vazby od občanů k vládě na úrovni institucionální, ale nereflektují její efektivnost a využití samotnými občany.

Kvalita životního prostředí (environmental quality) a přírodní zdroje patří k oblastem, které při měření blahobytu zohledňuje také mnoho jiných prací (např. Ranis et al., 2006; Costantini a Monni, 2005). Životní prostředí, ve kterém obyvatelé žijí, má vliv nejen na zdravotní stav obyvatel (zejména čistota ovzduší a vody), upravenost a čisté okolí bydliště je také jeden z faktorů, ovlivňujících psychický stav člověka. Sledované indikátory kvality životního prostředí jsou následující:

- i) koncentrace jemných částic PM10 (poléťavý prach), počítaný jako vážený průměr, kde váhami je počet obyvatel.

Další skupinou faktorů, které jsou důležité pro spokojenost jak na úrovni jednotlivce, tak na úrovni společnosti, je *osobní bezpečnost* (personal security). Pocit bezpečí je pak nejvíce oslaben v případě, že člověk sám se stane terčem útoku. Ten může mít za následek nejen ztrátu majetku, ale také fyzickou a hlavně psychickou indispozici a z toho plynoucí těžší zapojení na trhu práce a narušení sociálních vazeb. Tato dimenze je zastoupena dvěma indikátory:

- i) počet vražd na sto tisíc obyvatel a rok;
- ii) procento obyvatel, uvádějících, že se stali obětí násilného trestného činu během posledních dvanácti měsíců.

Ačkoliv počet vražedných útoků reflektuje pouze nejhrubější formu zločinu, nespornou výhodou tohoto ukazatele je jeho dobrá srovnatelnost a dostupnost. Druhý ze sledovaných ukazatelů pak zohledňuje i jiné formy násilné činnosti a opírá se o šetření Gallup WorldPoll. OECD navrhuje také další ukazatele, týkající se například zločinů na majetku, podvodů nebo indikátory, reflektující důvěru obyvatel v orgány činné v trestním řízení. Uvádí, že ačkoliv tato data v různých formách již existují, nejsou plně srovnatelná napříč státy OECD.

Jak již bylo diskutováno dříve, mnoho iniciativ zdůrazňuje také potřebu zjišťovat míru blahobytu na základě subjektivního hodnocení obyvatel. *Subjektivní posouzení blahobytu* (subjective well-being) je zohledněno také ve skupině indikátorů OECD. Hodnocení se opírá o následující indikátor:

- i) vyjádření spokojenosti na úrovni jednotlivce na škále 0-10 (Cantrilova škála - Cantril Ladder: 10 – nejlepší; 0 – nejhorší); za jednotlivé státy je pak uváděna průměrná hodnota.

Data pro tuto dimenzi pocházejí ze šetření Gallup WorldPoll. Podrobněji popisuje Cantrilovu škálu Diener a Tov (2009), kteří se ve svém článku zabývají vztahem mezi subjektivním vyjádřením blahobytu a vybranými ukazateli (např. možnost spolehnout se na někoho blízkého, učit se nové věci apod.).

Životní podmínky, resp. materiální zajištění životní úrovně se pak opírá o tři dimenze. První dimenze reprezentuje *příjem a majetek* (income and wealth) a je zastoupen dvěma konkrétními indikátory:

- i) upravený čistý disponibilní příjem domácností (household net adjusted disposable income) – zahrnuje mzdu, příjem z vlastnictví nemovitosti a další;
- ii) čistý finanční majetek (net financial wealth) – zahrnuje finanční aktiva domácnosti (hotovost, akcie) očištěné o dluhy.

První indikátor vyjadřuje, jak je blahobyt ovlivněn výší příjmu, je nejobsáhlejší mírou spotřeby domácností v rámci národních účtů (OECD, 2006). Ukazatel majetku nicméně nezahrnuje některé položky, které jsou nezbytné pro vyjádření blahobytu (materiálního) domácností, například bydlení a půdu (Campbell, 2006). Proto je výzvou a úkolem zajistit kvalitní data, která by podávala informaci o vlastnictví majetku nefinančního charakteru.

Druhá dimenze zahrnuje *práci a mzdy* (jobs and earnings). Dostupnost práce a získanou mzdu nelze vnímat pouze jako přínos materiální. Dostupnost práce má také rozměr psychologický: společenské uznání, rozvíjení vlastních schopností, uspokojení vlastních ambicí, užitek pro společnost.

Tato oblast je opět reprezentována dvěma ukazateli:

- i) míra zaměstnanosti – definovaná jako podíl obyvatel ve věku 15-64 let (týká se většiny zemí OECD), kteří jsou zaměstnáni a pobírají za svou práci mzdu;
- ii) míra dlouhodobé nezaměstnanosti – vypočtená jako podíl počtu nezaměstnaných jeden rok a déle na celkové pracovní síle.

První charakteristika se vztahuje k naplnění (využití) trhu práce, nicméně míra zaměstnanosti nezohledňuje ty osoby, které dobrovolně na trh práce nevstupují. Druhý ukazatel pak lépe vystihuje míru deprivace z nedobrovolné absence práce, jelikož je zacílena na ty, kteří aktivně práci hledají. (OECD, 2011)

Třetí dimenze pak reflektuje *úroveň bydlení*. Dostupnost a dostatečná kvalita bydlení je jedním ze základních předpokladů dobré životní úrovně a zároveň je častou největší položkou v rozpočtu domácnosti. Nekvalitní bydlení může zároveň ovlivnit také zdravotní stav členů dotčené domácnosti, sociální vazby s okolím a další.

Kvalita bydlení je opět zastoupena dvěma indikátory:

- i) průměrný počet místností na osobu v jednom obydlí;

- ii) procento obydlí bez základního příslušenství – základní příslušenství je splachovací toaleta a koupelna.

První ukazatel nezachytí situaci, kdy jedinec/domácnost upřednostní místo na úkor velikosti obydlí, což je časté při volbě městského bydlení versus bydlení vesnického charakteru. Kvalitu bydlení lze mimo dostupnosti základního příslušenství charakterizovat také kvalitou okolí, možností dostatečně vytopit obydlí apod.

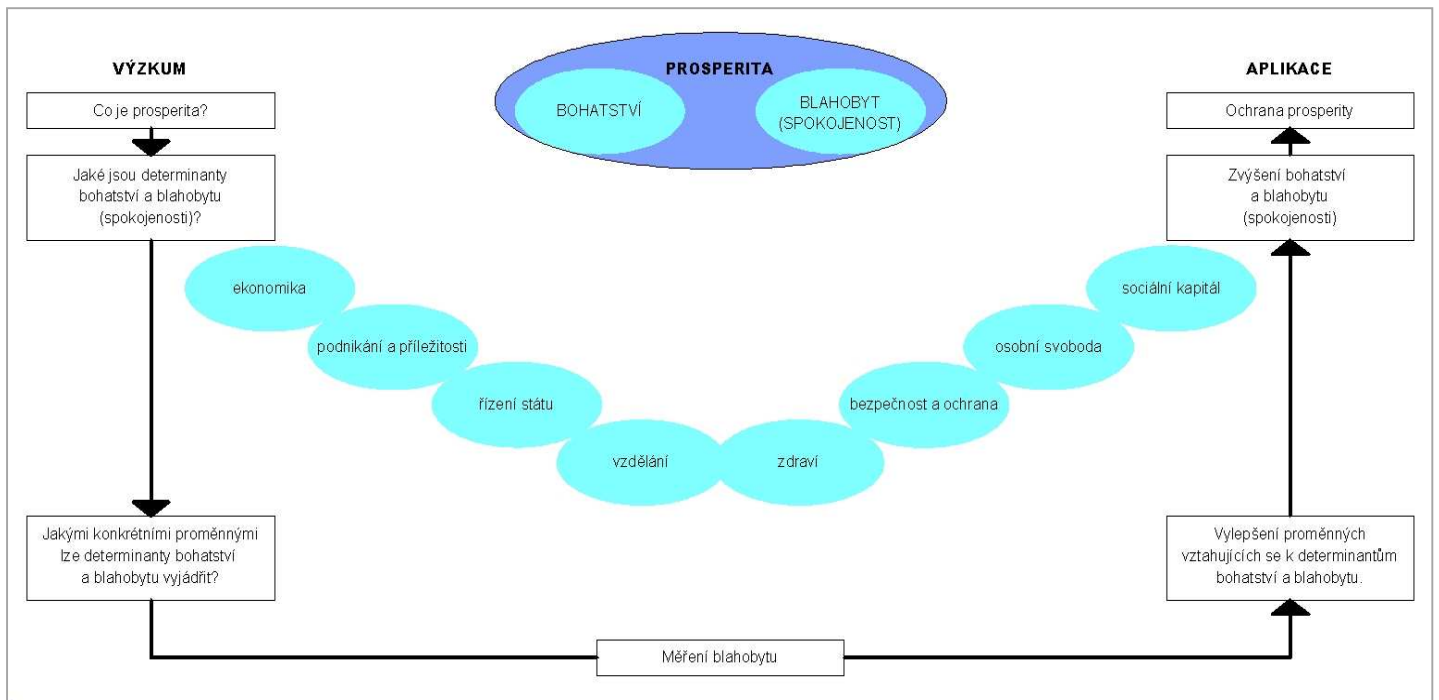
4.2.3 Legatum Prosperity Index

Prosperity Index (PI), což je možné přeložit jako Index blahobytu, je založen na holistické definici blahobytu, která zahrnuje nejen materiální bohatství, ale také kvalitu života. Index je stanovován pro 110 zemí světa (je pokryto přes 90% světové populace) a opírá se o 89 různých proměnných. Skládá se z osmi subindexů, pokrývajících následující oblasti:

- i) ekonomika (Economy);
- ii) podnikání a příležitosti (Entrepreneurship&Opportunity);
- iii) řízení státu (Governance);
- iv) vzdělání (Education);
- v) zdraví (Health);
- vi) bezpečnost a ochrana (Safety&Security);
- vii) osobní svoboda (Personal Freedom);
- viii) sociální kapitál (Social Capital).

Každý subindex má pak při konstrukci výsledného Prosperity Indexu stejnou váhu. Každá uvažovaná dimenze je nahlížena ze dvou úhlů: z pohledu ekonomického (resp. příspěvek k ekonomickému blahobytu) a z pohledu štěstí jednotlivce. Následující schéma (obr. č. 4.2.3.) zobrazuje jednotlivé dimenze Prosperity Indexu. (Legatum Institute, 2010)

Obr. č. 4.2.3.: Jednotlivé dimenze Prosperity Indexu



Zdroj: Legatum Institute, 2010; vlastní úpravy

Autoři Prosperity Indexu uvádějí důvody, proč přistoupili ke konstrukci tohoto ukazatele a zmiňují tak vlastnosti, kterými je tento index jedinečný. Jako první uvádějí, že Prosperity Index je jediným globálním nástrojem pro hodnocení bohatství a blahobytu. Je jediným indexem, který měří jak ekonomickou prosperitu, tak subjektivní spokojenost (blaho) obyvatel. Index zahrnuje unikátní množství ukazatelů, při konstrukci PI bylo nalezeno mnoho proměnných („as many as possible“), které významně přispívají k růstu HDP nebo subjektivní spokojenosti. To je opět výhodou PI oproti jiným ukazatelům, které se často soustředí pouze na vybrané dimenze. Dalším unikátem Prosperity Indexu je použití jak objektivních, tak i subjektivních ukazatelů. (Legatum Institute, 2010)

Konstrukce PI je založena také na vybraných statistických metodách. První krok výběru proměnných, jehož cílem bylo vymezit obecný rámec pro konstrukci jednotlivých subindexů a výběr proměnných, se opíral o závěry dosavadních publikovaných studií. Druhý krok byl založen na regresní analýze, jejíž pomocí byly stanoveny váhy jednotlivých proměnných zahrnutých do subindexů. Bylo zjišťováno, do jaké míry zlepšení určitého ukazatele koreluje s vyšší příjmu nebo osobního blahobytu. Všechny proměnné byly nejprve standardizovány. Jak

už bylo uvedeno, Legatum Prosperity Index se opírá o 89 proměnných, které statisticky významně korelují s příjmem na obyvatele nebo subjektivním hodnocením blahobytu.

Veškeré podrobnosti týkající se konstrukce Prosperity Indexu uvádí Legatum Institut na příslušných webových stránkách⁵. Každoročně také zveřejňuje pořadí států a to jak dle jednotlivých subindexů, tak na základě souhrnného PI. V roce 2010 vévodilo žebříčku Norsko, následované Dánskem, Finskem, Austrálií a Novým Zélandem. Žebříček uzavírají africké země (Etiopie, Zimbabwe, Nigérie) spolu s Pákistánem. Ze zemí Evropské unie dosahuje nejhorší pozice Rumunsko (51. místo), Lotyšsko (47) a Bulharsko (46). Česká republika obsadila v roce 2010 24. příčku. Autoři (Legatum Institute, 2010) přitom zdůrazňují, že ekonomické bohatství a subjektivní blahobyt spolu úzce souvisí. Nejvíce prosperující země dosahují výborných výsledků jak v maximalizaci ekonomického tak i subjektivního blahobytu (SWB – subjective well-being). Země v nejlepší desítce jak z pohledu ekonomického, tak z pohledu SWB nejsou rozlohou velké (žádná nepatří mezi pětadvacet největších zemí světa), profitují z demokratického politického systému, efektivního a spravedlivého vládního systému a podnikavého obyvatelstva. O celkové vyrovnanosti států v první desítce svědčí i fakt, že pokud bychom uvažovali pořadí odděleně na základě příjmových ukazatelů a ukazatelů osobního blahobytu, tak celkem osm států je mezi deseti nejlepší v obou žebříčcích, jak zachycuje následující diagram (obr. č. 4.2.4.). (Legatum Institute, 2010)

Obr. č. 4.2.4.: Nejlepší státy na základě příjmových charakteristik a charakteristik blahobytu



Zdroj: Legatum Institute, 2010; vlastní úpravy

⁵ www.prosperity.com

4.2.4 Závěry Komise pro měření ekonomického výkonu a sociálního pokroku

Ačkoliv výstupem další iniciativy není konkrétní míra nebo soubor ukazatelů, jedná se o výraznou aktivitu posledních let. Na základě iniciativy francouzské vlády Nikolase Sarkózyho byla na začátku roku 2008 ustanovena *Komise pro měření ekonomického výkonu a sociálního pokroku* (Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress), jejímž předsedou byl ustanoven profesor Kolumbijské univerzity Joseph E. Stiglitz.

Komise byla zřízena s následujícími cíly:

- určit limity HDP jako ukazatele ekonomické výkonnosti a sociálního pokroku;
- posoudit využití doplňujících informací, relevantních pro posouzení pokroku ve společnosti;
- projednat nejvhodnější způsob prezentace statistických informací;
- zhodnotit realizovatelnost metodického aparátu pro měření pokroku, navrženého komisí. (Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress, 2008)

V roce 2009 pak komise vydala závěrečnou zprávu (tzv. Stiglitzova zpráva), která je určena politikům, akademické obci, statistikům a občansko-společenským organizacím, které jsou uživateli nebo producenty statistických údajů.

Jednou z klíčových informací této zprávy (Stiglitz et al., 2009) je důraz na posun od měření ekonomické produkce k měření lidského blahobytu v kontextu udržitelnosti (from production to well-being). Zpráva také uvádí, že je nutné vytvořit systém, který doplní ukazatele ekonomické produkce (činností odehrávajících se na trhu) o míry vztahující se k lidskému blahobytu a udržitelnosti. Takový systém pak musí být mnohorozměrný, jelikož jedna míra nemůže postihnout jev tak komplexní jako je lidský blahobyt. Systém by se tedy měl skládat ze sady ukazatelů, pokrývajících jednotlivé dimenze blahobytu.

Zpráva upozorňuje, že HDP je především míra tržní produkce a tak by také měla být interpretována. Často je ovšem užívána jako ukazatel ekonomického blahobytu a vlády se často zaměřují především na opatření, která zvyšují HDP.

Zpráva komise (Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress, 2008) obsahuje celkem dvanáct doporučení pro měření lidského blahobytu a pokroku společnosti:

- i) pro hodnocení materiálního zajištění (blahobytu) je lépe využít příjem a spotřebu než produkci;
- ii) zaměřit se na domácnosti;
- iii) spotřebu a příjmy je nutné posuzovat v kontextu celkového bohatství;
- iv) věnujme vyšší pozornost distribuci příjmů, spotřeby a bohatství;
- v) ukazatele příjmu musí být rozšířeny o netržní aktivity;
- vi) kvalita života se odvíjí od objektivních podmínek a možností; měla by být přijata opatření ke zlepšení měření zdraví, vzdělání, osobních aktivit a životního prostředí; výrazná snaha by také měla být věnována návrhu a implementaci spolehlivých robustních měr pro vyjádření sociálních vazeb, politickým aspektům a nejistotě (jak ekonomické tak fyzické), které se jeví jako determinanty spokojenosti;
- vii) ukazatele kvality života napříč všemi dimenzemi by měly umožnit posoudit nerovnosti;
- viii) šetření by měla být navržena tak, aby umožnila posoudit vazby mezi různými oblastmi kvality života na úrovni jednotlivce, tyto údaje by pak měly být využity při návrhu jednotlivých politik;
- ix) statistické úřady by měly poskytovat údaje potřebné k agregaci napříč jednotlivými dimenzemi kvality života tak, aby bylo možné konstruovat různé souhrnné indexy;
- x) měření jak subjektivního tak i objektivního blaha poskytuje klíčovou informaci o kvalitě života, proto by statistické úřady měly do svých šetření začlenit otázky, zjišťující hodnocení života, hédonické zážitky a priority občanů;
- xi) hodnocení udržitelnosti vyžaduje sadu správně definovaných ukazatelů (dashboard ukazatelů); indexem, který má své místo v této sadě je měnový index udržitelnosti, který by ale v současné době měl být zaměřen na ekonomické aspekty udržitelnosti;

- xii) environmentální aspekty udržitelnosti vyžadují samostatné šetření, založené na vhodně zvoleném souboru naturálních ukazatelů; především je zapotřebí jasný ukazatel přiblížení k hranici nevratného poškození životního prostředí (například změna klimatu, vyčerpání zdrojů rybolovu).

Jak již bylo uvedeno, blahobyt je nutné vnímat jako multidimensionální jev a tak jej také posuzovat. Komise vymezila osm klíčových dimenzí, které mají vliv na spokojenost obyvatel:

- i) materiální životní úroveň (příjem, spotřeba a bohatství);
- ii) zdraví;
- iii) vzdělání;
- iv) osobní aktivity včetně práce;
- v) politická vůle a vláda;
- vi) sociální vazby a vztahy;
- vii) životní prostředí (současné a budoucí podmínky);
- viii) nejistota, jak ve formě ekonomické, tak fyzické.

(Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress, 2008)

Jednotlivé dimenze budou podrobněji diskutovány v páté kapitole.

Cílem komise je, na základě předložených zjištění a doporučení, podnítit ve společnosti diskusi o způsobu měření blahobytu a pokroku společnosti a iniciovat výzkum zaměřený na vývoj vhodnějších a komplexnějších ukazatelů.

Uvedené iniciativy představují jen výběr ze široké palety aktivit, které v oblasti hodnocení životní úrovně a kvality života probíhají. Závěry budou sloužit jako jeden z podkladů pro výběr a návrh proměnných pro hodnocení kvality života v zemích Evropské unie.

4.3 Zdroje dat

4.3.1 Klíčové evropské ukazatele

4.3.1.1 Strukturální ukazatele - *Structural Indicators (SI)*

Strukturální ukazatele (SI) jsou ukazatele mezinárodního srovnání, které sestavuje Evropský statistický úřad Eurostat. Ukazatele slouží jako podklad Radě Evropy pro hodnocení dosažení cílů Lisabonské strategie. V rámci mezinárodního posouzení regionálních disparit představují strukturální ukazatele ucelený soubor vybraných ukazatelů v oblasti ekonomické, sociální a environmentální. (Melecký, 2007)

Strukturální ukazatele pokrývají šest základních oblastí: i) obecné ekonomické prostředí; ii) zaměstnanost; iii) inovace a výzkum; iv) ekonomická reforma; v) sociální soudržnost; vi) životní prostředí.

Databáze strukturálních ukazatelů je vytvářena již od roku 1999, přičemž v roce 2000 došlo ke zlomu ve využívání strukturálních ukazatelů vzhledem k přijetí Lisabonské strategie. Soubor ukazatelů se postupně rozšiřoval z počátečních pětatřiceti ukazatelů na stosedm v roce 2003. Na popud Evropské rady došlo k omezení počtu sledovaných ukazatelů. V roce 2003 tak byl sestaven tzv. long-list strukturálních ukazatelů, čítající 42 základních indikátorů, které pokrývají zmíněných šest základních oblastí. V roce 2004 byl sestaven seznam čtrnácti základních ukazatelů⁶ (tzv. short-list strukturálních ukazatelů), které pokrývají všechny tři pilíře Lisabonského procesu - ekonomický, sociální a environmentální. (Melecký, 2007)

Diskuze o složení strukturálních ukazatelů neustále pokračují a také současná databáze sledovaných ukazatelů je neustále vylepšována s ohledem na měnící se požadavky na jejich kvalitu a pokrytí

Jak uvádí Melecký (2007), nejvyšší vypovídací schopnost z hlediska srovnání regionálních disparit mají roční údaje publikované na úrovni NUTS 0, resp. NUTS 1. Ty svým rozsahem pokrývají celou EU27 a další vybrané státy, nicméně se liší délkou dostupných časových řad. Dále však uvádí, že pro mezinárodní srovnání regionálních disparit v jednotlivých evropských regionech je nutná datová základna pro nižší územní jednotky NUTS2 nebo NUTS3. Ovšem jen jedenáct strukturálních ukazatelů uvedených na tzv. short-listu je sledováno na úrovni

⁶ Tento seznam byl stabilní pro tříleté období 2004 – 2007.

NUTS2. Autor k tomuto namítá, že ne vždy publikovaná data odpovídají přesné definici daného strukturálního ukazatele a datová základna se opírá o kratší časové řady.

4.3.1.2 Ukazatele udržitelného rozvoje - Sustainable Development Indicators (SDI)

Ukazatele udržitelného rozvoje slouží k hodnocení Strategie udržitelného rozvoje Evropské unie. Udržitelný rozvoj je základním cílem EU v rámci úsilí o trvalé zvyšování kvality života prostřednictvím efektivního hospodaření a nakládání se zdroji. Eurostat zveřejňuje každé dva roky monitorovací zprávu na základě souboru ukazatelů udržitelného rozvoje.

Ukazatele pokrývají 10 témat: i) sociálně-ekonomický vývoj; ii) udržitelná spotřeba a výroba; iii) sociální zapojení; iv) demografické změny; v) veřejné zdraví; vi) klimatické změny a energie; vii) udržitelná doprava; viii) přírodní zdroje; ix) globální partnerství; x) dobré vládnutí (řádná správa věcí veřejných).

Z více než stovky ukazatelů bylo vybráno jedenáct klíčových, které podávají základní informaci o naplňování cílů Strategie udržitelného rozvoje:

- růst HDP na osobu;
- emise skleníkových plynů;
- spotřeba obnovitelných energií;
- spotřeba energie v dopravě ve vztahu k HDP;
- produktivita zdrojů;
- výskyt běžných druhů ptáků;
- zachování populací ryb;
- střední délka života prožitá ve zdraví;
- riziko chudoby;
- míra zaměstnanosti starších pracovníků;
- oficiální rozvojová pomoc.

Několik posledních let je charakterizováno nárůstem počtu indikátorů, které jsou sledovány za účelem podpory politických rozhodnutí Evropské unie. Vedlejším efektem tohoto procesu je pak fakt, že potenciální uživatel těchto dat může být přehlacen množstvím informací, které jsou dostupné na stránkách Eurostatu. S ohledem na klíčové cíle EU byly indikátory začleněny do dvou rámců: i) strukturální ukazatele pro hodnocení cílů Lisabonské strategie; ii) ukazatele udržitelného rozvoje. Jak uvádí Saltelli a kol. (2010), pod každou z těchto dvou oblastí lze nalézt více než 100 „klíčových ukazatelů“, přičemž velké množství ukazatelů je pro oba rámce společných (zhruba tři čtvrtiny SI jsou obsaženy v sadě SDI).

4.3.1.3 Ukazatele blahobytu - Well-being indicators

Cílem nového projektu Eurostatu je sestavit sadu ukazatelů pro měření blahobytu v EU27. Projekt, mimo jiné, reflektuje již probíhající iniciativy⁷ v této oblasti, projekty Evropské komise (Beyond GDP project) nebo OECD (Measuring the Progress of Societies) a opírá se také o poznatky uvedené v tzv. Stiglitzově zprávě.

Teoretická východiska pro výběr ukazatelů jsou založena na Maslowově hierarchii potřeb, resp. jeho vymezení základních potřeb a na vymezení psychologických potřeb dle Deciho a Ryana; dále se pak opírá o tzv. „capability approach“, který v mnoha svých pracech představil Sen. Sada indikátorů by měla obsahovat jak objektivní ukazatele, tak i ukazatele subjektivní (např. ze šetření EU-SILC nebo European Social Survey). Tyto a další návrhy a kroky, které byly doposud provedeny v souvislosti se sestavením listu tzv. „well-being“ indikátorů jsou uvedeny v příslušné studii Eurostatu (viz Eurostat, 2010).

4.3.2 Další iniciativy

4.3.2.1 Šetření EUROBAROMETR

Od roku 1973 organizuje Evropská komise dotazníková šetření, jejichž cílem je zjistit názory občanů členských států EU a posoudit jejich vývoj. Standardně probíhají dvě vlny šetření ročně (jaro a podzim), přičemž tyto výzkumy jsou dle potřeby doplňovány speciálními výzkumy na vybrané téma. Veškerá šetření probíhají formou osobního dotazování, výběrový soubor je o rozsahu zhruba 1000 respondentů v každé zemi, dotazování probíhá v mateřském jazyce. Šetření se účastní respondenti staří 15 a více let.

⁷ Například iniciativu WellBeBe v Belgii, national Accounts of Well-Being ve Velké Británii nebo Legatum Prosperity Index.

Jak již bylo uvedeno, cílem těchto dotazníkových šetření je zjištění názorů a informovanosti obyvatel zemí Evropské unie na instituce EU, sjednocení EU a její rozšiřování, politiky EU. Mimo tyto pravidelné výzkumy jsou organizována speciální šetření se zaměřením na zemědělství, biotechnologie, energie, životní prostředí, vědu a výzkum, chudobu, pracovní podmínky a další. (Evropská komise, 2008)

Data ze šetření Eurobarometr jsou přístupná prostřednictvím datového portálu Leibnizova institutu společenských věd - ZACAT – *GESIS Online Study Catalogue*.

4.3.2.2 Eurofound: Průzkum kvality života v Evropě (European Quality of Life Survey - EQLS)

Eurofound – Evropská nadace pro zlepšení životních a pracovních podmínek - je orgánem Evropské unie a byla založena již v roce 1975. Jejím úkolem je „...*přispívat k navrhování a vytváření lepších životních a pracovních podmínek v Evropě*“ (Eurofound, 2009).

European Quality of Life Survey - EQLS (Průzkum kvality života v Evropě) je celoevropským šetřením kvality života, které proběhlo ve dvou vlnách, první vlna byla organizována v roce 2003, druhá pak v roce 2007. V každé zemi se dotazníkového šetření zúčastnilo zhruba tisíc respondentů, v některých zemích (např. Německo, Francie, Velká Británie) byly počty dotazovaných vyšší (1500 – 2000 respondentů). Výsledky tohoto dotazníkového šetření umožňují podat celkový obraz o kvalitě života v EU na základě jak subjektivních tak objektivních prvků. Přístup nadace Eurofound pak chápe kvalitu života v širším slova smyslu než jen „zúženě“ jako životní podmínky. „*Eurofound vnímá kvalitu života primárně v rozsahu, v jakém mohou jednotlivci dosahovat svých ambic*“ (Evropská nadace pro zlepšení životních a pracovních podmínek, 2008).

Šetření se zaměřuje na několik okruhů:

- i) spokojenost se životem, subjektivní pocit štěstí;
- ii) příjem a deprivace;
- iii) rodina, povinnosti v domácnosti;
- iv) rovnováha mezi pracovním a soukromým životem;
- v) zdraví a zdravotní péče;
- vi) bydlení, kvalita společnosti, životní prostředí.

Datové soubory z těchto šetření jsou dostupné prostřednictvím centra *Economic and Social Data Service-international (ESDS)* pro účely výzkumu, výuky a vzdělávání.

4.3.2.3 Worldwide Governance Indicators (WGI)

Worldwide Governance Indicators představují soubor šesti ukazatelů kvality vládnutí (kvality institucionálního prostředí) podle metodiky Světové banky. Jedná se o následující oblasti:

- i) kontrola korupce;
- ii) efektivnost vlády;
- iii) politická stabilita;
- iv) kvalita regulace;
- v) právní řád;
- vi) demokracie.

Jedná se o souhrnné indexy, které sumarizují informaci z několika stovek měření, které realizují mezinárodní organizace, poradenské firmy, univerzity nebo nevládní organizace. Výsledný index tedy kombinuje expertní odhady, data dotazníkových šetření obyvatel a firem. Indexy nabývají hodnot z rozmezí od -2,5 do +2,5, přičemž vyšší hodnota ukazatele značí lepší výsledek v příslušné složce správy.

Detailní metodologii lze nalézt v díle Kaufmann, Kraay, Mastruzzi (2010), syntézu výsledků pro Českou republiku pak poskytuje například Volejníková (2006).

4.3.2.4 Databáze Světové banky

Světová banka spravuje kromě již uvedených WGI celou řadu dalších ukazatelů, které jsou uloženy v databázi Světové banky (<http://databank.worldbank.org>). Databáze obsahuje například bohatou sadu indikátorů *World Development Indicators*, jejímž cílem je poskytnout relevantní a srovnatelné ukazatele *hospodářského rozvoje a kvality života*. Databáze obsahuje více než 1100 indikátorů pro 213 ekonomik světa, přičemž některé časové řady jsou datovány již od roku 1960.

Sada ukazatelů World Development Indicators je pak organizována do šesti okruhů:

- i) pohled na svět (world view);
- ii) lidé (people);
- iii) životní prostředí (environment);
- iv) ekonomika (economy);
- v) státy a trhy (states and markets);
- vi) globální souvislosti (global links).

(Světová banka, 2011)

Více informací a nejnovější údaje je možné nalézt v každoročních publikacích Světové banky.

5 Výběr proměnných a posouzení konvergence kvality života v EU

5.1 Výběr proměnných a příprava datového souboru

5.1.1 Primární výběr proměnných

Výchozím podkladem pro výběr proměnných pro posouzení konvergence kvality života v zemích a regionech EU jsou závěry Komise pro měření ekonomického výkonu a sociálního pokroku. Jak bylo uvedeno v kapitole 4.2.4., v závěrečné zprávě komise bylo vymezeno osm klíčových dimenzí, které mají vliv na kvalitu života a spokojenost obyvatel. Těchto osm dimenzí představuje výchozí oblasti, které budou v dalším kroku naplňovány konkrétními ukazateli. Komise nevymezila konkrétní seznam proměnných, které by jednotlivé oblasti naplnily, nicméně jsou v rozsáhlé závěrečné zprávě některé ukazatele diskutovány. Determinanty kvality života jsou rozděleny do následujících osmi dimenzí:

- i) bohatství - materiální životní úroveň (příjem, spotřeba a bohatství);
- ii) zdraví;
- iii) vzdělání;
- iv) osobní aktivity včetně práce;
- v) politická vůle a vláda;
- vi) sociální vazby a vztahy;
- vii) životní prostředí - současné a budoucí podmínky;
- viii) nejistota, jak ve formě ekonomické, tak fyzické.

Proměnné do jednotlivých dimenzí navrhovaných Komisí pro měření ekonomického výkonu a sociálního pokroku byly vybrány na základě doporučení této komise a na základě syntézy závěrů, uvedených v publikacích tematicky zaměřených na měření životní úrovně a kvality života. Komise ve své závěrečné zprávě udává podrobný popis každé dimenze a poskytuje jakýsi návrh charakteristik, které by měly být v této dimenzi zahrnuty, i když ne vždy s propojením na konkrétní proměnnou. Výběr proměnných se tedy opíral jednak o závěry

Komise, zároveň byly ale primární vstupní proměnné jakýmsi průnikem ukazatelů sledovaných také v rámci jiných iniciativ, které jsou popsány v literární rešerši této práce. Dalším stěžejním kritériem pro výběr proměnných byla také dostupnost údajů a to z dvojího pohledu:

- i) dostupnost dat pro veřejnost – do vstupní databáze ukazatelů byly zahrnuty takové proměnné, které jsou dostupné v rámci veřejných databází (Eurostat, Světová banka) nebo data uložená v datových archivech a dostupná na základě registrace uživatele;
- ii) dostupnost dat pro jednotlivé státy a vybrané časové období – s ohledem na cíle práce byly zahrnuty pouze takové proměnné, které splňovaly požadavek na obsazenost daty jak z pohledu jednotek (států), tak z pohledu dostupnosti údajů v časové řadě.

Druhý uvedený bod je podrobně rozepsán v následujícím textu.

Vzhledem ke stanoveným cílům disertační práce, mezi něž patří posouzení konvergence/divergence kvality života států Evropské unie na základě vybraných ukazatelů, je nutné zahrnout do analýz takové ukazatele, které jsou dostupné za vybrané časové období. Výchozím rokem pro analýzy byl zvolen rok 2004, přičemž tento rok byl zvolen z několika důvodů. Ve zkráceném období 2004 – 2006 probíhala vlna čerpání finančních prostředků ze Strukturálních fondů Evropské unie. Rok 2004 zde tedy představuje rok, kdy začalo čerpání dotací v rámci čtyř strukturálních fondů EU. V roce 2004 také došlo k velkému rozšíření Evropské unie o deset členských států. Do analýz byly tedy zahrnuty ukazatele dostupné v časové řadě alespoň od roku 2004. Snahou bylo získat pro každý ukazatel vždy časovou řadu s roční frekvencí. Vzhledem k tomu, že některé dimenze je možné naplnit pouze „měkkými daty“ získanými za pomoci dotazníkových šetření (týká se zejména dimenze *sociální vazby a vztahy*), byly v tomto případě vybrány alespoň ukazatele dostupné ve dvou vlnách šetření, které proběhly s určitým časovým odstupem (šetření EUROFOUND 2003 a 2007).

Vzhledem k rozsahu práce jak ve smyslu délky posuzovaného časového období, tak ve smyslu komplexnosti posouzení kvality života, nebyla dostupná data vždy kompletní. Pro výběr proměnných byla proto dále stanovena tato kritéria omezující počet chybějících hodnot:

- a) proměnné dostupné pro minimálně 80% pozorování (států);

b) proměnné, pro které bylo k dispozici alespoň 60% pozorování v časové řadě (tzn. například minimálně 4 pozorování v šestileté časové řadě).

Vzhledem k velkému počtu chybějících hodnot pro státy **Bulharsko** a **Rumunsko** a také s ohledem na skutečnost, že tyto dva státy jsou členy Evropské unie až od roku 2007 (tedy ne od počátku analyzované periody), byla analýza na úrovni států EU prováděna pouze pro 25 členských států Evropské unie (EU25).

Chybějící údaje proměnných vybraných na základě uvedených kritérií byly doplněny. Postup doplnění chybějících hodnot vycházel z regresní analýzy a je podrobně popsán v kapitole 5.1.2.

Jak již bylo uvedeno, pozornost byla věnována všem osmi dimenzím s cílem naplnit všechny dimenze. Proměnné byly čerpány celkem ze čtyř datových zdrojů. Ve dvou případech se jednalo o databáze ukazatelů a dva datové zdroje měly podobu výsledků dotazníkových šetření. Přehled datových zdrojů a jejich podíl na celkovém počtu proměnných (115 ukazatelů) jsou uvedeny v tabulce č. 5.1.1.

Tabulka č. 5.1.1.: Datové zdroje a jejich podíl na celkovém počtu proměnných

Datový zdroj	Podíl proměnných
databáze Eurostatu	78,2%
databáze Světové banky	8,7%
šetření Eurobarometr	3,5%
šetření EQLS	9,6%

Zdroj: vlastní zpracování

Jak je patrné z uvedené tabulky, nejvíce ukazatelů pochází z databáze evropského statistického úřadu Eurostatu. Výhodou údajů čerpaných z tohoto zdroje je jejich srovnatelnost a maximální dostupnost. Databáze byla dále doplněna sedmadvaceti proměnnými z jiných datových zdrojů, přičemž se jednalo zejména o proměnné zjišťované prostřednictvím dotazníkových šetření nebo opírajících se o hodnocení expertů.

V prvotní fázi bylo vybráno celkem 114 proměnných, kterými byly naplněny jednotlivé dimenze, dále byla uvažována jedna proměnná týkající se subjektivního hodnocení kvality života z dotazníkového šetření EQLS. Zastoupení proměnných v jednotlivých dimenzích je uvedeno v tabulce č. 5.1.2.

Tabulka č. 5.1.2.: Zastoupení proměnných v jednotlivých dimenzích

Dimenze	Počet proměnných	Kumulativní počet	Podíl na celkovém počtu proměnných v dimenzích (114 proměnných)
bohatství (materiální životní úroveň)	22	22	19,3%
zdraví	13	35	11,4%
vzdělání	12	47	10,5%
osobní aktivity včetně práce	19	66	16,7%
politická vůle a vláda	12	78	10,5%
sociální vazby a vztahy	6	84	5,3%
životní prostředí	10	94	8,8%
nejistota	20	114	17,5%
subjektivní posouzení kvality života	1	115	-

Zdroj: vlastní zpracování

Proměnné zahrnuté do jednotlivých dimenzí, včetně použité zkratky a datového zdroje jsou uvedeny v příloze č. 1. V případě, že byl ukazatel dostupný zvlášť pro muže a ženy, byla uvažována hodnota ukazatele v členění dle pohlaví, celková úroveň pak již nebyla uvažována. Cílem tohoto postupu bylo zohlednit odlišnou úroveň v těchto dvou skupinách a také reagovat na často uváděná doporučení, aby v případě dostupnosti byly vybrané ukazatele posuzovány též v členění například dle pohlaví nebo věkových skupin.

5.1.2 Doplnění chybějících hodnot

Jak již bylo uvedeno v předchozí kapitole, primární výběr zahrnoval pouze proměnné, jejichž hodnoty byly dostupné alespoň pro 80% pozorování (států) a časová řada této proměnné od roku 2004 musela obsahovat minimálně 60% hodnot. S ohledem na cíle práce, k nimž patří posouzení konvergence kvality života v zemích Evropské unie, byl při doplňování chybějících hodnot kladen důraz zejména na vývoj ukazatelů v čase. Cílem tedy bylo primárně doplnit proměnné s ohledem na jejich uspořádání v časových řadách. Tabulka č. 5.1.3. shrnuje informace o počtu chybějících hodnot ze všech proměnných (pro všechny ukazatele a všechny roky, tzn. 660 proměnných)

Tabulka č. 5.1.3.: Chybějící hodnoty u jednotlivých proměnných

Procento chybějících hodnot (v rámci jednoho ukazatele a roku)	Procento proměnných
žádné chybějící hodnoty	54,2%
do 5% chybějících hodnot	37,0%
5-10% chybějících hodnot	3,4%
10-15% chybějících hodnot	3,3%
15-20% chybějících hodnot	2,1%

Pozn.: Dolní mez není do intervalu zahrnuta, horní mez je do intervalu zahrnuta.

Zdroj: vlastní zpracování

Počáteční hodnota ukazatelů, tedy hodnota za rok 2004, byla doplněna na principu sousedních hodnot (hodnota za rok 2003, 2005 nebo průměr z hodnot pro roky 2003 a 2005). Princip doplnění chybějící hodnoty na základě dvou sousedních pozorování byl použit také v případě jedné chybějící hodnoty uvnitř časové řady.

V ostatních případech byl hledán vhodný regresní model, který byl následně použit pro odhad chybějícího pozorování. Kvalita modelu byla posuzována na základě hodnoty indexu determinace, přičemž bylo cílem nalézt regresní model s hodnotou indexu determinace vyšší

než 0,8. Interpolace (extrapolace) časové řady na základě trendu byla zvolena pouze v jednom případě, kdy časová řada vykazovala výrazný lineární trend. Všechny ostatní situace byly řešeny za pomoci regresního modelu, přičemž všechny nalezené regresní modely dosahovaly hodnoty upraveného koeficientu determinace (adjusted R^2) vyšší než 80%.

V prvním kroku byl vždy uvažován regresní model, kdy na straně vysvětlujících proměnných byly hodnoty téhož ukazatele v jiných letech, tzn. ostatní dostupná pozorování téhož ukazatele v dané časové řadě. Výběr proměnných probíhal krokovou metodou (stepwise regression). Pouze zhruba v pěti procentech případů byly do regresního modelu zahrnuty jiné vysvětlující proměnné. Tyto proměnné byly primárně vybírány ze stejné dimenze jako proměnná predikovaná a proměnné byly vybírány na základě věcné podobnosti a dále opět testovány v rámci postupného výběru krokovou metodou.

Uvedený postup s využitím regresních modelů byl preferován před predikčními modely časových řas z několika důvodů. Uvažované časové řady (dle dostupnosti dat od roku 2003, resp. 2004 do roku 2009, resp. 2010) často vykazovaly kolísání, které nebylo možné zachytit pomocí trendové funkce. Zejména ekonomické časové řady vykazovaly vzhledem k vývoji v posledních letech, výraznější výkyvy a to zejména ke konci analyzovaného období (roky 2008 a 2009). Trendové funkce by pochopitelně tento vývoj nezachytily a vzhledem k délce časových řad nebylo možné použít pokročilejší metody analýzy časových řad. Regresní modely vykázaly dobrou schopnost reagovat na tyto výkyvy, což bylo patrné při porovnání hodnot predikovaných a skutečných u těch jednotek (států), kde byla časová řada kompletní.

Ke každému ukazateli a hodnotě tohoto ukazatele pro konkrétní rok bylo přistupováno individuálně, přičemž byla brána v úvahu i dostupnost hodnot tohoto ukazatele v ostatních letech pro jednotlivé státy. V některých případech bylo tedy pro jeden ukazatel a jeden rok vytvořeno i více predikčních modelů, kdy při výběru vstupních proměnných byla zohledněna dostupnost pro jednotlivé státy.

Přestože bylo snahou doplnit veškeré chybějící hodnoty, údaje pro některé státy nebyly dostupné vůbec, nebyl tedy dostupný žádný nebo maximálně jeden údaj za daný stát v časové řadě od roku 2004. Pokud ale u ostatních (minimálně osmdesáti procent států) byly údaje kompletní, nebyl tento ukazatel vyřazen. Hodnoty celé časové řady za roky 2004 – 2009 nebylo ovšem pro tyto státy možné „odhadnout“, tak aby odhady reflektovaly také vývoj časové řady. Na základě regresních modelů, kdy vstupními proměnnými byly tříleté průměry (2007 – 2009) dalších dostupných ukazatelů, se nicméně pro tyto státy podařilo kvalitně

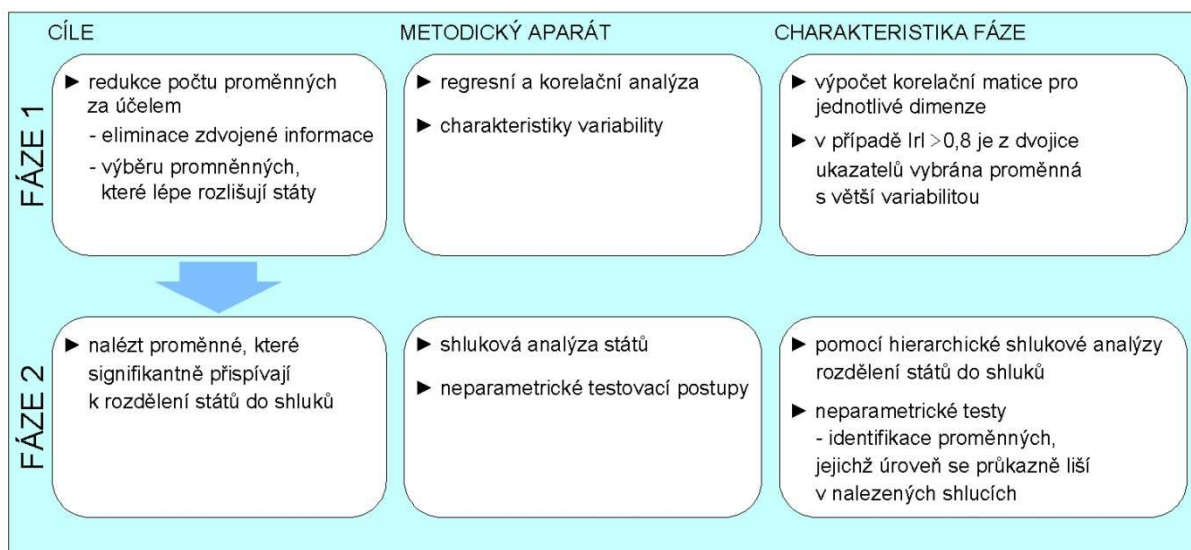
odhadnout alespoň jednu hodnotu (ne celou časovou řadu). Tříleté průměry (roky 2007, 2008 a 2009) byly dále vstupními hodnotami pro výběr relevantních proměnných pro samotnou analýzu konvergence států EU. V případě výběru takovéto proměnné pro posouzení konvergence by pak byl uvažován skutečný počet států, pro které je dostupná časová řada daného ukazatele. Tato komplikace nastala u necelých dvaceti procent vstupních proměnných, přičemž v polovině případů chyběly údaje pouze za jeden stát. Jednalo se zejména o některé chybějící údaje standardizovaných měr úmrtnosti u Belgie a vybrané ukazatele z oblasti vzdělání u Estonska a Malty.

Vstupní databáze ukazatelů byla tedy kompletní ve formě tříletých průměrů (průměr za roky 2007 – 2009), kdy výběr proměnných pro posouzení kvality života se opíral právě o tyto tříleté průměry. V ojedinělých případech nebyly časové řady vybraných ukazatelů pro některé státy dostupné, analýza konvergence se pak opírala o skutečný počet států s kompletní časovou řadou.

5.1.3 Výběr proměnných – aplikace vybraných statistických postupů

Výběr proměnných probíhal ve dvou navazujících krocích, jak znázorňuje schéma č. 5.1.4.

Schéma č. 5.1.4.: Výběr proměnných pro posouzení konvergence kvality života v zemích EU – vybrané statistické postupy



Zdroj: vlastní zpracování

5.1.3.1 Korelace proměnných

Pro každou dimenzi zvlášť byla vypočtena korelační matice uvažovaných proměnných (třileté průměry, případně hodnota za rok 2007 u dat ze šetření Eurofound). V případě silné korelace proměnných ($|r| > 0,8$) byl dále uvažován ukazatel s vyšší variabilitou (dle hodnoty variačního koeficientu). Jednotlivé dvojice korelovaných proměnných byly posuzovány postupně od největší hodnoty korelačního koeficientu. Aplikaci korelační analýzy předcházela explorační analýza všech vstupních proměnných. U patnácti proměnných z celkových stočtrnácti ukazatelů v jednotlivých dimenzích (necelých 13%) byly identifikovány extrémní hodnoty. Ve většině případů byla zjištěna jedna nebo dvě extrémní hodnoty, maximem pak bylo pět hodnot. V případě výskytu extrémních hodnot byla následně hodnota variačního koeficientu vypočtena bez těchto extrémů. Ačkoliv je cílem vybrat takové proměnné, které reflektují variabilitu zemí Evropské unie, bylo snahou zamezit situacím, kdy byla variabilita navýšena pouze z důvodu přítomnosti často pouze jediné extrémně odlišné hodnoty. Proto byla variabilita posuzována vždy bez těchto pozorování.

1. dimenze: Bohatství – materiální životní úroveň

Do této dimenze bylo zahrnuto celkem 22 proměnných. Korelační koeficienty v této skupině dosahovaly vysokých hodnot. Vysoké korelace byly patrné zejména u měr ekonomické výkonnosti států, kdy vysoce korelují například hrubý a čistý národní produkt a výdaje na spotřebu nebo také jednotlivé charakteristiky míry nerovnosti jako například Giniho koeficient a koeficient příjmové nerovnosti S80/S20. V této skupině došlo také v absolutním vyjádření k největší redukci proměnných.

Na základě posouzení korelace mezi jednotlivými proměnnými bylo vyřazeno celkem 11 proměnných. Jedná se o tyto proměnné: *reálný upravený hrubý disponibilní důchod domácností na obyvatele; Giniho koeficient; hrubý národní disponibilní důchod; míra materiální deprivace – první i pátý kvintil ekvivalizovaného příjmu; nedostupnost lékařské péče z finančních důvodů – první kvintil ekvivalizovaného příjmu; čistý národní disponibilní důchod; čistý domácí produkt; koeficient příjmové nerovnosti S80/S20; výdaje na konečnou spotřebu; výdaje na konečnou spotřebu domácností*. Podrobná tabulka, ve které jsou uvedeny hodnoty jednotlivých korelačních koeficientů a také variační koeficienty, je uvedena v příloze č. 2, tabulka č. 2/I.

2. dimenze: Zdraví

Dimenze zdraví zahrnuje celkem 13 proměnných, vyřazeno bylo 7 proměnných: *podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, ženy; míra úmrtnosti - chronická onemocnění, ženy; zdravá délka života při narození, ženy; střední délka života ve věku 65 let, muži; střední délka života při narození, ženy a muži; subjektivní hodnocení zdraví (velmi špatné, špatné), muži.*

V oblasti zdraví je mnoho ukazatelů uváděno odděleně pro muže a ženy (např. střední délka života nebo zdravá délka života), tyto ukazatele spolu silně korelují. Mnoho uvažovaných charakteristik délky života, případně délky zdravého života také koreluje s výskytem chronických onemocnění.

Hodnoty korelačních a variačních koeficientů jsou uvedeny v příloze č. 2, tabulka 2/II.

3. dimenze: Vzdělání

Do této dimenze bylo vybráno celkem 12 proměnných. Na základě posouzení korelací jednotlivých proměnných bylo vyřazeno 6 proměnných: *předčasné ukončování školní docházky, ženy i muži; celoživotní vzdělávání, muži; podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním; míra nezaměstnanosti osob se základním až nižším středním vzděláním, ženy; podíl populace ve věku 30-34 let s dosaženým terciárním vzděláním, ženy.*

Také v této dimenzi bylo více ukazatelů uvažováno odděleně pro muže a ženy (např. celoživotní vzdělávání nebo míra nezaměstnanosti v jednotlivých vzdělanostních skupinách). V případě vysoké korelace těchto ukazatelů byl ponechán ukazatel s vyšší variabilitou.

Podrobný postup a hodnoty posuzovaných koeficientů jsou opět uvedeny v příloze č. 2, tabulka 2/III.

4. dimenze: Osobní aktivity včetně práce

Skupina proměnných charakterizujících osobní aktivity obsahovala 19 proměnných. Na základě korelací byl počet proměnných v této dimenzi snížen o 5 proměnných. Jedná se o následující proměnné: *zaměstnaní na částečný úvazek jako procento celkové zaměstnanosti, muži; míra dlouhodobé nezaměstnanosti jako procento celkové nezaměstnanosti, muži; míra nezaměstnanosti mladých do pětadvaceti let; podíl*

zaměstnanců ve věku 15-24 let s vyšším středním vzděláním, ženy a podíl zaměstnanců ve věku 15-24 let s terciárním vzděláním, ženy.

Ačkoliv je tato dimenze zastoupena poměrně velkým počtem ukazatelů, došlo ke snížení počtu proměnných pouze o 5 ukazatelů, tedy 26,3%. Většina korelačních koeficientů větších než 0,8 se pak týkala závislosti mezi hodnotami téhož ukazatele v členění dle pohlaví.

Hodnoty korelačních a variačních koeficientů a postup vyřazování jednotlivých proměnných je uveden v příloze č. 2, tabulka 2/IV.

5. dimenze: Politická vůle a vláda

Hlavními zdroji dat do této dimenze byla databáze Světové banky - Worldwide Governance Indicators (WGI) a výsledky šetření Eurobarometr. Obecně lze říci, že v této skupině bylo identifikováno poměrně velké množství silných korelací ($|r| > 0,8$). Vysoké korelace byly zaznamenány jak mezi jednotlivými indikátory vládnutí sestavovanými Světovou bankou, tak i mezi těmito indikátory a subjektivním hodnocením vlády, justice a dalších složek občany.

Do dimenze bylo zahrnuto 12 proměnných, vyřazeno bylo celkem 7 proměnných: *důvěra v instituce – justice; důvěra v instituce – policie; důvěra v instituce – vláda; WGI – úroveň demokracie; WGI – efektivnost vlády; WGI – právní řád; WGI – kvalita regulace.*

Podklady pro redukci proměnných v této dimenzi jsou uvedeny v příloze č. 2, tabulka 2/V.

6. dimenze: Sociální vazby a vztahy

Tato dimenze zahrnuje pouze proměnné získané z dotazníkového šetření Eurofound, celkem se jedná o 6 ukazatelů. Údaje z těchto šetření jsou dostupná pouze za dva roky (2003 a 2007), pro jednotlivé proměnné tedy nejsou k dispozici ucelené časové řady. Korelace byla tedy posuzována pouze na základě hodnot roku 2007. Žádná hodnota korelačního koeficientu v absolutním vyjádření nepřekročila vymezenou hodnotu 0,8 a nedošlo tedy k vyřazení žádných proměnných.

7. dimenze: Životní prostředí – současné a budoucí podmínky

Tato dimenze zahrnuje celkem 10 proměnných. Na základě posouzení korelací jednotlivých dvojic proměnných nedošlo k vyřazení žádné proměnné. Korelace proměnných v této dimenzi byly obecně velice nízké, pouze v jednom případě byla hodnota korelačního koeficientu větší než 0,6.

8. dimenze: Nejistota, jak ve formě ekonomické, tak fyzické

Do dimenze *Nejistota* vstupovalo v první fázi 20 proměnných, na základě hodnot korelačních koeficientů bylo vyřazeno 7 proměnných: *zdravá délka života ve věku 65 let, muži; medián čistého ekvivalizovaného příjmu osob ve věku 65 let a více, muži; míra rizika chudoby osob ve věku 60 let a více, ženy; standardizovaná míra úmrtnosti – napadení; standardizovaná míra úmrtnosti – dopravní nehody; subjektivní hodnocení zdraví osob ve věku 65–74 let (velmi špatné, špatné); úmrtí v silniční dopravě.*

Silné korelace byly identifikovány jednak u proměnných, jejichž hodnota je sledována v členění dle pohlaví a dále pak u jednotlivých měr vztahujících se k nehodovosti a násilným trestným činům.

Podklady pro vyřazení proměnných jsou uvedeny v příloze č. 2, tabulka 2/VI.

Na základě posouzení hodnot korelačních koeficientů došlo k vyřazení celkem třiačtyřiceti proměnných z původního počtu 114 proměnných. Často se jednalo o ukazatele, které jsou uváděny zvlášť pro každé pohlaví. Takto odděleně uváděné údaje jsou nepochybně důležité pro hodnocení nerovností na úrovni státu nebo pro hlubší analýzu v oblasti genderové problematiky, v případě souhrnného hodnocení kvality života a jejího posouzení mezi jednotlivými státy EU došlo často k redukci této informace, přičemž byl zachován ten ukazatel, který vykazoval větší variabilitu napříč státy EU.

Počet ukazatelů v jednotlivých dimenzích po prvním kroku redukce počtu proměnných je uveden v tabulce č. 5.1.5.

Tabulka č. 5.1.5.: Zastoupení proměnných v jednotlivých dimenzích po prvním kroku redukce

Dimenze	Počet proměnných	Kumulativní počet	Podíl na celkovém počtu proměnných v dimenzích (71 proměnných)
bohatství (materiální životní úroveň)	11	11	15,5%
zdraví	6	17	8,5%
vzdělání	6	23	8,5%
osobní aktivity včetně práce	14	37	19,7%
politická vůle a vláda	5	42	7,0%
sociální vazby a vztahy	6	48	8,5%
životní prostředí	10	58	14,0%
nejistota	13	71	18,3%
subjektivní posouzení kvality života	1	72	-

Zdroj: vlastní zpracování

5.1.3.2 Výběr proměnných na základě shlukové analýzy

Cílem dalšího kroku výběru proměnných bylo nalézt proměnné, které signifikantně přispívají k rozdělení států do shluků. Analýza byla prováděna ve dvou navazujících krocích. Nejprve byly v jednotlivých dimenzích nalezeny skupiny podobných států s využitím hierarchické shlukové analýzy. Před aplikací hierarchické shlukové analýzy byla zkoumána vzájemná korelovanost proměnných. Ta již byla po prvním kroku redukce počtu proměnných nízká. Z výsledků hierarchické shlukové analýzy vyplynuly hypotézy, které byly dále testovány. Byl posuzován vliv proměnných na vytvoření jednotlivých shluků, bylo ověřováno, zda je průkazný rozdíl v hodnotách proměnných v jednotlivých shlucích států. Vzhledem k nízkému počtu jednotek, který je limitován počtem členských států EU, byly využity neparametrické testovací postupy. V případě dvou shluků byl

použit Mann-Whitneyho U test, pro tři shluky byla nejprve testována obecná hypotéza o shodné úrovni ve všech shlucích pomocí Kruskal-Wallisova testu, v případě zamítnutí této hypotézy pak bylo provedeno vyhodnocení metodami mnohonásobného porovnání.

1. dimenze: Bohatství – materiální životní úroveň

V dimenzi bohatství byla shluková analýza provedena na základě jedenácti proměnných vybraných v první fázi redukce. Pro výpočet výsledků shlukové analýzy byly ve všech dimenzích použity tyto výpočetní algoritmy: vzdálenost byla měřena pomocí *čtvercové euklidovské vzdálenosti*, metodou shlukování byla zvolena *Wardova metoda* s ohledem na požadované vlastnosti výsledného modelu. Všechny vstupní proměnné byly před aplikací shlukové analýzy standardizovány a vyjádřeny jako *z-skóre*, tedy hodnoty proměnné s nulovým průměrem a směrodatnou odchylkou rovnou jedné.

Na základě dendrogramu (viz příloha č. 3, graf 3/I) bylo pro tuto dimenzi zvoleno rozdělení států do dvou výrazných shluků, jeden sestával ze sedmi a druhý z osmnácti států. Podrobnější dělení již nebylo uvažováno, protože by došlo k rozpadu na velice málo početné skupiny.

Početně menší shluk (Litva, Lotyšsko, Estonsko, Portugalsko, Itálie, Řecko a Polsko) vykazuje celkově horší úroveň ve sledovaných ukazatelích: vyšší míra chudoby, nižší úspory domácností, nižší čistý národní příjem, větší regionální nerovnosti v HDP a další.

Pro posouzení příspěvku jednotlivých proměnných k vydělení těchto shluků tedy následně zvolen neparametrický Mann – Whitneyho U test, v tabulce č. 5.1.6. jsou uvedeny výsledky pro jednotlivé proměnné. Rozdíly průkazné na pětiprocentní hladině významnosti jsou zvýrazněny.

*Tabulka č. 5.1.6.: Posouzení úrovně jednotlivých proměnných v nalezených shlucích –
dimenze Bohatství*

ukazatel	testové kritérium	p-hodnota
Disperze regionálního HDP	56,5	0,693
Podíl ztrátových úvěrů	15,0	0,004
Míra hrubých úspor domácností	42,5	0,215
Míra rizika chudoby zaměstnaných	1,0	<0,0001
Ohrožení chudobou po sociálních transferech	5,0	<0,0001
Čistý národní důchod	24,0	0,018
Nedostupnost lékařské péče z finančních důvodů	19,5	0,008
Relativní mediánová mezera chudoby	0,0	<0,0001
Míra materiální deprivace	24,0	0,018
Podíl domácností s připojením na internet	15,0	0,004
Míra inflace	47,0	0,333

Zdroj: vlastní zpracování

Průkazný rozdíl mezi skupinami byl zjištěn celkem u osmi ukazatelů z jedenácti. V dimenzi Bohatství bylo tedy vybráno celkem osm proměnných z původních jedenácti.

2. dimenze: Zdraví

Shluková analýza států byla provedena na základě šesti ukazatelů zdraví obyvatel a zdravotní péče. Jak je patrné z dendrogramu uvedeného v příloze č. 3, graf 3/II, je, při zachování dostatečně obsazených shluků, možné uvažovat o dělení ve dvou různých vzdálenostech. Bylo tedy uvažováno nejprve rozdělení do dvou shluků a následně bylo

pomocí Mann-Whitneyho U testu zjišťováno, zda je rozdílná úroveň proměnných v těchto dvou shlucích.

Na menší vzdálenosti by pak došlo k rozdělení států do tří shluků s počtem 6, 9 a 10 států. Rozdílná úroveň šesti proměnných v těchto třech shlucích pak byla ověřována pomocí Kruskal-Wallisova testu.

Výsledky testování pro dva i tři shluky jsou uvedeny v tabulce č. 5.1.7.

Tabulka č. 5.1.7.: Posouzení úrovně jednotlivých proměnných v nalezených shlucích – dimenze Zdraví

ukazatel	Mann – Whitneyho U test (2 shluky)		Kruskal - Wallisův test (3 shluky)		
	testové kriterium	p-hodnota	testové kriterium	st. volnosti	p-hodnota
Subjektivní hodnocení zdraví (špatné, velmi špatné), ženy	6,0	0,001	10,71	2	0,005
Střední délka života ve věku 65 let, ženy	2,0	0,000	12,46	2	0,002
Kojenecká úmrtnost	6,0	0,001	10,54	2	0,005
Zdravá délka života při narození, muži	2,0	0,000	15,09	2	0,001
Míra úmrtnosti – chronická onemocnění, muži	0,0	0,000	13,92	2	0,001
Podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži	43,5	0,390	15,06	2	0,001

Zdroj: vlastní zpracování

Všechny proměnné se průkazně liší ve dvou i ve třech shlucích kromě ukazatele *podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži*. Průkazný rozdíl je patrný pouze při dělení na tři shluky.

Při podrobnějším vyhodnocení výsledků Kruskal-Wallisova testu bylo zjištěno, že průkazný rozdíl ($\alpha=0,05$) je u dvou ze tří porovnávaných dvojic, přičemž výrazný rozdíl je právě mezi druhým a třetím shlukem ($p<0,0001$). Tyto dva shluky vznikly rozdělením velké skupiny devatenácti států, které tvořily jeden shluk při dělení pouze do dvou skupin. Právě proměnná vyjadřující podíl dlouhodobě nemocných se zřejmě výrazně podílela na rozdělení původního klastru do dvou menších. Proto byla i tato proměnná vybrána jako ukazatel reflektující odlišnou úroveň ve státech EU a bude zahrnuta do dalších analýz.

3. dimenze: Vzdělání

Na základě výsledků hierarchického shlukování byly státy rozděleny do dvou skupin o dvaceti a pěti jednotkách, dendrogram je opět uveden v příloze č. 3, graf 3/III. V méně početném shluku se vydělily jižní státy Malta, Itálie, Řecko, Španělsko a Portugalsko. Tyto státy vykazují oproti státům v prvním početnějším shluku horší parametry v oblasti vzdělání. V těchto zemích je nižší podíl mladých do 34 let s dosaženým terciárním vzděláním, nicméně vykazují vysokou míru nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním a to jak mužů tak i žen. Naopak je zde oproti státům v prvním shluku nižší míra nezaměstnanosti osob se základním a nižším středním vzděláním, podíl obyvatel s nízkým vzděláním je také v těchto jižních státech mnohem vyšší. Lze se tedy domnívat, že i kvalifikovanou práci zde často vykonávají osoby s nedostatečnou kvalifikací.

Dále byla tedy rozdílná úroveň proměnných vstupujících do shlukové analýzy posouzena Mann – Whitneyho U testem. Výsledky zobrazuje tabulka č. 5.1.8.

Tabulka č. 5.1.8.: Posouzení úrovně jednotlivých proměnných v nalezených shlucích – dimenze Vzdělání

ukazatel	testové kritérium	p-hodnota
Podíl populace ve věku 30-34 let s dosaženým terciárním vzděláním, muži	24,0	0,077
Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, muži	18,5	0,032
Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, ženy	4,5	0,002
Míra nezaměstnanosti osob se základním až nižším středním vzděláním, muži	28,0	0,135
Podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním, věková skupina 25-64 let	0,0	0,001
Celoživotní vzdělávání, ženy	23,0	0,067

Zdroj: vlastní zpracování

Průkazný rozdíl ($\alpha=0,05$) byl zjištěn celkem u tří ukazatelů: *míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, muži i ženy; podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním, věková skupina 25-64 let*, do dalších analýz budou nicméně vybrány i proměnné s p-hodnotu nižší než 0,10. Tyto výsledky lze považovat pouze za explorační, ale vzhledem k nízkému počtu pozorování budou tyto proměnné v dalších analýzách uvažovány. Celkem se tedy v tomto kroku sníží počet ukazatelů o jeden – míra nezaměstnanosti osob s primárním vzděláním.

4. dimenze: Osobní aktivity včetně práce

Následující dimenze je co do počtu proměnných nejpočetnější, do shlukové analýzy vstupovalo celkem 14 ukazatelů. Jak je patrné z příslušného dendrogramu (příloha č. 3, graf 3/IV.), je možné uvažovat rozdělení do dvou nebo tří shluků při zachování dostatečné obsazenosti jednotlivých skupin.

Hodnoty ukazatelů v nově vzniklých klastrech byly opět porovnány pomocí příslušných neparametrických testů, výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 5.1.9.

Tabulka č. 5.1.9.: Posouzení úrovně jednotlivých proměnných v nalezených shlucích – dimenze Aktivity

ukazatel	Mann - Whitneyho test (2 shluky)		Kruskal - Wallisův test (3 shluky)		
	testové kriterium	p-hodnota	testové kriterium	st. volnosti	p-hodnota
Podíl zaměstnanců s terciárním vzděláním, věková skupina 25 – 74 let, muži	20,0	0,003	10,01	2	0,007
Podíl zaměstnanců s vyšším středním vzděláním, věková skupina 15 – 24 let, muži	63,0	0,610	3,24	2	0,197
Produktivita práce	25,0	0,008	8,28	2	0,016
Podíl nedobrovolně zaměstnaných na částečný úvazek	22,0	0,005	8,15	2	0,017
Míra zaměstnanosti, muži	35,5	0,039	7,18	2	0,028
Míra zaměstnanosti, ženy	14,0	0,001	10,97	2	0,004
Míra nezaměstnanosti, muži	38,0	0,054	6,37	2	0,041
Míra nezaměstnanosti, ženy	7,0	0,000	14,46	2	0,001
Průměrný počet odpracovaných hodin týdně, plný úvazek, muži	51,0	0,234	10,28	2	0,006
Průměrný počet odpracovaných hodin týdně, plný úvazek, ženy	52,5	0,269	9,24	2	0,010

Míra dlouhodobé nezaměstnanosti jako procento celkové nezaměstnanosti, ženy	35,0	0,036	5,24	2	0,073
Zaměstnaní na částečný úvazek jako procento celkové zaměstnanosti, ženy	29,0	0,015	6,43	2	0,040
Jak hodně se, dle svého hodnocení, věnujete zaměstnání (placené práci): procento obyvatel, kteří uvedli, že příliš mnoho	43,0	0,101	11,75	2	0,003
Kolik času, dle svého názoru, věnujete svým koníčkům: procento obyvatel, kteří uvedli, že příliš málo	37,0	0,048	8,39	2	0,015

Zdroj: vlastní zpracování

U proměnných, v jejichž případě byl zjištěn průkazný rozdíl alespoň v jedné dvojici při rozdělení na tři shluky (viz výsledky Kruskal-Wallisova testu), ale nebyl zjištěn rozdíl při dělení pouze na dva shluky, bylo dále provedeno podrobnější vyhodnocení výsledků Kruskal-Wallisova testu. Bylo zjištěno, že v každém ze čtyř ukazatelů, kterých se toto týká, se odlišuje třetí skupina států od některého z ostatních shluků. V tomto třetím shluku jsou zastoupeny státy Velká Británie, Švédsko, Kypr, Česká republika, Slovinsko a Rakousko. Tento shluk vykazuje ve srovnání se zbývajícími dvěma vyšší míru zaměstnanosti a tedy nižší nezaměstnanost, vysoký podíl zaměstnanců se středoškolským vzděláním, poměrně vysoký průměrný počet odpracovaných hodin, jak u mužů, tak i u žen a nižší výskyt částečných úvazků. Produktivita práce není ovšem výrazně vysoká (druhý shluk zde dosahuje vyšších hodnot) a co se týká subjektivního hodnocení množství práce, uvádějí obyvatelé těchto zemí častěji, že práce je příliš mnoho.

Na základě uvažovaných proměnných vykazuje nejpříznivější hodnoty ukazatelů druhý shluk (Finsko, Belgie, Německo, Francie, Lucembursko, Nizozemsko, ale také Litva, Estonsko a Irsko), kde je vysoká produktivita práce, vysoká zaměstnanost, vyšší podíl

osob pracujících dobrovolně na částečný úvazek a co se subjektivního hodnocení vlastních aktivit týká, tak jsou obyvatelé těchto států relativně spokojeni jak s množstvím práce, tak s množstvím času, který mohou věnovat vlastním zálibám a koníčkům.

V případě rozdělení států pouze na dva shluky by byly dvě výše popsané skupiny, tedy shluk č. 2 a shluk č. 3, spojeny dohromady. Vzhledem k poměrně odlišnému profilu těchto zemí, bude uvažováno rozdělení do tří shluků a do dalších analýz budou tedy vybrány proměnné, které průkazně odlišují alespoň jednu dvojici z těchto tří shluků (výsledek Kruskal-Wallisova testu: $p < 0,05$). Pro další analýzy bude tedy uvažováno dvanáct z původních čtrnácti ukazatelů, vyřazeny jsou proměnné *podíl zaměstnanců s vyšším středním vzděláním, věková skupina 15 – 24 let, muži a míra dlouhodobé nezaměstnanosti jako procento celkové nezaměstnanosti, ženy*.

5. dimenze: Politická vůle a vláda

Na základě výsledků shlukové analýzy byly státy rozděleny do dvou shluků o sedmnácti a osmi státech (viz příloha č. 3, graf 3/V). V případě dělení při nižší vzdálenosti by se do samostatného „shluku“ vydělilo Španělsko, proto již tento postup nebyl uvažován. Shodná úroveň ukazatelů ve dvou nalezených shlucích pak tedy byla posouzena opět pomocí Mann-Whitneyho testu, výsledky zobrazuje tabulka č. 5.1.10.

Ve druhém shluku jsou státy Dánsko, Holandsko, Rakousko, Lucembursko, Finsko, Švédsko, Belgie a Německo. Tyto státy vykazují ve všech sledovaných ukazatelích vyšší hodnoty. V těchto zemích je vyšší procento obyvatel, kteří důvěřují parlamentu, dosahují lepšího hodnocení v oblasti korupce a stability, je zde vyšší podíl žen v parlamentu. Na druhou stranu je v těchto zemích mírně vyšší nezaměstnanost cizinců než ve druhé skupině, tento rozdíl ovšem jako jediný není na pětiprocentní hladině významnosti průkazný.

Tabulka č. 5.1.10.: Posouzení úrovně jednotlivých proměnných v nalezených shlucích – dimenze Politická vůle a vláda

ukazatel	testové kriterium	p-hodnota
Zastoupení žen v národním parlamentu	5,0	<0,0001
Politická stabilita	21,0	0,006
Kontrola korupce	4,0	<0,0001
Míra nezaměstnanosti cizinců	63,0	0,771
Důvěra v národní parlament	7,0	<0,0001

Zdroj: vlastní zpracování

Do dalších analýz tedy vstupují čtyři proměnné, u kterých byl zjištěn průkazný rozdíl ($p < 0,05$) ve dvou identifikovaných shlucích.

6. dimenze: Sociální vazby a vztahy

Tato dimenze obsahovala šest vstupních proměnných. Na základě dendrogramu uvedeného v příloze č. 3, graf 3/VI je vidět, že by bylo možné rozdělení států do skupin na několika úrovních. Bylo uvažováno rozdělení do dvou shluků o šestnácti a devíti státech a dále rozdělení do tří shluků, kdy se původní shluk o šestnácti pozorováních rozdělí na skupinu pěti a jedenácti států.

Dvě skupiny byly dále porovnány pomocí Mann-Whitneyho testu, pro tři shluky byl použit Kruskal-Wallisův test. Výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 5.1.11.

**Tabulka č. 5.1.11.: Posouzení úrovně jednotlivých proměnných v nalezených shlucích –
dimenze Sociální vazby a vztahy**

	Mann - Whitneyho test (2 shluky)		Kruskal - Wallisův test (3 shluky)		
	testové kriterium	p-hodnota	testové kriterium	st. volnosti	p- hodnota
Procento obyvatel, kteří se dle vlastního hodnocení <i>příliš málo</i> setkávají se členy rodiny	9,0	<0,0001	12,75	2	0,002
Procento obyvatel, kteří hodnotí kontakt se členy rodiny jako dostatečný	26,0	0,009	6,81	2	0,033
Procento obyvatel, kteří uvedli, že není <i>nikdo</i> , na koho by se mohli obrátit o radu	52,0	0,258	11,56	2	0,003
Procento obyvatel, kteří uvedli, že mají <i>příliš málo</i> přátel mimo rodinu	31,5	0,022	6,58	2	0,037
Procento obyvatel, kteří uvedli, že není <i>nikdo</i> , na koho by se mohli obrátit s žádostí o pomoc v případě nemoci	69,0	0,865	6,63	2	0,036
Procento obyvatel, kteří se stýkají s přáteli <i>alespoň jednou týdně</i>	29,5	0,016	7,88	2	0,019

Zdroj: vlastní zpracování

V případě dvou shluků je průkazný rozdíl v úrovni celkem u čtyř ukazatelů, v případě tří shluků je pak průkazný rozdíl také u zbývajících dvou ukazatelů ($\alpha=0,05$). Při podrobnějším vyhodnocení těchto dvou proměnných je zejména u proměnné *procento obyvatel, kteří uvedli, že není nikdo, na koho by se mohli obrátit o radu* patrné, že se jedná právě o ukazatel, který se výrazně podílel na vyčlenění menšího shluku o pěti státech

(Belgie, Lucembursko, Estonsko, Lotyšsko, Francie). V tomto ukazateli se nově vzniklá skupina průkazně odlišuje od zbylých dvou skupin (ty se naopak vůči sobě neodlišují). Z tohoto důvodu bude i tato proměnná zahrnuta do dalších analýz. Proměnná *procento obyvatel, kteří uvedli, že není nikdo, na koho by se mohli obrátit s žádostí o pomoc v případě nemoci* se pak průkazně odlišuje pouze v jedné dvojici a nebude tedy již v dalších analýzách uvažována.

Celkem je tedy v této dimenzi vybráno pět proměnných: *procento obyvatel, kteří se dle vlastního hodnocení příliš málo setkávají se členy rodiny; procento obyvatel, kteří hodnotí kontakt se členy rodiny jako dostatečný; procento obyvatel, kteří uvedli, že není nikdo, na koho by se mohli obrátit o radu; Procento obyvatel, kteří uvedli, že mají příliš málo přátel mimo rodinu; Procento obyvatel, kteří se stýkají s přáteli alespoň jednou týdně.*

7. dimenze: Životní prostředí – současné a budoucí podmínky

Tato dimenze je charakterizována poměrně velkým počtem proměnných – celkem 10 ukazatelů. Na základě výsledků shlukové analýzy je možné uvažovat rozdělení do dvou shluků o sedmi a osmnácti státech, při dělení na menší vzdálenosti by již došlo k vyčlenění málo početné skupiny (viz příloha č. 3, graf 3/VII).

Výsledky porovnání jednotlivých ukazatelů pomocí Mann-Whitneyho testu jsou uvedeny v tabulce č. 5.1.12.

Tabulka č. 5.1.12.: Posouzení úrovně jednotlivých proměnných v nalezených shlucích – dimenze Životní prostředí

ukazatel	testové kritérium	p-hodnota
Procento obyvatel žijící ve znečištěném okolním prostředí	58	0,560
Standardizovaná míra úmrtnosti – rakovina	3,0	<0,0001
Standardizovaná míra úmrtnosti – chronické onemocnění dýchacích cest	52,0	0,351

Vystavení městského obyvatelstva znečištění ovzduší pevnými částicemi	52,5	0,366
Nakládání s odpady - skládkování	52,5	0,366
Podíl městského obyvatelstva	30,0	0,027
Podíl populace trpící hlukem z ulice nebo od sousedů	28,0	0,020
Emise skleníkových plynů	13,0	0,001
Energetická náročnost ekonomiky	0,0	<0,0001
Podíl alternativní a jaderné energie	55,0	0,449

Zdroj: vlastní zpracování

Při rozdělení států do dvou shluků je průkazný rozdíl v úrovni pěti proměnných z celkových deseti. Těchto pět proměnných, které budou zahrnuty do dalších analýz, obsahuje ukazatele výskytu zdravotních potíží, ukazatele kvality bydlení a také charakteristiky zatížení životního prostředí lidskou činností.

8. dimenze: Nejistota, jak ve formě ekonomické, tak fyzické

Na základě třinácti proměnných v této dimenzi bude provedeno rozdělení států do dvou skupin, jak je naznačeno v dendrogramu, příloha č. 3, graf 3/VIII. V případě dělení při kratší vzdálenosti by došlo k vydělení shluku pouze tří států. Dva uvažované shluky jsou poměrně vyrovnané, jedna skupina slučuje čtrnáct států, ve druhé je pak států jedenáct.

Menší shluk jedenácti států zahrnuje jižní státy Řecko, Itálii, Španělsko, Portugalsko, dále pak Litvu, Estonsko a Lotyšsko, státy Střední Evropy Polsko, Slovensko a Maďarsko a také Francii. Tyto státy vykazují celkově horší hodnoty ukazatelů v oblasti nejistoty: vyšší míru materiální deprivace a vyšší příjmovou nerovnost u obyvatel nad 65 let věku, vyšší nezaměstnanost osob v předdůchodovém věku, vyšší míru dlouhodobé nezaměstnanosti a hlavně výrazně vyšší nezaměstnanost mladých do 25 let. V otázkách subjektivního hodnocení se také častěji objevují obavy o ztrátu zaměstnání a to zejména u mužů. Rozdílná úroveň jednotlivých proměnných pak byla testována pomocí Mann-Whitneyho testu, výsledky jsou uspořádány v tabulce č. 5.1.13.

Tabulka č. 5.1.13.: Posouzení úrovně jednotlivých proměnných v nalezených shlucích – dimenze Nejistota

ukazatel	testové kritérium	p-hodnota
Procento obyvatel, kteří považují za pravděpodobné nebo velmi pravděpodobné, že by mohli ztratit práci během příštích šesti měsíců, muži	21,0	0,002
Procento obyvatel, kteří považují za pravděpodobné nebo velmi pravděpodobné, že by mohli ztratit práci během příštích šesti měsíců, ženy	34,0	0,019
Míra materiální deprivace, věková skupina 65 let a více	16,5	0,001
Standardizovaná míra úmrtnosti – násilné trestné činy	45,0	0,080
Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20, věková skupina 65 let a více	48,5	0,119
Míra rizika chudoby, věková skupina 60 let a více, muži	68,0	0,622
Medián ekvivalizovaného příjmu, věková skupina 65 let a více, ženy	22,0	0,003
Míra zaměstnanosti, věková skupina 55-64 let, muži	48,0	0,112
Míra zaměstnanosti, věková skupina 55-64 let, ženy	65,0	0,511
Míra nezaměstnanosti, věková skupina do 25 let	10,5	<0,0001
Zdravá délka života ve věku 65 let, ženy	15,0	0,001
Dlouhodobá nezaměstnanost	25,5	0,005
Problémy s bydlením: vandalství, kriminalita v okolí – podíl dotčených obyvatel	77,0	1,000

Zdroj: vlastní zpracování

Červeně jsou označeny výsledky pro ty proměnné, které vykazují odlišnou úroveň v uvažovaných dvou shlucích. Těchto sedm proměnných bude tedy zahrnuto do dalších analýz.

Cílem shlukové analýzy je nalézt takové skupiny jednotek, které jsou si na základě vstupních ukazatelů vzájemně co nejpodobnější a zároveň se co nejvíce odlišují od ostatních shluků. Proto lze jistě předpokládat, že hodnoty vstupních proměnných se budou v těchto shlucích odlišovat. Cílem druhé fáze redukce proměnných v této práci bylo vyřadit takové proměnné, které výrazně nepřispěly k vydělení shluků a nevykazují tedy tak odlišnou úroveň mezi skupinami. Záměrem také nebylo zahrnout proměnné, které vykazují výrazně odlišné hodnoty pouze u malé skupiny států. Proto bylo dělení do skupin uvažováno pouze do té míry, aby byla zaručena určitá obsazenost skupin (zde min. 5 jednotek, tedy 5 států).

Celkově byl počet proměnných snížen o sedmnáct ukazatelů, přičemž k největší redukci došlo v dimenzích Životní prostředí a Nejistota.

Počet ukazatelů v jednotlivých dimenzích po druhém kroku redukce je uveden v tabulce č. 5.1.14.

Tabulka č. 5.1.14.: Zastoupení proměnných v jednotlivých dimenzích po druhém kroku redukce

Dimenze	Počet proměnných	Kumulativní počet	Podíl na celkovém počtu proměnných v dimenzích (52 proměnných)
bohatství (materiální životní úroveň)	8	8	15,4%
zdraví	6	14	11,5%
vzdělání	5	19	9,6%
osobní aktivity včetně práce	12	31	23,1%
politická vůle a vláda	4	35	7,7%
sociální vazby a vztahy	5	40	9,6%
životní prostředí	5	45	9,6%
nejistota	7	52	13,5%
subjektivní posouzení kvality života	1	53	-

Zdroj: vlastní zpracování

5.2 Konvergence zemí Evropské unie z pohledu jednotlivých dimenzí kvality života

V každé dimenzi byl nejprve posouzen vývoj každého ukazatele odděleně. V dalším kroku pak byl posuzován vývoj dimenze jako celku, kdy proměnné byly agregovány pomocí souhrnného indikátoru.

Pro posouzení σ -konvergence byly uvažovány čtyři míry variability: směrodatná odchylka (SD), variační koeficient (V), Giniho koeficient a Theilův index.

Pro podrobnější analýzu a interpretaci byla vybrána pouze jedna charakteristika a to na základě následujících kritérií:

a) výpočetní jednoduchost

Z pohledu výpočetní náročnosti jsou jistě nejméně náročné míry *směrodatná odchylka* a *variační koeficient*, obě tyto charakteristiky lze jednoduše vyjádřit pomocí standardních statistických programů. Z výpočetního hlediska lze spatřovat jisté nedostatky u Theilova indexu, kdy vzhledem k algoritmu této charakteristiky není možný výpočet v případě, že daný ukazatel obsahuje nulové nebo záporné hodnoty. V této práci bylo v případě přítomnosti nulových hodnot ukazatele přistoupeno k jejich nahrazení, nulové hodnoty ukazatelů byly nahrazeny číslem 0,00001. Zavedení takto nízké hodnoty při zcela nulové úrovni ukazatele umožnilo výpočet Theilova indexu a zároveň nedošlo ke zkreslení výsledků. V případě záporných hodnot (například u ukazatelů ze sady Worldwide Governance Indicators) nebylo ovšem možné Theilův index vypočítat.

b) srovnatelnost

Ačkoliv pouze pro posouzení konvergence/divergence států na základě jednoho ukazatele není nutné, aby vypočtená míra variability byla srovnatelná mezi jednotlivými ukazateli, pro další interpretace a porovnání míry konvergence na základě jednotlivých ukazatelů, je vhodnější volit *relativní míry variability*. Tento požadavek nespĺňuje směrodatná odchylka.

c) interpretovatelnost

Z pohledu interpretovatelnosti vykazují nejlepší vlastnosti variační koeficient a Giniho koeficient, které jsou jako relativní charakteristiky interpretovatelné v procentech. Výhodou Giniho indexu je pak přesně vymezený interval hodnot, kterých koeficient nabývá (hodnoty z intervalu od 0 do 1). Theilův index je z tohoto pohledu ovlivněn počtem pozorování (nabývá

hodnot z intervalu 0 až ln n). Uvedené poznatky pak shrnuje tabulka č. 5.2.1. Vlastnosti jednotlivých charakteristik byly ohodnoceny na stupnici 1 (nejlepší) – 5 (nejhorší).

Tabulka č. 5.2.1.: Zhodnocení vlastností vybraných charakteristik variability
(1 – nejlepší; 5 - nejhorší)

charakteristika	výpočetní jednoduchost	srovnatelnost	interpretovatelnost
směrodatná odchylka	1	5	5
variační koeficient	2	1	3
Giniho koeficient	4	1	1
Theilův index	4	2	3

Zdroj: vlastní zpracování

Z výše uvedených důvodů byla přítomnost σ -konvergence testována na základě hodnot Giniho koeficientu, který (ačkoliv je výpočetně zřejmě nejnáročnější), umožňuje jednotnou interpretaci díky omezenému intervalu a je univerzální, co se týká vstupních hodnot.

Přítomnost β -konvergence bude posuzována na základě uvedeného vztahu, kdy bude analyzována závislost tempa růstu na počáteční úrovni daného ukazatele:

$$\frac{1}{T} \log\left(\frac{y_t}{y_{t-T}}\right) = a + b \log(y_{t-T}), \text{ kde} \quad (5.1.)$$

t je koncové období sledované periody (zde rok 2009), T je délka analyzované periody, resp. počet časových jednotek, mezi prvním a posledním rokem, zde 5 let.

K β -konvergenci dochází při záporné hodnotě regresního koeficientu, tedy pokud při nižší počáteční úrovni dochází k většímu průměrnému meziročnímu růstu. Uvedené regresní koeficienty pro identifikaci β -konvergence jsou statisticky významné na pětiprocentní hladině významnosti.

Zvláštní skupinu, co se použitého metodického aparátu týkalo, pak tvořila data z dotazníkového šetření European Quality of Life Survey. Tyto údaje jsou dostupné pouze za dva roky, konkrétně 2003 a 2007. Vybrané proměnné byly přesto do šetření zahrnuty, přičemž

v dimenzích Aktivita a Nejistota pouze jako doplňkové proměnné, ale dimenze Sociální vazby a vztahy se opírala pouze o data z tohoto dotazníkového šetření a to pro naprostý nedostatek jiných dat, která by byla zjišťována v rámci vymezeného časového intervalu. Pro vyhodnocení změny mezi roky 2003 a 2007 byl použit Pitmanův test.

5.2.1 Dimenze Bohatství – materiální životní úroveň

Jak již bylo uvedeno v předchozí kapitole, dimenze *Bohatství* je zastoupena celkem osmi proměnnými, které charakterizují životní úroveň a vybavenost domácností (*podíl domácností s připojením na internet; míra materiální deprivace*), chudobu a nerovnosti ve společnosti (*nedostupnost zdravotní péče z finančních důvodů; relativní mediánová mezera chudoby; ohrožení chudobou po sociálních transferech; míra rizika chudoby zaměstnaných*) a další rysy ekonomiky (*čistý národní důchod; podíl ztrátových úvěrů*).

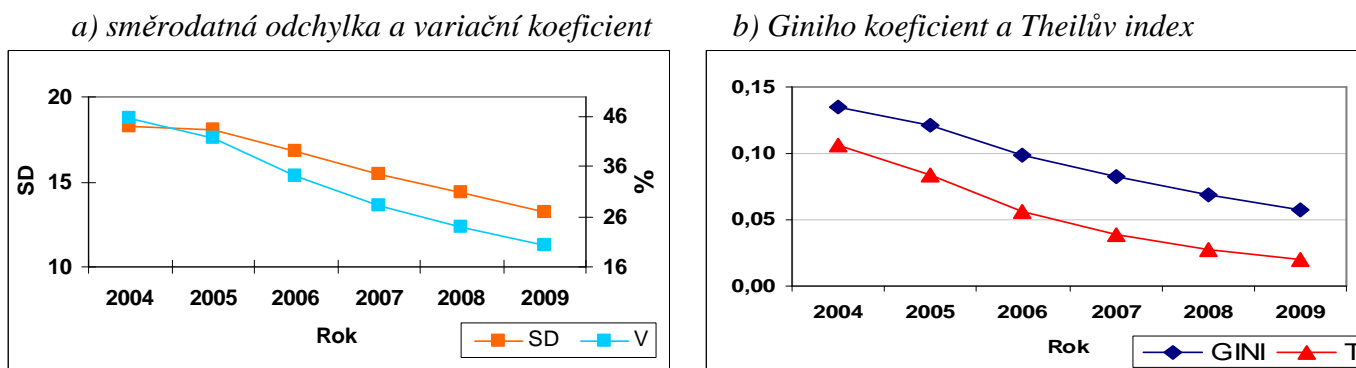
Vývoj každého ukazatele v období 2004 – 2009 je nejprve posouzen samostatně s cílem identifikovat případný pokles nebo nárůst difference mezi jednotlivými státy Evropské unie.

5.2.1.1 Posouzení σ - a β -konvergence na základě jednotlivých proměnných

i) Podíl domácností s připojením na internet

Graf. č. 5.2.1. zachycuje vývoj uvedených měř variability pro ukazatel *Podíl domácností s připojením na internet*.

Graf. č. 5.2.1.: Podíl domácností s připojením na internet -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009



Zdroj: vlastní zpracování

Vybavenost domácností internetem je dnes možné považovat za jeden z ukazatelů vyspělosti země. Dle očekávání také míra pokrytí internetem ve sledovaných šesti letech rostla, jak je patrné z grafu. č. IV/1.1. v příloze č. 4. Na základě všech čtyř uvažovaných měř variability je zcela zřejmý pokles variability mezi jednotlivými členskými státy. Zatímco v roce 2004 hodnota variačního koeficientu mírně překročila hodnotu 45%, v roce 2009 klesla k hranici 20%.

V roce 2004 se podíl domácností s připojením na internet pohyboval v rozpětí 12 až 73 procent. Nejnižší úrovně dosahovaly státy jako Litva, Lotyšsko, Maďarsko, dále pak také Řecko a pět nejhorších států uzavírala Česká republika s pokrytím na úrovni devatenácti procent. Na druhé straně pak stály státy jako Švédsko, Dánsko, Nizozemsko a Lucembursko. V roce 2008 již pak hodnoty u všech států překročily hranici třiceti procent, přičemž s jednoznačně nejnižšími hodnotami se v posledních letech na konci žebříčku drží Řecko s hodnotami 25% v roce 2007, 31% v roce 2008 a 38% v roce 2009. Nejlépe lze pak hodnotit stejné čtyři státy jako v roce 2004, přičemž míra pokrytí internetem se v těchto zemích pohybovala v roce 2009 v rozmezí 80 – 90%.

Konkrétní hodnoty jednotlivých ukazatelů variability pro roky 2004 – 2009 jsou uvedeny v tabulce č. IV/1.1. v příloze č. 4.

*Tabulka č. 5.2.2.: Podíl domácností s připojením na internet –
výsledky analýzy σ -konvergence*

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-1,6%

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě výsledků uvedených v tabulce lze říci, že meziročně dochází k poklesu variability mezi státy EU dle Giniho koeficientu v průměru o 1,6%. Vzhledem k omezenému časovému úseku, nebyl regresní koeficient lineárního trendu testován.

Jak již bylo uvedeno, β -konvergence bude posuzována na základě vztahu 5.1., kdy bude posuzována lineární závislost průměrného meziročního nárůstu na počáteční hodnotě (tedy úrovni v roce 2004).

Předchozí analýzy ukazují na postupné sblížování států z pohledu tohoto ukazatele. Výsledky analýzy β -konvergence pak jednoznačně podporují závěry o sblížování států ve smyslu β -konvergence.

**Tabulka č. 5.2.3.: Podíl domácností s připojením na internet –
výsledky analýzy β -konvergence**

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,143	10,79%	<0,0001

Zdroj: vlastní zpracování

Záporná hodnota regresního koeficientu (viz tabulka č. 5.2.3.) dokládá, že u států s nižší počáteční hodnotou dochází k rychlejšímu růstu než ve státech s vyšší úrovní v roce 2004. Dopočtený údaj, charakterizující rychlost konvergence, lze interpretovat jako meziroční procentuelní pokles „mezery“ mezi státy. Meziročně se tedy rozdílná úroveň mezi státy EU snižuje zhruba o deset procent. Tyto závěry potvrzuje i grafická analýza uvedená v příloze č. 4, graf. č. IV/1.1.

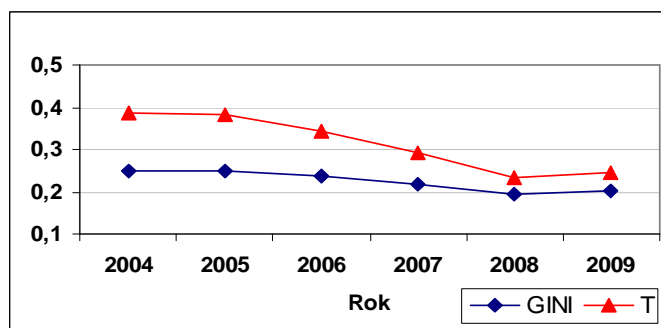
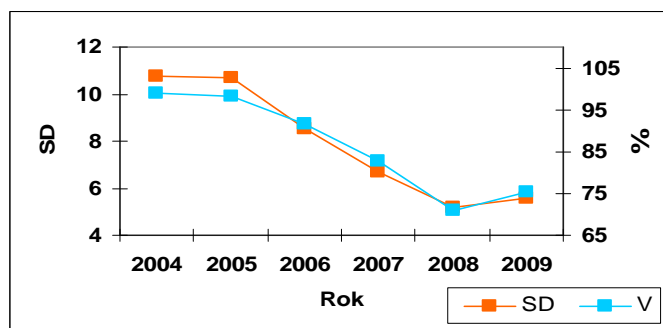
ii) Míra materiální deprivace

Ukazatel míry materiální deprivace je stanoven na základě výsledků výběrového šetření příjmů a životních podmínek EU-SILC a je stanoven jako podíl obyvatel, žijících v domácnostech, které si nemohou dovolit čtyři a více položek z devíti základních potřeb. Vývoj variability v zemích EU je zachycen na grafu č. 5.2.2.

Graf. č. 5.2.2.: Míra materiální deprivace - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Míra materiální deprivace patří k těm ukazatelům, které zřetelně reflektují ekonomickou situaci posledních let. Zatímco do roku 2008 je patrný pokles variability a tedy sblížení států, v roce 2009 je zřejmé nepatrné zvýšení variability, zapříčiněné mírným nárůstem míry materiální deprivace v některých zemích. Na počátku sledovaného období, tedy v roce 2004 bylo v nejslabších zemích postiženo materiální nouzí i více než 30 procent obyvatel (např. Litva, Lotyšsko nebo Polsko). Na druhém konci pak stálo Lucembursko s pouhými 0,8 procenty, následované Nizozemím, Dánskem a Švédskem. Nejvyšší sblížení států je patrné v roce 2008, kdy v žádné zemi nepřekročila míra materiální deprivace hodnotu 20% (maximum 19% v Lotyšsku), v roce 2009 je nicméně patrný nepříjemný fakt a to mírný nárůst u některých států jak a s tím spojené zvýšení rozdílů mezi státy.

Celkově ovšem míra materiální deprivace od roku 2004 v zemích EU výrazně klesala, jak je zachyceno na grafu č. IV/1.2. v příloze č. 4. Tabulka č. IV/1.2. pak obsahuje konkrétní hodnoty uvedených měř variability za roky 2004 – 2009.

Analýza σ -konvergence byla opět zaměřena na pokles variability na základě hodnot Giniho koeficientu.

Tabulka č. 5.2.4.: Míra materiální deprivace – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-1,2%

Zdroj: vlastní zpracování

Meziroční pokles variability dle Giniho koeficientu lze v průměru odhadovat na 1,2%, jak je zřejmé z tabulky č. 5.2.4.

β -konvergence byla prokázána také u míry materiální deprivace, což je zřejmé ze záporné hodnoty regresního koeficientu (viz tabulka č. 5.2.5.).

Tabulka č. 5.2.5.: Míra materiální deprivace – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,043	3,89%	0,003

Zdroj: vlastní zpracování

V tomto případě lze výsledky zjištěné β -konvergence interpretovat ve smyslu, že čím vyšší je počáteční úroveň ukazatele (tedy větší podíl obyvatel ohrožených materiální deprivací), tím rychleji míra materiální deprivace klesá, přičemž „mezera“ mezi státy se meziročně snižuje zhruba o čtyři procenta.

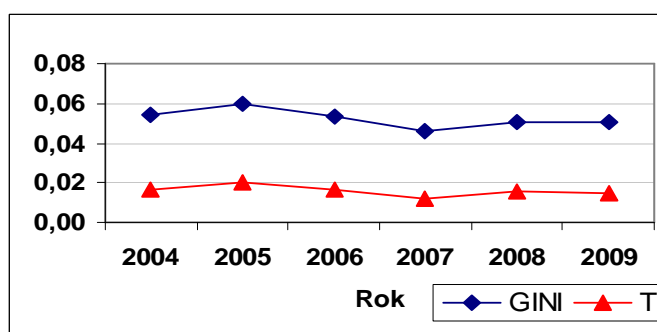
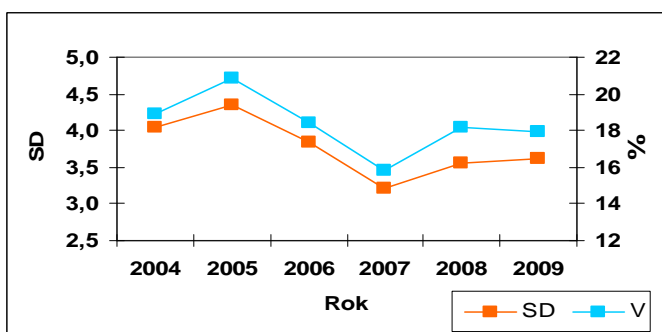
iii) Relativní mediánová mezera chudoby

Ukazatel *relativní mediánová mezera chudoby* je vyjádřen jako rozdíl mediánového příjmu osob pod hranicí chudoby a hranicí chudoby, vyjádřený jako podíl (v procentech) z této hranice. Na grafu č. 5.2.3. je zachycena diference mezi státy EU ve sledovaném období.

Graf. č. 5.2.3.: Relativní mediánová mezera chudoby - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Jak je zřejmé z uvedeného grafu a také z hodnot měr variability v tabulce č. IV/1.3. v příloze č. 4, u tohoto ukazatele není patrný ani rostoucí ani klesající trend charakteristik variability, tedy snižování či prohlubování rozdílů v daném časovém období. Vývoj všech uvedených měr variability vykazuje značně kolísavý průběh. Variabilita mezi státy také není příliš vysoká, variační koeficient se pohybuje do dvaceti procent (s výjimkou roku 2005, kdy dosáhl 20,83%). Nejvyšších hodnot (tedy největší propad osob pod hranici chudoby) dosáhly v roce 2004 opět státy jako Litva, Lotyšsko, Polsko a Estonsko. Nejlepších hodnot opět dosáhl Lucembursko a Švédsko, v první pětici je ovšem také Malta a Česká republika. Zatímco Litva a Lotyšsko si ke konci sledovaného období udržely nejslabší pozice, Estonsko dosáhlo výrazného zlepšení. Finsko s Maltou pak patřily i v roce 2009 k nejlépe hodnoceným státům, Česká republika se propadla na jedenáctou pozici, což bylo ovšem zapříčiněno ne tak

zvýšením relativní mediánové mezery, ale zejména zlepšením některých ostatních států. Vývoj tohoto ukazatele v jednotlivých státech je zachycen na grafu č. IV/1.3. v příloze č. 4.

Vývoj Giniho koeficientu tohoto ukazatele má značně kolísavý charakter a již grafická analýza napovídá, že nedochází ke kontinuálnímu poklesu a tedy σ -konvergenci v letech 2004 – 2009.

V případě analýzy β -konvergence na základě *relativní mediánové mezery chudoby* byla zjištěna nepřímá závislost mezi počáteční úrovní a růstem v letech 2004 – 2009 (viz tabulka č. 5.2.6.).

Tabulka č. 5.2.6.: Relativní mediánová mezera chudoby – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient <i>b</i>	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,070	6,0%	0,019

Zdroj: vlastní zpracování

V tomto případě lze opět výsledky interpretovat tak, že čím vyšší počáteční úroveň ukazatele (větší mediánová mezera chudoby), tím rychleji hodnoty klesají, příp. tím pomaleji hodnoty rostou.

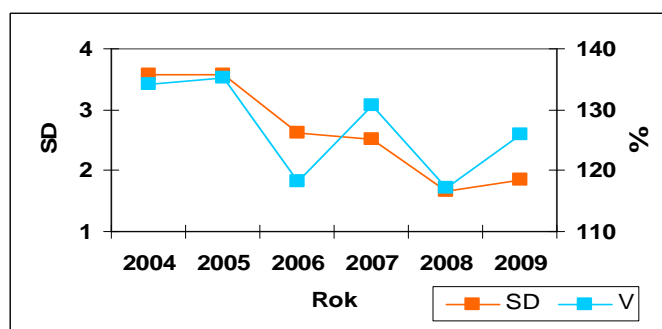
iv) **Nedostupnost zdravotní péče z finančních důvodů**

Tento ukazatel je opět získáván na základě dotazníkového šetření EU-SILC a představuje procento obyvatel, pro které je lékařská péče nedostupná z finančních důvodů. Tento ukazatel vykazuje vysokou míru variability napříč státy EU, jak je patrné z hodnot vypočtených koeficientů uvedených v příloze č. 4, tabulka IV/1.4.

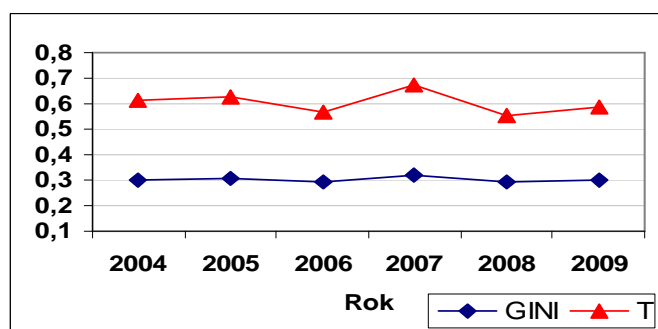
Variabilita nicméně během sledovaného období (s určitými výkyvy, zejména v roce 2007) lehce klesala, jak je patrné z grafu č. 5.2.4.

**Graf. č. 5.2.4.: Nedostupnost zdravotní péče z finančních důvodů -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Nejvíce obyvatel s omezeným přístupem ke zdravotní péči je v Lotyšsku, kde tento podíl dosahoval téměř 17% v roce 2004, do roku 2009 pak klesl zhruba na méně než polovinu. Vysoké hodnoty vykazuje také například Řecko a Polsko. Nejnižších hodnot (do 0,5%) dosahují státy jako Dánsko, Velká Británie, Nizozemí, ale také Česká republika. Dostupnost zdravotní péče nezávisí pouze na finanční síle obyvatel, ale také na způsobu poskytování zdravotní péče. Byla zjištěna střední nepřímá korelace ($r=-0,458$, $p=0,048$) mezi výdaji vlády na zdravotní péči (procento HDP) a nedostupní zdravotní péče z finančních důvodů. Naopak mezi vlastními náklady obyvatel na zdravotní péči (výdaje „out-of-pocket“) a procentem obyvatel, kteří si nemohou dovolit zdravotní péči, je závislost středně silná přímá ($r=0,592$, $p=0,01$). Korelační koeficienty byly vypočteny pouze na základě dostupných údajů ($n=19$) a ze tříletých průměrů (2007-2009).

Nejnižší míra difference mezi státy byla v roce 2008, kdy dosáhlo svého minima Lotyšsko, které je zde nejslabším státem, ale došlo k poklesu také u mnoha jiných zemí (např. Dánsko, Portugalsko a další). Vývoj tohoto ukazatele v jednotlivých zemích zachycuje graf. č. IV/1.4. v příloze č. 4.

Na základě grafické analýzy Giniho koeficientu nebyla zjištěna ani rostoucí ani klesající vývojová tendence. Také z grafické analýzy hodnot počáteční úrovně a průměrné meziroční změny je zřejmé, že vývoj tohoto ukazatele nevykazuje sbližování států ve smyslu β -konvergence.

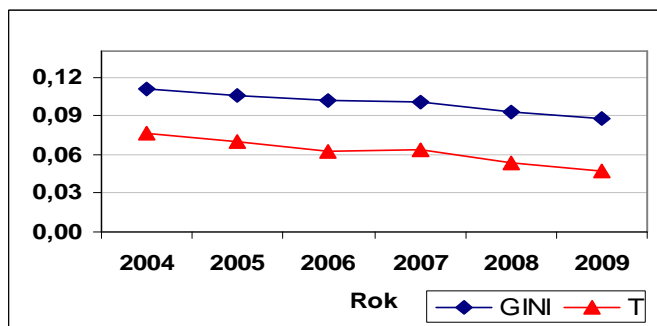
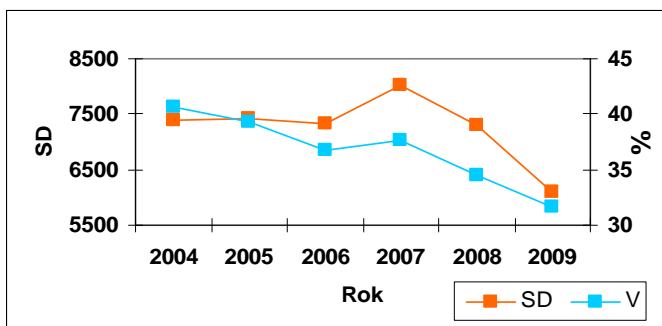
v) **Čistý národní důchod**

Národní důchod je definován jako celková suma příjmů za všechny sektory, čistý národní důchod (Net National Income...NNI) se rovná hrubému národnímu důchodu po odpočtu spotřeby fixního kapitálu.

Graf. č. 5.2.5.: Čistý národní důchod - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Ačkoliv je u tohoto ukazatele patrný nárůst diferencí mezi státy v roce 2007, celkovou tendenci je možné označit za sestupnou. Při bližším pohledu na údaje (viz graf č. IV/1.5.1. v příloze č. 4) je zřejmá výrazně vyšší úroveň NNI u Lucemburska, kdy tento údaj lze s ohledem na ostatní pozorování považovat za výrazně odlehlou hodnotu. Hodnoty variability byly vypočteny jak pro všech 25 států EU, tak také bez Lucemburska, výsledky jsou uvedeny v tabulce č. IV/1.5. v příloze č. 4. Ačkoliv při vyloučení Lucemburska dojde k poklesu hodnot měr variability, celková vývojová tendence, tedy postupné snižování variability, je zachována. Grafy vývoje analyzovaných měr variability pro 24 států bez Lucemburska jsou uvedeny v příloze č. 4, graf. č. IV/1.5.2.

Nejnižších hodnot NNI dosahují jak na začátku, tak i na konci sledovaného období státy Litva, Lotyšsko, Estonsko a také Polsko. Vzhledem k vývoji ekonomiky v posledních letech by bylo možné očekávat určitý výkyv v letech 2008 a zejména 2009. V roce 2009 došlo u všech států k poklesu NNI (kromě dvou států, kde byla hodnota v roce 2009 na úrovni roku 2008). Obecně je možné říci, že čím vyšší úroveň NNI v roce 2008, tím větší pokles mezi roky 2008 a 2009, což dokládá korelace mezi úrovní roku 2008 a procentuálním úbytkem ($r=0,440$, $p=0,028$). Tím tedy paradoxně došlo k většímu sblížení států, kdy v roce 2009 jsou hodnoty všech vypočtených měr variability nejnižší.

V případě ukazatele *čistý národní důchod* je již z grafu vývoje Giniho koeficientu zřetelný pokles hodnot ve sledovaném období, meziroční pokles Giniho koeficient je pak o necelého půl procenta.

Tabulka č. 5.2.7.: Čistý národní důchod – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-0,4%

Zdroj: vlastní zpracování

V případě *Čistého národního důchodu* ke sblížování států ve smyslu β -konvergence dochází, jak dokazují další výsledky v tabulce č. 5.2.8.

Tabulka č. 5.2.8.: Čistý národní důchod – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,048	4,3%	<0,0001

Zdroj: vlastní zpracování

Nepřímá závislost mezi počáteční úrovní *Čistého národního důchodu* a průměrným koeficientem růstu je dobře patrná také z grafu č. IV/1.5. v příloze č. 4.

vi) **Obyvatelstvo ohrožené chudobou po sociálních transferech**

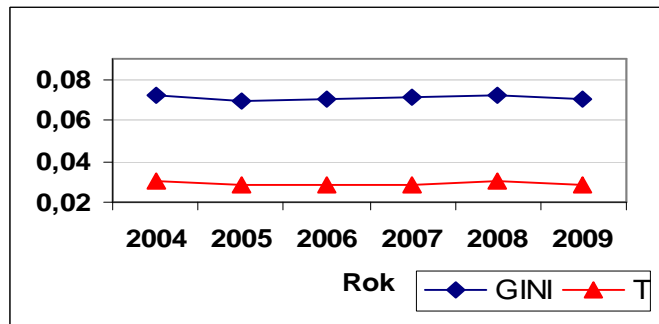
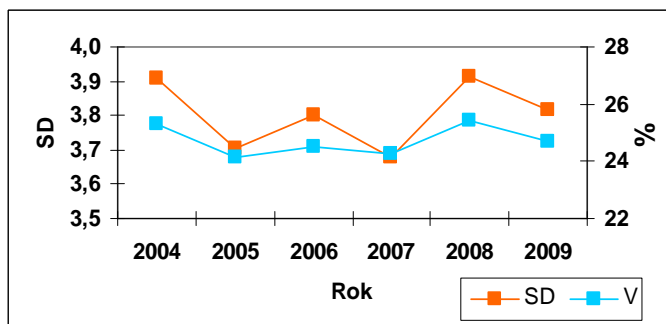
Další ukazatel uvádí procento obyvatel ohrožených chudobou po sociálních transferech. Hranice chudoby je stanovena jako 60 procent národního mediánového disponibilního příjmu po sociálních transferech.

Z grafu č. 5.2.6. je zřetelné, že tento ukazatel nevykazuje ani rostoucí ani klesající míru difference v členských státech EU, průběh časové řady měr variability je značně kolísavý. Procento obyvatel ohrožených chudobou se v roce 2004 pohybovalo v rozmezí 10,4% v České republice po více než pětinu populace v Estonsku, Portugalsku, Litvě, Polsku a Irsku. V roce 2009 pak bylo minimum 8,6% (opět ČR), maximum ovšem vzrostlo na 25,7% v Lotyšsku.

**Graf. č. 5.2.6.: Obyvatelstvo ohrožené chudobou po sociálních transferech -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

V posledních dvou sledovaných letech jsou patrné dva výrazné výkyvy. V roce 2008 došlo dle všech uvažovaných měř k nárůstu variability mezi zeměmi Evropské unie. V tomto roce došlo u více než poloviny zemí k nárůstu podílu osob ohrožených chudobou vzhledem k hodnotám v roce 2007. Toto zhoršení přitom zasáhlo jak země, které se s chudobou potýkají dlouhodobě, jako např. Litva, Lotyšsko, tak i vyspělé státy s relativně nízkou úrovní chudoby (Švédsko, Nizozemí, Dánsko). V roce 2009 je naopak zřejmé snížení variability mezi státy. Tento pokles je spojen s (opětovným) nárůstem chudých v některých zemích s nízkou mírou chudoby (např. Dánsko, Švédsko, Lucembursko) a naopak s poklesem míry chudoby v některých státech s vysokým podílem (Velká Británie, Portugalsko, Řecko a další).

Graf zobrazující vývoj podílu ohrožených chudobou v jednotlivých zemích a hodnoty uvedených měř variability lze nalézt v příloze č. 4, graf. č. IV/1.6. a tabulka č. IV/1.6.

Vývojová tendence Giniho koeficientu nenaznačuje, že by z pohledu tohoto ukazatele docházelo k σ -konvergenci nebo naopak divergenci.

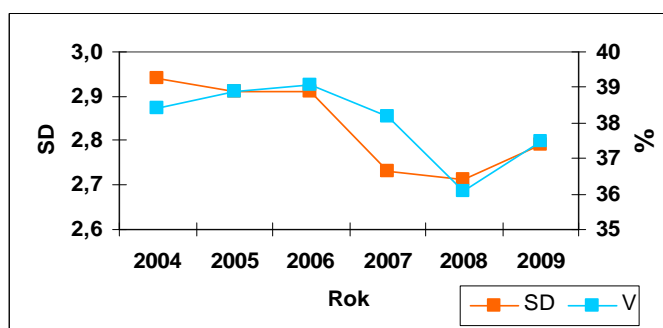
Ani grafická analýza závislosti průměrné meziroční změny mezi lety 2004 a 2009 na počáteční úrovni neukazuje na přítomnost β -konvergence. Nebylo tedy identifikováno sblížení států ve smyslu β - ani σ -konvergence z pohledu ohrožení obyvatel chudobou. Podrobnější regresní analýza nebyla z uvedených důvodů dále uvažována.

vii) **Míra rizika chudoby zaměstnaných**

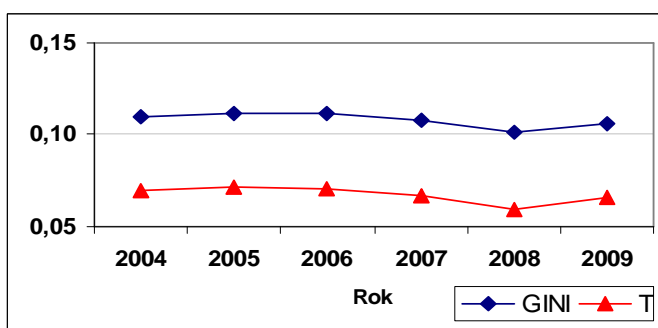
Ukazatel míry rizika chudoby osob zaměstnaných je stanoven jako podíl osob ve věku 18 a víc let pod hranicí chudoby, která je opět stanovena jako 60 procent národního mediánového disponibilního příjmu. Tento ukazatel samozřejmě dosahuje nižších hodnot oproti míře rizika chudoby v celé populaci, ale variabilita mezi členskými zeměmi EU je naopak vyšší. Vývoj variability v letech 2004 – 2009 je zachycen na grafu č. 5.2.7.

Graf. č. 5.2.7.: Míra rizika chudoby zaměstnaných - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Od roku 2006 je zřejmé postupné snižování variability mezi státy a to až do roku 2008, kdy byly difference mezi státy na minimu. V roce 2009 došlo k opětovnému nárůstu. Hodnoty jednotlivých měr variability jsou uvedeny v příloze č. 4, tabulka č. IV/1.7. Porovnáme-li vývoj variability v posledních dvou sledovaných letech s vývojem předchozího ukazatele, tedy podílu osob ohrožených chudobou i po sociálních dávkách, je zřejmé, že v roce 2008 a 2009 jsou výkyvy zcela opačné. Zatímco rozdíly mezi státy v celkové míře chudoby se v roce 2008 zvýšily, zejména z důvodu nárůstu počtu osob ohrožených chudobou, difference v chudobě zaměstnaných se mezi jednotlivými státy snížily. Oproti předchozímu roku došlo k nárůstu chudoby zaměstnaných u osmnácti z celkových 25 sledovaných států. Toto zvýšení se ovšem nedotklo čtyř z pěti států s nejvyššími hodnotami. Z výsledků vyplývá, že nárůstem podílu zaměstnanců ohrožených chudobou ve většině členských zemí došlo ke snížení variability mezi státy. Ta ovšem nebyla způsobena celkovým zlepšením (a dotažením slabších států), ale zhoršením úrovně v celé EU. V roce 2009 pak došlo k opětovnému nárůstu rozdílů v EU, čímž se hodnoty variability vrátily téměř na úroveň roku 2007. Částečně k tomu jistě

přispělo opětovné snížení chudoby zaměstnaných, které je patrné u více než poloviny států. Vývoj chudoby zaměstnaných v jednotlivých státech je zachycen na grafu č. IV/1.7. v příloze č. 4.

Jak je zřejmé z uvedených grafů, v letech 2004 – 2009 nedochází k poklesu variability ve státech Evropské unie, ve sledovaném období tedy nebyla zjištěna přítomnost σ -konvergence ani σ -divergence. Prvotní grafická analýza závislosti průměrného růstu na počáteční úrovni ukazatele neumožňuje vyslovit ani závěry o přítomnosti β -konvergence.

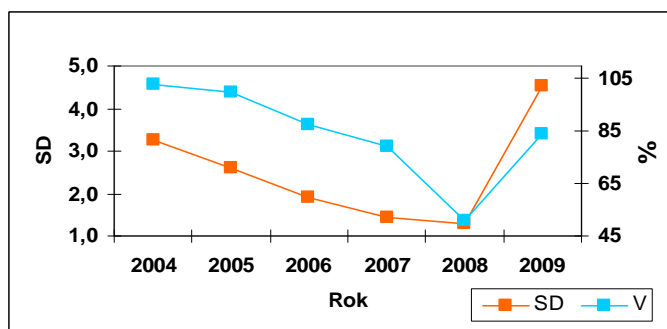
viii) **Podíl ztrátových úvěrů k celkovému objemu úvěrů**

Podíl úvěrů ztrátových vzhledem k celkovému objemu úvěrů je ukazatel, který poskytuje Světová banka. Tento ukazatel není dostupný pro dvě z 25 sledovaných zemí a to Kypr a Nizozemí.

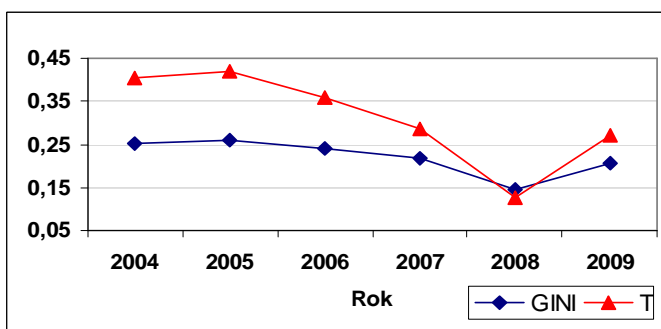
Rozpětí hodnot je u této proměnné poměrně široké. V roce 2004 byl podíl ztrátových úvěrů v nejlepších zemích výrazně pod jedním procentem (např. Lucembursko, Finsko, Dánsko, ale také Estonsko), nejvyšší pak v Polsku (14,9%), Řecku a Itálii (7,0, resp. 6,6%). V roce 2009 pak bylo rozpětí hodnot ještě širší a do čela žebříčku se s hodnotami 19,3% a 16,4% dostaly Litva a Lotyšsko, nejnižších hodnot pak dosáhlo Finsko, Lucembursko a Švédsko.

Graf. č. 5.2.8.: Podíl ztrátových úvěrů k celkovému objemu úvěrů -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Vývoj rozdílů mezi jednotlivými členskými státy je zachycen na grafu č. 5.2.8. a je zřejmé, že až do roku 2008 docházelo ke sblížování hodnot v EU25. Tento vývoj dokládají i hodnoty vypočtených měř variability v tabulce č. IV/1.8., příloha č. 4 V roce 2009 je nicméně patrný opětovný poměrně velký nárůst variability. Pokles do roku 2008 je způsoben jednak

pozvolným poklesem u většiny států s vyššími hodnotami a pak buďto stagnací nebo mírným nárůstem v ostatních zemích s nižšími počátečními hodnotami. Zvýšená variabilita v roce 2009 je bezpochyby zapříčiněna zejména prudkým nárůstem ztrátových úvěrů v některých zemích EU a to zejména v Irsku, Litvě a Lotyšsku. V roce 2009 nicméně došlo ke zvýšení podílu ztrátových úvěrů ve všech 25 zemích EU. Vývoj ukazatele v jednotlivých zemích pak zachycuje graf č. IV/1.8. v příloze č. 4.

U ukazatele *Podíl ztrátových úvěrů k celkovému objemu úvěrů* je zřetelné sblížování států až do roku 2008, v posledním roce pak dochází opět k nárůstu. σ -konvergence byla tedy zjišťována pouze v období do roku 2008. Výsledky analýzy trendu jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.9. Vzhledem ke krátkému časovému období nebyl regresní koeficient testován.

Tabulka č. 5.2.9.: Podíl ztrátových úvěrů k celkovému objemu úvěrů –
výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2008	-2,6%

Zdroj: vlastní zpracování

Ve zkráceném období (tedy bez nárůstu v roce 2009) výsledky naznačují meziroční pokles variability dle Giniho koeficientu zhruba o 2,6 procenta.

Analýza β -konvergence byla provedena jak na šestileté časové řadě, tak i po zkrácení časové řady o poslední pozorování. Jak je ovšem zřejmé z výsledků v tabulce č. 5.2.10., v obou případech byla zjištěna nepřímá závislost mezi průměrným růstem a počáteční úrovní ukazatele.

Tabulka č. 5.2.10.: Podíl ztrátových úvěrů k celkovému objemu úvěrů –
výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,155	11,48%	<0.0001
2004 - 2008	-0,131	10,08%	<0.0001

Zdroj: vlastní zpracování

Z výsledků je zřejmé, že rychlost konvergence byla vyšší v období pouze do roku 2008, v roce 2009 pak došlo k mírnému zpomalení.

5.2.1.2 Posouzení σ -konvergence a β -konvergence dimenze jako celku

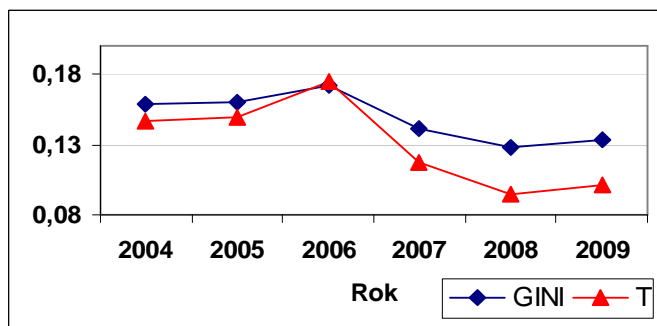
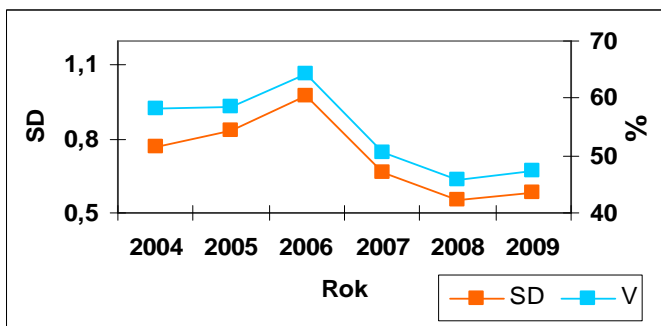
Pro každou dimenzi byl sestaven souhrnný index na základě údajů dostupných v celé časové řadě, v této dimenzi se jednalo tedy celkem o osm proměnných. Hodnoty každého ukazatele byly vyjádřeny jako poměr k mediánu EU25, přičemž u takových ukazatelů, kdy nižší hodnota značí lepší pozici, byl poměr vyjádřen obráceně. Dále byl pro každý stát souhrnný indikátor vyjádřen jako prostý aritmetický průměr ze všech dílčích ukazatelů. Takto pak byla získána časová řada (2004 – 2009) souhrnného indexu pro každý stát. Čím vyšší je hodnota souhrnného indikátoru, tím lepší jsou dílčí charakteristiky státu. Nejlepších hodnot dosahovalo v roce 2004 Lucembursko, těsně následované Dánskem, nejlepší pěti pak doplnila Velká Británie, Nizozemsko a Finsko. Nejhorší charakteristiky naopak vykazovalo Polsko, dále pak Litva, Řecko a Lotyšsko, pět nejslabších států pak doplnilo Slovensko. České republice patřila v roce 2004 dvanáctá příčka, umístila se tedy ve středu skupiny států, s průměrným poměrem ku mediánu větším než jedna (1,24). V roce 2009 bylo mezi pěti nejlepšími státy Slovinsko (6. místo v roce 2004), které tak nahradilo Velkou Británií. Nejlépe je hodnoceno Nizozemsko, následované Finskem a Dánskem. Nejhorší charakteristiky vykazovalo v roce 2009 Lotyšsko, dále pak Řecko, Polsko, Litva a jižní státy Itálie a Portugalsko.

Následující graf č. 5.2.9. zachycuje vývoj vypočtených charakteristik variability v letech 2004 – 2009, konkrétní hodnoty měr variability jsou uvedeny v příloze č. 5, tabulka č. V/1.

Graf. č. 5.2.9.: Souhrnný index – dimenze Bohatství - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Období by bylo možné rozdělit na dvě části, do roku 2006 docházelo k nárůstu variability, ta pak postupně klesala téměř až do konce sledovaného období. V rámci celého sledovaného období nelze tedy jednoznačně hovořit o přítomnosti σ -konvergence. Pokles je nicméně zřetelný ve zkráceném období 2006 – 2008. Vzhledem k délce časové řady nebyl tento trend testován. Pokles byl pak narušen rokem 2009, kdy došlo opět k nárůstu rozdílů, což je spojeno s vývojem ekonomiky Evropské unie v posledních letech.

β -konvergence pak byla na základě šestileté časové řady prokázána, jak dokazují výsledky v tabulce č. 5.2.11.

Tabulka č. 5.2.11.: *Souhrnný index – dimenze Bohatství – výsledky analýzy β -konvergence*

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,048	4,3%	0,004

Zdroj: vlastní zpracování

V tomto případě odráží výsledky β -konvergence zejména fakt, který je zřejmý z vývoje souhrnného indikátoru v jednotlivých zemích, graf je uveden v příloze č. 5, graf. č. V/ 1. Je zde patrný rozdíl mezi počáteční a konečnou úrovní v roce 2009 a také výraznější pokles u států s vyššími počátečními hodnotami.

5.2.1.3 Shrnutí výsledků pro dimenzi Bohatství

Tabulka č. 5.2.12. sumarizuje výsledky analýzy konvergence v dimenzi Bohatství.

Tabulka č. 5.2.12.: Souhrnné výsledky analýzy konvergence pro dimenzi Bohatství

Ukazatel	σ -konvergence	β -konvergence
Podíl domácností s připojením na internet	ANO	ANO
Míra materiální deprivace	ANO	ANO
Relativní mediánová mezera chudoby	NE	ANO
Nedostupnost zdravotní péče z finančních důvodů	NE	NE
Čistý národní důchod	ANO	ANO
Obyvatelstvo ohrožené chudobou po sociálních transferech	NE	NE
Míra rizika chudoby zaměstnaných	NE	NE
Podíl ztrátových úvěrů	NE*	ANO

* σ -konvergence v období 2004- 2008

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě ukazatele míry vybavenosti domácností internet byla zjištěna jak σ - tak i β -konvergence. Ačkoliv výsledky β -konvergence je nutné interpretovat obezřetně, jelikož výpočetní algoritmus bere v úvahu pouze první a poslední pozorování v časové řadě, vývoj tohoto ukazatele ve všech zemích vykazuje vzestupnou tendenci, přičemž pokrytí v zemích s nižší počáteční úrovní roste rychlejším tempem než ve státech s vyšší počáteční hodnotou. Také na základě míry materiální deprivace nepochybně dochází k poklesu rozdílů mezi státy a tedy ke konvergenci. Tento fakt jistě není způsoben pouze vzestupnou životní úrovní a zvýšením příjmů obyvatel, ale také klesající úrovní cen vybraných produktů (míra

materiální deprivace sleduje mimo jiné vybavenost domácností barevnou TV, telefonem, pračkou). Tomu nasvědčují i další výsledky, kdy ukazatelé chudoby přímo navázané na příjem (*míra ohrožení chudobou po sociálních transferech; míra rizika chudoby zaměstnaných*) nevykazují konvergenční tendence.

Ačkoliv někteří autoři uvádějí, že β -konvergence je nutnou (nikoliv postačující) podmínkou σ -konvergence, na příkladu dvou proměnných z této dimenze byla identifikována β -konvergence bez současné existence σ -konvergence. V případě podílu ztrátových úvěrů grafická analýza zcela jasně ukazuje výrazné sblížování států do roku 2008, tedy při zkrácení časové řady o jedno pozorování. Toto sblížování je způsobeno zejména výrazným poklesem vysokých počátečních hodnot. Závěr o β -konvergenci je zde tedy opodstatněný. Rok 2009 byl z pohledu tohoto ukazatele charakterizován opětovným nárůstem, nicméně nárůst nebyl tak výrazný, aby překročil počáteční hodnoty (rok 2004). Proto byla dle výsledků regrese průměrného růstu na počátečním stavu identifikována β -konvergence i v období 2004 – 2009. Tento výsledek je nicméně nutné interpretovat, s ohledem na nemonotónní průběh časové řady v rámci celého šestiletého období, opatrně. Z pohledu tohoto ukazatele je tedy jistě opodstatněné vyslovit závěr o β -konvergenci v letech 2004 – 2008, přičemž přítomnost σ -konvergence lze také ve zkráceném období do roku 2008 odhadovat. Vzhledem k omezené délce časové řady ale není podrobnější analýza σ -konvergence vhodná. V případě druhého ukazatele, kde byla identifikována β -konvergence bez souběžné σ -konvergence nevykazuje vývoj jednotlivých časových řad pro státy EU25 zcela monotónní charakter, nelze tedy říci, že Giniho koeficientu by vykazoval soustavný poklesný trend. Hodnoty mnoha zemí jsou přesto v roce 2009 nižší než v roce 2004, přičemž pokles v zemích s vyšší počáteční úrovní byl o něco výraznější. Zde je opět zřejmé jisté omezení konceptu β -konvergence, kdy tato analýza bere v úvahu pouze počátek a konec časové řady, zatímco použitý přístup pro analýzu σ -konvergence je založen na zhodnocení průběhu časové řady jako celku.

Z celkového pohledu byla pro dimenzi Bohatství na základě hodnot souhrnného indexu identifikována β -konvergence, σ -konvergence ve smyslu soustavného poklesu variability nebyla identifikována. Monotónnost poklesu Giniho koeficientu je narušena zejména výkyvem variability v roce 2006, jinak je zřejmé jisté sblížování států Evropské unie z pohledu dimenze Bohatství. Přes uvedená omezení, je z celkového pohledu možné vyslovit závěr o **konvergenci zemí Evropské unie z pohledu materiální životní úrovně**. Sala-i-Martin (1996) uvádí, že rychlost konvergence na základě ukazatele příjmu na osobu je velice

obdobná pro různé datové soubory a tedy různé skupiny států nebo regionů a pohybuje se okolo 2 % ročně. Z výsledků provedených analýz lze odvodit, že rychlost konvergence na základě skupiny ukazatelů charakterizujících materiální životní úroveň je v rámci Evropské unie vyšší a pohybuje se okolo čtyř procent.

5.2.2 Dimenze Zdraví

Dimenze *Zdraví* je popsána šesti proměnnými a mimo ukazatele *očekávané délky života* a *délky zdravého života* nebo *míry prevalence vybraných chorob*, zahrnuje také *subjektivní hodnocení zdraví* na základě dotazníkového šetření. Většina těchto ukazatelů byla v počáteční fázi sledována v členění dle pohlaví, nicméně pro vysoké korelace v první fázi redukce byla vždy vybrána pouze jedna proměnná.

Opět je nejprve popsán vývoj každého ukazatele v období 2004 – 2009 samostatně.

5.2.2.1 Posouzení σ - a β -konvergence na základě jednotlivých proměnných

i) Podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži

Ukazatel podílu dlouhodobě nemocných nevykazuje v rámci celého sledovaného období příliš vysokou míru variability mezi státy EU, hodnoty variačního koeficientu se pohybují do třiceti procent, Giniho koeficient nepřekročil hodnotu 0,1, jak je uvedeno v tabulce č. IV/2.1 v příloze

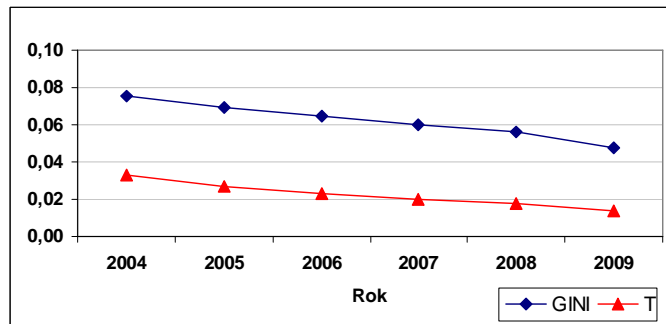
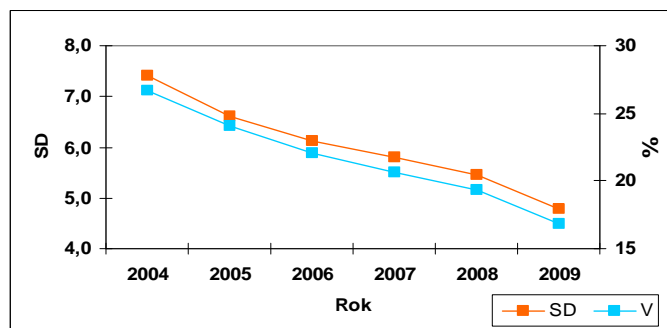
č. 4. Ovšem samotný podíl dlouhodobě nemocných v jednotlivých zemích je ve většině případů nad 20%, přičemž zejména v počátku sledovaného období dosahují maxima až ke čtyřiceti procentům.

Z grafu č. 5.2.10. je zřetelně patrné postupné snižování rozdílů mezi státy.

Graf. č. 5.2.10.: Podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Tento fakt je na jedné straně zapříčiněn pozitivním vývojem a tedy poklesem u států s vysokými počátečními hodnotami, na druhé straně ovšem také mírným nárůstem u států s nižšími počátečními hodnotami. Tento vývoj je poměrně dobře patrný také z grafu č. IV/2.1. v příloze č. 4.

Jak je zřetelné již z uvedených grafů, rozdíly mezi státy na základě ukazatele „podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži“ v hodnoceném období klesají. Také výsledky provedené trendové analýzy, které jsou uspořádané v tabulce č. 5.2.13, jsou v souladu s domněnkou o přítomnosti σ -konvergence. Opět vzhledem k omezené délce časové řady nebyl regresní koeficient testován, meziroční pokles Giniho koeficientu lze odhadovat v průměru na 0,5 procenta.

Tabulka č. 5.2.13.: Podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-0,5%

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky uspořádané v tabulce č. 5.2.14. pak umožňují odhadovat také β -konvergenční proces v EU25 v období 2004 – 2009 z pohledu daného ukazatele.

Tabulka č. 5.2.14.: Podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,109	8,69%	<0,0001

Zdroj: vlastní zpracování

Čím byl tedy podíl dlouhodobě nemocných na počátku sledovaného období vyšší, tím rychleji potom tento podíl klesal (příp. tím pomalejší byl meziroční nárůst).

ii) **Míra úmrtnosti - chronická onemocnění, muži**

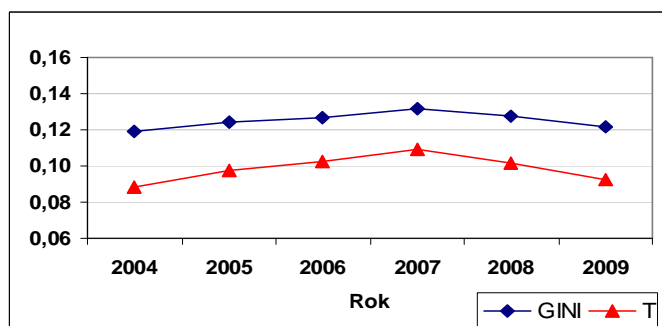
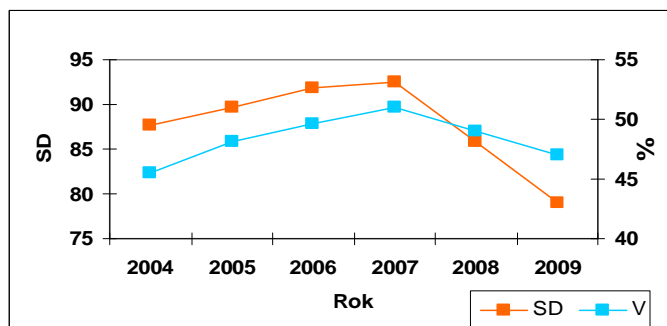
Tento ukazatel představuje standardizovanou míru úmrtnosti v důsledku vybraných chronických onemocnění u osob mladších 65 let. Ve výčtu uvažovaných chronických onemocnění je možné nalézt mimo jiné zhoubné novotvary, nemoci dolních a horních cest dýchacích, diabetes mellitus a další. Vzhledem k tomu, že výskyt chronických onemocnění je významně ovlivněn věkem a také pohlavím, je ukazatel vyjádřen pomocí věkově standardizovaných měr, které zlepšují srovnatelnost v čase a mezi zeměmi. V první fázi této práce byl ukazatel uvažován zvlášť pro ženy a muže, nicméně na základě provedených kroků redukce proměnných je ve finálním výčtu ukazatelů zastoupena pouze míra úmrtnosti mužů. Údaje pro tento ukazatel nejsou dostupné za Belgie, analýza konvergence se tedy opírá pouze o 24 pozorování.

Jak vývoj samotného ukazatele v jednotlivých zemích (viz graf č. IV/2.2., příloha č. 4), tak i vývoj variability mezi zeměmi má částečně kolísavý charakter. Na základě vypočtených charakteristik variability, uvedených v příloze č. 4, tabulka č. IV/2.2. a z jejich grafického znázornění – graf. č. 5.2.11., je možné identifikovat postupný nárůst rozdílů v Evropské unii na úrovni států až do roku 2007. To je ovšem následováno prudkým poklesem rozdílů v letech 2008 a 2009.

**Graf. č. 5.2.11.: Míra úmrtnosti - chronická onemocnění, muži -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Nejhorší pozici během celého šestiletého období vykazuje Maďarsko (vyjma roku 2007, kdy mírně vyšší hodnoty dosáhla Litva). Nicméně právě pozvolný pokles v Maďarsku nebo také v Estonsku spolu s výrazným poklesem v posledních dvou letech v několika dalších státech s vysokými hodnotami (např. Litva a Lotyšsko) vedly ke snížení variability v roce 2008 a následně 2009. I u většiny ostatních evropských států je možné v rámci sledovaného období pozorovat mírný pokles. Z uvedených grafů je zřetelně patrný nárůst variability do roku 2007 a následný pokles. Vzhledem k velice krátkým úsekům v případě rozdělení časové řady na dvě období, nebude ale vývojový trend Giniho koeficientu podrobněji analyzován.

Již grafická analýza závislosti počáteční úrovně ukazatele a průměrného nárůstu mezi roky 2004 a 2009 neukazuje lineární závislost mezi uvedenými veličinami, další analýza β -konvergence proto není uvažována. Dle tvaru korelačního pole nebyla na základě ukazatele *úmrtosti v důsledku chronických onemocnění* identifikována β -konvergence v rámci Evropské unie v letech 2004 - 2009.

iii) Zdravá délka života při narození, muži

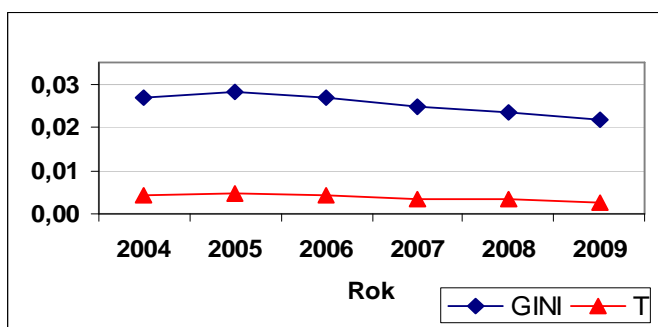
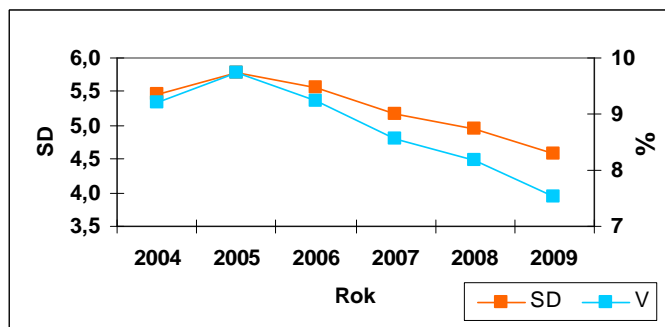
Ukazatele zdravé délky života jsou v současné době stále používanějšími mírami zdravotního stavu obyvatel. Zdravá délka života při narození v členění dle pohlaví patří do sady strukturálních ukazatelů (Structural indicators) a také ukazatelů udržitelného rozvoje (Sustainable Development indicators). V dimenzi zdraví je uvedena zdravá délka života při narození pro muže.

Zdravá délka života se pohybuje od hodnot okolo padesáti let po maxima 68,5 roku v roce 2004 (Malta) a 70,5 roku v roce 2009 (Švédsko). Pozitivní je pak fakt, že zdravá délka života se celkově neustále mírně zvyšuje (viz graf č. IV/2.3., příloha č. 4).

Graf. č. 5.2.12.: Zdravá délka života při narození, muži - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Míra diference mezi státy EU od roku 2007 neustále pozvolně klesá, jak je zřejmé z grafu č. 5.2.12. Rozdíly ve zdravé délce života se nejeví, zejména ve srovnání s jinými uvažovanými ukazateli jako příliš výrazné, hodnota variačního koeficientu nepřesáhla 10%, Giniho koeficient se pohybuje do hodnoty 0,03. Nicméně v absolutním vyjádření se jedná o rozdíly 18,7 let (rok 2004) a 18,4 let (rok 2009). Ukazatel zdravé délky života je proměnná, která reflektuje úroveň a dostupnost zdravotní péče. Nejslabší státy na základě hodnot tohoto ukazatele (Litva, Lotyšsko, Estonsko) patřily také k nejhůře hodnoceným u většiny ukazatelů v dimenzi *Bohatství*. Konkrétní hodnoty měr variability pro tento ukazatel jsou opět uvedeny v příloze č. 4, tabulka č. IV/2.3.

σ -konvergence je zřetelná zejména od roku 2005, kdy začíná zřetelná sestupná tendence. Giniho koeficient klesal meziročně zhruba o 0,2 procenta (viz tabulka č. 5.2.15.). Opět vzhledem k omezené délce časové řady nebyl trend podrobněji ověřován.

**Tabulka č. 5.2.15.: Zdravá délka života při narození, muži –
výsledky analýzy σ -konvergence**

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2005 - 2009	-0,2%

Zdroj: vlastní zpracování

Sbližování států ve smyslu β -konvergence naznačuje již grafická analýza vztahu počáteční úrovně a meziročního růstu. Nepřímou závislost, značící právě β -konvergenci, pak potvrdily i výsledky regresní analýzy, které jsou uvedené v tabulce č. 5.2.16.

Tabulka č. 5.2.16.: Zdravá délka života při narození, muži – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,081	6,8%	0,002

Zdroj: vlastní zpracování

Čím nižší je počáteční úroveň na počátku sledovaného období (tedy nižší zdravá délka života), tím vyšší nárůst lze pak očekávat.

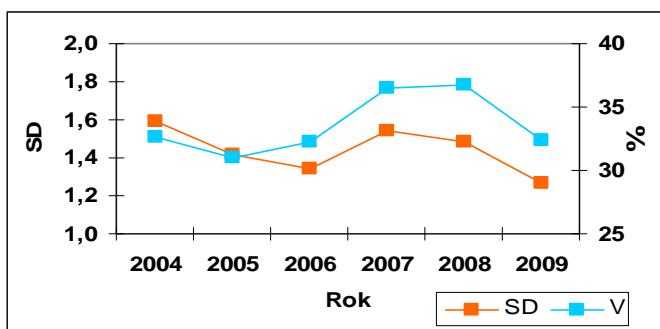
iv) Kojenecká úmrtnost

Kojenecká úmrtnost vyjadřuje úmrtnost v prvním roce života. Česká republika patří v tomto ohledu dlouhodobě k zemím s nejnižší kojeneckou úmrtností spolu například se Švédskem, Lucemburskem, Finskem a dalšími. Mezi nejhoršími se objevují státy bývalého Sovětského svazu (Litva, Lotyšsko), ale také Slovensko a Polsko. V roce 2004 pak byl rozdíl mezi nejlepšími a nejhoršími státy více než dvojnásobný, v roce 2009 pak byl rozdíl minimální a maximální míry kojenecké úmrtnosti více než trojnásobný. Vývoj kojenecké úmrtnosti v jednotlivých zemích je zobrazen na grafu č. IV/2.4. v příloze č. 4.

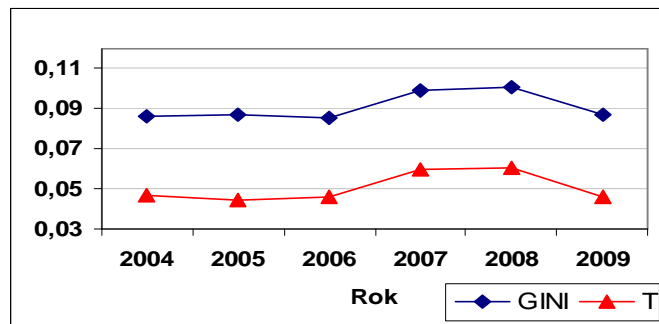
Vývoj diferencí v rámci EU má značně kolísavý charakter, v rámci sledovaného období nelze hovořit ani o sblížení, ani o zvyšování rozdílů mezi státy. Vývoj vypočtených měř variability zachycuje graf. č. 5.2.13.

Graf. č. 5.2.13.: Kojenecká úmrtnost - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Jak je zřejmé z hodnot v tabulce č. IV/2.4. v příloze č. 4, hodnoty variačního koeficientu kolísají mezi hodnotami 30 a 40 procent, Giniho koeficient nabývá hodnoty do 0,1. Míra kojenecké úmrtnosti je ukazatelem, který reflektuje jednak úroveň zdravotní péče a přístup k ní, ale také mnoho jiných faktorů jako jsou životní podmínky rodiny, kvalita bydlení a další. Na úrovni seskupení vyspělých států jakým je Evropská unie, jistě není žádoucí více než trojnásobná rozdílnost v jednom ze základních ukazatelů zdravotního stavu populace, která byla zde byla zjištěna.

Již na základě grafické analýzy vývoje variability mezi státy není zřetelný ani nárůst ani pokles variability a nelze tedy hovořit ani o σ -konvergenci ani o σ -divergenci.

Grafická analýza závislosti meziročního průměrného nárůstu/poklesu na počáteční úrovni nenaznačuje, že by na základě tohoto ukazatele bylo možné hovořit o β -konvergenci států EU, nicméně další podrobnější analýza přítomnosti β -konvergence nenapovídá. V případě tohoto ukazatele tedy nebyla zjištěna ani σ -konvergence ani β -konvergence států Evropské unie.

v) Střední délka života ve věku 65 let, ženy

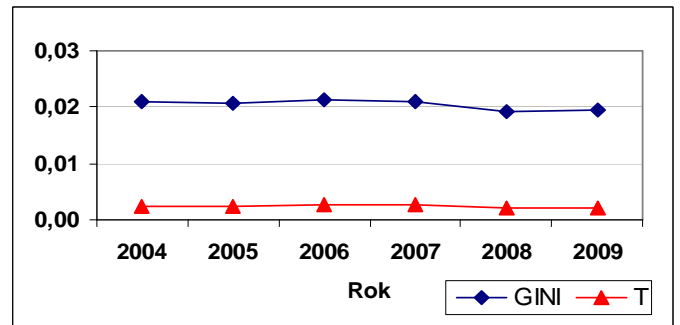
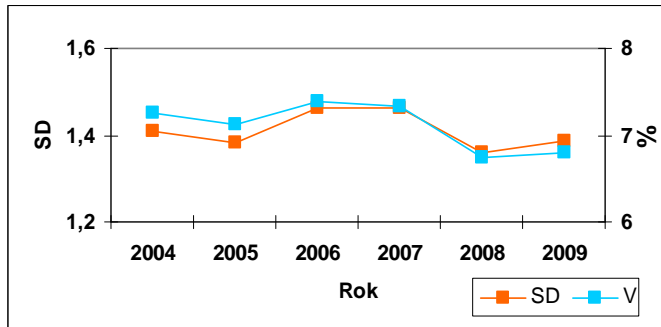
Střední délka života udává předpoklad dožití, je sledována zvláště pro ženy a muže a také pro různý věk. Zde je sledován vývoj střední délky života ve věku 65 let u žen. Hodnoty tohoto ukazatele se pohybují v rozmezí 17 až 23 let. Nejnižší hodnoty vykazují Litva a Lotyšsko spolu s Maďarskem, v pěti státech s nejnižšími hodnotami ukazatele se ale objevuje také Česká republika a Slovensko.

Vývoj měr variability zachycuje graf. č. 5.2.14.

Graf. č. 5.2.14.: Střední délka života ve věku 65 let, ženy - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Nárůst, který je možné identifikovat v letech 2006 a 2007 je opravdu nepatrný, hodnoty variačního koeficientu se mezi roky 2004 a 2007 neustále pohybují v rozmezí 7,2 – 7,4 procenta (viz tabulka č. IV/2.5., příloha č. 4). Naopak pokles v letech 2008 a 2009 je výraznější, hodnoty variačního koeficientu klesly pod 6,8%.

Z grafu č. IV/2.5. uvedeného v příloze č. 4 je ovšem patrný celkový nárůst očekávané délky života v zemích Evropské unie, který je typický pro všechny země. Tento vývoj reflektuje zlepšující se zdravotní péči a životní podmínky, nicméně s sebou nese i výzvy v podobě zvyšující se zátěže důchodového systému, na kterou nejsou některé členské státy dostatečně připraveny.

Uvedený ukazatel také v letech 2004 – 2009 nevykazuje kontinuální snižování či nárůst diferencí mezi státy a již na základě grafické analýzy je zřejmé, že státy nevykazují σ -konvergenci nebo divergenci.

Ukazatel *střední délky života ve věku 65 let u žen* vykazuje ve všech zemích vzestupnou tendenci, průměrné koeficienty růstu se pohybují zhruba v rozmezí 1,75 – 1,90. Z grafu č. IV/2.5. v příloze č. 4 je do jisté míry patrné, že státy s vyšší počáteční úrovní vykazují i výraznější průměrný nárůst. Podrobnější analýza nicméně neumožňuje vyslovit závěr o β -konvergenzi v rámci EU na základě tohoto ukazatele.

vi) **Subjektivní hodnocení zdraví: špatné a velmi špatné, ženy**

Subjektivní hodnocení zdraví je ukazatel zjišťovaný v rámci šetření EU-SILC. V této práci je reprezentován podílem obyvatel, kteří hodnotí svůj zdravotní stav jako špatný nebo velmi špatný. Opět byl v prvotní fázi sledován v členění dle pohlaví. Ve finální skupině ukazatelů je

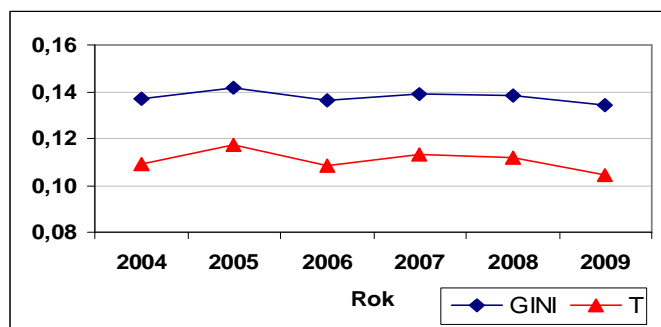
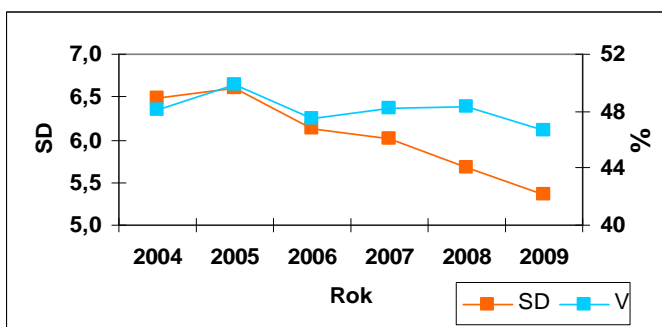
pak zastoupen pouze ukazatel subjektivního hodnocení zdraví u žen. Se svým zdravotním stavem jsou nejvíce spokojeni obyvatelé Irska, Malty, Velké Británie, Nizozemí a také Švédska. Více než dvacet procent osob hodnotících své zdraví jako (velmi) špatné je pak v Portugalsku, Maďarsku nebo Litvě.

Jak je možné identifikovat na grafu č. IV/2.6. v příloze č. 4, u většiny států dochází spíše k pozvolnému poklesu hodnot a tudíž nárůstu obyvatel, kteří hodnotí svůj zdravotní stav lépe. Také míra variability mezi státy má v hodnocené časové řadě převážně klesající tendenci – viz graf č. 5.2.15.

**Graf. č. 5.2.15.: Subjektivní hodnocení zdraví: špatné a velmi špatné, ženy-
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Rozdíly mezi jednotlivými státy jsou nicméně výraznější oproti jiným ukazatelům v této dimenzi, což je zřetelné z vyšších hodnot jak variačního koeficientu, tak i Giniho koeficientu a Theilova indexu. Hodnoty jednotlivých charakteristik jsou uvedeny v tabulce č. IV/2.6., příloha č. 4.

V případě subjektivního hodnocení zdraví lze vypořádat víceméně sestupnou tendenci měř variability od roku 2005, pokles je nicméně velice mírný a nelze tedy jednoznačně vyslovit závěr o σ -konvergenci.

Sbližování států ve smyslu β -konvergence bylo opět analyzováno nejprve graficky, kdy byla zkoumána závislost mezi počáteční úrovní a změnou v období 2004 – 2009. Již tvar korelačního pole nenaznačoval lineární závislost mezi těmito ukazateli, podrobnější analýza proto nebyla prováděna. β -konvergence států tak nebyla na základě ukazatele subjektivního posouzení vlastního zdravotního stavu zjištěna.

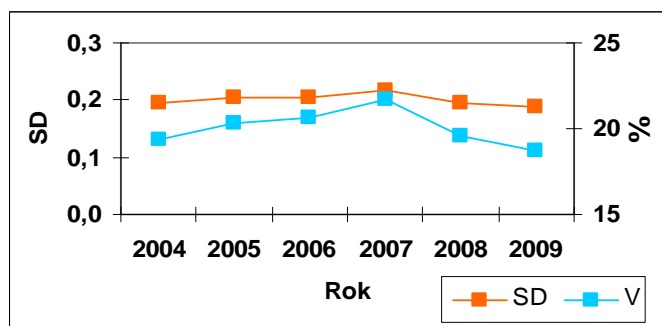
5.2.2.2 Posouzení σ -konvergence a β -konvergence dimenze jako celku

V oblasti zdraví vykazovalo v roce 2004 zcela nejlepší hodnoty Irsko, následované Maltou, Nizozemskem, Švédskem a Dánskem. Nejhuře hodnocenými pak byly Lotyšsko, Maďarsko, Estonsko, Litva a Polsko. Irsko bylo nejlépe hodnoceným státem také v roce 2009, dále ho následovalo Švédsko, Lucembursko, Nizozemsko a Malta. Vývoj v jednotlivých zemích pak zachycuje graf č. V/2 v příloze č. 5.

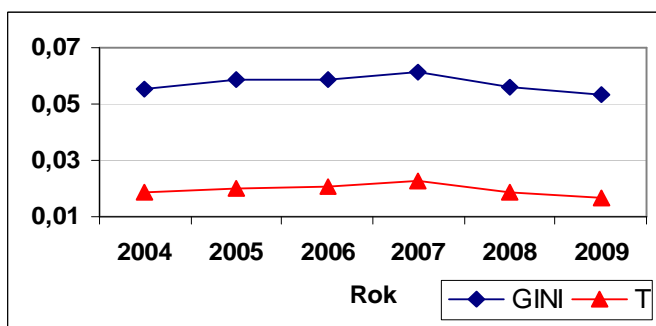
Vývoj variability byl opět vyjádřen čtyřmi charakteristikami variability, grafickou analýzu přináší následující graf č. 5.2.16. V tabulce č. V/2., příloha č. 5 jsou uvedeny konkrétní hodnoty měř variability.

Graf. č. 5.2.16.: Souhrnný index dimenze Zdraví - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Dle očekávání nelze předpokládat klesající nebo rostoucí trend na časové řadě celé délky. Nicméně při rozdělení na dvě období je zřejmá narůstající variabilita do roku 2007 a tedy σ -divergence, od roku 2007 pak docházelo ke sblížování států. Opět vzhledem ke krátkému časovému období nebyly identifikované trendy podrobněji testovány.

Již na základě grafické analýzy průměrného tempa růstu v závislosti na počáteční hodnotě není zřejmá lineární závislost mezi těmito ukazateli a není tedy zřejmé sblížování států ve smyslu β -konvergence.

5.2.2.3 Shrnutí výsledků pro dimenzi Zdraví

V dimenzi Zdraví byla pro období 2004 – 2009 prokázána σ - a β -konvergence pouze u dvou proměnných ze šesti, jak je zřejmé z tabulky č. 5.2.17.

Tabulka č. 5.2.17: Souhrnné výsledky analýzy konvergence pro dimenzi Zdraví

Ukazatel	σ -konvergence	β -konvergence
Podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži	ANO	ANO
Míra úmrtnosti – chronická onemocnění, muži	NE	NE
Zdravá délka života při narození, muži	ANO	ANO
Kojenecká úmrtnost	NE	NE
Střední délka života ve věku 65 let, ženy	NE	NE
Subjektivní hodnocení zdraví (velmi špatné, špatné), ženy	NE	NE

Zdroj: vlastní zpracování

Ukazatel podílu dlouhodobě nemocných má v zemích EU celkově spíše vzestupnou tendenci, přičemž státy s nižší počáteční úrovní vykazují vyšší nárůst. Z pohledu tohoto ukazatele tedy dochází jak k σ - tak i β -konvergenci, tento fakt nicméně značí celkově nepříznivý vývoj v podobě celkového nárůstu počtu dlouhodobě nemocných.

Druhý ukazatel (zdravá délka života při narození, muži), u kterého byly identifikovány konvergenční tendence, vykazuje také celkový nárůst, což je zde příznivým jevem. U států s nižší počáteční úrovní je pak nárůst větší, což vede k závěru o β -konvergenci.

Celkově ale na základě dimenze Zdraví nevykazuje Evropská unie v období 2004 – 2009 konvergenci států. Pokud bychom uvažovali pouze období 2004 – 2007, bylo by možné na základě souhrnného indexu vyslovit závěr o σ -divergenci. Z celkového pohledu této dimenze ale **nebyla identifikována σ - ani β -konvergence na základě ukazatelů zdravotního stavu obyvatel.**

5.2.3 Dimenze Vzdělání

Dimenze *Vzdělání* je zastoupena celkem pěti proměnnými, které se vztahují ke vzdělanostní struktuře (např. *podíl populace s terciárním vzděláním*, *podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním*), ale také charakterizují schopnost najít práci v závislosti na dosaženém vzdělání (*míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním*).

5.2.3.1 Posouzení σ - a β -konvergence na základě jednotlivých proměnných

i) Celoživotní vzdělávání, ženy

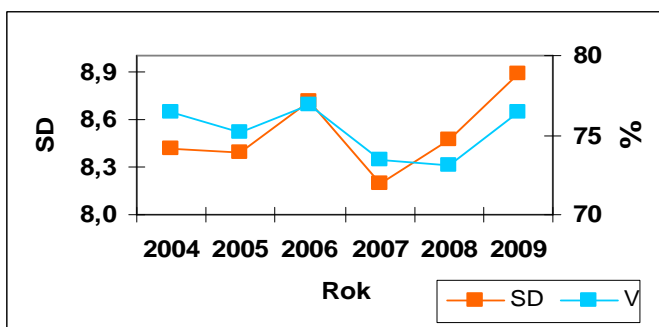
Ukazatel celoživotního vzdělávání představuje procento dospělé populace ve věku 25 až 64 let účastníci se školení a kurzů, je sledován také v členění dle pohlaví. Ve finálním výčtu proměnných je zastoupen údaj pro ženy. V roce 2004 se hodnoty pohybovaly od necelých dvou procent (Řecko) po více než 30% ve Velké Británii. Řecko se pohybovalo na poslední příčce až do roku 2008, v roce 2009 pak bylo nejméně vzdělávajících se v Maďarsku, nejnižší hodnoty se pohybovaly okolo tří procent populace. Nejvíce se pak celoživotně vzdělávají obyvatelé severských států (Dánsko, Švédsko, Finsko). Vývoj v jednotlivých zemích pak zachycuje graf č. IV/3.1. v příloze č. 4.

U většiny zemí je patrný pozvolný nárůst v období 2004 – 2009. Výjimkou je Velká Británie, která ovšem v prvních dvou sledovaných letech dosahovala nejvyšší hodnoty ze všech zemí a i přes následný pokles se udržela mezi pěti státy s nejvyšší mírou celoživotního vzdělávání.

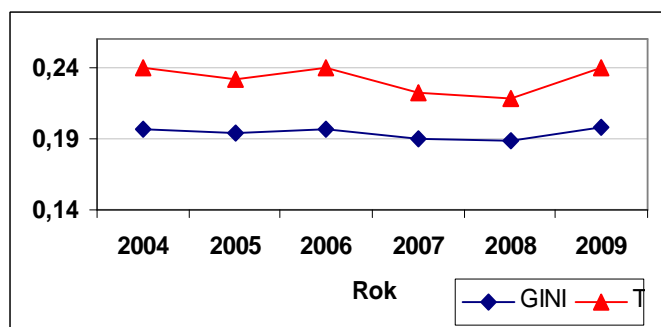
Na grafu č. 5.2.17. je zachycen vývoj rozdílů mezi státy Evropské unie.

Graf. č. 5.2.17.: Celoživotní vzdělávání, ženy- vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Vývoj variability má kolísavý charakter, který je způsoben nárůstem diferencí mezi státy v posledních letech hodnocené časové řady. Ten je způsoben větším nárůstem u států, které vykazovaly vyšší počáteční hodnoty. Státy s nižší úrovní na počátku sice vykazují růst, ten je ale pomalejší než u vyspělejších států, kde je kladen větší důraz na celoživotní vzdělávání. Ačkoliv je na konci sledovaného období variabilita mezi státy nejvyšší (spolu s úrovní roku 2004), rozdíly mezi jednotlivými roky nejsou příliš výrazné. Hodnoty variačního koeficientu kolísají v rozmezí 73-77%, Giniho koeficient nabývá hodnot v rozmezí 0,18 – 0,20 (viz tabulka č. IV/3.1., příloha č. 4).

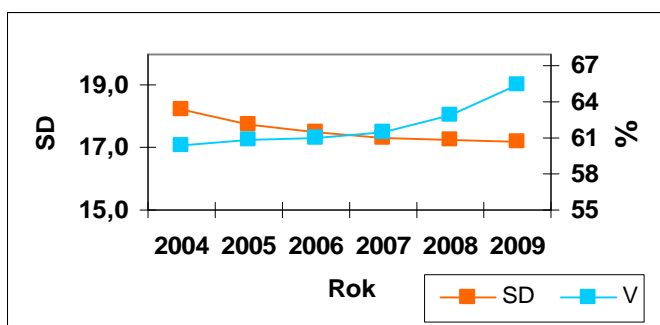
Jak již bylo uvedeno, vývoj diferencí v rámci Evropské unie není na celé délce časové řady charakterizován ani sestupnou ani vzestupnou tendencí a nelze tedy hovořit o σ -konvergenci, případně divergenci. Analýza β -konvergence byla opět založena na lineárním regresním modelu průměrného růstu v závislosti na hodnotách roku 2004. Již grafická analýza nenaznačila lineární závislost, podrobněji tedy tento proces nebyl analyzován.

ii) **Podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním ve věkové skupině 25-64 let**

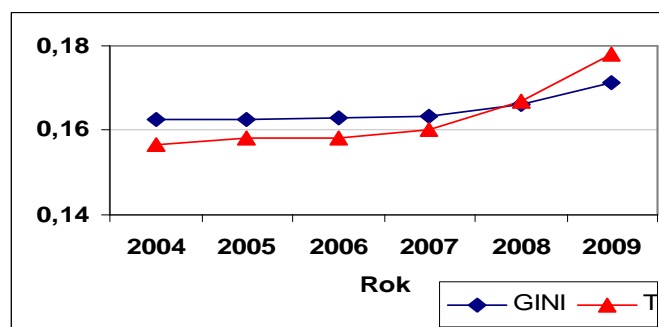
Indikátor představuje procento osob ve věkové skupině 25 – 64 let s maximálně nižším sekundárním vzděláním. Variabilita tohoto ukazatele je v zemích EU značně vysoká. Hodnoty se pohybují v rozmezí od zhruba deseti procent do více než sedmdesáti procent. Nejnížší hodnoty a tudíž největší procento obyvatel s minimálně vyšším sekundárním vzděláním jsou v Litvě, Lotyšsku, České a Slovenské republice a Polsku. Na druhé straně pak stojí Malta a Portugalsko s hodnotami přes 70%. V severských státech EU, které celkově vykazovaly nejlepší výsledky v dimenzi *Bohatství*, jsou hodnoty v rozmezí 20-30%. Vývoj v jednotlivých zemích je zachycen na grafu č. IV/3.2. v příloze č. 4. a je z něj patrná klesající tendence u všech států. To je jistě zapříčiněno klesajícím podílem osob s nízkým dosaženým vzděláním zejména ve věkové skupině 25 – 34 let, kdy je tato tendence zřetelně patrná celkem u dvaceti států. Vývoj variability je uveden v grafu č. 5.2.18.

Graf. č. 5.2.18.: Podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním ve věkové skupině 25-64 let -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Všechny charakteristiky variability kromě směrodatné odchylky ukazují na rostoucí rozdílnou úroveň mezi státy EU. Konkrétní hodnoty jsou uvedeny v příloze č. 4, tabulka č. IV/3.2. Tato tendence zůstává zachována i po vyřazení dvou států s výrazně nejvyššími hodnotami (Malta a Portugalsko). Je ovšem nutné upozornit, že hodnoty všech měr variability opět kolísají v rámci poměrně úzkého intervalu: variační koeficient nabývá hodnot v rozmezí 60 – 65%, Giniho index se pohybuje mezi hodnotami 0,16 – 0,17.

Z výsledků vyplývá, že u všech států (kromě Estonska a Dánska) podíl obyvatel s nízkým vzděláním klesá a to bez ohledu na počáteční hodnotu za rok 2004.

Na základě vývoje Giniho koeficientu je již z grafu patrné, že variabilita mezi státy v letech 2004 – 2009 narůstala a vývoj tedy ukazuje na přítomnost σ -divergence. Na základě výsledků uvedených v tabulce č. 5.2.18. lze říci, že v období 2004 – 2009 docházelo k velmi pozvolnému nárůstu variability.

Tabulka č. 5.2.18.: Podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním ve věkové skupině 25-64 let –
výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční nárůst Giniho koeficientu
2004 - 2009	0,2%

Zdroj: vlastní zpracování

Z pohledu ukazatele podílu osob s nízkým dosaženým vzděláním tedy dochází v rámci EU25 k divergenci mezi státy, kdy se variabilita charakterizovaná Giniho koeficientem meziročně zvyšuje v průměru o 0,2 procenta.

Na základě grafu korelačního pole závislosti míry růstu na počáteční úrovni nebyla identifikována lineární závislost. Nelze tedy vyslovit závěr ani o β -konvergenci ani β -divergenci států sdružených v rámci EU.

iii) **Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, ženy**

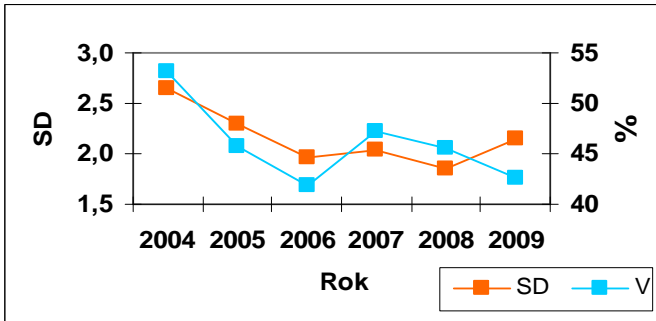
Další ukazatel reflektuje uplatnění na trhu práce, udává míru nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním. Ukazatel je zjišťován zvláště pro ženy a muže a odděleně je také analyzován v této práci. Tento údaj není zjišťován pro Maltu a Estonsko. Obecně je míra nezaměstnanosti žen s terciárním vzděláním nižší než celková míra nezaměstnanosti, platí také, že čím nižší je celková nezaměstnanost žen, tím nižší je i nezaměstnanost žen s terciárním vzděláním ($r=0,806$, $p<0,0001$). Rozdíly v míře nezaměstnanosti žen s terciárním vzděláním jsou nicméně poměrně výrazné. Pohybují se od nejnižších hodnot 2-3 procenta (mimo jiné ČR nebo Norsko) a na druhé straně přesahují i hodnotu deseti procent (Řecko, Španělsko).

Vývoj tohoto ukazatele v jednotlivých zemích měl víceméně sestupnou tendenci až do roku 2008, jak je patrné z grafu č. IV/3.3. v příloze č. 4. V roce 2009 je naopak téměř u všech států zřetelný nárůst nezaměstnanosti, který je spojený s nastoupením ekonomické krize provázené růstem celkové nezaměstnanosti.

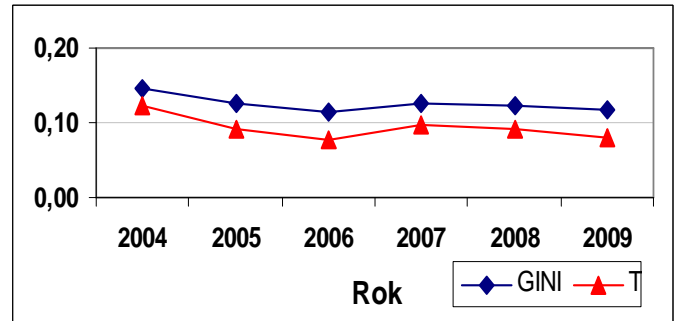
Vývoj jednotlivých měř variability mezi státy EU je zachycen na grafu č. 5.2.19. Vývoj uvedených charakteristik je značně kolísavý, což dokládají i konkrétní hodnoty v tabulce č. IV/3.3. v příloze č. 4. Do roku 2006 je zřejmý pokles variability (vyjma mírného nárůstu dle Giniho koeficientu) a tedy sblížení států, pokles se pak opět opakuje od roku 2007 do konce sledovaného období. V roce 2007 je ovšem možné identifikovat skokový nárůst variability, který byl zřejmě paradoxně způsoben výrazným poklesem míry nezaměstnanosti, který nastal u všech států kromě Portugalska.

**Graf. č. 5.2.19.: Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, ženy -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index

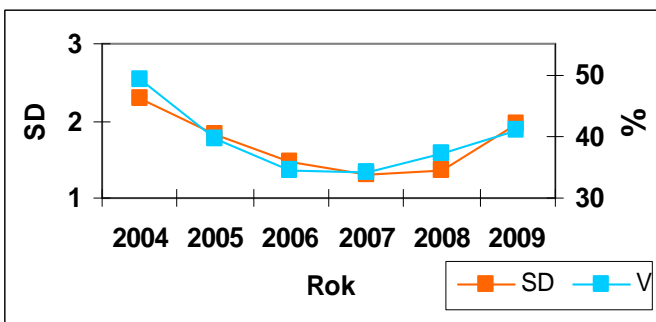


Zdroj: vlastní zpracování

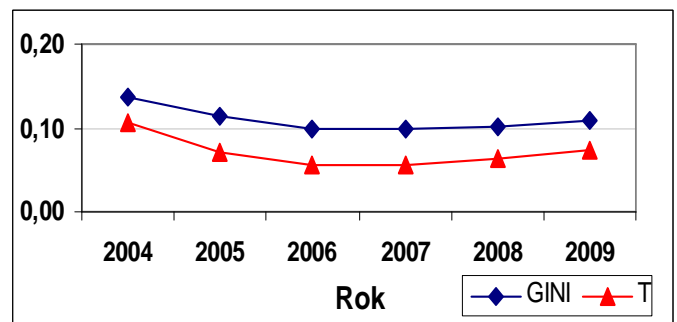
Vzhledem k tomu, že v Portugalsku je spolu s Řeckem nejvyšší míra nezaměstnanosti u žen s terciárním vzděláním, oddálila se tak celá skupina ostatních států od těchto dvou zemí. Pokud bychom analyzovali vývoj variačního koeficientu a dalších měř právě bez Portugalska a Řecka, bylo by možné identifikovat sblížení států až do roku 2007 a nárůst variability v posledních dvou letech, jak dokládá graf č. 5.2.20.

**Graf. č. 5.2.20: Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, ženy -
vývoj v EU25 bez Portugalska a Řecka v letech 2004 - 2009**

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Jak již bylo uvedeno, u tohoto ukazatele nedochází ve sledovaném období k jednoznačnému poklesu nebo nárůstu variability mezi státy. Pro celé sledované období tedy nelze vyslovit závěr o σ -konvergenci/divergenci za celou EU25 ani při vynechání Portugalska a Řecka. Oproti σ -konvergenci byla β -konvergence identifikována, jak je patrné z výsledků v tabulce č. 5.2.19.

*Tabulka č. 5.2.19.: Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, ženy –
výsledky analýzy β -konvergence*

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,093	7,64%	0,002

Zdroj: vlastní zpracování

Státy s nižší mírou nezaměstnanosti žen s terciárním vzděláním vykazují vyšší průměrný meziroční nárůst a naopak státy s vyšší mírou nezaměstnanosti vykazují mírný meziroční pokles nebo menší nárůst. V tomto smyslu tedy dochází z pohledu uvedeného ukazatele k β -konvergenci. Výsledky analýzy jsou potvrzeny i v případě, že bychom časovou řadu zkrátily pouze do roku 2008. Jak totiž naznačuje vývoj ukazatele v jednotlivých zemích, došlo u několika zemí v roce 2009 k výraznějšímu nárůstu. Nicméně i pokud bychom tuto změnu v posledním roce eliminovali, k β -konvergenci dochází.

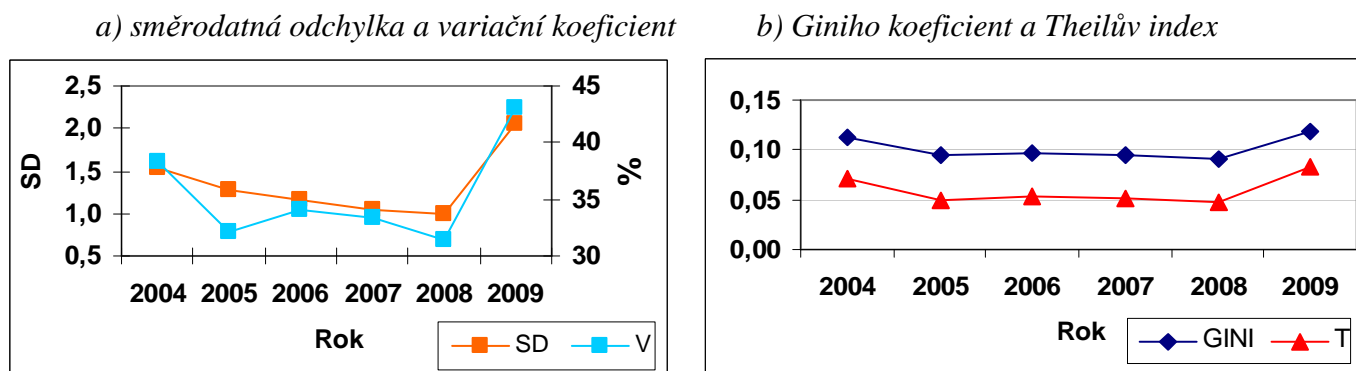
iv) Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, muži

Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním je v EU obecně vyšší u žen než u mužů. Výjimkou je například Irsko, Litva, Švédsko nebo Velká Británie. Vývoj nezaměstnanosti je zobrazen na grafu č. IV/3.4. v příloze č. 4. Do roku 2008 je možné pozorovat postupný mírný pokles u všech zemí, v roce 2009 pak nezaměstnanost skokově vzrostla.

Do roku 2008 je také viditelné sblížení států (viz graf č. 5.2.21.) spojené právě s celkovým poklesem míry nezaměstnanosti. V roce 2009 dochází ale opět k nárůstu variability, který lze přičítat výrazně vyššímu nárůstu nezaměstnanosti v některých zemích (např. Litva, Lotyšsko, Španělsko) a tedy výrazně vyšším finálním hodnotám v těchto státech.

Analýza je opět provedena bez Malty a Estonska, kdy pro tyto státy nejsou údaje dostupné. Variabilitu lze hodnotit jako středně vysokou, Giniho koeficient se pohybuje do hodnoty 0,12, variační koeficient dosahuje maximálně hodnoty okolo 43%. Veškeré hodnoty jsou uvedeny v tabulce č. IV/3.4., příloha č. 4.

**Graf. č. 5.2.21.: Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, muži -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**



Zdroj: vlastní zpracování

Vývoj Giniho koeficientu neukazuje na přítomnost σ -konvergence nebo divergence. Regresní analýza růstu v závislosti na počáteční úrovni byla provedena jednak pro celou časovou řadu, ale také pro časovou řadu zkrácenou o poslední pozorování vzhledem k tomu, že v roce 2009 došlo v řadě zemí k výraznějšímu nárůstu. Závěry obou analýz potvrzují nepřímou závislost mezi proměnnými, jak je zřejmé z výsledků v tabulce č. 5.2.20.

**Tabulka č. 5.2.20.: Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, muži –
výsledky analýzy β -konvergence**

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,115	9,09%	0,009
2004 - 2008	-0,120	9,40%	0,001

Zdroj: vlastní zpracování

Z podrobnějšího rozboru výsledků vyplývá, že u států s nižší počáteční úrovní dochází k mírnému nárůstu nezaměstnanosti a u států s vyšší počáteční úrovní dochází buď k menšímu nárůstu nebo dokonce k mírnému poklesu. β -konvergence byla identifikována jak na základě šestiletého časového období, tak i při zkrácení o poslední pozorování. Rychlost konvergence se pohybuje okolo devíti procent, lze tedy říci, že meziročně se „mezera“ mezi státy snížila zhruba o 9%.

v) **Podíl populace ve věku 30-34 let s dosaženým terciárním vzděláním, muži**

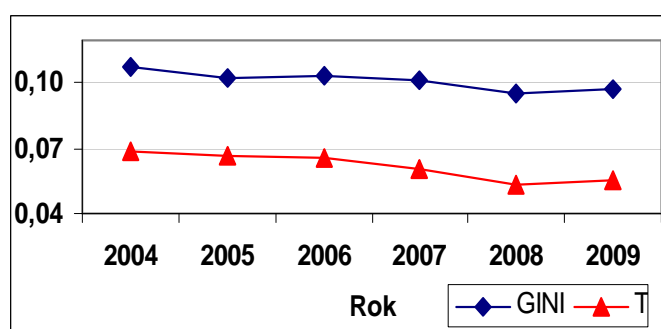
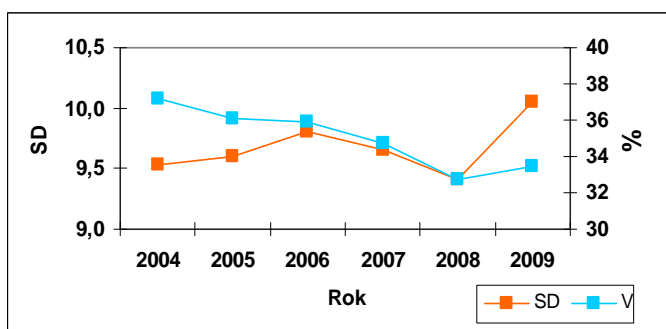
Posledním ukazatelem v dimenzi *Vzdělání* je podíl populace ve věku 30 – 34 let s ukončeným terciárním vzděláním, konkrétně je tento ukazatel vyjádřen pro muže.

Hodnoty ukazatele se pohybují zhruba v rozmezí 10 – 15% minimum a 40-50% pro maximální hodnoty. Víceméně ve všech zemích je vývoj charakterizován pozvolným nárůstem, jak dokládá graf č. IV/3.5. v příloze č. 4.

Graf. č. 5.2.22.: Podíl populace ve věku 30-34 let s dosaženým terciárním vzděláním, muži - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Rozdíly mezi státy klesají až do roku 2008, v roce 2009 dochází k nepatrnému nárůstu. Ten lze přičítat zejména skokovému zvýšení počtu absolventů v Lucembursku, kdy procento mužů s terciárním vzděláním vzrostlo téměř o 12 procent.

Z pohledu daného období lze tendenci hodnotit jako klesající a tedy dochází k postupnému sblížení na úrovni států Evropské unie. Vývoj vypočtených charakteristik variability je zachycen na grafu č. 5.2.22., číselné hodnoty charakteristik jsou pak uvedeny v tabulce č. IV/3.5., příloha č. 4.

Z pohledu ukazatele, charakterizujícího podíl mladé populace s terciárním vzděláním, dochází na základě grafické analýzy ke sblížení úrovně jednotlivých států. Z vývoje hodnot Giniho koeficientu je zřejmé, že v letech 2004 – 2009 dochází z pohledu tohoto ukazatele k σ -konvergenci, přičemž tento proces je zejména výrazný do roku 2008.

Tabulka č. 5.2.21.: Podíl populace ve věku 30-34 let s dosaženým terciárním vzděláním, muži
– výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-0,2%
2004 - 2008	-0,3%

Zdroj: vlastní zpracování

σ -konvergence byla zjištěna jak na celé časové řadě, tak na časové řadě zkrácené o poslední pozorování. Pokud by nebylo bráno v úvahu zvýšení v roce 2009, lze míru konvergence charakterizovat průměrným meziročním snížením variability dle Giniho koeficientu o 0,3 procenta (viz tab. č. 5.2.21).

Na základě grafické analýzy vývoje ukazatele v jednotlivých zemích (graf č. IV/3.5., příloha č. 4) a také na základě grafu, zachycujícího vztah mezi počáteční úrovní a průměrným koeficientem růstu je zřejmé, že podíl mladé populace s terciárním vzděláním téměř ve všech zemích narůstá. Z výsledků je také zřejmé, že státy s nižší počáteční úrovní dohánějí státy s vyššími počátečními hodnotami, vykazují vyšší hodnoty růstu v období 2004 - 2009. Na β -konvergenci lze usuzovat také z výsledků regresní analýzy uvedené v tabulce č. 5.2.22. Lze říci, že státy konvergují k rovnovážnému stavu zhruba rychlostí tři procenta za rok.

Tabulka č. 5.2.22.: Podíl populace ve věku 30-34 let s dosaženým terciárním vzděláním, muži
– výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,031	2,88%	0,021

Zdroj: vlastní zpracování

5.2.3.2 Posouzení σ -konvergence a β -konvergence dimenze jako celku

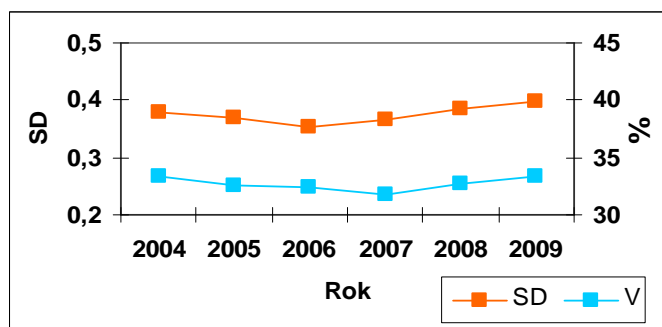
Na základě souhrnného indikátoru zkonstruovaného pro tuto dimenzi se v roce 2004 nejlépe umístila Velká Británie, dále pak Dánsko, Finsko, Švédsko a posledním státem v pětici nejlepších je Česká republika. V roce 2009 pak první pozice patřila Dánsku, dále se pak umístilo Nizozemsko, Švédsko a Finsko, České republice patřila osmá příčka. Naopak

nejhorší výsledky vykazovaly v obou letech Malta, Řecko, Portugalsko a také Španělsko a Itálie. Vývoj v letech 2004 – 2009 v jednotlivých zemích je pak zachycen na grafu č. V/3, příloha č. 5. Z grafu je zřetelná rostoucí tendence u většiny států EU.

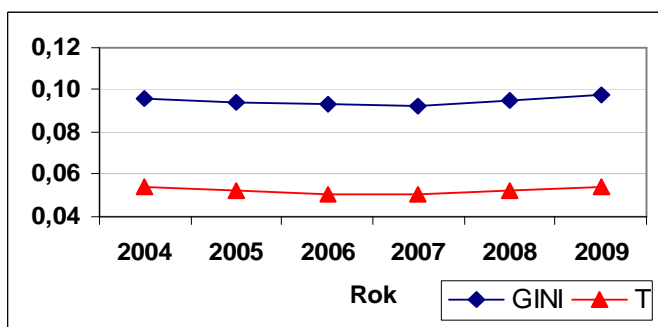
Graf č. 5.2.23. zachycuje vývoj uvažovaných charakteristik variability v letech 2004 – 2009, konkrétní hodnoty jednotlivých charakteristik jsou uspořádány v tabulce č. V/3., příloha č. 5.

Graf. č. 5.2.23.: *Souhrnný index dimenze Vzdělání - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009*

a) *směrodatná odchylka a variační koeficient*



b) *Giniho koeficient a Theilův index*



Zdroj: vlastní zpracování

Již z uvedených grafů je zřejmé, že v rámci hodnoceného šestiletého období není vývoj monotónní, do roku 2007 je zřetelný pokles variability, od roku 2007 pak naopak nárůst. Do roku 2007 lze tedy hovořit o sblížování států ve smyslu σ -konvergence, v letech 2007 – 2009 se variabilita mezi státy zvyšuje.

Následovala opět analýza β -konvergence a to nejprve pomocí grafických nástrojů. Graf korelačního pole neukázal lineární závislost mezi průměrným tempem růstu a úrovní roku 2004. Nelze tedy vyvodit závěry o β -konvergenci/divergenci států EU z pohledu vzdělanosti.

5.2.3.3 Shrnutí výsledků pro dimenzi Vzdělání

Z pohledu vzdělání byla σ -konvergence identifikována u dvou ukazatelů, β -konvergence pak u ukazatelů tří.

Tabulka č. 5.2.23.: Souhrnné výsledky analýzy konvergence pro dimenzi Vzdělání

Ukazatel	σ -konvergence	β -konvergence
Celoživotní vzdělávání, ženy	NE	NE
Podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním, věková skupina 25-64 let	σ -divergence	NE
Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, ženy	NE	ANO
Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, muži	NE	ANO
Podíl populace s dosaženým terciárním vzděláním, věková kategorie 30-34 let	ANO	ANO

Zdroj: vlastní zpracování

V případě podílu osob s nízkým dosaženým vzděláním sice dochází k celkovému poklesu, variabilita mezi státy ale naopak spíše roste. Právě celkový pokles byl příčinou, že výsledky ve smyslu σ -konvergence/divergence se lišily na základě ukazatele SD a relativních charakteristik (variační koeficient, Giniho koeficient). Nicméně při zohlednění klesajícího průměru v EU, je pak zřejmé, že variabilita neklesá, naopak se zvyšuje a dochází tedy k σ -divergenci. Souběžná β -konvergence pak zjištěna nebyla. Podíl mladých obyvatel (30-34 let) s terciárním vzděláním má víceméně vzestupnou tendenci. U států s nižší počáteční úrovní je pak tento nárůst výraznější, což vede k vyslovení závěru o β -konvergenci, která je současně provázena celkovým poklesem rozdílů ve sledovaném období a tedy σ -konvergencí.

V případě ukazatelů míry nezaměstnanosti jak u mužů tak u žen je možné pozorovat nejdříve určitý pokles v zemích EU, spojený také se sblíčováním států, tento pokles byl pak ovšem vystřídán zpětným nárůstem. Tento fakt nevedl k vyslovení závěru o σ -konvergenci nebo σ -divergenci. Nárůst hodnot na konci sledovaného období byl pak tak výrazný, že hodnoty

překročily počáteční úroveň a tento fakt tedy vedl k závěrům o β -konvergenci, což značí vyšší nárůst nezaměstnanosti ve státech s nižší úrovní v roce 2004. Opět by výsledky β -konvergence měly být interpretovány obezřetně s ohledem na vývoj v rámci celého období. V případě měr nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním je nicméně bezpochyby spojen s nepříznivým jevem nárůstu nezaměstnanosti, které se projevilo spíše až ke konci analyzovaného období.

Celkově pak z pohledu charakteristik vzdělanosti nelze pro období 2004 – 2009 vyslovit závěr o σ - nebo β -konvergenci. Nicméně při rozdělení časového období na dva úseky by pak bylo možné usuzovat na sblížování států v období 2004 – 2007 a naopak nárůst variability v období 2007 – 2009. Jisté tendence ve smyslu **σ -konvergence v letech 2004 – 2007 a naopak k σ -divergence v období 2007 – 2009** jsou z pohledu vzdělanosti patrné.

5.2.4 Dimenze Osobní aktivity

Další dimenze charakterizuje osobní aktivity člověka, mimo jiné tedy zahrnuje také ukazatele míry zaměstnanosti, průměrný počet hodin strávených v zaměstnání, práci na částečný úvazek a dále také subjektivní hodnocení míry pracovní vytíženosti a možnosti věnovat se vlastním zájmům.

5.2.4.1 Posouzení σ - a β -konvergence na základě jednotlivých proměnných

i) Zaměstnaní na částečný úvazek jako procento celkové zaměstnanosti, ženy

První ukazatel vyjadřuje podíl zaměstnaných na částečný úvazek na celkové zaměstnanosti, konkrétně pro ženy. Výrazně odlišné hodnoty lze v tomto případě identifikovat u Nizozemí, kde procento žen pracujících na částečný úvazek dosahuje více než sedmdesát procent. Hodnoty v ostatních zemích se pohybují od necelých pěti procent (Slovensko) do necelých 45ti procent ve Velké Británii. Jednotnou vývojovou tendenci (růst/pokles) pak nelze u všech zemí stanovit (viz graf č. IV/4.1., příloha č. 4).

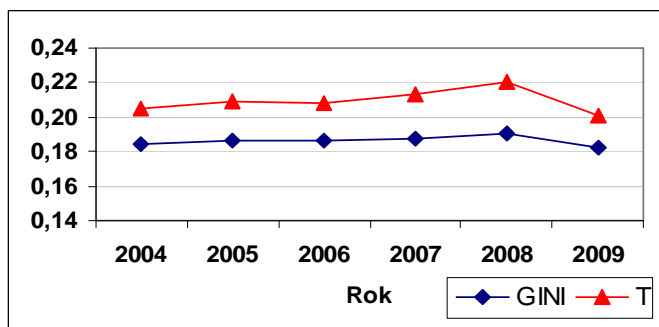
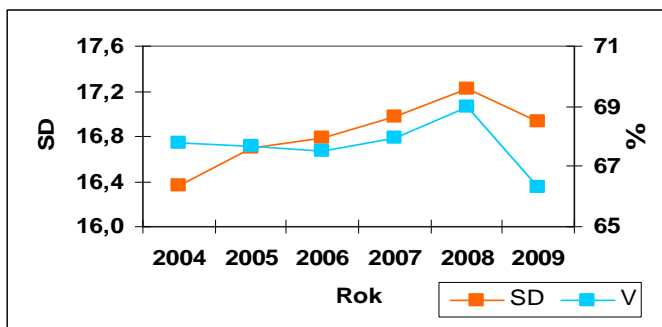
Jak je znázorněno na grafu č. 5.2.24., uvedené míry variability až do roku 2008 víceméně vzrůstají, v tomto roce dosahuje variační koeficient k sedmdesáti procentům, Giniho index se blíží hodnotě 0,2. Hodnoty charakteristik variability pro celé sledované období jsou uvedeny v příloze č. 4, tabulka č. IV/4.1. V roce 2009 pak dochází k mírnému poklesu variability,

který je způsoben nárůstem počtu částečných pracovních úvazků zejména ve státech s nižšími hodnotami v roce 2008.

Graf. č. 5.2.24.: Zaměstnaní na částečný úvazek jako procento celkové zaměstnanosti, ženy
- vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Jak je zjevné z uvedeného grafu, do roku 2008 docházelo ke kontinuálnímu nárůstu variability v rámci EU25 a lze tedy hovořit o oddalování států ve smyslu σ -divergence. Giniho koeficient roste meziročně zhruba o 0,1 procenta (viz tabulka 5.2.24.).

Tabulka č. 5.2.24.: Zaměstnaní na částečný úvazek jako procento celkové zaměstnanosti, ženy
- výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční nárůst Giniho koeficientu
2004 - 2008	0,1%

Zdroj: vlastní zpracování

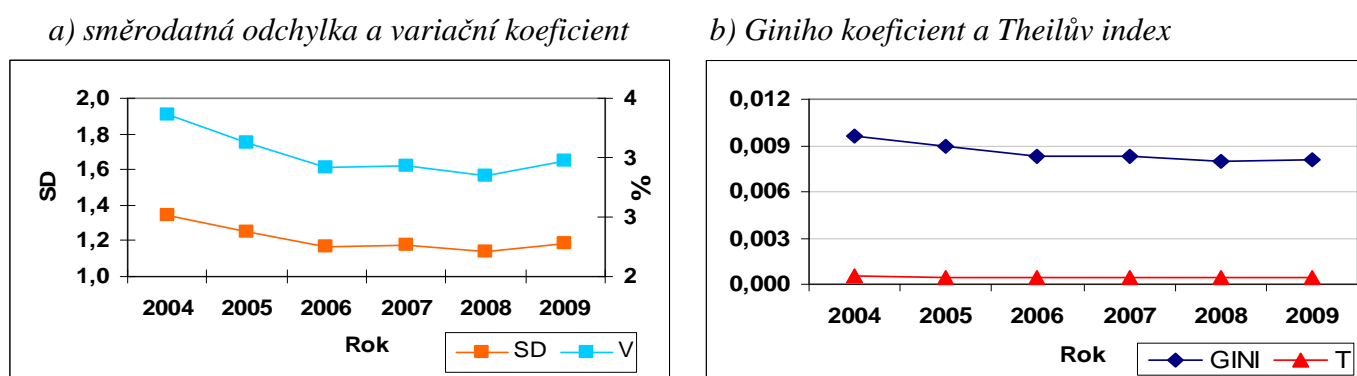
β -konvergence, tedy rychlejší růst států s nízkou počáteční úrovní, pak nebyla již na základě grafické analýzy závislosti průměrného růstu na počáteční úrovni identifikována.

ii) Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, ženy

Další ukazatel se týká průměrného počtu odpracovaných hodin, je sledován v členění dle pohlaví a tak bude také analyzován v této práci. Ukazatel se vztahuje pouze k zaměstnaným na plný úvazek.

Variabilita mezi státy je poměrně nízká (viz hodnoty v tabulce č. IV/4.2., příloha č. 4), rozdíly mezi nejnižší a nejvyšší hodnotou se pohybují okolo pěti hodin. Pro vývoj v jednotlivých zemích je pak společný pokles v posledním roce sledování, jak je zřejmé z grafu č. IV/4.2. v příloze č. 4. Nejnižší průměrný počet odpracovaných hodin týdně je například v Irsku, Dánsku, Finsku, Nizozemí, ale také v Itálii, nejvyšší je pak počet v Rakousku, Řecku, Slovensku, České republice nebo Polsku.

Graf. č. 5.2.25.: Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, ženy -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009



Zdroj: vlastní zpracování

Na základě grafu č. 5.2.25. lze říci, že až do roku 2008 difference mezi státy víceméně klesají, nárůst variability v roce 2009 je pak způsoben zejména výraznějším poklesem hodnot u států s nejnižším průměrným počtem odpracovaných hodin.

V případě průměrného počtu odpracovaných hodin dochází v rámci EU ke sblížení, lze tedy pro sledované období vyslovit závěr o σ -konvergenci. Pokles je nicméně velice mírný, jak je zřejmé z výsledků v tabulce č. 5.2.25. To je ovšem dáno i obecně nízkou úrovní variability a tedy Giniho koeficientu.

Tabulka č. 5.2.25.: Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, ženy –
výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-0,03%

Zdroj: vlastní zpracování

Z pohledu β -konvergence pak dochází k vyššímu růstu hodnot v případě států s nižší úrovní. To signalizovala již prvotní grafická analýza a dále podpořily výsledky regresní analýzy, které jsou uspořádány v tabulce č. 5.26.

Tabulka č. 5.2.26.: Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, ženy – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,038	3,48%	0,028

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě uvedeného ukazatele lze tedy vyslovit závěr o β -konvergenci států Evropské unie.

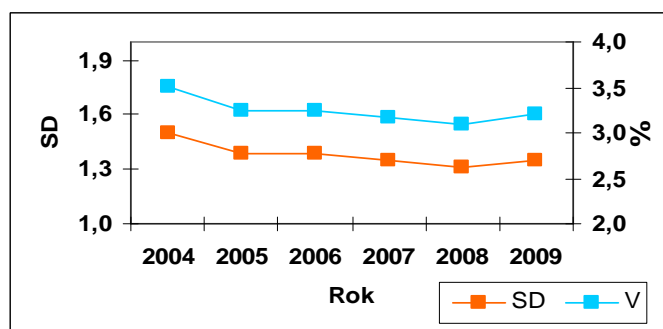
iii) Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, muži

Oproti ženám se průměrný počet odpracovaných hodin u mužské populace vyznačuje vyššími hodnotami, které v maximu překračují i 45 hodin týdně, minimum pak nejde pod 40 hodin týdně (s výjimkou Dánska v roce 2009). Vývoj tohoto ukazatele v jednotlivých zemích zachycuje graf č. IV/4.3. v příloze č. 4.

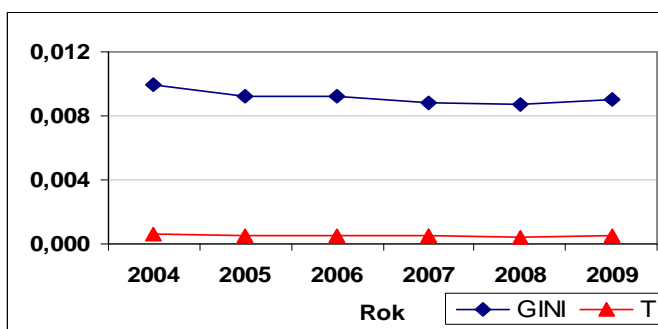
Variabilita mezi státy také dosahuje mírně vyšší úrovně než u žen. Vývoj uvažovaných charakteristik variability je uveden na grafu č. 5.2.26. a je obdobný jako u ženské populace.

Graf. č. 5.2.26.: Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, muži - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Až do roku 2008 je zřejmé postupné sblížení úrovně mezi státy, v roce 2009 pak došlo k mírnému nárůstu. Jak již bylo uvedeno, průměrný počet odpracovaných hodin nevykazuje přílišnou variabilitu mezi státy EU, což dokládají i hodnoty jednotlivých měr variability v tabulce č. IV/4.3., příloha č. 4. Tento ukazatel je nicméně v práci analyzován a to ze dvou důvodů. Dimenzi Aktivity by měla zahrnovat veškeré činnosti a délku trvání těchto činností a to včetně práce, dále bude v rámci této skupiny ukazatelů analyzována také produktivita práce, která je spojena právě s počtem odpracovaných hodin.

V případě průměrného počtu odpracovaných hodin u mužů je výraznější nárůst variability v roce 2009. Na základě zkrácené časové řady 2004 – 2008 nicméně dochází k poklesu variability a tedy lze sledovat konvergenční tendence ve smyslu σ -konvergence. Pokles je opět velice mírný, jak dokládají výsledky v tabulce č. 5.2.27.

Tabulka č. 5.2.27.: Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, muži –
výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2008	-0,3%

Zdroj: vlastní zpracování

Stejně jako u žen, byla i v případě pracovní vytíženosti mužů zjištěna β -konvergence států EU. Výsledky zachycuje tabulka č. 5.2.28.

Tabulka č. 5.2.28.: Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, muži –
výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,049	4,38%	0,033

Zdroj: vlastní zpracování

Rychlost konvergence je u mužů o něco vyšší než v případě žen, meziročně se státy přibližují k rovnovážnému stavu zhruba o čtyři procenta.

iv) Míra nezaměstnanosti, ženy

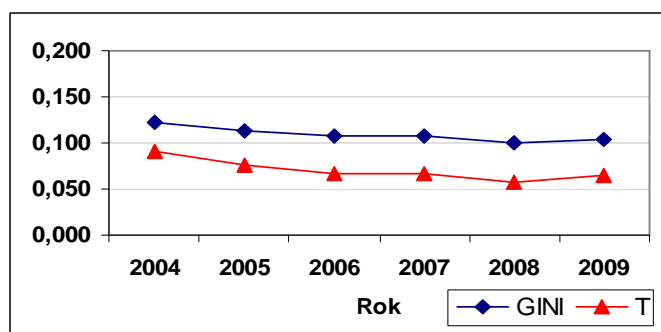
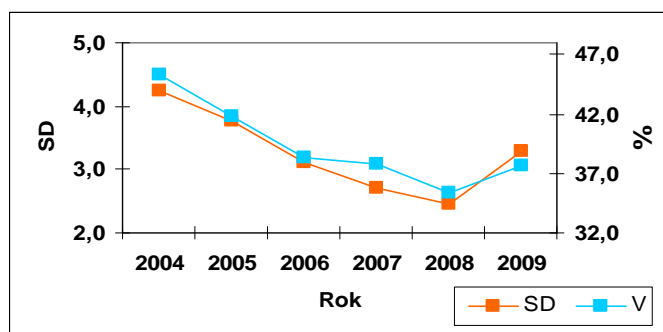
Tato dimenze zahrnuje ukazatele, charakterizují aktivity obyvatel, ale nejen s ohledem na jejich vykonávání a tedy případnou délku trvání těchto činností, ale také nedostupnost určitých aktivit – tedy nedostupnost práce, ale také například nedostatek času na vlastní zájmy. Dalším ukazatelem v této skupině jsou tedy míra zaměstnanosti a nezaměstnanosti, které budou analyzovány zvlášť pro muže a pro ženy. Prvním ukazatelem je míra nezaměstnanosti žen, která je vyjádřena jako procentní podíl nezaměstnaných z celkové pracovní síly, tedy z ekonomicky aktivního obyvatelstva.

Rozdíly v Evropské unii jsou značné, hodnoty se pohybují v rozmezí 4 – 20%. U všech států je pak zřejmý pokles až do roku 2008, přičemž u některých států s výrazně vyššími počátečními hodnotami v roce 2004 došlo opravdu k velmi výraznému poklesu (např. Polsko: 20% v roce 2004, 8% v roce 2008). Rok 2009 stejně jako mnoho jiných ukazatelů (zejména z dimenze *Bohatství*) odráží nepříznivý vývoj v posledních letech. Ve všech zemích kromě Lucemburska a Německa (Lucembursko beze změny, Německo pokles o 0,4%) došlo v roce 2009 k nárůstu nezaměstnanosti. Vývoj v jednotlivých zemích je zachycen na grafu č. IV/4.4., příloha č. 4.

Graf. č. 5.2.27.: Míra nezaměstnanosti, ženy - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafu č. 5.2.27. je pak jasně patrný poměrně výrazný pokles variability v EU až do roku 2008, nicméně v důsledku negativních změn v posledních letech došlo v roce 2009 opět ke zvýšení rozdílů na úrovni států. K největšímu nárůstu nezaměstnanosti u žen došlo

v Lotyšsku, Španělsku, Estonsku nebo Litvě. Hodnoty jednotlivých charakteristik variability za roky 2004 – 2009 jsou obsaženy v tabulce č. IV/4.4. v příloze č. 4.

Míra nezaměstnanosti patří k těm ukazatelům, jejichž vývoj výrazně odráží nepříznivé události posledních let, což se projevilo i na časové řadě Giniho koeficientu. Pokud bychom uvažovali zkrácenou časovou řadu pouze do roku 2008, pak meziročně Giniho koeficient klesal zhruba o půl procenta (viz tabulka č. 5.2.29).

Tabulka č. 5.2.29.: *Míra nezaměstnanosti, ženy – výsledky analýzy σ -konvergence*

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2008	-0,5%

Zdroj: vlastní zpracování

σ -konvergenci lze identifikovat zejména na zkráceném období do roku 2008, kdy se tedy úroveň míry nezaměstnanosti v členských státech EU přibližovala.

Závěry regresní analýzy β -konvergence pak potvrzují vyšší pokles, resp. nižší nárůst v zemích s vyšší počáteční úrovní, kdy tento vztah byl patrný již z prvotní grafické analýzy. Analýza byla provedena jak pro šestileté období, tak při zkrácení do roku 2008, výsledky jsou uspořádány v následující tabulce č. 5.2.30.

Tabulka č. 5.2.30.: *Míra nezaměstnanosti, ženy – výsledky analýzy β -konvergence*

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,082	6,87%	0,004
2004 - 2008	-0,079	6,66%	0,002

Zdroj: vlastní zpracování

Meziročně docházelo ve sledovaném období ke snižování „mezery“ mezi státy přibližně o šest procent.

v) Míra nezaměstnanosti, muži

Míra nezaměstnanosti je zhruba u dvou třetin států v průměru nižší než u žen, hodnoty se pohybují v rozmezí od méně než čtyř procent po zhruba dvacet procent. Variabilita mezi státy

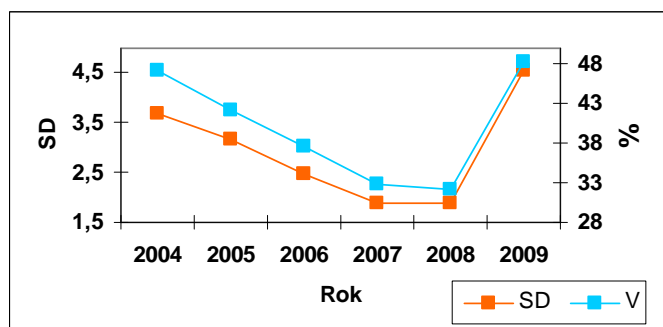
je o něco vyšší než v případě nezaměstnanosti žen, jak je zřejmé z hodnot jednotlivých charakteristik variability v příloze č. 4/tabulka č. IV/4.5.

Vývoj míry nezaměstnanosti mužů v jednotlivých zemích je nicméně obdobný jako v případě nezaměstnanosti žen, tedy až do roku 2008 nezaměstnanost v jednotlivých státech postupně klesá, rok 2009 je opět spojen s nárůstem nezaměstnanosti.

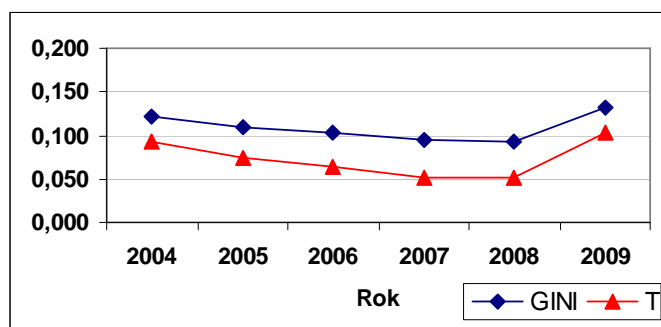
Variabilita v EU pak až do roku 2008 klesala, jak je zřejmé z grafu č. 5.2.28.

Graf. č. 5.2.28.: Míra nezaměstnanosti, muži - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Rok 2009 se opět vyznačuje výrazným nárůstem variability, který je mnohem výraznější než u žen a je opět spojený se zvýšením míry nezaměstnanosti v jednotlivých zemích. V některých zemích pak bylo zvýšení mnohem podstatnější, což právě vedlo k prohloubení rozdílů mezi státy. Vývoj míry nezaměstnanosti v jednotlivých zemích je znázorněn v grafu č. IV/4.5. v příloze č. 4.

V období 2004 – 2008 je zcela zřejmý pokles variability a tedy sblížení států ve smyslu σ -konvergence. Meziročně se variabilita dle Giniho koeficientu snižuje o necelé jedno procento (viz tabulka č. 5.2.31.).

Tabulka č. 5.2.31.: Míra nezaměstnanosti, muži – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2008	-0,7%

Zdroj: vlastní zpracování

β -konvergence byla zjišťována také pro zkrácené časové období, výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.32.

Tabulka č. 5.2.32.: Míra nezaměstnanosti, muži – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2008	-0,199	13,81%	<0,0001

Zdroj: vlastní zpracování

Z výsledků a z provedených grafických analýz je zřejmé, že míra konvergence je poměrně výrazná na základě zkrácené časové řady. Do roku 2008 je zřetelně patrné, že u států s vyšší počáteční úrovní dochází k výraznějšímu poklesu, státy v letech 2004 – 2008 konvergují průměrnou rychlostí zhruba čtrnáct procent ročně.

vi) Míra zaměstnanosti, ženy

Míra zaměstnanosti představuje podíl zaměstnaných osob ve věku 15 – 64 let, ke všem osobám v této věkové skupině. Ukazatel vychází se Šetření pracovních sil EU a je uváděn v členění dle pohlaví.

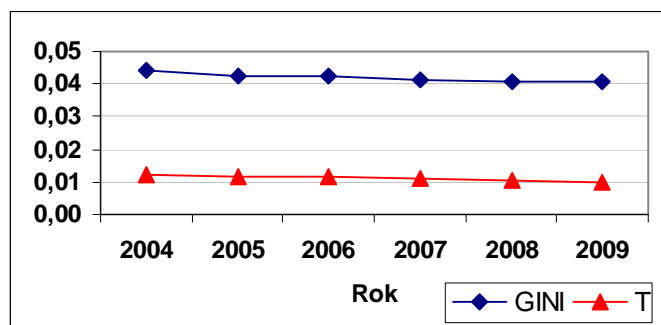
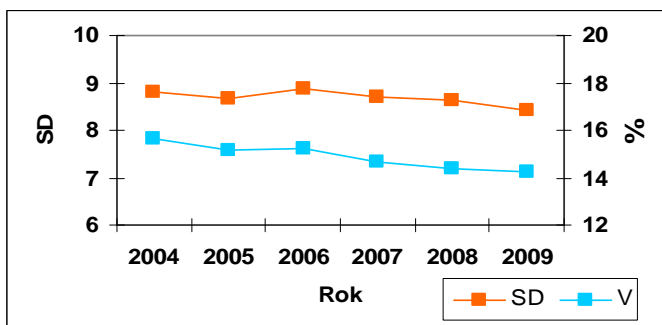
Míra zaměstnanosti žen se v EU pohybuje od hodnot mírně nad třicet až po hodnoty okolo sedmdesáti procent. Nejnížší hodnoty je možné pozorovat v jižních státech (Itálie, Řecko, Španělsko), nejvyšší zaměstnanost žen je pak naopak ve státech Severní Evropy (Dánsko, Švédsko, Finsko) a také v Nizozemí.

Vývoj zaměstnanosti žen v jednotlivých zemích zachycuje graf č. IV/4.6. v příloze č. 4 a je charakterizován pozvolným nárůstem. Ačkoliv rozmezí mezi nejnížší a nejvyšší zaměstnaností je široké, míry variability nedosahují příliš vysokých hodnot, variační koeficient nabývá hodnot okolo patnácti procent, Giniho koeficient dosahuje hodnot okolo 0,04 (viz tabulka č. IV/4.6., příloha č. 4).

Graf. č. 5.2.29.: Míra zaměstnanosti, ženy - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Pozitivně lze ale hodnotit vývoj rozdílů mezi jednotlivými členskými státy, jak je zachycen na grafu č. 5.2.29. Ten je charakterizován postupným poklesem variability a tedy sbližováním států z pohledu míry zaměstnanosti. Celkové rozmezí mezi nejnižší a nevyšší úrovní zaměstnanosti kleslo ve sledovaném období z téměř 39ti procent na zhruba 35,5 procenta.

Uvedené grafy naznačují, že v míře zaměstnanosti žen dochází ke sbližování států EU25, Giniho koeficient ve sledovaném období klesal meziročně zhruba o 0,1 procenta.

Tabulka č. 5.2.33.: Míra zaměstnanosti, ženy – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-0,1%

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě časové řady Giniho koeficientu byla prokázána σ -konvergence míry zaměstnanosti v EU v letech 2004 – 2009.

Výsledky regresní analýzy závislosti nárůstu v letech 2004 – 2009 na počáteční úrovni umožňují vyslovit závěr o β -konvergenci mezi státy EU – viz tabulka č. 5.2.34.

Tabulka č. 5.2.34.: Míra zaměstnanosti, ženy – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,026	2,44%	0,007

Zdroj: vlastní zpracování

Státy s nižší úrovní tak dohánějí státy s vyšší počáteční úrovní míry zaměstnanosti, přičemž rychlost konvergence je zhruba 2,5 procenta ročně.

vii) **Míra zaměstnanosti, muži**

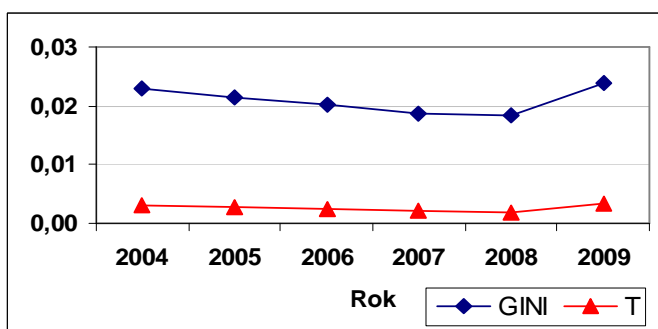
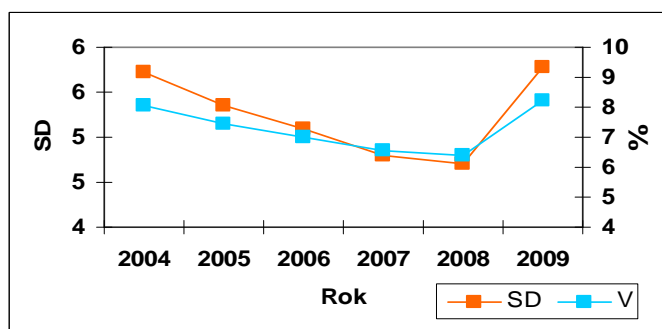
Míra zaměstnanosti mužů je pochopitelně značně vyšší než míra zaměstnanosti žen, vzhledem k tomu, že podíl zaměstnaných je vztažen ke všem osobám (tedy ženám/mužům) ve věkové kategorii 15-64 let. Míra zaměstnanosti mužů se pohybuje od hodnot těsně pod šedesáti procenty (Litva), po hodnoty nad 80% (Nizozemí).

Míra zaměstnanosti mužů rostla v zemích EU až do roku 2008, jak je uvedeno v grafu č. IV/4.7. v příloze č. 4. Vývoj variability zaměstnanosti mužů mezi státy byl, stejně jako u žen, charakterizován sestupnou tendencí a tedy sbližováním států, nicméně pouze do roku 2008. Na grafu č. 5.2.30. je zřejmý opětovný nárůst rozdílů v roce 2009.

Graf. č. 5.2.30.: Míra zaměstnanosti, muži - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafu je ovšem také zřejmé, že rozdíly v zaměstnanosti mužů jsou v zemích EU nižší než v případě zaměstnanosti žen. Hodnoty variačního koeficientu se pohybují do 8,5% (viz tabulka č. IV/4.7., příloha č. 4). V roce 2009 klesla míra zaměstnanosti mužů ve všech analyzovaných státech EU vyjma Lucemburska. Právě rozdílná míra poklesu zaměstnanosti vedla ke zvýšení rozpětí míry zaměstnanosti a tedy opětovnému prohloubení rozdílů mezi státy.

Oproti vývoji zaměstnanosti žen je u mužské populace výrazný nárůst variability v roce 2009. V období 2004 – 2008 lze každopádně hovořit o sbližování států ve smyslu σ -konvergence. Giniho koeficient meziročně klesla zhruba o 0,1 procenta.

Tabulka č. 5.2.35.: Míra zaměstnanosti, muži – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2008	-0,1%

Zdroj: vlastní zpracování

Vzhledem k vývoji tohoto ukazatele a s ohledem na grafickou analýzu změny v čase na počáteční úrovni ukazatele v roce 2004, bylo pro podrobnější analýzu β -konvergence vybráno pouze období 2004 – 2008. Výsledky jsou uspořádány v tabulce č. 5.2.36.

Tabulka č. 5.2.36.: Míra zaměstnanosti, muži – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2008	-0,067	5,78%	0,001

Zdroj: vlastní zpracování

Státy s nižší úrovní roku 2004 vykazovaly v letech 2004 – 2008 rychlejší nárůst než státy s vyšší počáteční úrovní. Z pohledu β -konvergence tedy docházelo ke sblížování států v letech 2004 – 2008.

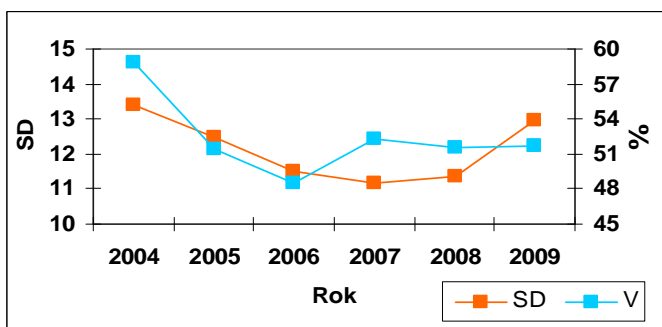
viii) Nedobrovolně zaměstnaní na částečný úvazek

Další ukazatel se stejně jako první proměnná v této dimenzi týká zaměstnanosti na částečný úvazek, tentokrát se ovšem jedná o osoby nedobrovolně zaměstnané pouze na částečný úvazek. Nejnižších hodnot dosahuje Nizozemí, Lucembursko, Slovinsko nebo Rakousko, nejvyšší hodnoty jsou pak v například jižních státech (Řecko, Itálie, Španělsko, Portugalsko). Vývoj v jednotlivých státech není zcela jednoznačný, víceméně pro všechny je pak ovšem společné zvýšení nedobrovolné zaměstnanosti na částečný úvazek v roce 2009 (viz graf č. IV/4.8., příloha č. 4).

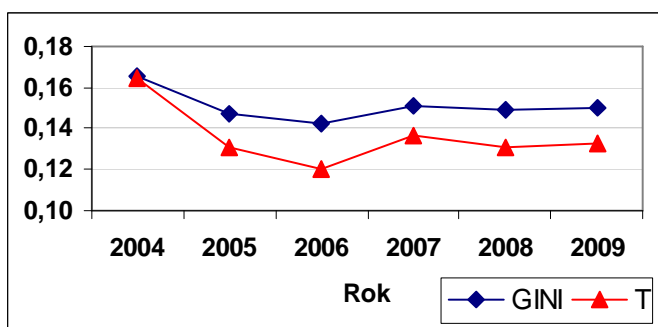
Budeme-li uvažovat relativní míry variability, lze identifikovat sblížování zaměstnanosti ve státech EU do roku 2006, v roce 2007 variabilita mírně vzrostla, od roku 2008 nedochází k výrazným změnám. Vývoj je zachycen na grafu č. 5.2.31.

**Graf. č. 5.2.31.: Nedobrovolně zaměstnaní na částečný úvazek -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

V hodnoceném období nedochází ke sbližování ani k oddalování zemí EU na základě tohoto ukazatele. Vývoj variability popsaného ukazatele opět nenaznačuje přítomnost σ -konvergence ani σ -divergence. Konkrétní hodnoty uvažovaných měř variability v časové řadě za roky 2004 – 2009 jsou uvedeny v příloze č. 4, tabulka č. IV/4.8.

Analýza β -konvergence, která se opírala o grafické nástroje a dále o regresní model závislosti tempa růstu na úrovni roku 2004, poskytuje podklady k vyslovení závěru o β -konvergenci v EU25 v letech 2004 – 2009 (viz tabulka č. 5.2.37.).

**Tabulka č. 5.2.37.: Nedobrovolně zaměstnaní na částečný úvazek –
výsledky analýzy β -konvergence**

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,049	4,38%	0,020

Zdroj: vlastní zpracování

Rychlost konvergence je více než čtyři procenta ročně.

ix) **Produktivita práce**

Produktivita práce je vyjádřena jako index k průměru celé Evropské unie (EU27 – 100%). Pokud je hodnota vyšší než 100, pak úroveň HDP na odpracovanou hodinu je vyšší než průměr v EU. HDP je uvažováno v paritě kupní síly, vyjádření produktivity na jednu odpracovanou hodinu pak eliminuje rozdíly v zastoupení plných a částečných pracovních úvazků.

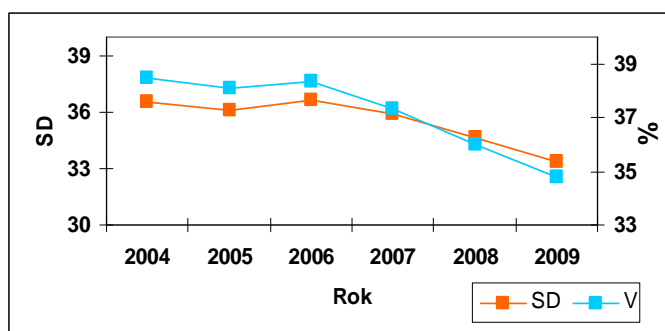
Nejnižší indexy se pohybují okolo čtyřiceti procent, maximální hodnoty jsou pak kolem 180ti procent. Vzhledem k průměru EU je tedy nejnižší produktivita práce Litvě, Lotyšsku, Polsku nebo Estonsku, značně pod úrovní EU je také Česká republika (necelých 72% v roce 2009) společně se Slovenskem (necelých 80%). Index pod 100 procent byl v roce 2009 zaznamenán celkem u dvanácti států. Nejvyšší produktivita vzhledem k průměru EU je pak v Lucembursku, které dosahuje výrazně nejvyšší úrovně s nárůstem více než čtyřiceti procent na druhý nejvýkonnější stát. Na předních pozicích se dále drží Nizozemí, Belgie, Francie a také Německo.

Produktivita práce pak má v zemích EU mírně rostoucí charakter, jak je zřejmé z grafu č. IV/4.9. v příloze č. 4.

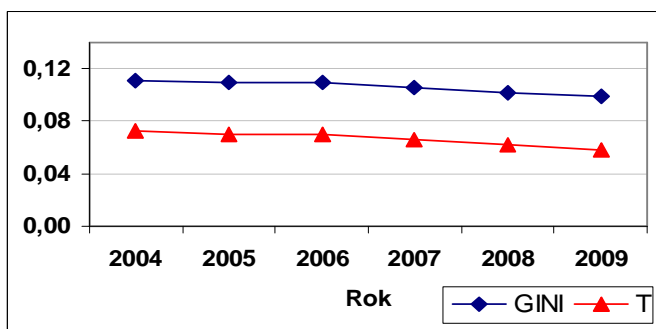
Variabilita produktivity práce mezi státy pak má klesající tendenci a dochází tedy ke sblížení států z hlediska produktivity práce, jak je zachyceno na grafu č. 5.2.32. Podílí se na tom jednak zvyšující se úroveň produktivity ve většině zemí, ale také mírný pokles produktivity (vzhledem k průměru EU) v Lucembursku.

Graf. č. 5.2.32.: Produktivita práce - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Hodnoty variačního koeficientu se pohybují do čtyřiceti procent, Giniho index pak kolísá okolo hodnoty 0,1 (viz tabulka č. IV/4.9., příloha č. 4).

Jak již bylo uvedeno, difference mezi státy ve sledovaném období klesaly, lze tedy vyslovit závěr o σ -konvergenci z pohledu produktivity práce. Giniho koeficient meziročně klesla přibližně o 0,3 procenta (viz tabulka č. 5.2.38).

Tabulka č. 5.2.38.: Produktivita práce – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-0,3%

Zdroj: vlastní zpracování

Z grafického znázornění vývoje produktivity práce v jednotlivých zemích je zřetelné postupné sbližování států ve smyslu σ -konvergence, což bylo také pro období 2004-2009 podpořeno provedenými analýzami. Jak bylo zřejmé z grafické analýzy, dochází také k β -konvergenci, jelikož produktivita práce roste rychleji ve státech s nižší počáteční úrovní. To dokreslují také hodnoty v tabulce č. 5.2.39.

Tabulka č. 5.2.39.: Produktivita práce – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,028	2,62%	<0,0001

Zdroj: vlastní zpracování

Meziročně se „mezera“ v rámci EU25 snižuje o necelá tři procenta.

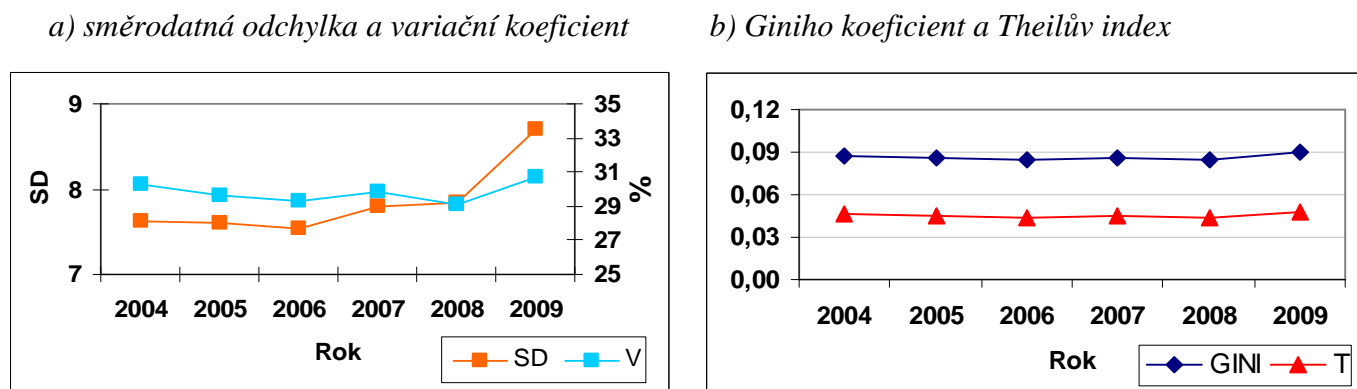
x) **Podíl zaměstnanců s terciárním vzděláním, muži**

Další ukazatel v této dimenzi představuje podíl zaměstnanců s terciárním vzděláním, kombinuje tedy informaci o vzdělanostní struktuře a zaměstnanosti. Byl uvažován zvláště pro muže a ženy, ve finálním výběru proměnných je zastoupen pouze podílem zaměstnanců s terciárním vzděláním ve skupině mužů.

Nejnižší hodnoty se pohybují v rozmezí 10 – 15 procent, maxima pak překročila čtyřicetiprocentní podíl. K roku 2009 byl nejvyšší podíl zaměstnanců s terciárním vzděláním Irsku, Lucembursku, Finsku nebo Velké Británii, nejhůře se pak umístily Itálie, Portugalsko a Malta, následované Slovenskem a Českou republikou. Podíl zaměstnanců s nejvyšším dosaženým vzděláním v letech 2004 – 2009 mírně vzrůstal, jak je zachyceno na grafu č. IV/4.10. v příloze č. 4.

Podíl obyvatel s terciárním vzděláním postupně narůstal ve všech zemích EU, jak bylo již popsáno v rámci diskuze ukazatelů v dimenzi Vzdělání. Další nárůst v roce 2009 může být ovšem způsoben také poklesem míry zaměstnanosti, kdy propouštěním byly více postiženi obyvatelé s nižším stupněm vzdělání a tedy podíl zaměstnanců s terciárním vzděláním v relativním vyjádření vzrostl.

Graf. č. 5.2.33.: Podíl zaměstnanců s terciárním vzděláním, muži -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009



Zdroj: vlastní zpracování

Jak je zřejmé z grafu č. 5.2.33., dochází k mírnému oddalování úrovně států EU, zejména je patrný nárůst od roku 2006. Tento jev je zřejmě způsoben rozdílnou rychlostí růstu podílu zaměstnanců s terciárním vzděláním v jednotlivých zemích. Jak je uvedeno v tabulce č. IV/4.10. v příloze č. 4, výkyvy variability jsou drobné, variační koeficient kolísá v rozmezí zhruba dvou procent.

Daný ukazatel vykazuje, spíše než postupné sbližování států, mírnou divergenci mezi státy, tento trend je každopádně v rámci sledovaného období pouze velice mírný. Grafická analýza vztahu mezi počáteční úrovní a průměrným tempem růstu nenazačuje závislost, proto nelze vyslovit ani závěr o β -konvergenci.

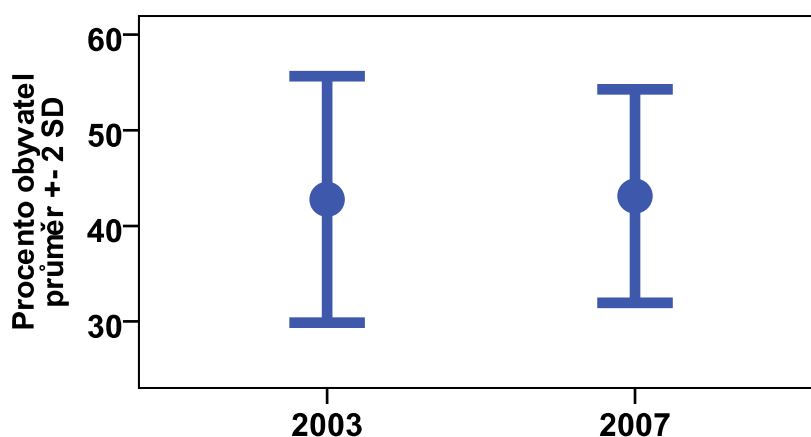
Na základě ukazatele podílu zaměstnanců s terciárním vzděláním, muži nebyla zjištěna ani konvergence ani divergence států EU a to jak z pohledu σ -konvergence, tak i β -konvergence.

V rámci této dimenze byly také uvažovány dvě doplňkové proměnné z dotazníkového šetření European Quality of Life Survey. První ukazatel se týkal subjektivního zhodnocení vlastních časových možností v souvislosti s trávením volného času, druhá proměnná se pak vztahuje k subjektivnímu hodnocení pracovní vytíženosti.

xi) **Subjektivní hodnocení vlastních časových možností – čas věnovaný koníčkům: příliš málo**

Ukazatel představuje procento obyvatel, kteří v souvislosti s otázkou *Kolik času, dle Vašeho názoru, věnujete svým koníčkům* uvedli, že se koníčkům věnují *příliš málo*. Graf č. 5.2.34. zachycuje úroveň ukazatele včetně variability ve dvou porovnávaných letech.

Graf. č. 5.2.34.: *Subjektivní hodnocení vlastních časových možností – čas věnovaný koníčkům: příliš málo - vývoj v EU25, roky 2003 a 2007*



Zdroj: vlastní zpracování

Jak je zřetelné z uvedeného grafu, variabilita vyjádřená směrodatnou odchylkou je v roce 2007 nižší (SD=5,59) než v roce 2003 (SD=6,44). Rozdíl je zřejmý i v případě použití relativní míry – variačního koeficientu ($V_{2003}=15,06\%$; $V_{2007}=12,97\%$).

Hypotéza o shodné variabilitě (dle směrodatné odchylky, resp. rozptylu) v roce 2003 a 2007 byla následně testována Pitmanovým testem. Testová statistika je porovnávána s hodnotami Studentova t-rozdělení pro $n-2$ stupně volnosti, kde n je počet států. Výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.40.

Tabulka č. 5.2.40.: *Subjektivní hodnocení vlastních časových možností – čas věnovaný koníčkům: příliš málo – porovnání variability v letech 2003 a 2007 (Pitmanův test)*

testové kritérium	kritická hodnota ($\alpha=0,05$; $f=23$)	závěr
0,801	2,069	H0 nezamítáme

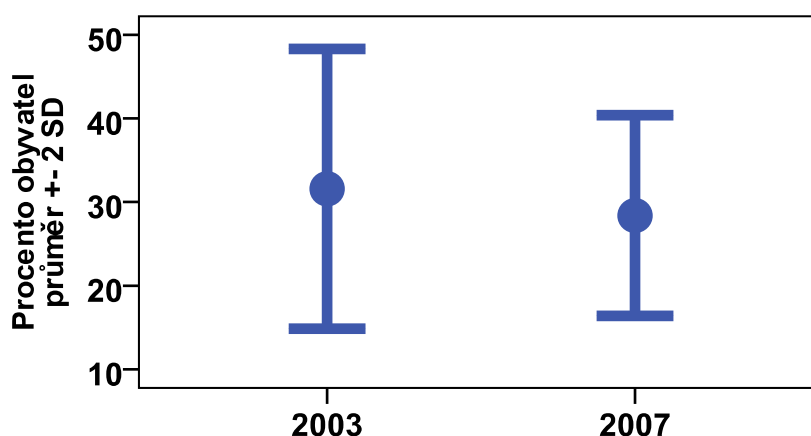
Zdroj: vlastní zpracování

Na zvolené hladině významnosti nebyl zjištěn průkazný rozdíl ve variabilitě mezi státy v roce 2003 a 2007, nelze tedy mluvit o snížení variability ve smyslu σ -konvergence.

xii) **Subjektivní hodnocení vlastních časových možností – čas věnovaný práci: příliš mnoho**

Druhá otázka se opět týkala časového vytížení, tentokrát ovšem v souvislosti s prací. Otázka zněla *Jak hodně se, dle svého hodnocení, věnujete zaměstnání (placené práci)*, ukazatel pak představuje procento obyvatel, kteří odpověděli, že *příliš mnoho*. Následující graf zachycuje úroveň a variabilitu ukazatele v roce 2003 a 2007.

Graf. č. 5.2.35.: Subjektivní hodnocení vlastních časových možností – čas věnovaný práci: příliš mnoho - vývoj v EU25, roky 2003 a 2007



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafu je patrný jistý pokles variability dle směrodatné odchylky ($SD_{2003}=8,35$; $SD_{2007}=6,00$). Pro test hypotézy o shodné variabilitě mezi státy v roce 2003 a 2007 byl opět zvolen Pitmanův test, výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.41.

Tabulka č. 5.2.41.: Subjektivní hodnocení vlastních časových možností – čas věnovaný práci: příliš mnoho – porovnání variability v letech 2003 a 2007 (Pitmanův test)

testové kritérium	kritická hodnota ($\alpha=0,05$; $f=23$)	závěr
2,633	2,069	H0 zamítáme

Zdroj: vlastní zpracování

Dle výsledků Pitmanova testu je možné říct, že rozdíl ve variabilitě v roce 2007 a 2003 je průkazný, došlo k poklesu variability mezi státy ve smyslu σ -konvergence z pohledu subjektivního vnímání časové vytíženosti v důsledku práce. Rozdíl lze dále demonstrovat i maximálními hodnotami, zatímco v roce 2003 dosahovalo maximum téměř 50% obyvatel, kteří uváděli, že mají příliš mnoho práce (Kypr – 47,6%), v roce 2003 pak bylo maximum „pouhých“ 38 procent (Slovinsko – 38,3%).

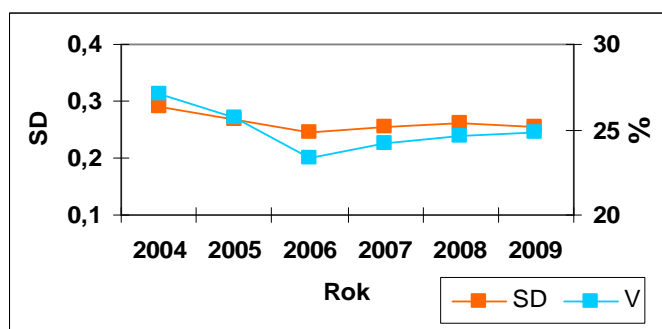
5.2.4.2 Posouzení σ -konvergence a β -konvergence dimenze jako celku

Na základě souhrnného indikátoru dimenze Aktivity dosáhlo v roce 2004 nejlepších výsledků Nizozemsko, Lucembursko, Velká Británie a dále Rakousko a Irsko. Naopak nejhůře na tom z pohledu této dimenze byly Polsko, Lotyšsko, Litva, Řecko a také Slovensko. V roce 2009 pak opět přední příčky patřily Nizozemí, Lucembursku nebo Rakousku, nejhorší charakteristiky vykazovaly Lotyšsko, Maďarsko, Slovensko a také Litva, Portugalsko a Řecko. Vývoj v jednotlivých zemích je zachycen na grafu č. V/4, příloha č. 5.

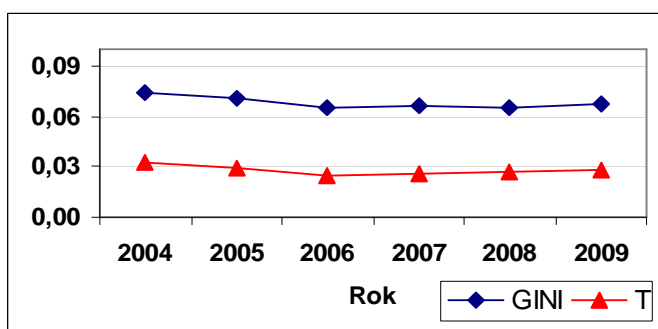
Variabilita byla opět v první fázi posouzena na základě čtyř charakteristik variability, jejichž vývoj uvádí graf č. 5.2.36., konkrétní hodnoty jsou uvedeny v příloze č. 5, tabulka č. V/4.

Graf. č. 5.2.36.: Souhrnný index dimenze Aktivity - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Z výsledků grafické analýzy variability nelze vyslovit závěr o jednoznačném poklesu ani nárůstu variability ve smyslu σ -konvergence/divergence v letech 2004 – 2009. Mírná klesající tendence je zřetelná do roku 2008, čemuž odpovídají i zřejmé konvergenční tendence mnoha ukazatelů v této dimenzi do roku 2008. Pro toto období lze charakterizovat vývoj Giniho koeficientu meziročním poklesem přibližně o 0,2 procenta.

Tabulka č. 5.2.42.: Souhrnný index dimenze Aktivity – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2008	-0,2%

Zdroj: vlastní zpracování

Vzhledem k vývoji jednotlivých ukazatelů byla pro posouzení β -konvergence uvažována zkrácená časová řada do roku 2008. Pro období 2004 – 2008 pak byla β -konvergence identifikována (viz tabulka č. 5.2.43.). Rychlost konvergence z pohledu ukazatelů dimenze Aktivity pak byla v letech 2004 – 2008 zhruba tři procenta ročně.

Tabulka č. 5.2.43.: Souhrnný index dimenze Aktivity – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2008	-0,035	3,23%	0,023

Zdroj: vlastní zpracování

5.2.4.3 Shrnutí výsledků pro dimenzi Aktivity

Dimenze charakterizující osobní aktivity, včetně práce a tedy také mimo jiné charakterizující nedostupnost práce, vykazuje mnoho výsledků naznačujících jak σ -konvergenci, tak i β -konvergenci. Zároveň je zde obsaženo mnoho ukazatelů, v jejichž úrovni se projevil nepříznivý vývoj posledních let a to zejména s ohledem na výsledky σ -konvergence. Výsledky pro jednotlivé ukazatele jsou uspořádány do tabulky č. 5.2.44.

Tabulka č. 5.2.44.: Souhrnné výsledky analýzy konvergence pro dimenzi Aktivity

Ukazatel	σ -konvergence	β -konvergence
Zaměstnaní na částečný úvazek jako procento celkové zaměstnanosti, ženy	NE*	NE
Průměrný počet odpracovaných hodin týdně, ženy	ANO	ANO
Průměrný počet odpracovaných hodin týdně, muži	NE**	ANO
Míra nezaměstnanosti, ženy	ANO	ANO
Míra nezaměstnanosti, muži	NE**	ANO
Míra zaměstnanosti, ženy	ANO	ANO
Míra zaměstnanosti, muži	NE**	NE***
Nedobrovolně zaměstnaní na částečný úvazek, procento ze všech zaměstnaných	NE	ANO
Produktivita práce	ANO	ANO
Podíl zaměstnanců s terciárním vzděláním, muži	NE	NE

* σ -divergence v období 2004 – 2008; ** σ -konvergence v období 2004 – 2008; *** β -konvergence v období 2004 - 2008

Zdroj: vlastní zpracování

Konvergenční tendence jsou zřejmé u ukazatelů průměrného počtu odpracovaných hodin jak u mužů, tak i u žen a také u produktivity práce, přičemž produktivita práce má vzestupné

tendence, kdy ve státech s nižší úrovní v roce 2004 roste produktivita rychleji. Pozitivním jevem pak je sblížení z pohledu ukazatelů nezaměstnanosti a zaměstnanosti. Z pohledu těchto charakteristik byl velice příznivý vývoj do roku 2008, kdy klesala míra nezaměstnanosti a rostla tudíž zaměstnanost. Pokles/nárůst byla také výraznější v zemích s nižší počáteční úrovní. U mužů se nicméně ekonomická krize v posledním roce pozorování projevila výrazněji než u žen, což vedlo k tak velikým výkyvům, že na celé časové řadě nebyla σ -konvergence identifikována, při zkrácení řady pouze do roku 2008 je pak konvergenční tendence zřejmá. Výsledky β -konvergence je zde ovšem nutné interpretovat opět s velkou obezřetností. Zatímco v případě ukazatelů zaměstnanosti lze opravdu hovořit o vyšším nárůstu u zemí s nižší zaměstnaností v roce 2004 a to i na celé časové řadě (2004 – 2009), kdy pokles zaměstnanosti nebyl v roce 2009 tak výrazný, aby se dostal až na úroveň roku 2004, v případě míry nezaměstnanosti byly výkyvy v roce 2009 mnohem výraznější. Ačkoliv až do roku 2008 nezaměstnanost více méně klesala, v roce 2009 byl nárůst v některých zemích tak výrazný, že by výsledky β -konvergence bylo možné interpretovat ve smyslu většího nárůstu nezaměstnanosti v zemích s nižší počáteční úrovní.

Celkově nebyly pro dimenzi na celé délce časové řady konvergenční tendence zjištěny. Jak již ale bylo zmíněno v úvodu, v této skupině je zastoupeno mnoho ukazatelů, které velice výrazně reflektují nepříznivý vývoj v roce 2009. Proto byla konvergence na základě souhrnného indexu analyzována také pro časovou řadu 2004 – 2008. **Pro období 2004 – 2008 lze pak z pohledu osobních aktivit (vč. zaměstnanosti) hovořit jak o σ -konvergenci tak i β -konvergenci států Evropské unie (EU25).**

5.2.5 Dimenze Politická vůle a vláda

Proměnné v dimenzi *Politika* pocházejí především z databáze Světové banky, zejména z databáze Worldwide Governance Indicators a ze šetření Eurobarometr. Finální výčet zahrnuje celkem čtyři ukazatele: *důvěru občanů v parlament, zastoupení žen v parlamentu, hodnocení politické stability a míra korupce.*

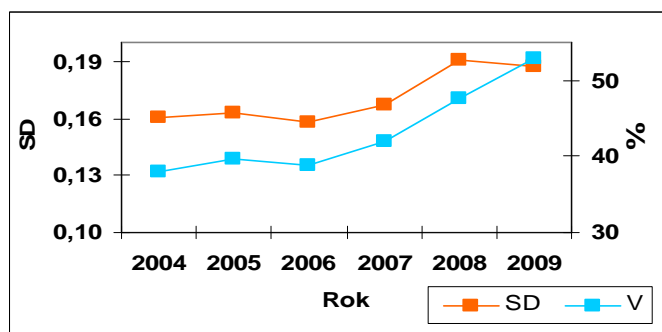
5.2.5.1 Posouzení σ - a β -konvergence na základě jednotlivých proměnných

i) Důvěra v národní parlament

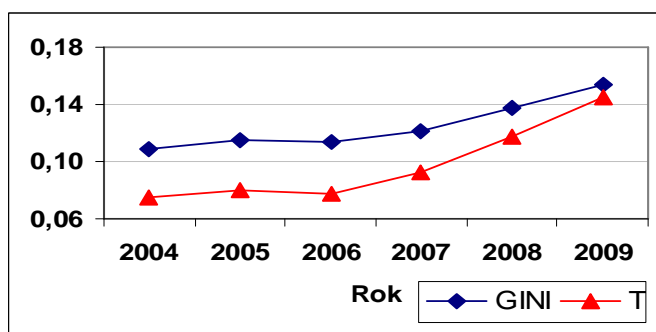
Tento ukazatel pochází ze šetření Eurobarometr, které je v základní verzi prováděno obvykle dvakrát ročně a udává procento obyvatel dané země, které uvedlo, že důvěřuje národnímu parlamentu. Rozpětí hodnot je značně široké, jak je zřejmé také z grafu č. IV/5.1. v příloze č. 4. Důvěru vlády v závislosti na zemi vyjádřilo nejméně zhruba deset procent obyvatel, nejvyšší hodnoty pak představují kladnou odpověď téměř tří čtvrtin obyvatel. Nejvíce důvěry v národní parlament projevují Dánové, Finové, Holanďané nebo obyvatelé Lucemburska, nejméně pak obyvatelé Litvy, Lotyšska nebo Polska. V České republice jsou hodnoty ukazatele do dvaceti procent. Více než u jiných ukazatelů jsou zde naměřeny určité skokové změny v rámci vývoje jednoho státu. Všechny výsledky pocházejí z dotazníkových šetření, zde vždy z podzimní vlny a je zřejmé, že konkrétní národní problémy a politické skandály se okamžitě v šetření projeví. Nicméně difference mezi státy jsou natolik veliké, že i v případě (obvykle) jednorázového poklesu popularity parlamentu v určité zemi, se pozice státu změní zhruba v rámci pěti míst celkového pořadí států.

Graf. č. 5.2.37.: Důvěra v národní parlament - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafu č. 5.2.37. je pak zřejmé oddělování států a tedy nárůst diferencí mezi jednotlivými státy v letech 2004 – 2009. To je mimo jiné způsobeno poklesem důvěry ve státech, které měly nízké počáteční hodnoty již v roce 2004 (např. Litva, Lotyšsko). Konkrétní hodnoty jednotlivých charakteristik variability jsou uvedeny v tabulce č. IV/5.1., příloha č. 4. Ukazatel důvěry v národní parlament také zřejmě reflektuje ekonomické dění posledních let. U devatenácti států došlo v roce 2009 k poklesu důvěry oproti roku 2008.

Celkově v letech 2004 – 2009 dochází k nárůstu diferencí mezi státy, Giniho koeficient meziročně narůstá téměř o jedno procento (tab. č. 5.2.45.).

Tabulka č. 5.2.45.: *Důvěra v národní parlament – výsledky analýzy σ -konvergence*

období	průměrný meziroční nárůst Giniho koeficientu
2004 - 2009	0,9%

Zdroj: vlastní zpracování

Již z grafické analýzy vývoje v jednotlivých zemích je patrné spíše mírné „rozevírání nůžek“ v případě hodnot tohoto ukazatele. σ -divergenci pak potvrdily i výsledky provedených analýz. Grafická analýza závislosti meziročního nárůstu na počátečním stavu také nasvědčuje spíše přítomnosti β -divergence, tedy mírně rostoucí závislost. Výsledky podrobnější analýzy nicméně závěry o β -divergenci nepodporují.

ii) **Kontrola korupce**

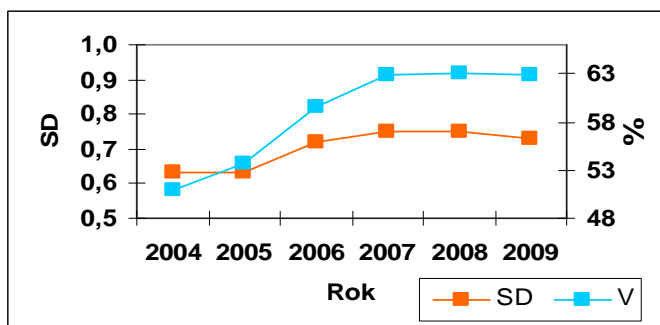
Ukazatele Světové banky ze sady *Worldwide Governance Indicators* představují souhrnné indexy, které odrážejí názory velkého množství podniků, obyvatel a expertů, jejichž názory jsou zjišťovány pomocí dotazníkového šetření. Indikátory nabývají hodnot od -2,5 (nejhorší hodnocení) do 2,5 (nejlepší). Pokrývají celkem šest oblastí vládnutí, zejména pro vysokou korelaci mezi jednotlivými ukazateli jsou v konečném výčtu zastoupeny dva ukazatelé.

Co se korupce týká, mezi nejlépe hodnocené státy patří Finsko, Dánsko, Švédsko, z „našich sousedů“ pak Rakousko a Německo. Naopak nejhůře jsou hodnoceny Itálie, Řecko, Litva, Lotyšsko a také ČR a Slovensko. Vývoj indikátoru v jednotlivých zemích je zachycen na grafu č. IV/5.2. v příloze č. 4.

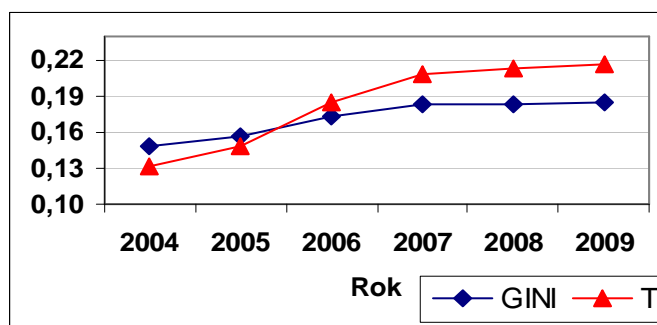
Jak je zřejmé z grafu č. 5.2.38., difference hodnot ukazatele mezi státy EU v hodnoceném období narůstá. Hodnoty variačního koeficientu kolísají v rozmezí od padesáti procent do téměř 65ti procent v letech 2004 – 2009. Giniho koeficient nabývá hodnot v rozmezí 15-20%. Hodnoty všech vypočtených charakteristik jsou uspořádány v tabulce č. IV/5.2., příloha č. 4.

Graf. č. 5.2.38.: Kontrola korupce - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Nárůst variability v EU je způsoben změnami jak u států s lepšími počátečními hodnotami tak i státy slabšími – tedy dalším zlepšením hodnocení u států s již vysokým hodnocením (např. Švédsko, Nizozemí) a na druhé straně zhoršeným hodnocením států s nízkou kontrolou korupce (Itálie, Řecko).

Z pohledu ukazatele korupce lze opět v období 2004 – 2009 identifikovat rostoucí variabilitu, jak potvrzují výsledky zobrazené v tabulce č. 5.2.46.

Tabulka č. 5.2.46.: Kontrola korupce – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční nárůst Giniho koeficientu
2004 - 2009	0,8%

Zdroj: vlastní zpracování

V rámci EU25 lze tedy mezi státy identifikovat σ -divergenci, variabilita dle Giniho koeficientu meziročně roste téměř o jedno procento.

Korelační pole závislosti průměrné změny na úrovni roku 2004 naznačuje mírnou přímou závislost, výsledky dalších analýz nicméně neumožňují vyslovit závěr o β -divergenci. V případě β -divergence se rychleji zvyšují hodnoty ukazatele ve státech s vyšší počáteční úrovní, čímž dochází k dalšímu nárůstu diferencí mezi státy.

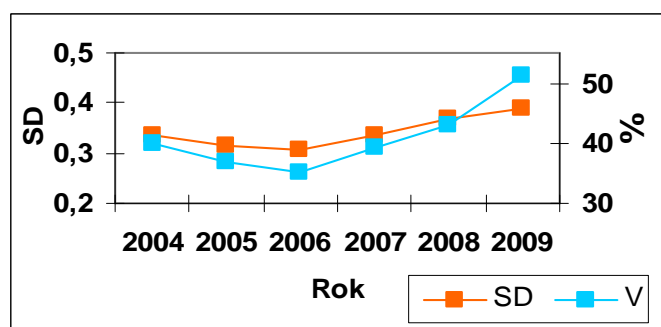
iii) Politická stabilita

Hodnocení politické stability představuje další ukazatel ze sady Worldwide Governance Indicators, hodnocení je opět na stupnici od -2,5 (nejhorší) po 2,5 (nejlepší). Zatímco u hodnocení korupce nedosahovaly nejnižší hodnoty záporných čísel, hodnocení politické

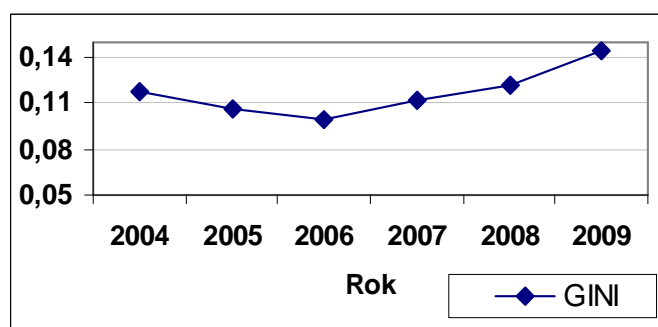
stability vykazuje hodnoty nižší a tedy i záporné. Nejhuře byly pro rok 2009 hodnoceny státy jako Španělsko, Řecko, Kypr, ale také Velká Británie. Nejlépe pak Lucembursko, Finsko, Švédsko nebo Rakousko. Vývoj indikátoru v jednotlivých zemích je zachycen na grafu č. IV/5.3. v příloze č. 4, patrné je zejména zhoršení hodnocení ke konci sledovaného období.

Graf. č. 5.2.39.: Politická stabilita - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

V letech 2004 – 2009 došlo k nárůstu rozdílů mezi státy Evropské unie a tedy „k rozevírání pomyslných nůžek“, nárůst je zřetelný od roku 2006. Hodnoty variačního koeficientu kolísají v rozmezí od 35% v roce 2006 do hodnoty vyšší než 50% v roce 2009. Jak je zřejmé z grafu č. 5.2.39. a také z tabulky č. IV/5.3. v příloze č. 4, Theilův index nebyl pro tento ukazatel vypočítán právě z důvodů záporných hodnot ukazatele, které neumožňují použít tento výpočetní algoritmus.

Nárůst diferencí mezi státy EU v posledních letech byl opět způsoben výraznějším propadem v hodnocení některých států jako například Řecko a Španělsko.

Na základě vývoje hodnot Giniho koeficientu by v případě tohoto ukazatele bylo vhodné rozdělit časovou řadu na dvě části: do roku 2006 a od roku 2006 do roku 2009. Do roku 2006 je vývoj charakterizován meziročním poklesem Giniho koeficientu téměř o jedno procento, od roku 2006 pak naopak meziročním nárůstem o 1,4 procenta.

Tabulka č. 5.2.47.: Politická stabilita – výsledky konfirmační analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2006	-0,9%
	průměrný meziroční nárůst Giniho koeficientu
2006 - 2009	1,4%

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky naznačují, že zatímco v letech 2004 – 2006 docházelo ke sblížení států a tedy σ -konvergenci, od roku 2006 do konce sledovaného období rozdíly mezi státy narůstaly – σ -divergence.

Při analýze β -konvergence je nutné zohlednit odlišný vývoj v Polsku. Při bližším prostudování závislosti je zřejmé, že hodnocení politické stability ve sledovaném období v Polsku výrazně vzrostlo. Při zohlednění odlišného vývoje právě v Polsku již závislost nenasvědčuje přítomnosti β -konvergence/divergence. Celkově tedy nebyla β -konvergence v rámci EU na základě tohoto ukazatele identifikována.

iv) **Podíl žen v národním parlamentu**

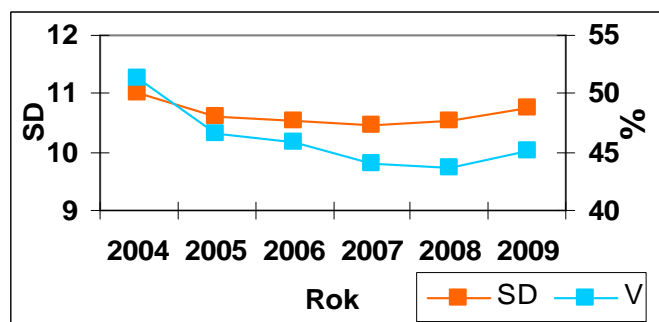
Zastoupení žen v národním parlamentu je opět ukazatel z databáze Světové banky. V roce 2009 se podíl žen v národních parlamentech pohyboval od necelých devíti procent (Malta) po téměř padesát procent (Švédsko). V České republice byl podíl žen v posledním roce sledování 15,5%, čímž se ČR zařadila na sedmou pozici od konce. Vývoj v jednotlivých zemích má lehce kolísavý charakter, nicméně celkově dochází k mírnému nárůstu hodnot ukazatele (viz graf č. IV/5.4., příloha č. 4).

Až do roku 2008 je patrné sblížení států na základě hodnot tohoto ukazatele, v roce 2009 došlo opět k mírnému nárůstu variability. Vývoj vypočtených měř variability uvádí graf č. 5.2.40.

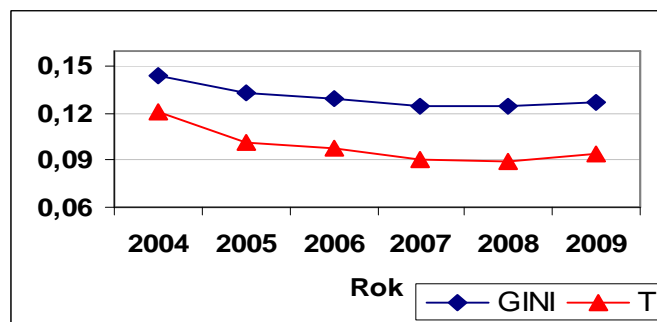
Na základě hodnot koeficientů variability, uvedených v příloze č. 4, tabulka č. IV/5.4., je zřejmé, že nárůst v roce 2009 je pouze nepatrný a celkově dochází k poklesu rozdílů mezi státy.

Graf. č. 5.2.40.: Podíl žen v národním parlamentu - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Až do roku 2008 je patrné sblížování států na základě hodnot tohoto ukazatele, v roce 2009 došlo opět k mírnému nárůstu variability. Vývoj vypočtených měr variability uvádí graf č. 5.2.40.

Na základě hodnot koeficientů variability, uvedených v příloze č. 4, tabulka č. IV/5.4., je zřejmé, že nárůst v roce 2009 je pouze nepatrný a celkově dochází k poklesu rozdílů mezi státy.

Vývoj Giniho koeficientu naznačuje sblížování států, s výjimkou mírného nárůstu variability v posledním roce. Z výsledků provedených analýz vyplývá, že v období 2004 – 2009 Giniho koeficient meziročně klesal přibližně o 0,3 procenta. Při zkrácení období pouze do roku 2008 lze pak změny charakterizovat průměrným poklesem o půl procenta ročně.

Tabulka č. 5.2.48.: Podíl žen v národním parlamentu – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 – 2009	-0,3%
2004 - 2008	-0,5%

Zdroj: vlastní zpracování

V případě ukazatele *podíl žen v národním parlamentu* byl zjištěn mírně vyšší nárůst u států s nižší úrovní roku 2004, β -konvergenci podporují i výsledky provedené regresní analýzy – viz tabulka č. 5.2.49.

Tabulka č. 5.2.49.: Podíl žen v národním parlamentu – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 – 2009	-0,037	3,39%	0,016

Zdroj: vlastní zpracování

Meziročně se státy přibližují rovnovážnému stavu o více než tři procenta.

5.2.5.2 Posouzení σ -konvergence a β -konvergence dimenze jako celku

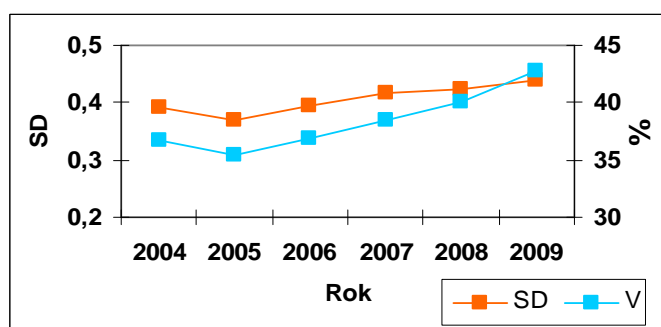
Z pohledu politického klimatu byly v roce 2004 nejlépe hodnoceny státy Finsko, Švédsko, Dánsko, ale také Rakousko. Mezi státy s nejhorsí pozicí se opět objevují Litva a Lotyšsko spolu s Itálií a Polskem, v nejhorsí pěťce je ovšem také Česká republika. V roce 2009 pak bylo nejlépe hodnoceno Švédsko, následované Dánskem, Finskem, Nizozemím a Lucemburskem. Na posledních příčkách pak opět byla Litva spolu s Lotyšskem a Itálií, pohoršilo si ale také Řecko a Maďarsko.

Vývoj souhrnného indikátoru v jednotlivých zemích je zachycen na grafu č. V/5 v příloze č. 5 a je z něj zřejmé určité rozevírání nůžek a tedy nárůst rozdílů mezi státy.

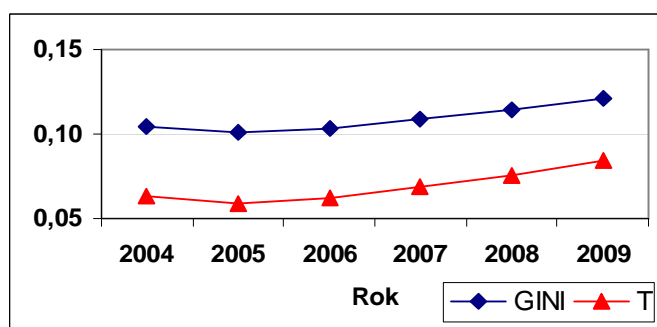
Tuto domněnku pak potvrzuje i graf. č. 5.2.41., který zachycuje vývoj jednotlivých charakteristik variability. Hodnoty jednotlivých měř variability jsou uspořádány v tabulce č. V/5, příloha č. 5.

Graf. č. 5.2.41.: Souhrnný index dimenze Politika - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

V letech 2004 – 2009 lze tedy z pohledu souhrnného indikátoru pro dimenzi Politika hovořit o σ -divergenci, Giniho koeficient meziročně vzrůstá přibližně o půl procenta (tab. č. 5.2.50.).

Tabulka č. 5.2.50.: Souhrnný index dimenze Politika – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční nárůst Giniho koeficientu
2004 – 2009	0,4%

Zdroj: vlastní zpracování

Již grafická analýza závislosti průměrné změny na počáteční úrovni pak neumožňuje vyslovit závěr o β -divergenci. Na základě ukazatelů shrnutých v rámci dimenze Politika bylo zjištěno, že ve sledovaném období dochází k nárůstu rozdílů v rámci Evropské unie a tedy k σ -divergenci.

5.2.5.3 Shrnutí výsledků pro dimenzi Politika

Dimenze Politika vykazuje v porovnání s jinými skupinami odlišné vývojové tendence. U dvou ze čtyř ukazatelů byla identifikována **σ -divergence** a pro třetí ukazatel byla zjištěna σ -divergence na základě zkrácené časové řady. Výsledky pro jednotlivé ukazatele jsou uspořádány v tabulce č. 5.2.51.

Tabulka č. 5.2.51.: Souhrnné výsledky analýzy konvergence pro dimenzi Politika

Ukazatel	σ -konvergence	β -konvergence
Důvěra v národní parlament	σ -divergence	NE
Kontrola korupce	σ -divergence	NE
Politická stabilita	NE*	NE
Podíl žen v národním parlamentu	ANO	ANO

* σ -divergence v období 2006 - 2009

Zdroj: vlastní zpracování

Jedinou výjimkou je ve skupině ukazatelů poměr žen v parlamentu, kde byly naopak zjištěny konvergenční tendence. V zemích s nízkým zastoupením žen v parlamentu docházelo v letech 2004 – 2009 k nárůstu.

Celkově byla pro tuto dimenzi na základě hodnot souhrnného indexu zjištěna v období 2004 – 2009 σ -divergence a tedy nárůst rozdílů v rámci EU25.

5.2.6 Dimenze Sociální vazby a vztahy

Dimenze Sociální vazby a vztahy zahrnuje v konečném výčtu celkem pět proměnných, které charakterizují vztahy k přátelům nebo rodinné zázemí. Všechny proměnné pocházejí z dotazníkového šetření European Quality of Life Survey, data jsou tedy dostupná pouze za rok 2003 a 2007. Metodicky se tedy bude analýza konvergence opírat o test shody variability ve dvou uvedených obdobích dle Pitmanova testu.

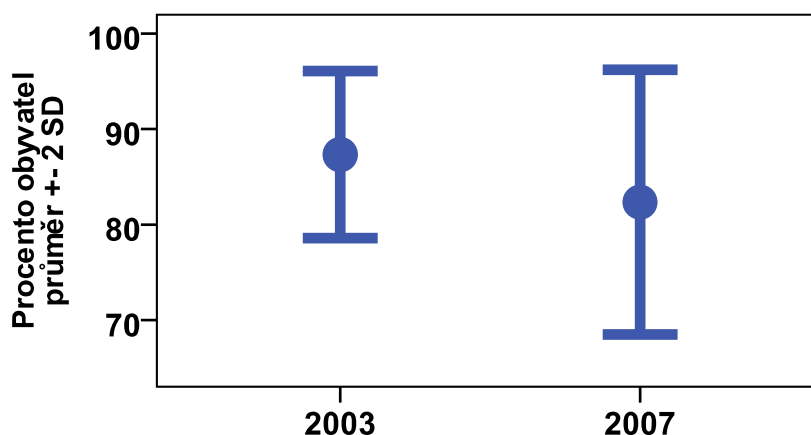
5.2.6.1 Posouzení konvergence jednotlivých proměnných

i) Kontakt s přáteli minimálně jednou týdně

První ukazatel se vztahuje k přátelům, konkrétně se jedná o následující otázku ze šetření European Quality of Life Survey: Jak často jste v průměru v kontaktu s Vašimi přáteli. Ukazatel pak představuje procento obyvatel, kteří uvedli, že jsou v kontaktu s přáteli nejméně jednou za týden.

V roce 2003 se hodnoty pohybovaly zhruba v rozmezí 80-97%, v roce 2008 pak došlo k poklesu jak minimální tak maximální hodnoty: největší bylo procento v Irsku (91,5%), k velkému propadu došlo pak došlo u nižších hodnot, kdy na Slovensku uvedlo pouze 63% obyvatel, že se stýká s přáteli alespoň jednou týdně. Průměrnou úroveň doplněnou informací o variabilitě (dle SD) v roce 2003 a 2007 zachycuje graf č. 5.2.42.

Graf. č. 5.2.42.: Kontakt s přáteli minimálně jednou týdně - vývoj v EU25, roky 2003 a 2007



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafu je dobře patrný nárůst variability v roce 2007 oproti roku 2003, což je zřejmé jak z hodnot směrodatné odchylky ($SD_{2003}=4,38$; $SD_{2007}=6,93$), tak i variačního koeficientu ($V_{2003}=5,01\%$; $V_{2007}=8,41\%$). Tento rozdíl byl tedy následně testován (Pitmanův test), výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.52.

Tabulka č. 5.2.52.: Kontakt s přáteli minimálně jednou týdně – porovnání variability v letech 2003 a 2007 (Pitmanův test)

testové kritérium	kritická hodnota ($\alpha=0,05$; $f=23$)	závěr
2,539	2,069	H0 zamítáme

Zdroj: vlastní zpracování

Na 5ti procentní hladině významnosti je možné zamítnout nulovou hypotézu o shodné variabilitě v letech 2003 a 2007. Nárůst variability a tedy σ -divergence je z pohledu četnosti kontaktu s přáteli významný.

ii) **Příliš málo sociálních kontaktů mimo rodinu**

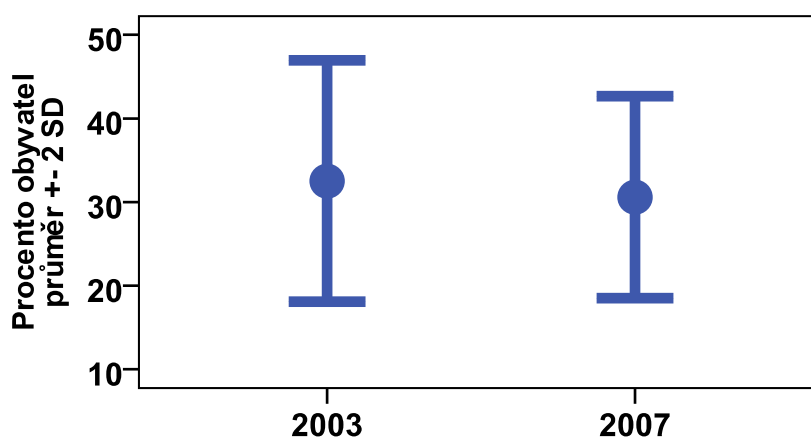
Další ukazatel monitoruje sociální kontakty mimo rodinu. Tazatelé byli konfrontováni s otázkou na počet sociálních kontaktů (mimo rodiny). Proměnná konkrétně udává procento obyvatel, kteří odpověděli, že sociálních vazeb mimo rodinu mají *příliš málo*.

Rozpětí hodnot je u tohoto ukazatele poměrně široké, zatímco na Slovensku, ve Finsku nebo Lotyšsku udávalo v roce 2003 více než 40% populace, že má příliš málo sociálních kontaktů mimo rodinu, v Lucembursku je to méně než 20%. K roku 2008 hodnoty v mnoha zemích

narostly, nejmenší procento obyvatel s nedostatečnou mírou sociálních kontaktů pak bylo např. v Německu, Estonsku nebo Španělsku, hodnoty nicméně neklesly pod 20 procent.

Souhrnnou informaci o průměrné úrovni a také variabilitě podává graf č. 5.2.43.

Graf. č. 5.2.43.: Sociální kontakty mimo rodinu: příliš málo - vývoj v EU25, roky 2003 a 2007



Zdroj: vlastní zpracování

Graf naznačuje, že došlo k poklesu variability, vypočtené charakteristiky variability pak také udávají pokles: $SD_{2003}=7,22$; $SD_{2007}=6,04$, resp. $V_{2003}=22,20\%$; $V_{2007}=19,76\%$. Výsledky Pitmanova testu shody variability jsou pak uvedeny v následující tabulce č. 5.2.53.

Tabulka č. 5.2.53.: Sociální kontakty mimo rodinu: příliš málo – porovnání variability v letech 2003 a 2007 (Pitmanův test)

testové kritérium	kritická hodnota ($\alpha=0,05$; $f=23$)	závěr
0,980	2,069	H0 nezamítáme

Zdroj: vlastní zpracování

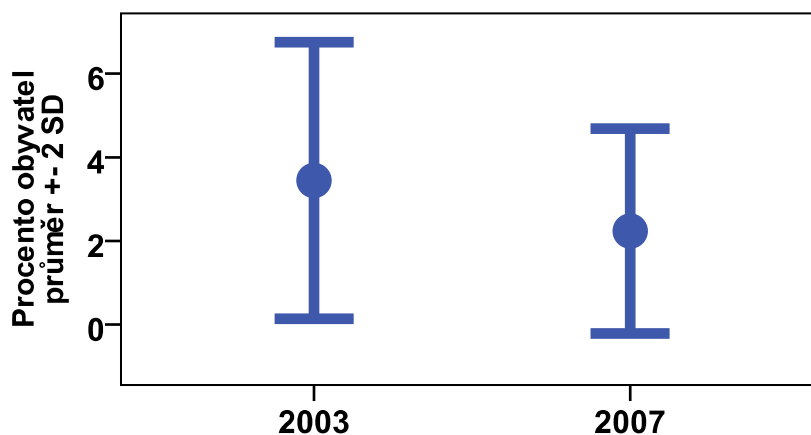
Nebyl zjištěn průkazný rozdíl mezi roky 2003 a 2007 z pohledu diferencí v rámci Evropské unie dle míry sociálního kontaktu mimo rodinu.

iii) **Procento obyvatel, kteří se nemají na koho obrátit v případě, že potřebují radu**

Ukazatel je opět získán z dotazníkového šetření European Quality of Life Survey. Respondenti konkrétně odpovídali na otázku *Od koho byste mohl(a) očekávat podporu*

v případě, že byste potřeboval(a) poradit s vážnou osobní nebo rodinnou záležitostí. Proměnná udává procento obyvatel, kteří uvedli, že nemají nikoho, na koho by se mohli obrátit. V roce 2003 se hodnoty pohybovaly do osmi procent, přičemž mezi státy s nejvyššími čísly byly jak státy vyspělé (Belgie, Lucembursko), tak státy, které na základě jiných charakteristik vykazují spíše nepříznivé hodnoty (Lotyšsko, Estonsko). V roce 2007 pak došlo spíše k poklesu hodnot v jednotlivých zemích. Graficky je stav v letech 2003 a 2007 zachycen na grafu č. 5.2.44.

Graf. č. 5.2.44.: Procento obyvatel, kteří se nemají na koho obrátit v případě, že potřebují radu - vývoj v EU25, roky 2003 a 2007



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafické analýzy je zřejmý pokles variability, hypotéza o shodě variability byla opět ověřována Pitmanovým testem. Výsledky jsou uspořádány do tabulky č. 5.2.54.

Tabulka č. 5.2.54.: Procento obyvatel, kteří se nemají na koho obrátit v případě, že potřebují radu – porovnání variability v letech 2003 a 2007 (Pitmanův test)

testové kritérium	kritická hodnota ($\alpha=0,05$; $f=23$)	závěr
2,090	2,069	H0 zamítáme

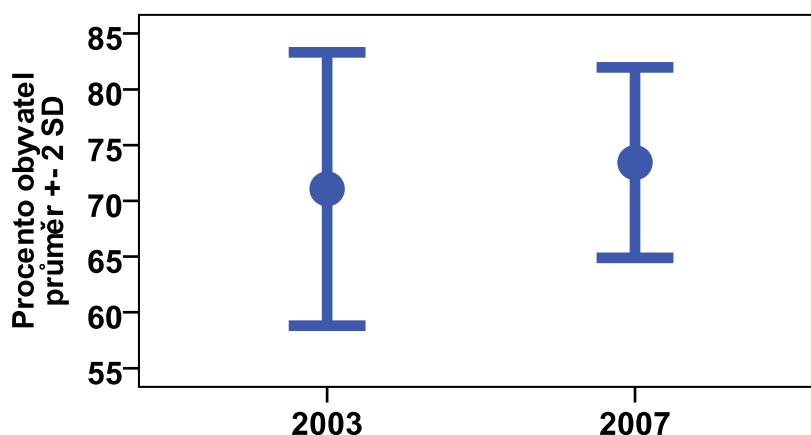
Zdroj: vlastní zpracování

Nulová hypotéza o shodné variabilitě v EU v roce 2003 a 2007 je na $\alpha=0,05$ zamítnuta. Pokles variability je tedy průkazný a dle směrodatné odchylky (resp. rozptylu) dochází k poklesu diferencí v rámci EU.

iv) **Procento obyvatel, kteří hodnotí kontakt se členy rodiny jako dostatečný**

Poslední dva ukazatele se zaměřují na rodinné vztahy. První proměnná představuje procento respondentů, kteří na otázku *Jak často se, dle svého hodnocení, stýkáte se členy rodiny* uvedli, že četnost setkávání se v rámci rodiny je „*tak akorát*“. Z pohledu četnosti rodinných setkání bylo v roce 2003 na jedné straně spokojených až 80 procent respondentů (Polsko, Lucembursko), nejmenší procento pak bylo na Kypru, dále v Lotyšsku nebo Portugalsku (okolo šedesáti procent). Graficky je situace v letech zachycena na grafu č. 5.2.45.

Graf. č. 5.2.45.: Rodinné vazby: dostatečný kontakt - vývoj v EU25, roky 2003 a 2007



Zdroj: vlastní zpracování

V roce 2007 došlo k poklesu variability, čemuž nasvědčují i vypočtené charakteristiky: $SD_{2003}=6,13$; $SD_{2007}=4,27$, resp. $V_{2003}=8,63\%$; $V_{2007}=5,81\%$. Výsledky Pitmanova testu shody variability jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.55.

Tabulka č. 5.2.55.: Rodinné vazby: dostatečný kontakt – porovnání variability v letech 2003 a 2007 (Pitmanův test)

testové kritérium	kritická hodnota ($\alpha=0,05$; $f=23$)	závěr
2,270	2,069	H0 zamítáme

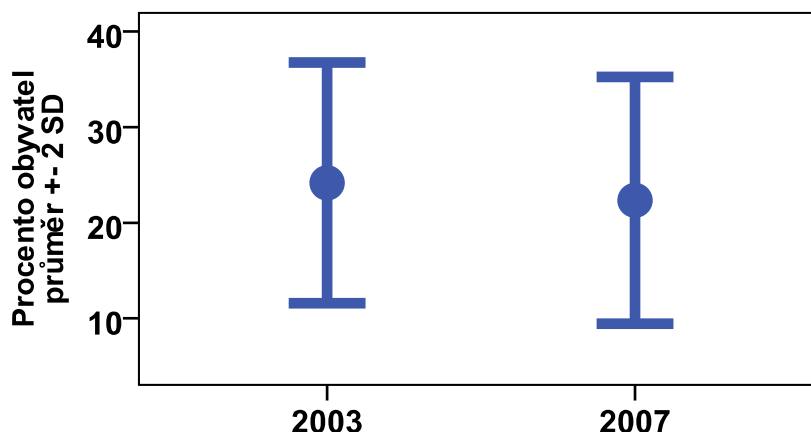
Zdroj: vlastní zpracování

Nulovou hypotézu o shodné variabilitě ve dvou porovnávaných letech lze zamítnout, snížení rozdílu, který je patrné v roce 2007 lze tedy považovat za významné.

v) **Procento obyvatel, kteří se dle vlastního hodnocení příliš málo setkávají se členy rodiny**

Druhá proměnná, která se zaměřuje na rodinné vztahy, vychází ze stejné otázky, výsledný ukazatel však prezentuje procento obyvatel, kteří uvedli, že se s rodinnou stýkají příliš málo. Graf č. 5.2.46. opět zachycuje průměr a násobek směrodatné odchylky za celou U25 jak pro rok 2003 tak pro rok 2007.

Graf. č. 5.2.46.: Rodinné vazby: příliš málo - vývoj v EU25, roky 2003 a 2007



Zdroj: vlastní zpracování

Z uvedeného grafu není patrná přílišná změna ve variabilitě v Evropské unii. Zda existuje průkazný rozdíl ve variabilitě (vyjádřené rozptylem) bylo opět ověřováno Pitmanový testem – viz tabulka č. 5.2.56.

Tabulka č. 5.2.56.: Rodinné vazby: příliš málo – porovnání variability v letech 2003 a 2007 (Pitmanův test)

testové kritérium	kritická hodnota ($\alpha=0,05$; $f=23$)	závěr
0,154	2,069	H0 nezamítáme

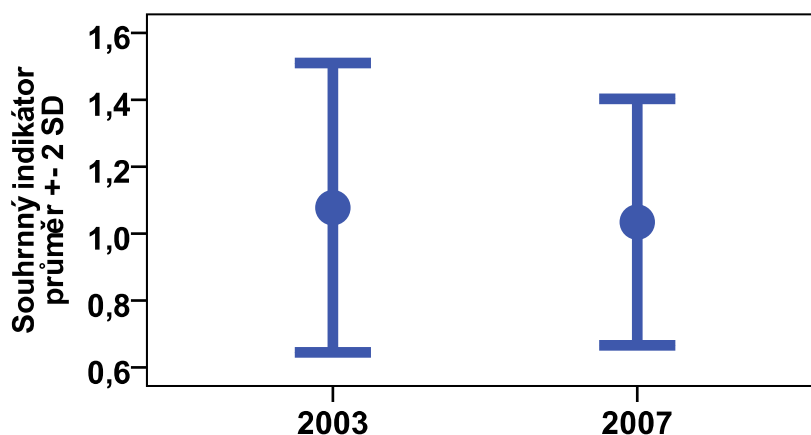
Zdroj: vlastní zpracování

Z výsledků v tabulce je zřejmé, že nebyl zjištěn průkazný rozdíl mezi roky 2003 a 2007 a nelze tedy hovořit ani o sblížování nebo nárůstu rozdílů mezi státy EU25.

5.2.6.2 Posouzení konvergence dimenze jako celku

Na základě pěti uvažovaných proměnných byl opět vytvořen souhrnný index, který charakterizuje dimenzi jako celek. Čím vyšší je hodnota souhrnného indikátoru, tím lepší jsou sociální vazby a vztahy občanů dané země.

Graf. č. 5.2.47.: Souhrnný index dimenze Sociální vazby - vývoj v EU25, roky 2003 a 2007



Zdroj: vlastní zpracování

Dle souhrnného indikátoru došlo v roce 2008 k poklesu rozdílů v rámci EU25, pokles je zřejmý také z hodnot vypočtených charakteristik variability: $SD_{2003}=0,22$; $SD_{2007}=0,18$, resp. $V_{2003}=20,07\%$; $V_{2007}=17,80\%$.

Pokles variability (dle rozptylu) byl dále testován Pitmanovým testem, výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.57.

Tabulka č. 5.2.57.: Souhrnný index dimenze Sociální vazby – porovnání variability v letech 2003 a 2007 (Pitmanův test)

testové kritérium	kritická hodnota ($\alpha=0,05$; $f=23$)	závěr
0,816	2,069	H0 nezamítáme

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě výsledků Pitmanova testu nelze zamítnout nulovou hypotézu o shodné variabilitě, nebyl tedy zjištěn pokles rozdílu v rámci Evropské unie mezi roky 2003 a 2007 z pohledu této dimenze.

5.2.6.3 Shrnutí výsledků pro dimenzi Sociální vazby

Dimenze Sociální vazby je rozdílná z pohledu zastoupených ukazatelů, kdy všechny proměnné byly čerpány z dotazníkového šetření European Quality of Life Survey a jsou tedy zastoupeny pouze roky 2003 a 2007. Toto se projevilo jednak změnou použitého metodického aparátu a také tím, že nebylo možné zjistit, zda ekonomická krize, jejíž dopady se projevují od roku 2009, by byla zřetelná i z pohledu této dimenze. Výsledky byly tedy omezeny pouze na analýzu σ -konvergence, výsledky pro jednotlivé ukazatele jsou shrnuty

Tabulka č. 5.2.58.: Souhrnné výsledky analýzy konvergence pro dimenzi Sociální vazby

Ukazatel	σ -konvergence
Kontakt s přáteli minimálně jednou týdně	σ -divergence
Málo přátel mimo rodinu	NE
Procento obyvatel, kteří nemají nikoho, koho můžou požádat o radu	ANO
Četnost kontaktů s rodinou: „tak akorát“	ANO
Četnost kontaktů s rodinou: „příliš málo“	NE

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě výsledků Pitmanova testu byla zjištěna σ -konvergence v případě dvou ukazatelů a σ -divergence v případě četnosti kontaktů s přáteli. Pitmanův test je ovšem založen na porovnání variability vyjádřené směrodatnou odchylkou (resp. rozptylem), nebere tedy v úvahu změny v průměrné úrovni.

Dle souhrnného indexu pro celou dimenzi nebyla konvergence v rámci EU zjištěna, jak vyplývá i z rozdílného vývoj jednotlivých ukazatelů.

5.2.7 Dimenze Životní prostředí – současné a budoucí podmínky

Dimenze Životní prostředí je popsána celkem pěti ukazateli. Ty charakterizují jednak určitou úroveň životního prostředí s ohledem na kvalitu bydlení (populace trpící hlukem, podíl městského obyvatelstva), dále úmrtnost v důsledku onemocnění, u kterých je předpoklad vlivu úrovně znečištění životního prostředí (zde úmrtnost v důsledku rakoviny) a dále jsou pak zastoupeny ukazatelé emise skleníkových plynů a energetická náročnost ekonomiky.

5.2.7.1 Posouzení σ - a β -konvergence na základě jednotlivých proměnných

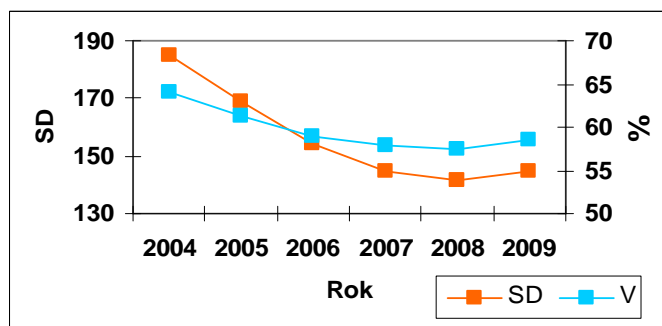
i) Energetická náročnost ekonomiky

Energetická náročnost ekonomiky je vyjádřena jako hrubá tuzemská spotřeba energie v zemi, dělená HDP ve stálých cenách vyjádřená v kilogramech ropného ekvivalentu na 1000 EUR. Variability tohoto ukazatele v zemích EU je spíše vyšší, variační koeficient se pohybuje okolo šedesáti procent, Giniho koeficient pak nabývá hodnot okolo patnácti procent. Nejmenší energetické náročnosti dosahuje Dánsko a Irsko, následované Velkou Británií a Rakouskem. Naopak nejvyšší energetickou náročnost vykazuje Estonsko, Česká republika, Slovensko nebo Litva.

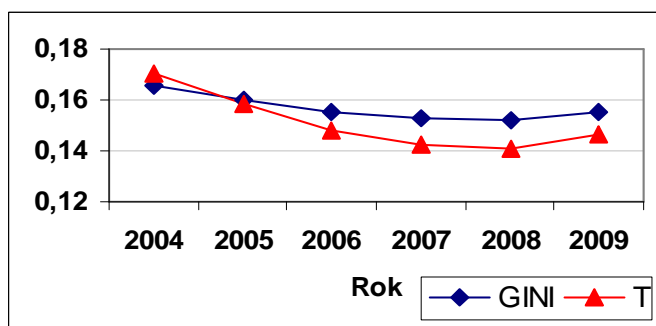
Pozitivním jevem pak je postupné snižování energetické náročnosti v zemích EU, jak je zřejmé z grafu č. IV/7.1. v příloze č. 4. S tím také souvisí pokles rozdílů mezi jednotlivými státy, jak ukazuje vývoj vypočtených měr variability, zachycený na grafu č. 5.2.48.

Graf. č. 5.2.48.: Energetická náročnost ekonomiky - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Příznivý trend poklesu energetické náročnosti byl nejvíce patrný do roku 2007, po tomto roce přeci jen došlo v některých zemích k mírnému nárůstu, což se zřejmě projevilo i v drobném růstu diferencí mezi státy. Hodnoty jednotlivých měř variability pro tento ukazatel jsou uvedeny v příloze č. 4, tabulka č. IV/7.1.

Ukazatel *Energetická náročnost ekonomiky* vykazuje sestupný charakter z pohledu variability mezi státy, přičemž tento trend je patrný zejména do roku 2007 až 2008. V případě zkrácené časové řady (2004 – 2008) lze pak konvergenční tendence ve smyslu σ -konvergence charakterizovat meziročním poklesem Giniho koeficientu téměř o půl procenta.

Tabulka č. 5.2.59.: *Energetická náročnost ekonomiky – výsledky analýzy σ -konvergence*

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2008	-0,4%

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky uvedené v tabulce č. 5.2.60. pak umožňují vyslovit závěr o β -konvergenci států. Při bližším pohledu na výsledky je pak zřejmé, že státy s vyššími počátečními hodnotami často vykazují větší pokles, případně menší nárůst energetické náročnosti ekonomiky v letech 2004 - 2009.

Tabulka č. 5.2.60.: *Energetická náročnost ekonomiky – výsledky analýzy β -konvergence*

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 – 2009	-0,014	1,39%	0,008

Zdroj: vlastní zpracování

Rychlost konvergence a tedy průměrný meziroční pokles „mezery“ mezi státy je necelých 1,5 procenta.

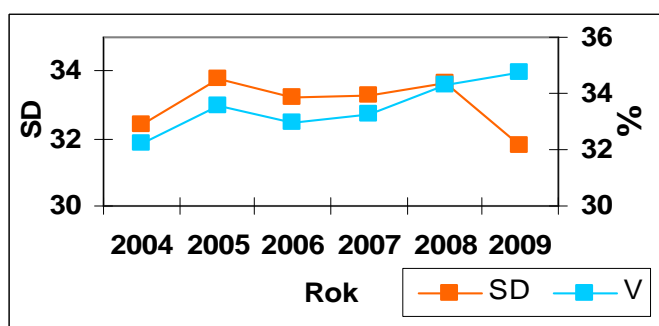
ii) Emise skleníkových plynů

Emise skleníkových plynů jsou vyjádřeny ve formě bazického indexu k roku 1990. Tato proměnná je ukazatelem dlouhodobého trendu v oblasti emisí skleníkových plynů a patří mezi ukazatele, sloužící k monitoringu naplňování cílů politiky EU. Je zařazen v sadě indikátorů Strategie Evropa 2020.

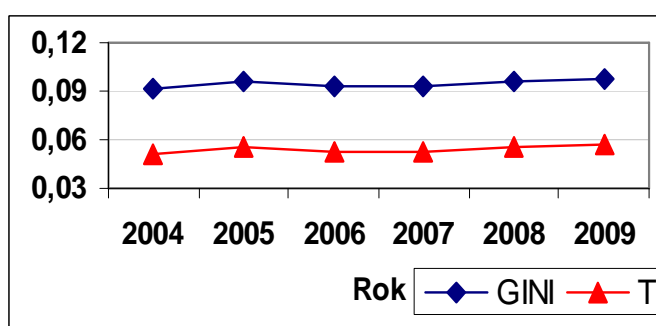
Pozitivním jevem je opět spíše klesající trend vývoje v jednotlivých zemích. Nejvíce se v rámci tohoto ukazatele odlišuje Kypr, u kterého došlo k poklesu až v roce 2009. Na Kypru tak došlo oproti bazickému roku 1990 k největšímu nárůstu emisí skleníkových plynů. Naopak příznivý je vývoj v České republice nebo Slovensku, kde jsou hodnoty na úrovni zhruba sedmdesáti procent roku 1990. Nejnižší úroveň vzhledem k roku 1990 vykazuje Litva, Lotyšsko a Estonsko. Vývoj v jednotlivých zemích dokresluje graf č. IV/7.2. v příloze č. 4.

Graf. č. 5.2.49: Emise skleníkových plynů - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Na základě údajů v grafu č. 5.2.49. lze konstatovat spíše nárůst rozdílů ve vývoji emisí vůči roku 1990. tyto rozdíly jsou nicméně poměrně malé, hodnoty variačního koeficientu se pohybují v rozmezí 32 – 35 procent, Giniho koeficient vykazuje změny v rozpětí jednoho procenta. Hodnoty jednotlivých charakteristik variability jsou uvedeny v příloze č. 4, tabulka č. IV/7.2.

Proměnná emise skleníkových plynů nemá jednoznačný vývoj, proto nelze ve sledovaném období hovořit ani o σ -konvergenci ani o σ -divergence. Pro posouzení β -konvergence byla opět nejprve provedena grafická analýza vztahu průměrné meziroční změny a úrovně roku 2004. Již na základě tvaru korelačního pole je zřejmé, že nelze vyslovit závěr o β -konvergenci nebo β -divergenci.

iii) Podíl populace trpící hlukem od sousedů nebo z ulice

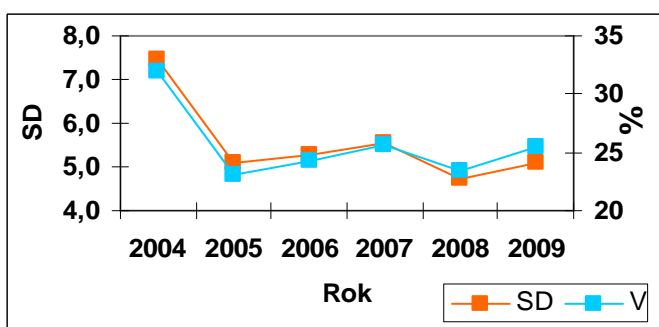
Tento ukazatel je zjišťován v rámci šetření EU-SILC a vztahuje se k přílišnému vystavení obyvatel hluku. Procento populace trpící hlukem se pohybuje zhruba v rozmezí 10-30%.

Vývoj v jednotlivých zemích nemá jednoznačný charakter, vývoj ukazatele je zachycen na grafu č. IV/7.3. v příloze č. 4.

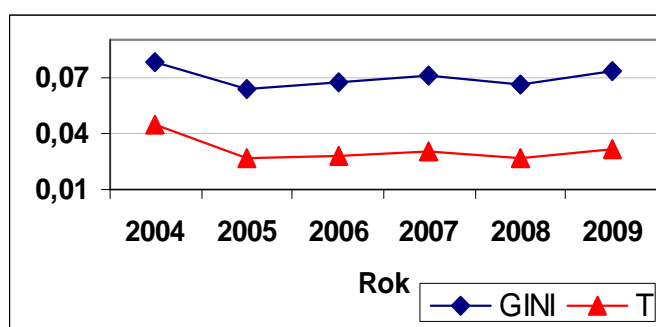
Rozdíly mezi státy jsou středně vysoké, hodnoty variačního koeficientu se pohybují do okolo 25%, Giniho koeficient nepřekročil 10% (viz tabulka č. IV/7.3., příloha č. 4). Vyšší úroveň variability v roce 2004 je způsobena zejména výrazně vyšší hodnotou v Estonsku.

**Graf. č. 5.2.50.: Podíl populace trpící hlukem od sousedů nebo z ulice -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky nepotvrzují ani sblížování nebo oddalování států EU ve smyslu σ -konvergence, jak je zřejmé z grafu č. 5.2.50., výkyvy jednotlivých měř variability také nejsou příliš vysoké. Celkově není u tohoto ukazatele patrná výrazná vývojová tendence ani v případě jednotlivých zemí ani s ohledem na rostoucí či klesající rozdíly v rámci Evropské unie.

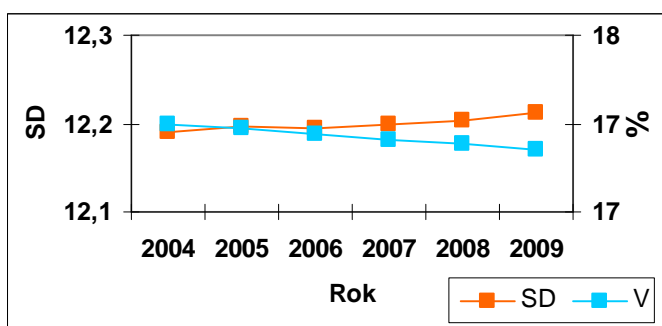
Výsledky grafické analýzy závislosti tempa růstu a úrovně roku 2004 ukázaly, že vzhledem k poloze ostatních bodů vykazuje netypickou polohu bod reprezentující Estonsko. Zatímco ostatní státy vykazují poměr počáteční a konečné hodnoty blízko jedné, Estonsko jako stát s nejvyšší počáteční hodnotou, vykazuje v období 2004 – 2009 výrazný pokles. Tato tendence je nicméně zřetelná pouze u tohoto jednoho státu, což nás neopravňuje k vyslovení závěru o β -konvergenci.

iv) Podíl městského obyvatelstva

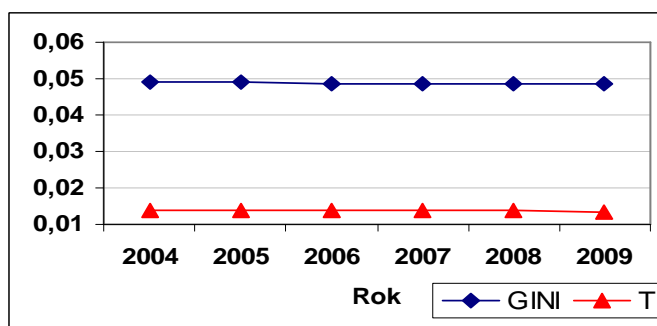
Podíl městského obyvatelstva se v jednotlivých zemích značně odlišuje, což je dáno i rozdílnou hustotou počtu obyvatel na kilometr čtvereční. V roce 2009 byl nejnižší podíl osob žijících ve městě ve Slovinsku (48,3%), na druhé straně pak jsou státy jako Belgie nebo Malta s více než devadesáti procenty. U mnoha států je pak zaregistrován trend stěhování obyvatel do měst a tedy mírný nárůst městského obyvatelstva ve sledovaném období (viz graf č. IV/7.4., příloha č. 4).

Graf. č. 5.2.51.: Podíl městského obyvatelstva - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Variabilitu v rámci Evropské unie lze hodnotit jako nízkou. Co se vývoje uvažovaných měř variability týká, rozdíly v jednotlivých letech jsou velice nepatrné, v letech 2004 – 2009 se nicméně velice mírně snižují. Tento pokles je zřejmý zejména z hodnot variačního koeficientu, naopak hodnoty Theilova indexu jsou téměř konstantní, jak je zřejmé z grafu č. 5.2.51. a zejména pak z hodnot v tabulce č. IV/7.4., příloha č. 4. Jak již bylo uvedeno, pokles variability ukazatele *podíl městského obyvatelstva* v období 2004 – 2009 je velice mírný, zato konstantní. Giniho koeficient se meziročně snižuje o méně než jednu desetinu procenta. Vývojové tendence ve smyslu β -konvergence nebo divergence nevykazuje už prvotní grafická analýza, daný vztah tedy nebyl podrobněji ověřován.

v) Standardizovaná míra úmrtnosti - rakovina

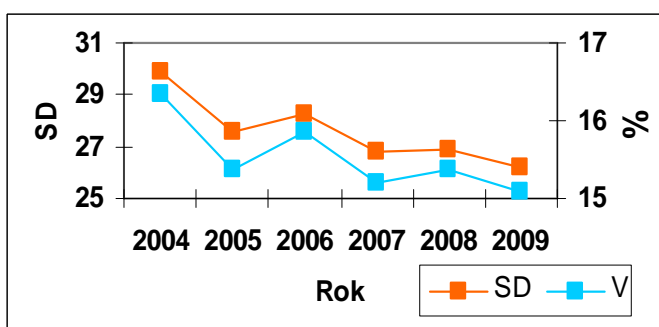
Míra úmrtnosti v důsledku zhoubných nádorových onemocnění je vyjádřena jako podíl případů na 100 tis. obyvatel. Reflektuje jednak vlivy vnějšího prostředí, ale jistě také úroveň zdravotní péče. Tento ukazatel není dostupný pro Belgii. Nejvyšší úmrtnost v důsledku

rakoviny je v Maďarsku, Polsku, Slovinsku a také v České republice. Míra úmrtnosti téměř ve všech zemích od roku 2004 klesala, jak je zachyceno na grafu č. IV/7.5. v příloze č. 4.

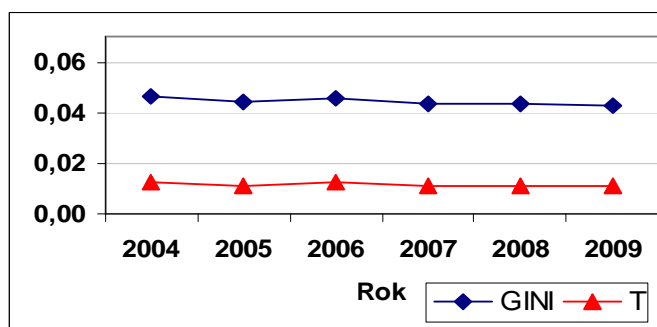
Také rozdíly v rámci EU jednoznačně klesají, jak je patrné z grafu č. 5.2.52. Přispěl k tomu zřejmě zejména výraznější pokles úmrtnosti v některých státech s vyšší počáteční hodnotu (např. Česká republika a Slovensko).

**Graf. č. 5.2.52.: Standardizovaná míra úmrtnosti - rakovina -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Ačkoliv celkové rozpětí mezi nejnižší a nejvyšší hodnotou je poměrně široké, celková variabilita je spíše na nízké úrovni. Variační koeficient nabývá hodnot okolo 15ti procent, Giniho koeficient je ve všech letech do pěti procent (viz tabulka č. IV/7.5., příloha č. 4).

V rámci analyzovaného období dochází ke snižování rozdílů a tedy σ -konvergenci mezi státy z pohledu míry úmrtnosti v důsledku rakoviny. Meziroční pokles Giniho koeficientu je mírný, dosahuje hodnoty zhruba 0,1 procenta (viz tabulka č. 5.2.61.).

**Tabulka č. 5.2.61.: Standardizovaná míra úmrtnosti - rakovina –
výsledky analýzy σ -konvergence**

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-0,1%

Zdroj: vlastní zpracování

Již z grafu je poměrně dobře patrné, že míra úmrtnosti v důsledku rakoviny klesá rychleji ve státech s vyšší počáteční úrovní. β -konvergence pak byla identifikována i na základě výsledků provedené regresní analýzy, charakteristiky jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.62.

Tabulka č. 5.2.62.: Standardizovaná míra úmrtnosti - rakovina –
výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,020	1,91%	0,038

Zdroj: vlastní zpracování

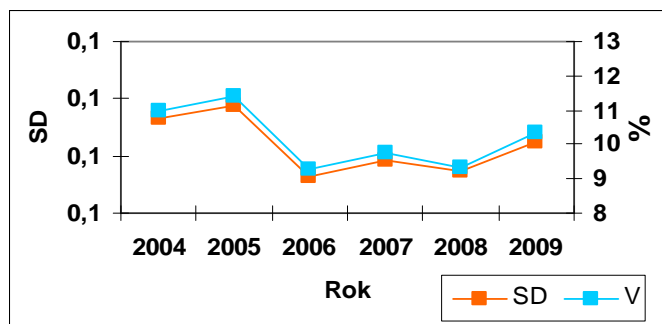
5.2.7.2 Posouzení σ -konvergence a β -konvergence dimenze jako celku

Z pohledu životního prostředí v roce 2004 vykazuje nejlepší výsledky Irsko, dále jsou pak dobře hodnoceny státy jako Švédsko, Dánsko nebo Finsko. V první pětičce jsou ale zastoupeny i Litva a Lotyšsko. Na posledních pozicích se pak objevuje Malta, Belgie, Česká republika nebo Maďarsko. V roce 2009 se pak pořadí výrazně nezměnilo, nejlepší hodnocení mělo opět Irsko, nejhorší pak Malta. Vývoj souhrnného indexu v jednotlivých zemích zachycuje graf č. V/7 v příloze č. 5.

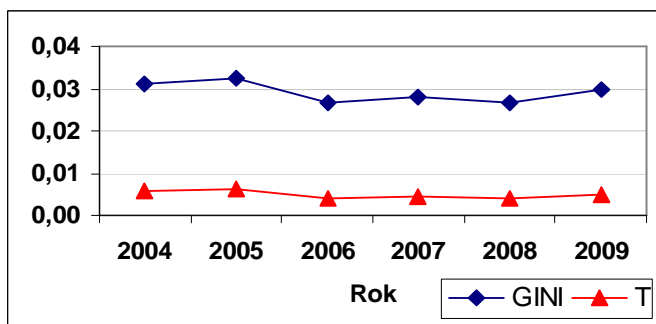
Variabilita v rámci EU měla značně kolísavý charakter v letech 2004 – 2009, jak je zřejmé z grafu č. 5.2.53. Konkrétní hodnoty jednotlivých charakteristik jsou uvedeny v tabulce č. V/7 v příloze č. 5.

Graf. č. 5.2.53.: Souhrnný index dimenze Životní prostředí -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Vzhledem ke značnému kolísání časové řady Giniho koeficientu nelze pro období 2004 – 2009 vyslovit závěr o σ -konvergenci nebo σ -divergenci.

Ačkoliv je zejména z počátku sledovaného období patrný určitý pokles u států s vyšší hodnotou souhrnného indexu, celkově nebyla zjištěna ani β -konvergence.

5.2.7.3 Shrnutí výsledků pro dimenzi Životní prostředí

Tabulka č. 5.2.63. shrnuje výsledky konvergence pro jednotlivé proměnné v dimenzi Životní prostředí.

Tabulka č. 5.2.63.: Souhrnné výsledky analýzy konvergence pro dimenzi Životní prostředí

Ukazatel	σ -konvergence	β -konvergence
Energetická náročnost ekonomiky	ANO	ANO
Emise skleníkových plynů	NE	NE
Podíl populace trpící hlukem od sousedů nebo z ulice	NE	NE*
Podíl městského obyvatelstva	ANO	NE
Standardizovaná míra úmrtnosti - rakovina	ANO	ANO

* výsledky bez Estonska - odlehle pozorování

Zdroj: vlastní zpracování

Konvergence jak ve smyslu σ -konvergence, tak i β -konvergence byla zjištěna pouze u dvou ukazatelů: energetická náročnost ekonomiky a míra úmrtnosti v důsledku rakoviny. Energetická náročnost vykazuje celkově spíše sestupnou tendenci, přičemž z výsledků vývoje hodnot ukazatelů lze odvodit, že státy s nižší počáteční úrovní vykazují menší pokles a naopak státy s vyššími počátečními hodnotami klesají rychleji. Stejně lze pak interpretovat výsledky konvergence v případě míry úmrtnosti v důsledku zhoubných nádorových onemocnění, celkově dochází k poklesu, přičemž míra poklesu je výraznější v zemích s vyšší úrovní v roce 2004.

Ačkoliv celkově na základě souhrnného indexu vykazují jednotlivé státy spíše konvergenční tendence, **nebyla pro období 2004 – 2009 konvergence potvrzena.**

5.2.8 Dimenze Nejistota

Dimenze *Nejistota* je v konečném počtu zastoupena sedmi ukazateli. Ty charakterizují nejistotu jak ve formě ekonomické, tedy ohrožení chudobou, nízké příjmy, dlouhodobá nezaměstnanost, tak i ohrožení fyzické z pohledu zdraví. Ukazatele v této skupině by také měly reflektovat životní úroveň ohrožených skupin obyvatel (např. důchodců). Skupina proměnných je doplněna výsledky dotazníkového šetření European Quality of Life Survey, kdy respondenti mimo jiné vyjadřovali své obavy ze ztráty zaměstnání během následujících šesti měsíců.

5.2.8.1 Posouzení σ - a β -konvergence na základě jednotlivých proměnných

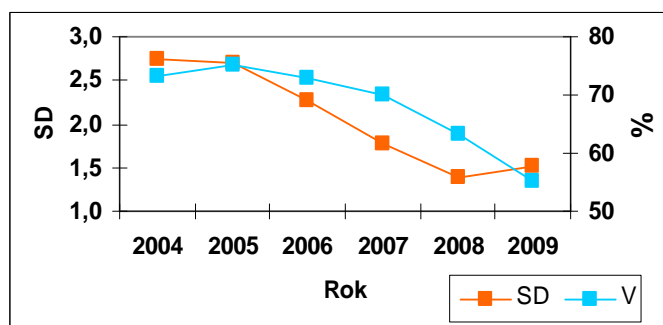
i) Míra dlouhodobé nezaměstnanosti

První ukazatel představuje míru dlouhodobé nezaměstnanosti jako procento z celkové nezaměstnanosti, přičemž dlouhodobá nezaměstnanost je nezaměstnanost v délce 12 měsíců a více. Ukazatel není dostupný pro Portugalsko.

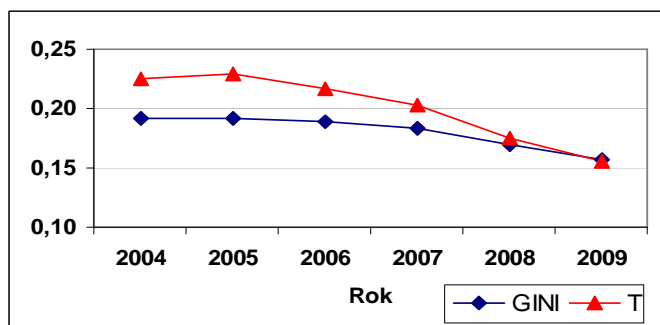
Podíl dlouhodobé nezaměstnanosti na celkové se v roce 2004 pohyboval zhruba v rozpětí 1% (Lucembursko, Velká Británie) až 12% (Slovensko), v roce 2009 pak byly hodnoty v rozmezí od půl procenta (Dánsko) do 6,5% (opět Slovensko). Již z vývoje uvedených hodnot ukazatelů lze odvodit, že podíl dlouhodobé nezaměstnanosti od roku 2004 klesal, což je zřetelně patrné také z grafu č. IV/8.1. v příloze č. 4. Od roku 2008 nicméně v některých státech dochází k opětovnému nárůstu. Lze se domnívat a dokládají to také již nově zveřejněné hodnoty ukazatele za rok 2010, že míra dlouhodobé nezaměstnanosti poroste.

Graf. č. 5.2.54.: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Na základě grafu č. 5.2.54. lze registrovat sblížení míry dlouhodobé nezaměstnanosti jednotlivých států, kdy tento trend je výrazný zejména od roku 2006. Variační koeficient poklesl z počátečních více než sedmdesáti procent na zhruba 55% v roce 2009, Giniho koeficient postupně klesl zhruba o čtyři procenta na výsledných méně než 16 procent (viz tabulka č. IV/8.1., příloha č. 4). Nejvýrazněji zřejmě ke snížení rozdílů přispěl výrazný pokles dlouhodobé nezaměstnanosti ve dvou státech s nejvyššími počátečními hodnotami – Slovensku a Polsku, ve kterých v letech 2004 – 2008 došlo k celkovému výraznému poklesu nezaměstnanosti (tedy nejen dlouhodobé).

V letech 2004 - 2009 dochází k poklesu variability, přičemž pokles je výraznější při zkrácení časové řady na délku 2005 – 2009, jak je zřejmé z výsledků uvedených v tabulce č. 5.2.64.

Tabulka č. 5.2.64.: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti – výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 – 2009	-0,7%
2005 - 2009	-0,9%

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě výsledků zkrácené časové řady je možné říct, že dochází k meziročnímu poklesu variability vyjádřené Giniho koeficientem téměř o jedno procento.

Ačkoliv na základě vývoje míry dlouhodobé nezaměstnanosti v jednotlivých státech EU je zaznamenán rychlý pokles ve státech s nízkou počáteční úrovní, nebyla na základě šestiletého časového období β -konvergence zjištěna. Při bližším pohledu na výsledky je pak zřejmé, že

v roce 2009 došlo v mnoha zemích k výraznému nárůstu v důsledku nepříznivého ekonomického vývoje v posledních letech. Proto byla analýza β -konvergence provedena také na základě zkrácené časové řady (2004 – 2008). Výsledky pro období 2004 – 2008 jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.65.

Tabulka č. 5.2.65.: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2008	-0,064	5,55%	0,030

Zdroj: vlastní zpracování

Záporná hodnota regresního koeficientu značí rychlejší pokles hodnot ukazatele ve státech s vyšší počáteční úrovní a tedy β -konvergenci mezi státy EU v letech 2004 – 2008.

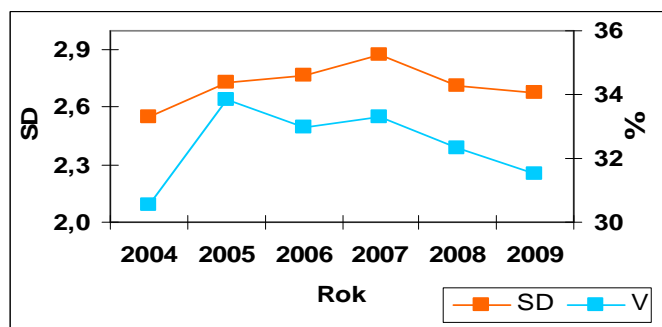
ii) **Zdravá délka života ve věku 65 let, ženy**

Jak bylo dříve uvedeno, dimenze Nejistota obsahuje také vybrané ukazatele pro ohrožené skupiny obyvatel. Proto je zde zahrnuta proměnná charakterizující zdravotní stav obyvatel ve věkové skupině nad 65 let. Ukazatel udává počet let strávených ve zdraví, které lze očekávat ve věku 65 let a je sledován zvlášť pro muže a ženy. V konečné skupině ukazatelů je pak zastoupena pouze zdravá délka života ve věku 65 let u žen.

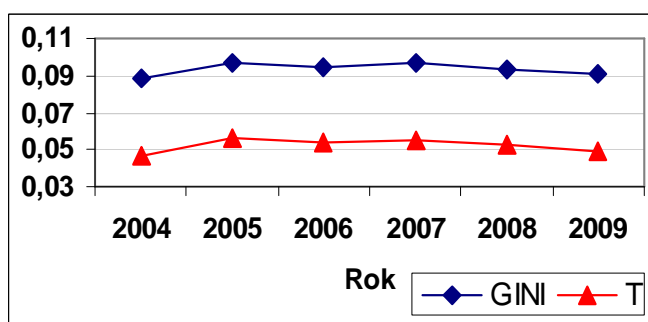
Vhodné je sledovat očekávanou délku zdravého života nejen při narození, ale také ve věku 65 let. Vyplývá to z porovnání variability hodnot při narození a v 65ti letech mezi státy EU. Rozdíly ve věku 65 let jsou podstatně vyšší než při narození. Životní podmínky (kvalita životního prostředí, dostupnost a úroveň zdravotní péče a další) jsou faktory, které zásadně ovlivňují zdraví osob v důchodovém věku. V roce 2004 bylo rozpětí hodnot zhruba 10 let (3,7 let v Portugalsku; 13,5 let v Dánsku), v roce 2009 pak bylo minimum necelé tři roky (2,8 let Slovensko) a nejdéle se zdravého života mohli těšit Švédové - 14,6 let. Vývoj v jednotlivých zemích v letech 2004 – 2009 je zachycen na grafu č. IV/8.2. v příloze č. 4 a spíše naznačuje, že dochází k pozvolnému růstu zdravé délky života.

**Graf. č. 5.2.55.: Zdravá délka života ve věku 65 let, ženy -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Variabilita mezi státy EU vykazovala z počátku sledovaného období mírný nárůst, od roku 2007 pak dochází ke sblížování států, jak je patrné z grafu č. 5.2.55. Jak bylo dříve uvedeno, difference mezi státy jsou mnohem výraznější v případě zdravé délky života ve věku 65 let než při narození. V tabulce č. IV/8.2. v příloze č. 4 jsou uvedeny hodnoty vypočtených měr variability, variační koeficient se pohybuje nad třiceti procenty, zatímco u zdravé délky života při narození je variabilita do deseti procent.

Vývoj diferencí mezi státy nevykazuje ani klesající ani rostoucí tendenci a nelze tedy z pohledu tohoto ukazatele hovořit ani o σ -konvergenci ani o σ -divergenci.

Grafická analýza závislosti průměrného růstu na počátečním stavu sice naznačuje klesající tendence, rozptyl hodnot je ale poměrně vysoký. Poměrně netypický vývoj ovšem vykazuje Slovensko, u kterého došlo při již poměrně nízkých počátečních hodnotách ještě k výraznému poklesu. Při vyloučení Slovenska ze souboru států, lze hovořit o sblížování států z pohledu β -konvergence. Státy s nižší počáteční úrovní vykazovaly o něco vyšší nárůst zdravé délky života než státy s vyšší úrovní v roce 2004. Rychlost konvergence je pak přibližně 6,5 procenta ročně.

**Tabulka č. 5.2.66.: Zdravá délka života ve věku 65 let, ženy –
výsledky analýzy β -konvergence**

státy EU	období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
bez Slovenska	2004 - 2009	-0,078	6,59%	0,004

Zdroj: vlastní zpracování

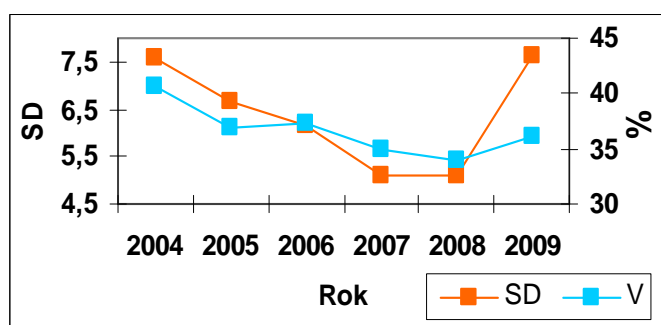
iii) Míra nezaměstnanosti do 25ti let

Další ukazatel se opět vztahuje k vybrané skupině obyvatel, charakterizuje nezaměstnanost mladých do pětadvaceti let. Nezaměstnanost mladých do 25ti let se v posledních letech s nástupem ekonomické krize stává v Evropě výrazným problémem. Nezaměstnanost mladých je v členských zemích výrazně (zhruba 2-3krát) vyšší než celková nezaměstnanost. Z grafu č. IV/8.3. v příloze č. 4 je také patrný výrazný nárůst nezaměstnanosti, který nastal u všech zemí a to nejpozději v roce 2008. V roce 2009 se nejvyšší hodnoty blížily ke čtyřiceti procentům a jak ukazují nejnovější údaje za rok 2010 a 2011, tento negativní trend i nadále pokračoval.

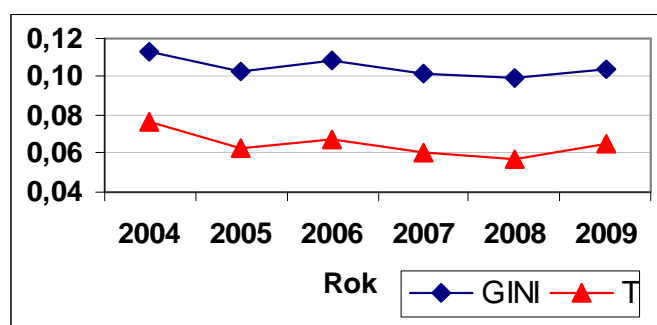
K roku 2009 vykazovaly nejvyšší nezaměstnanost mladých Španělsko, Litva, Lotyšsko a také Slovensko. Nejnižší hodnoty pak byly naopak v Nizozemí, Rakousku, Dánsku a také Německu.

Graf. č. 5.2.56: Míra nezaměstnanosti do 25ti let - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Až do roku 2007/2008 byl vývoj diferencí v Evropské unii pozitivní, docházelo ke snižování rozdílů mezi státy. Bohužel situace posledních let, kdy některé země byly vývojem událostí

výrazněji zasaženy a došlo tedy k většímu nárůstu nezaměstnanosti, znamenala opětovné zvýšení rozdílů. Vývoj vypočtených charakteristik variability je zachycen na grafu č. 5.2.56., konkrétní hodnoty jsou pak uvedeny v tabulce č. IV/8.3. v příloze č. 4.

Ačkoliv do roku 2008 vykazuje časová řada Giniho koeficientu spíše klesající tendence, nelze ve vymezeném období let 2004 – 2009 jednoznačně hovořit o σ -konvergenci v rámci EU25.

Na základě grafické analýzy vývoje ukazatele v jednotlivých zemích lze pozorovat mnohem výraznější pokles států s vyšší mírou nezaměstnanosti mladých a to zejména do roku 2007/2008. Grafická analýza také ukázala nepřímou závislost mezi počáteční úrovní a průměrným tempem růstu. Z pohledu uvedeného ukazatele lze tedy hovořit o β -konvergenci, přičemž konvergenční tendence jsou mírně výraznější v období do roku 2008. Výsledky jsou uspořádány v tabulce č. 5.2.67.

Tabulka č. 5.2.67.: Míra nezaměstnanosti do 25 let – výsledky analýzy β -konvergence

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,072	6,15%	0,027
2004 - 2008	-0,074	6,30%	0,010

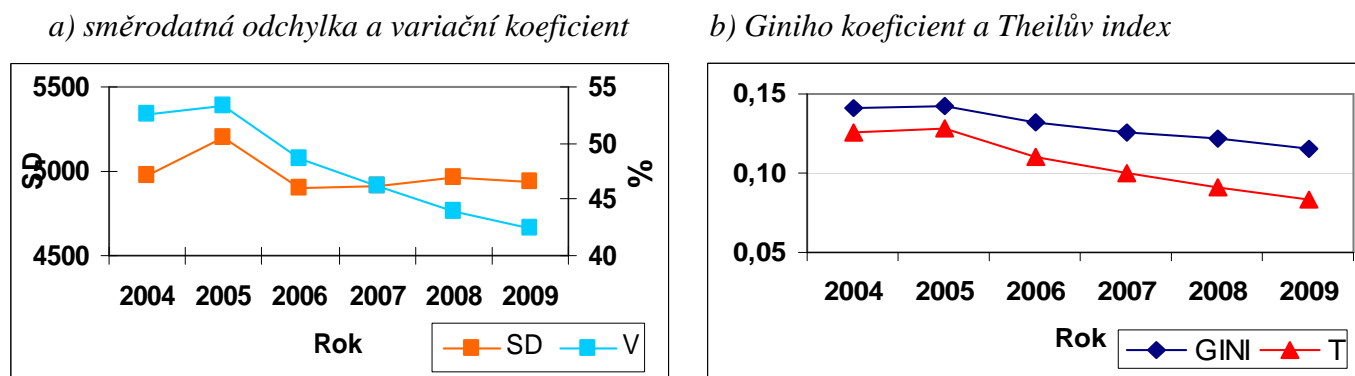
Zdroj: vlastní zpracování

Budeme-li výsledky interpretovat společně s grafickou analýzou, tak závěry o β -konvergenci států je možné vyslovit zejména pro období 2004 – 2008, kdy v některých státech s vysokou počáteční úrovní došlo do roku 2008 k výraznému snížení nezaměstnanosti mladých.

iv) Medián čistého ekvivalizovaného příjmu osob ve věku 65+, ženy

Další ukazatel charakterizuje příjmy osob ve věku 65 let a více, konkrétně je zde vyjádřen příjmový medián žen ve věku 65 a více let, je vyjádřen v paritě kupní síly. Rozdíly mezi státy EU jsou poměrně výrazné, jak je možné vyčíst z grafu č. IV/8.4.1. v příloze č. 4. Výrazně nejvyšší hodnoty jsou pak v Lucembursku, které se zcela oddaluje od ostatních zemí. Pozitivní je ovšem viditelný pozvolný nárůst příjmů v letech 2004 – 2009.

Graf. č. 5.2.57.: Medián čistého ekvivalizovaného příjmu osob ve věku 65+, ženy -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009



Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. 5.2.57. zobrazuje vývoj variability mezi státy v letech 2004 – 2009. Od roku 2005 je zřejmý kontinuální pokles variability a tedy sblížování států na základě ukazatele příjmu osob ve věku 65 let a více. Giniho koeficient klesl od roku 2004 o více než dvě procenta, jak dokumentují hodnoty z tabulky č. IV/8.4. v příloze č. 4. Jak již bylo uvedeno, Lucembursko vykazuje výrazně vyšší hodnoty. Pokud by byly charakteristiky variability vypočteny pro státy bez Lucemburska, byla by pochopitelně variabilita nižší. Z pohledu hodnocení snižování nebo zvyšování variability mezi státy je vývoj stejný a dle relativních charakteristik variability (viz graf. č. IV/8.4.2., příloha č. 4) je stále zřejmé sblížování příjmů osob ve věkové skupině 65+.

Na základě ukazatele příjmů obyvatel ve věku 65 a více let dochází v EU k postupnému sblížování, pokles variability lze charakterizovat snížením Giniho koeficientu o více než půl procenta ročně (viz tabulka č. 5.2.68).

Tabulka č. 5.2.68.: Medián čistého ekvivalizovaného příjmu osob ve věku 65+, ženy –
výsledky analýzy σ -konvergence

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-0,6%

Zdroj: vlastní zpracování

V případě ukazatele příjmů osob ve věku 65+ je zřejmá poměrně výrazná nepřímá závislost mezi průměrným růstem a počáteční úrovní, jak ukazují i výsledky regresní analýzy uvedené v tabulce č. 5.2.69.

Tabulka č. 5.2.69.: *Medián čistého ekvivalizovaného příjmu osob ve věku 65+, ženy – výsledky analýzy β -konvergence*

období	regresní koeficient b	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,045	4,06%	<0,0001

Zdroj: vlastní zpracování

V letech 2004 – 2009 byla identifikována β -konvergence z pohledu uvedeného ukazatele.

v) **Závažná materiální deprivace osob ve věku 65+**

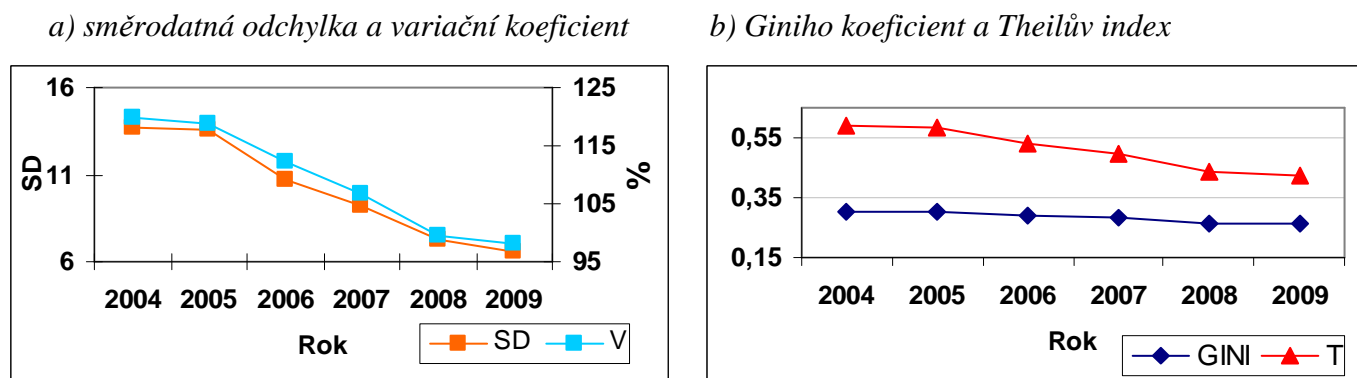
Ukazatel materiální deprivace byl již uveden v rámci dimenze Bohatství, tentokrát je opět uveden zvlášť pro věkovou skupinu 65 a více let. Ukazatel představuje procento osob v dané věkové kategorii, které si nemůžou dovolit minimálně čtyři položky z devíti (pračka; barevná televize; telefon; osobní automobil; úhrada nečekaného výdaje; jeden týden dovolené mimo domov ročně; masité jídlo každý druhý den; dostatečné vytápění domu/bytu) nebo má nedoplatky například na nájemném, hypotéce nebo splátkovém prodeji.

U většiny zemí je možné pozorovat vyšší míru materiální deprivace u celé populace ve srovnání s věkovou kategorií 65+. Opačná situace je například v Rakousku nebo Finsku.

Nejvíce chudých z pohledu materiální deprivace (věk 65+) je pak opět v Litvě a Lotyšsku, dále pak v Polsku, Maďarsku a Slovensku. Horší výsledky vykazuje také Řecko a Portugalsko.

Na grafu č. IV/8.5. v příloze č. 4 je pak zřejmý výrazný pokles v letech 2004 – 2009. Na rozdíl od jiných ukazatelů materiální životní úrovně zde není patrný nárůst v roce 2009, který je jinak typický pro většinu ostatních proměnných daného typu.

**Graf. č. 5.2.58.: Závažná materiální deprivace osob ve věku 65+ -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009**



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafu č. 5.2.58. vyplývá jednoznačné snižování rozdílů v rámci států Evropské unie. Ačkoliv variační koeficient klesl ve sledovaném období o více než dvacet procent, stále dosahuje hodnoty pouze lehce pod 100%. Také Giniho koeficient nabývá poměrně vysokých hodnot, které na začátku přesahují třicet procent (viz tabulka č. IV/8.5., příloha č. 4). V nejvíce vyspělých zemích jako je Lucembursko, Nizozemsko, Švédsko nebo Dánsko je ukazatel míry materiální deprivace dlouhodobě pod jedním procentem a je tedy zřejmé, že koupěschopnost obyvatel těchto zemí je vyšší.

V rámci sledovaného období dochází k výraznému poklesu variability, pokles Giniho koeficientu je téměř o jedno procento ročně, dle výsledků uvedených v tabulce č. 5.2.70.

**Tabulka č. 5.2.70.: Závažná materiální deprivace osob ve věku 65+ -
výsledky analýzy σ -konvergence**

období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
2004 - 2009	-0,9%

Zdroj: vlastní zpracování

Již graf zachycující vývoj v jednotlivých státech EU napovídá, že míra materiální deprivace v zemích s vyšší počáteční úrovní výrazně klesala a státy se tak z pohledu tohoto ukazatele přibližovaly k těm s nižší mírou materiální deprivace. Těmto závěrům pak nasvědčují i výsledky provedených analýz β -konvergence - viz tabulka č. 5.2.71.

*Tabulka č. 5.2.71.: Závažná materiální deprivace osob ve věku 65+ –
výsledky analýzy β -konvergence*

období	regresní koeficient <i>b</i>	rychlost konvergence	p-hodnota
2004 - 2009	-0,026	2,44%	0,025

Zdroj: vlastní zpracování

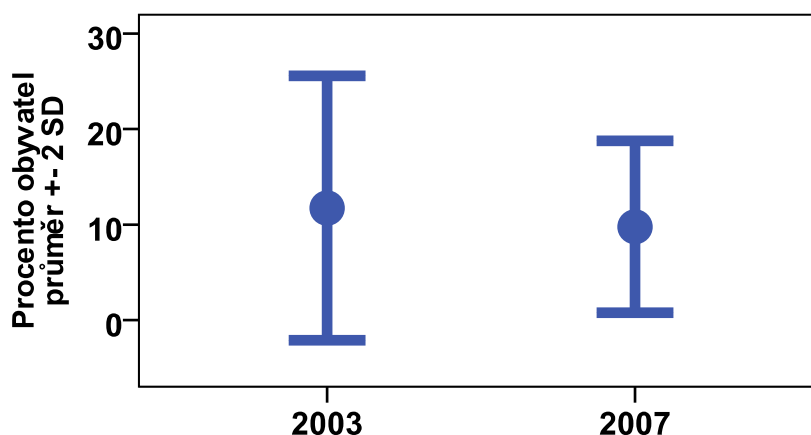
Z pohledu míry materiální deprivace osob ve věku 65+ lze tedy hovořit jak o σ -konvergenci, tak i β -konvergenci zemí Evropské unie.

Tato dimenze byla také doplněna dvěma proměnnými z dotazníkového šetření European Quality of Life Survey. Jednalo se o subjektivní vyjádření obav ze ztráty zaměstnání. Otázka byla konkrétně následujícího znění: *S jakou pravděpodobností by se podle Vás mohlo stát, že byste v průběhu následujících šesti měsíců přišel(a) o svou (hlavní) práci*, ukazatel pak představuje procento obyvatel, kteří na tuto otázku odpověděli *velmi pravděpodobné* nebo *spíše pravděpodobné*. Ukazatel je analyzován zvlášť pro ženy a pro muže.

vi) **Obavy ze ztráty zaměstnání – ženy**

V roce 2003 dosahovala maximální hodnota více než 30 procent (Litva), vysoké procento žen, které uvedly, že se obávají o ztrátu zaměstnání bylo také v Lotyšsku a Estonsku. V roce 2008 pak dosahovala maxima mírně přes 20 procent, nejhůře se opět umístily Litva a Lotyšsko, třetí pozici již ale zaujalo Finsko. V České republice uvedlo obavy ze ztráty zaměstnání zhruba 15% dotazovaných žen (pátá nejhorší hodnota). Graf č. 5.2.59. zachycuje úroveň a variabilitu v Evropské unii v roce 2003 a 2007.

Graf. č. 5.2.59.: *Obavy ze ztráty zaměstnání – ženy - vývoj v EU25, roky 2003 a 2007*



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafu je patrný pokles variability dle směrodatné odchylky ($SD_{2003}=6,92$; $SD_{2007}=4,49$). Pro test hypotézy o shodné variabilitě mezi státy v roce 2003 a 2007 byl opět zvolen Pitmanův test, výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.72.

Tabulka č. 5.2.72.: *Obavy ze ztráty zaměstnání – ženy – porovnání variability v letech 2003 a 2007 (Pitmanův test)*

testové kritérium	kritická hodnota ($\alpha=0,05$; $f=23$)	závěr
3,395	2,069	H0 zamítáme

Zdroj: vlastní zpracování

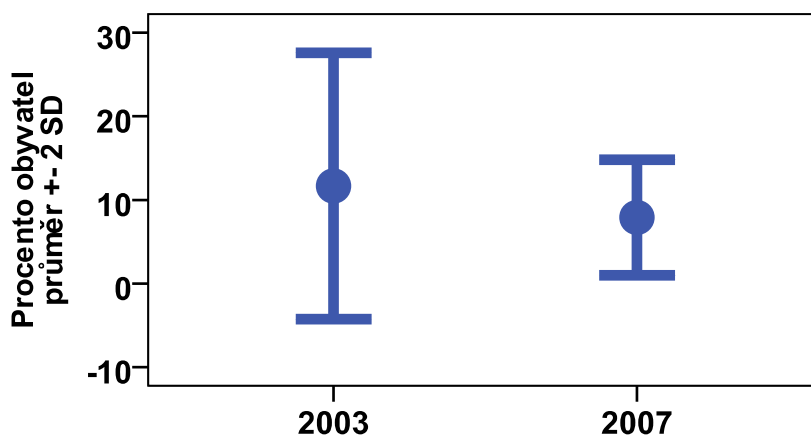
Na pětiprocentní hladině významnosti byl zjištěn průkazný rozdíl ve variabilitě v letech 2003 a 2007. Je tedy možné říci, že v roce 2008 došlo k významnému poklesu rozdílů mezi státy oproti roku 2003.

vii) **Obavy ze ztráty zaměstnání – muži**

Největší obavy ze ztráty zaměstnání uváděli v roce 2003 muži z Lotyšska (35,5%), Litvy, Estonska, ale také Polska, Slovenska a České republiky. Maximum je pak mírně vyšší než u žen. V roce 2007 naopak hodnoty více klesly než u žen, maxima mírně překročila 15%. Hodnotu deset procent nicméně překročily i Finsko, Francie nebo Portugalsko.

Průměrná úroveň ale také variabilita v EU v roce 2003 a 2008 je zachycena na grafu č. 5.2.60.

Graf. č. 5.2.60.: *Obavy ze ztráty zaměstnání – muži - vývoj v EU25, roky 2003 a 2007*



Zdroj: vlastní zpracování

V roce 2007 je zřetelný výrazný pokles variability oproti roku 2003, tento rozdíl byl dále testován Pitmanovým testem. Výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.73.

Tabulka č. 5.2.73.: *Obavy ze ztráty zaměstnání – muži – porovnání variability v letech 2003 a 2007 (Pitmanův test)*

testové kritérium	kritická hodnota ($\alpha=0,05$; $f=23$)	závěr
5,714	2,069	H0 zamítáme

Zdroj: vlastní zpracování

Rozdíl je vysoce průkazný (i na $\alpha=0,01$), z pohledu subjektivně vyjádřených obav o ztrátu zaměstnání došlo do roku 2008 ke sblížení států EU a pozitivním faktem je také, že došlo celkově k poklesu obav.

Výsledky analýz posledních dvou proměnných z dotazníkového šetření European Quality of Life Survey, které se vztahovaly k subjektivním obavám o ztrátu zaměstnání, by nás opravňovaly k optimistickým závěrům. Jak nicméně ukázaly závěry analýz jiných proměnných, v roce 2009 se v mnoha ohledech negativně projevila současná nepříznivá ekonomická situace. Novější data nejsou zatím pro tento ukazatel dostupná, ale současná situace na trhu práce nás opravňuje domnívat se, že procento osob, obávajících se o ztrátu zaměstnání je v současné době vyšší než v roce 2007.

5.2.8.2 Posouzení σ -konvergence a β -konvergence dimenze jako celku

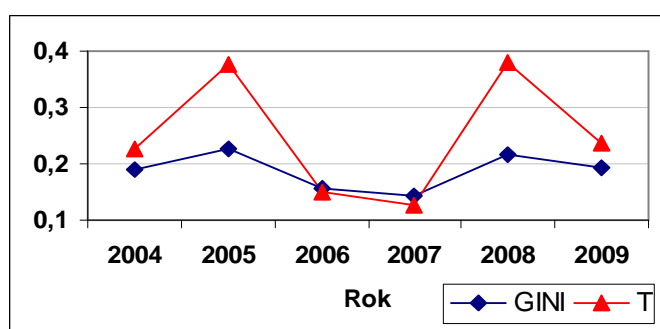
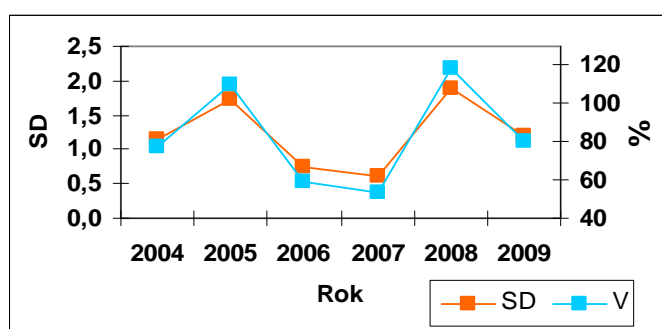
Dle souhrnného indexu vykazovaly v roce 2004 nejslabší pozici z pohledu této dimenze Slovensko, Litva, Polsko, Lotyšsko a Estonsko. Naopak nejlépe hodnocenými státy byly tradičně Lucembursko a severské státy Dánsko, Švédsko a také Nizozemsko. Pozice na posledních příčkách zůstaly pro rok 2009 téměř shodné, do pětice nejhorších se dostalo také Maďarsko a Portugalsko. Přední příčky opět patří Lucembursku, Nizozemí, Dánsku a Švédsku.

Vývoj v jednotlivých zemích je zachycen na grafu č. V/8 v příloze č. 5. Následující graf č. 5.2.61. pak zachycuje vývoj vypočtených charakteristik variability, hodnoty charakteristik jsou uspořádány v tabulce č. V/8, příloha č. 5.

Graf. č. 5.2.61.: Souhrnný index dimenze Nejistota - vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafu je zřejmé, že z pohledu této dimenze nelze v letech 2004 – 2009 hovořit ani o sbližování ani oddalování států ve smyslu σ -konvergence.

Následná grafická analýza vztahu změny mezi roky 2004 - 2009 a počáteční úrovně pak nenaznačuje ani přítomnost β -konvergence nebo divergence.

5.2.8.3 Shrnutí výsledků pro dimenzi Nejistota

Následující tabulka č. 5.2.74. sumarizuje výsledky analýzy konvergence pro jednotlivé proměnné.

Tabulka č. 5.2.74.: Souhrnné výsledky analýzy konvergence pro dimenzi Nejistota

Ukazatel	σ -konvergence	β -konvergence
Dlouhodobá nezaměstnanost	ANO	NE*
Zdravá délka života ve věku 65 let, ženy	NE	ANO**
Míra nezaměstnanosti mladých, věková kategorie do 25 let	NE	ANO
Medián čistého ekvivalizovaného příjmu, věková kategorie 65 let a více, ženy	ANO	ANO
Míra materiální deprivace, věková kategorie 65 let a více	ANO	ANO

* σ -konvergence v období 2004 – 2008 ** výsledky bez Slovenska - odlehlé pozorování

Zdroj: vlastní zpracování

Celkem u tří ukazatelů byla zjištěna jak σ - tak i β -konvergence. Z pohledu míry dlouhodobé nezaměstnanosti došlo v období 2004 – 2009 k poklesu rozdílů mezi státy, což bylo zapříčiněno zejména výrazným poklesem států s vysokou počáteční úrovní. Pozitivním výsledkem je pak sbližující se životní úroveň obyvatel ve věku 65 let a víc. Tomuto závěru nasvědčuje jednak konvergence mediánového příjmu v této věkové kategorii a pak také konvergence míry materiální deprivace. Mediánový příjem je pak charakterizovaný celkovým nárůstem v EU, kdy na počátku slabší státy se přibližují státům silnějším a naopak míra materiální deprivace klesala v průměru rychleji u států s vyššími hodnotami v roce 2004.

Na základě souhrnného indexu pak nicméně **nebyla zjištěna konvergence a to jak ve smyslu σ -konvergence, tak i β -konvergence**. Konvergenční tendence nebyly identifikovány ani při vyřazení Lucemburska a Dánska, které z pohledu této skupiny vykazují poměrně odlišné hodnoty ukazatelů a celkově odlišný vývoj.

5.3 Konvergence kvality života na základě souhrnného indexu kvality života

5.3.1 Prostá forma souhrnného indexu

Souhrnný index pro všechny dimenze byl vytvořen na základě čtyřiatřiceti proměnných, které byly dostupné v podobě šestileté časové řady (2004 – 2009). V celkovém souhrnném indexu tedy nebyla zastoupena dimenze Sociální vazby a vztahy a po dvou proměnných v dimenzi Aktivita a Nejistota. Jednalo se o ukazatele z dotazníkového šetření European Quality of Life Survey.

Celkový souhrnný index vycházel z dílčích subindexů pro jednotlivé dimenze. Ty byly konstruovány jako aritmetický průměr z hodnot všech ukazatelů v dané dimenzi, přičemž hodnoty byly nejprve standardizovány. Hodnoty každého dílčího ukazatele byly vyjádřeny jako poměr k mediánu celé EU25. V případě, že nižší hodnota ukazatele indikovala lepší úroveň, byl uvažován opačný poměr. Jelikož cílem bylo získat časovou řadu souhrnného indikátoru pro každou dimenzi, konstrukce se opírala pouze o proměnné dostupné v časové řadě 2004 – 2009.

Celkový **souhrnný index kvality života** pak byl vypočten jako prostý nebo vážený průměr ze sedmi dílčích subindexů, charakterizujících jednotlivé dimenze.

V následující tabulce (tab. č. 5.3.1.) je uvedeno pořadí států na základě hodnoty souhrnného indexu pro rok 2003 a 2009.

*Tabulka č. 5.3.1.: Pořadí států dle prostého souhrnného indexu kvality života v roce
2004 a 2009*

Stát	Pořadí 2004	Souhrnný index 2004	Pořadí 2009	Souhrnný index 2009	Změna pořadí
Lucembursko	1	2,13	1	2,01	-
Dánsko	2	1,87	3	1,76	-1
Nizozemsko	3	1,65	2	1,95	+1
Velká Británie	4	1,63	7	1,34	-3
Švédsko	5	1,61	4	1,66	+1
Finsko	6	1,42	5	1,46	+1
Rakousko	7	1,36	6	1,37	+1
Irsko	8	1,36	10	1,11	-2
Slovinsko	9	1,18	8	1,22	+1
Belgie	10	1,15	11	1,10	-1
Německo	11	1,13	9	1,15	+2
Kypr	12	1,08	12	1,08	-
Španělsko	13	1,01	16	0,96	-3
Estonsko	14	0,99	14	0,99	-
Francie	15	0,99	15	0,98	-
Česká republika	16	0,97	13	1,06	+3
Malta	17	0,95	17	0,96	-
Italy	18	0,88	18	0,85	-
Maďarsko	19	0,86	23	0,75	-4
Portugalsko	20	0,83	21	0,82	-1
Lotyšsko	21	0,82	25	0,70	-4

Řecko	22	0,81	24	0,75	-2
Litva	23	0,76	22	0,81	+1
Slovensko	24	0,75	19	0,84	+5
Polsko	25	0,67	20	0,83	+5

Pozn.: prostý aritmetický průměr z dílčích subindexů pro jednotlivé dimenze, vyšší hodnoty značí lepší hodnoty ukazatelů

Zdroj: vlastní zpracování

Jak je zřejmé z údajů v uvedené tabulce, nejlepšího hodnocení dosahují stabilně Lucembursko, Dánsko, Nizozemí nebo Švédsko. Nejhůře hodnoceny pak byly v roce 2004 Polsko a Slovensko, tyto státy ale také vykazují největší zlepšení. Polsko a Slovensko vykazují zlepšení v mnoha dílčích dimenzích, např. Bohatství nebo Nejistota. V případě těchto dvou dimenzí lze jistě jejich „zlepšení“ přičítat také vývoji v ostatních státech, kde velice často došlo v roce 2009 z pohledu těchto dimenzí k poklesu. Nicméně Polsko a Slovensko vykazují zlepšení i v jiných ohledech, například v oblasti vzdělání. Pokud bychom také nárůst souhrnného indexu vyjádřili v poměru k úrovni roku 2004, pak hodnota souhrnného indexu vrostla o 12% v případě Slovenska a o více než 20% (23,8%) u Polska. Jedná se o mnohem výraznější nárůst než u státu s vysokým hodnocením. I tak je stále úroveň v posledních uvedených státech dle hodnoty souhrnného indexu poměrně nízká.

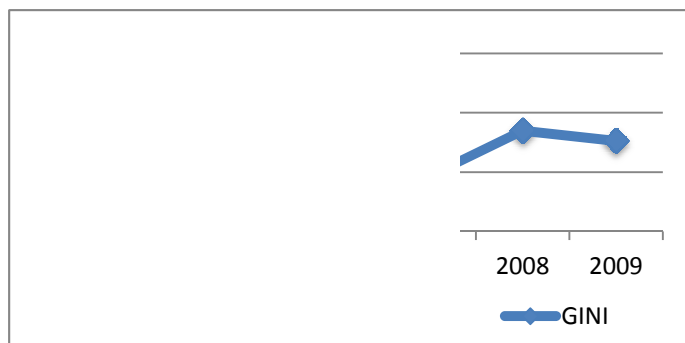
K největšímu poklesu dle pořadí došlo u Maďarska, Velké Británie a Španělska. Porovnáme-li opět hodnoty z roku 2009 a 2004, pak největší pokles vykazuje Velká Británie a to téměř o 18%. Hodnota souhrnného indexu Maďarska se snížila zhruba o 13%, Španělsko pak vykazuje pokles o pět procent. Velká Británie vykazuje zhoršení v mnoha dílčích dimenzích: Bohatství, Nejistota, Politika a také Vzdělání. U Maďarska se pak na propadu nejvíce projevovalo zhoršení v dimenzi Nejistota, Politika nebo Vzdělání.

Vývoj v letech 2004 – 2009 v jednotlivých státech je zachycen na grafu č. VI/1 v příloze č. 6. Z grafu je zřejmé, že vývojem a do určité míry i svou polohou se odlišují Lucembursko a Dánsko. Další analýzy proto byly uvažovány jak pro všech 25 států, tak pro skupinu právě bez Lucemburska a Dánska. Následující graf č. 5.3.1. zachycuje vývoj variability, kdy

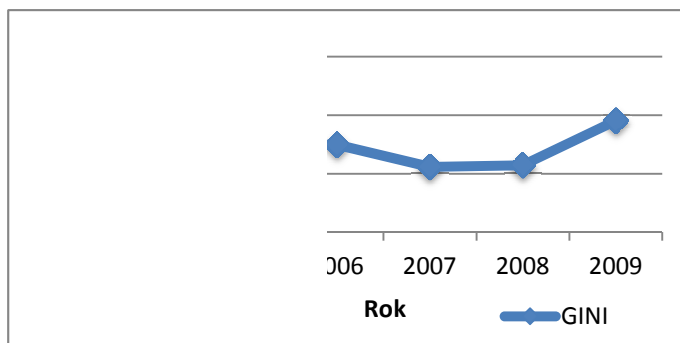
variabilita je vyjádřena pomocí Giniho koeficientu. Kompletní grafy, zachycující vývoj na základě všech čtyř uvažovaných charakteristik, jsou pak uvedeny v příloze č. 6.

Graf. č. 5.3.1.: *Souhrnný index kvality života - prostá forma -
vývoj v EU25 v letech 2004 - 2009*

a) EU25



b) bez Lucemburska a Dánska



Zdroj: vlastní zpracování

Zatímco v případě zahrnutí všech 25ti států je variabilita v letech 2004 – 2009 značně kolísavá, při vyloučení Lucemburska a Dánska je zřejmý pokles variability a tudíž sblížení států ve smyslu σ -konvergence zhruba až do roku 2008. Pokles je spíše mírný, Giniho koeficient meziročně klesá zhruba o 0,2 procenta.

Tabulka č. 5.3.2.: *Souhrnný index kvality života – prostá forma –
výsledky analýzy σ -konvergence*

státy	období	průměrný meziroční pokles Giniho koeficientu
bez Lucemburska a Dánska	2004 - 2008	-0,2%

Zdroj: vlastní zpracování

V dalším kroku byla zjišťována β -konvergence, kdy byla nejprve graficky posuzována závislost průměrné meziroční změny na počáteční hodnotě. Již dle tvaru korelačního pole nelze hovořit o β -konvergenci/divergenci a to ani pro časovou řadu šestiletou, ani při zkrácení časové řady. Byl také uvažován jak datový soubor v počtu 25 států, tak soubor bez Lucemburska a Dánska.

Celkově při shrnutí výsledků provedených analýz lze říci, že v případě vyloučení dvou států s nejlepším hodnocením dle souhrnného indexu kvality života (Lucembursko, Dánsko), které

také vykazují poněkud odlišný vývoj ve sledovaném období, bylo zjištěno **sblížení kvality života v zemích EU ve smyslu σ -konvergence a to v letech 2004 – 2008.**

5.3.2 Vážená forma souhrnného indexu

Souhrnný index byl uvažován jednak ve formě prosté a dále také ve formě vážené. Cílem vážení bylo zohlednit další dimenzi hodnocení kvality života. Vzhledem k důrazu mnohých iniciativ, které probíhají v souvislosti s hodnocením kvality života, na současné hodnocení jak objektivních ukazatelů, tak i subjektivních charakteristik z dotazníkových šetření, bylo v dalším kroku analýzy pro výpočet souhrnného indexu zohledněno také subjektivní hodnocení spokojenosti obyvateli jednotlivých zemí.

Souhrnný index byl vypočten jako vážený aritmetický průměr dílčích souhrnných indexů, kdy váhy byly stanoveny na základě korelace jednotlivých dimenzí se subjektivním hodnocením kvality života. Subjektivní hodnocení kvality života bylo převzato z dotazníkového šetření European Quality of Life Survey (data za rok 2007), kde je spokojenost s životem hodnocena na stupnici 1 (velmi nespokojen) až 10 (velmi spokojen). Pro každou zemi bylo stanoveno procento obyvatel, kteří uvedli hodnotu 8 nebo větší. V tabulce č. 5.3.4. jsou uvedeny hodnoty párových korelačních koeficientů mezi dílčími souhrnnými indexy a subjektivní spokojeností a vypočtené váhy. Dílčí souhrnný index byl vždy uvažován jako tříletý průměr (2007 – 2009).

Na základě korelačního koeficientu byla největší váha přidělena dimenzi Politika, dále pak souhrnnému indexu pro dimenzi Bohatství, s malým odstupem následovala dimenze Zdraví, dále pak Aktivity, Nejistota, Vzdělání. Nejmenší váhu má pak dimenze Životní prostředí.

*Tabulka č. 5.3.4.: Korelační koeficient dílčích souhrnných indexů a spokojnosti
a stanovené váhy*

dimenze	korelační koeficient	váhy
POLITIKA	0,876*	0,207
BOHATSTVÍ	0,751*	0,178
ZDRAVÍ	0,682*	0,161
AKTIVITY	0,658*	0,156
NEJISTOTA	0,619*	0,147
VZDĚLÁNÍ	0,515*	0,122
ŽIVOTNÍ PROSTŘEDÍ	0,124	0,029

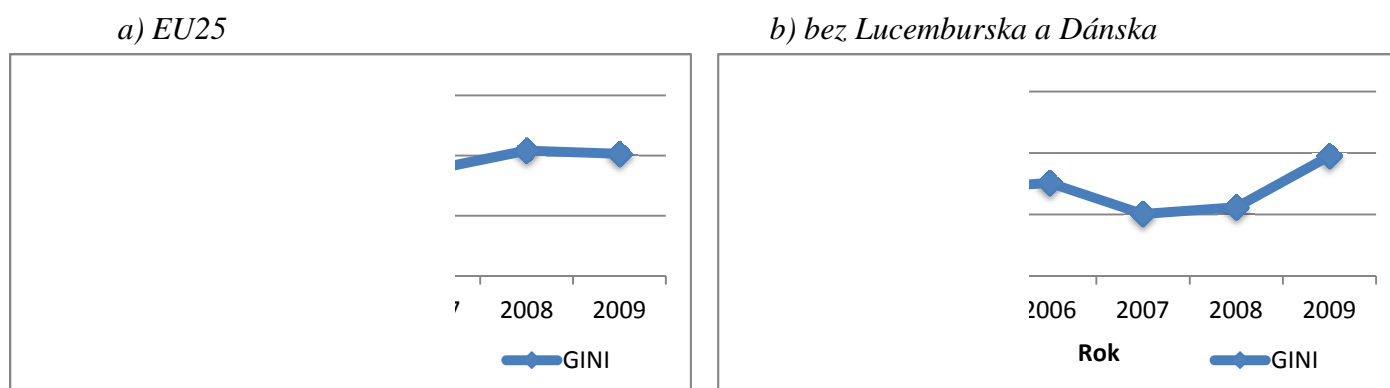
* významný na $\alpha=0,05$

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky z pohledu pořadí jednotlivých států nejsou příliš rozdílné, proto zde není pořadí států samostatně uváděno. Výsledky pro rok 2004 a 2009 jsou uvedeny v tabulce č. VI/3, příloha č. 6.

Mírně odlišné jsou pak výsledky dalších analýz konvergence. I v případě váženého souhrnného indexu vykazují Lucembursko a Dánsko odlehlou pozici, výsledky byly proto uvažovány jak pro celou EU25, tak bez těchto dvou států. Vývoj variability dle Giniho koeficientu je pak zachycen na grafu č. 5.3.2.

Graf. č. 5.3.2.: Souhrnný index kvality života – vážená forma - vývoj variability v EU25
v letech 2004 - 2009



Zdroj: vlastní zpracování

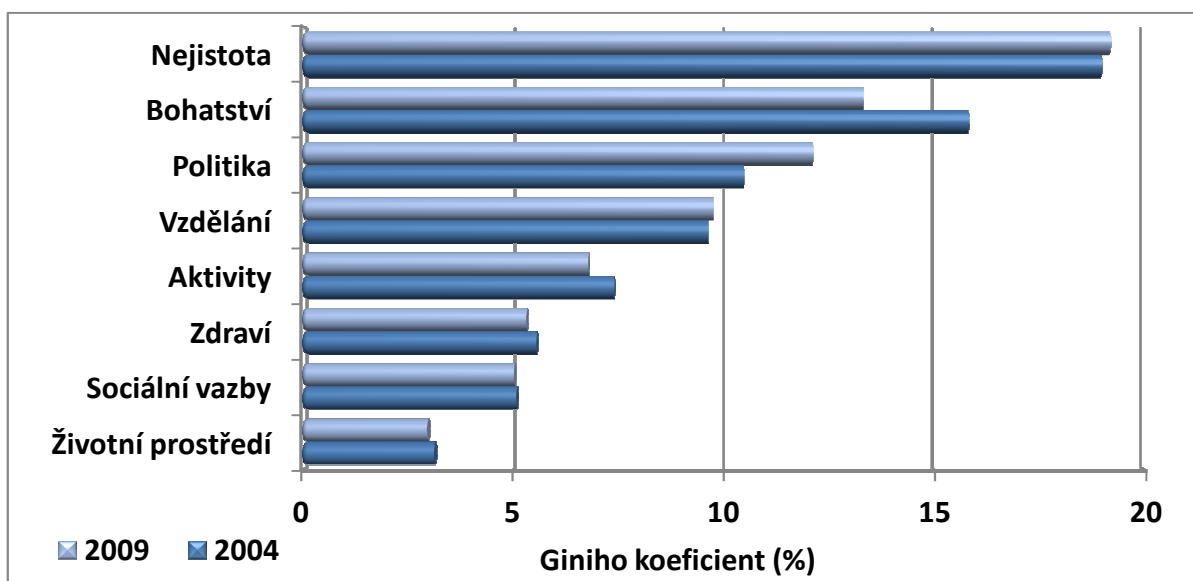
Pokles v letech 2004 – 2008 pro EU25 při vyloučení Lucemburska a Dánska je v tomto případě mírnější než při použití prosté formy.

β -konvergence/divergence nebyla i v tomto případě identifikována ani pro časovou řadu šestiletou ani při zkrácení časové řady. Opět byl uvažován jak datový soubor v počtu 25 států, tak soubor bez Lucemburska a Dánska

5.3.3 Shrnutí výsledků

Variabilita států dle jednotlivých dimenzí ukazuje, že největší rozdíly mezi státy byly jak na počátku, tak na konci zjištěny z pohledu dimenze Nejistota, následovaly dimenze Bohatství a Politika. Hodnoty Giniho koeficientů pro jednotlivé dimenze a roky 2004 a 2009 jsou zachyceny na grafu č. 5.3.3.

Graf. č. 5.3.3.: Porovnání míry variability v EU z pohledu jednotlivých dimenzí, rok 2004 a 2009



Pozn.: Sociální vazby – údaje za rok 2003 a 2007

Zdroj: vlastní zpracování

Z grafu je patrné, že pořadí jednotlivých dimenzí dle míry variability v rámci EU je v obou uvedených letech stejné.

Výsledky konvergence/divergence na základě souhrnného indexu pro jednotlivé dimenze jsou uspořádány do tabulky č. 5.3.7.

Tabulka č. 5.3.7.: Výsledky konvergenční analýzy pro jednotlivé dimenze

Ukazatel	σ-konvergence	β-konvergence
Bohatství	NE	ANO
Zdraví	NE	NE
Vzdělání	2004 – 2007 σ -konvergence 2007 – 2009 σ -divergence	NE
Aktivity	ANO*	ANO*
Politika	σ -divergence	NE
Sociální vazby	NE	NE
Životní prostředí	NE	NE
Nejistota	NE	NE

* 2004 - 2008

Zdroj: vlastní zpracování

Konvergence v letech 2004 – 2008 byla zjištěna z pohledu dimenze Aktivity, která shrnuje zejména ukazatele zaměstnanosti. Jisté konvergenční tendence jsou zřejmé i z pohledu materiální životní úrovně. Naopak dimenze Politika vykazuje dle konceptu σ -konvergence nárůst rozdílů mezi státy a tedy σ -divergenci. Jednotlivé výsledky jsou podrobněji diskutovány v šesté kapitole této práce.

Souhrnný index kvality života reflektoval sedm dimenzí z celkového počtu osmi. Zahrnuta nebyla dimenze Sociální vazby a to vzhledem k charakteru dat, kdy data pro tuto dimenzi byla dostupná pouze za roky 2003 a 2007. Celkový souhrnný index pak představoval aritmetický průměr dílčích souhrnných indexů pro sedm dimenzí. Byl uvažován jak aritmetický průměr ve formě prosté, tak ve formě vážené, kdy váhy byly stanoveny na základě korelací jednotlivých dimenzí se subjektivním hodnocením spokojenosti v životě. Tímto byla při konstrukci celkového souhrnného indexu zohledněna ještě další dimenze, kdy větší váhu dostaly ty dílčí dimenze, které více korelovaly se subjektivním vyjádřením spokojenosti.

Ačkoliv pořadí států se na základě prosté a vážené formy indikátoru příliš nelišilo, z pohledu konvergence k mírným změnám došlo. V případě stejné váhy všech dimenzí byla

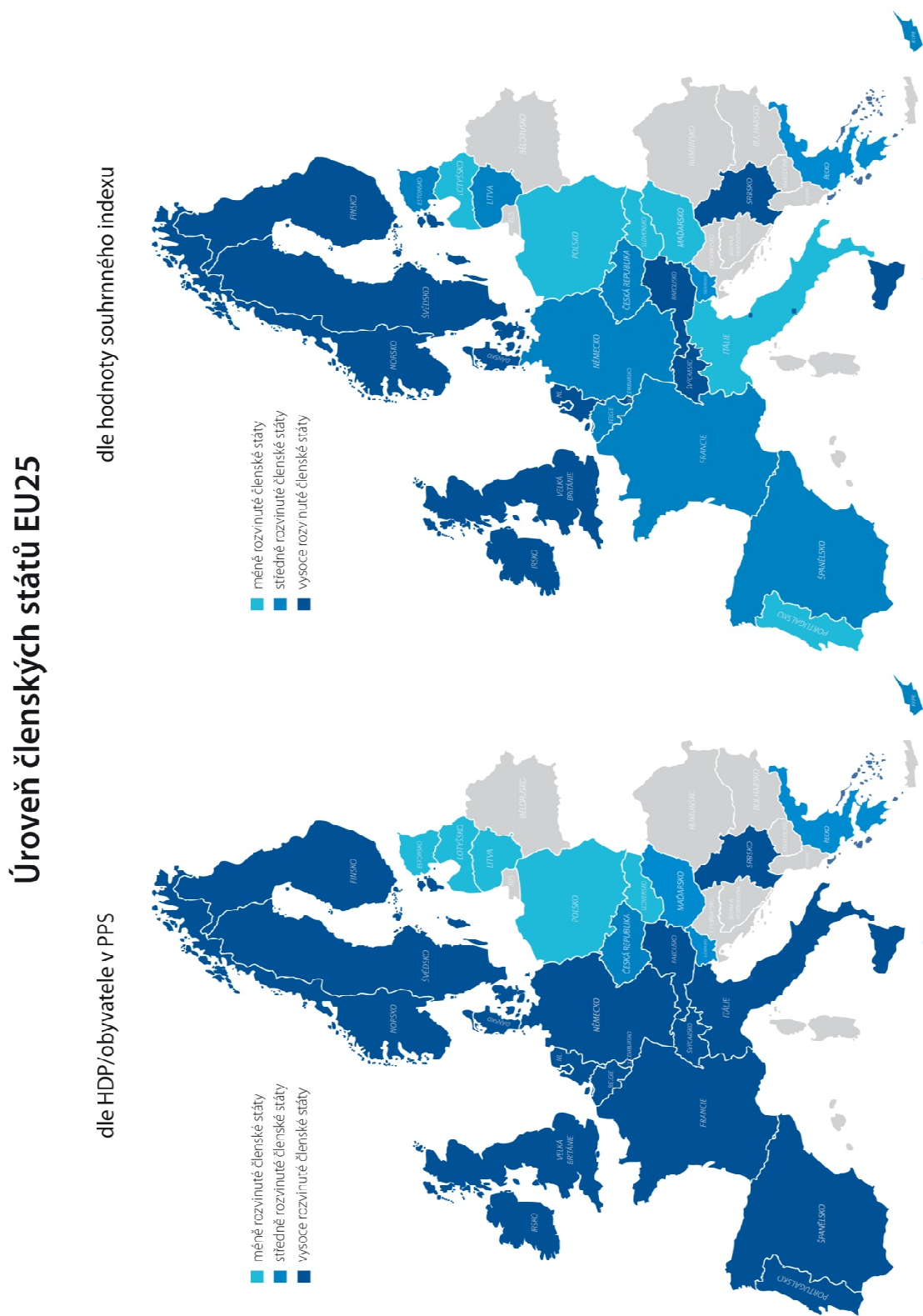
identifikována výraznější σ -konvergence pro EU25 bez Lucemburska a Dánska v letech 2004 – 2008. Dle vážené formy souhrnného indexu kvality života není pokles variability tak výrazný. V případě váženého indexu byla nejvyšší váha přisouzena dimenzi politika, která vykazuje **σ -divergenci**, dimenze Aktivita, pro kterou byla zjištěna σ - i β -konvergence, dostala na základě výsledků korelace až čtvrtou nejvyšší váhu. Toto zřejmě také vedlo k rozdílu ve výsledcích dle prosté a vážené formy celkového souhrnného indexu.

Porovnáme-li dosažené výsledky a tedy hodnocení životní úrovně členských států EU na základě souboru ukazatelů s výsledky hodnocení pouze dle HDP na obyvatele, je zřejmé, že výsledky jsou značně rozdílné. Evropská unie člení státy dle úrovně HDP do tří skupin: i) méně rozvinuté členské státy; ii) středně rozvinuté členské státy; iii) vysoce rozvinuté členské státy. První skupina dosahuje méně než 75% průměru HDP na osobu v EU, druhá skupina vykazuje HDP mezi 75% a 100% průměru EU, třetí skupina se pak skládá ze států s nadprůměrnou hodnotou HDP. Na základě stejného systému byly tedy země rozděleny do tří skupin ale dle výsledků souhrnného indexu kvality života.

Zatímco na základě úrovně HDP/obyvatele vykazuje nadprůměrnou úroveň celkem 15 států z pětadvaceti, v případě souhrnného indexu kvality života je to pouze států osm. Výrazně odlišné výsledky byly vyvozeny zejména u jižních států (Itálie, Portugalsko, Španělsko), které klesnou minimálně o jednu třídu v případě multidimenzionálního posouzení kvality života. Naopak se potvrzuje standardně nejlepší úroveň severovýchodních států EU.

Srovnání je přehledně zobrazeno pomocí následujících map - viz obr. č. 5.3.4.

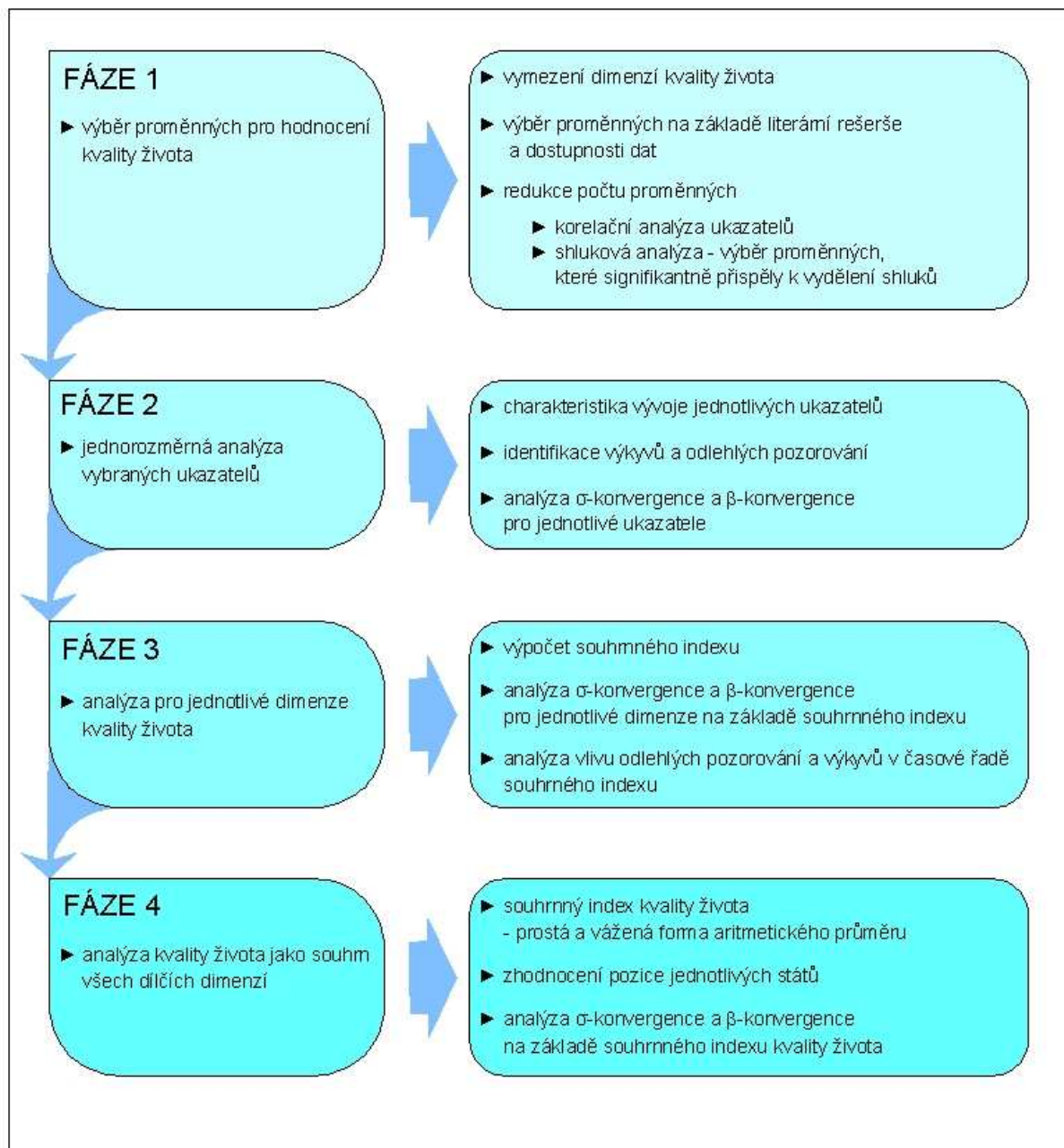
Obr. č. 5.3.4.: Srovnání úrovně jednotlivých členských států dle HDP/obyvatele v PPS a dle vypočteného souhrnného indexu kvality života, EU25, 2008



Zdroj: vlastní zpracování

Celkový postup zpracování disertační práce s ohledem na splnění vymezených cílů pak sumarizuje schéma č. 5.3.4. Schéma vymezuje jednotlivé fáze počínaje výběrem proměnných pro hodnocení kvality života, přes analýzu vývoje v jednotlivých dimenzích až po analýzu konvergence kvality života v EU25 na základě souhrnného ukazatele.

Schéma č. 5.3.4.: Metodologický postup zpracování disertační práce a charakteristika jednotlivých fází



Zdroj: vlastní zpracování

6 Diskuze a závěr

Konvergence zemí Evropské unie (bez Bulharska a Rumunska) byla posuzována nejprve v rámci jednotlivých dimenzí kvality života dle Komise pro měření ekonomického výkonu a sociálního pokroku. Pro měření regionálních diferencí byla navržena řada charakteristik variability. Z pohledu σ -konvergence patří mezi nejužívanější charakteristiky směrodatná odchylka a variační koeficient, v práci byly nicméně uvažovány ještě další dvě charakteristiky a to Giniho koeficient a Theilův index. Dílčím cílem práce byl pak výběr vhodné charakteristiky variability pro posouzení σ -konvergence zemí Evropské unie. Charakteristiky variability byly posuzovány na základě tří předem stanovených kritérií: i) výpočetní jednoduchost, ii) srovnatelnost; iii) interpretovatelnost. Na základě těchto kritérií byl jako nejvhodnější charakteristika zvolen **Giniho koeficient**. Giniho koeficient je dobře interpretovatelný (na stupnici 0% – 100%), díky relativnímu vyjádření je srovnatelný napříč jednotlivými ukazateli a oproti Theilovu indexu nemá výpočetní omezení. Vzhledem k použitému algoritmu není možné vypočítat Theilův index v případě záporných a nulových hodnot, což se v této práci projevilo například při hodnocení charakteristik z dimenze Politika, kde použité souhrnné indikátory nabývají hodnot od -2,5 do 2,5.

Konvergence států Evropské unie byla posuzována na třech úrovních. Nejprve pro dílčí proměnné, dále na základě souhrnného indikátoru pro jednotlivé dimenze kvality života a ve třetím stadiu pak pro kvalitu života jako celek na základě *souhrnného indexu kvality života*.

Dílčí dimenze byly vymezeny dle doporučení Komise pro měření ekonomického výkonu a sociálního pokroku, jednalo se celkem o osm dimenzí. Výběr proměnných do jednotlivých dimenzí probíhal v několika navazujících krocích.

Primární výběr byl proveden na základě doporučení Komise, která ve své závěrečné práci diskutuje možné ukazatele v jednotlivých dimenzích. Ne vždy nicméně navrhuje konkrétní ukazatele, spíše poskytuje obecný rámec pro identifikaci proměnných. Jednotlivé dimenze byly tedy naplněny proměnnými v souladu s těmito doporučeními a dále na základě literární rešerše jako jakýsi průnik ukazatelů vybraných iniciativ pro posuzování kvality života. Základním kritériem pro výběr proměnných byla také dostupnost dat a to jak ve smyslu možnosti získání dat, tak i ve smyslu kompletnosti dat. Vzhledem k dílčímu cíli práce **propojení objektivních a subjektivních ukazatelů kvality života** (tedy „tvrdých a měkkých“ dat) byly nakonec vytipovány celkem čtyři datové zdroje. Data z těchto zdrojů

jsou volně dostupná (nebo na základě registrace): **databáze Eurostatu, databáze Světové banky, šetření European Quality of Life Survey a šetření Eurobarometr.**

V první fázi byly jednotlivé dimenze naplněny celkem 114 proměnnými. Následně byl **navržen metodický aparát pro výběr proměnných** s ohledem na splnění cílů stanovených pro jejich výběr. Prvním požadavkem byla **nízká korelovanost** proměnných. Vzhledem k doporučením Komise a vzhledem k předpokladu o možném rozdílném vývoji a úrovni některých ukazatelů ve skupině mužů a žen, případně jednotlivých věkových skupinách, byly v počáteční fázi některé proměnné uvažovány zvlášť pro muže ženy, příp. jednotlivé věkové skupiny. První krok redukce se tedy opíral o párové korelační koeficienty, v případě $|r| > 0,8$ byla vyřazena proměnná s nižší hodnotou variačního koeficientu (v případě extrémních hodnot byl variační koeficient vypočten bez těchto hodnot), tedy s nižší variabilitou mezi státy. Ne vždy byla zjištěna silná korelace mezi hodnotami téhož ukazatele u mužů a žen a ukázalo se tedy jako oprávněné uvažovat vybrané charakteristiky zvlášť pro muže a ženy. Korelovanost proměnných byla posuzována v každé dimenzi samostatně.

Další metodický postup byl navržen s ohledem na požadavek výběru takových proměnných, které **reflektují rozdílnou úroveň v zemích EU z pohledu jednotlivých dimenzí kvality života**. Cílem bylo také použít takové metody, které by zohledňovaly vlastnosti dat, která mají jistá omezení: **i) konečný počet pozorování čítající pouze 25 jednotek; ii) občasná přítomnost extrémních hodnot**. Cílem proto bylo vybrat takové metody, které je možné použít i v případě nižšího počtu pozorování a také metody robustní. Další postup redukce počtu proměnných byl tedy založen na **seskupovací analýze a neparametrických testovacích postupech**. Pomocí seskupovací analýzy byly výpočtem stanoveny skupiny vzájemně odlišných států a to vždy na základě všech proměnných v dané dimenzi (počet proměnných v jednotlivých dimenzích byl po prvním kroku redukce proměnných vždy menší než počet pozorování). Následně byl pomocí neparametrických testů ověřován rozdíl v úrovni všech dílčích ukazatelů mezi nalezenými shluky. Proměnné, které prokazatelně odlišovaly nalezené skupiny států, byly vybrány, ostatní proměnné nebyly dále uvažovány. Výsledný počet ukazatelů sestával z 52 proměnných za všechny dimenze dohromady.

Konvergence byla nejprve posuzována na základě jednotlivých proměnných, kdy výsledky jsou podrobně diskutovány v rámci každé kapitoly. Dále pak byla zjišťována konvergence zemí EU na základě souhrnného indikátoru pro jednotlivé dimenze.

Konvergenční tendence ve smyslu jak σ - tak i β -konvergence byly prokazatelně identifikovány z pohledu dimenze Aktivity v letech 2004 – 2008. Z hodnocení výsledků jednotlivých proměnných v této dimenzi je zřejmé, že dochází ke sblížení zemí zejména z pohledu charakteristik sledovaných pro populaci žen (průměrný počet odpracovaných hodin za týden, míra nezaměstnanosti, míra zaměstnanosti).

Z pohledu osobních aktivit a zejména ukazatelů trhu práce dochází v letech 2004 – 2008 ke sblížení států, přičemž tento jev je způsobený zejména snižujícími se rozdíly v populaci žen.

Jisté sblížení je zřejmé také z pohledu materiální životní úrovně. Také na základě grafické analýzy vývoje lze identifikovat **z pohledu materiální životní úrovně pokles variability mezi státy a to jak ve smyslu σ - tak i β -konvergence.** Hlavními příčinami zde je pokles rozdílů z pohledu materiální deprivace, čistého národního důchodu, kdy rozdíly v úrovni prokazatelně klesají mezi státy EU.

Z pohledu ukazatelů kvality institucionálního rámce (dimenze Politika) pak lze hovořit o σ -divergenci. Ta je pak zejména důsledkem výrazně se „rozevírajících nůžek“ dle ukazatele korupce, kdy je možné sledovat stále se zhoršující hodnocení u států, které vykazovaly horší výsledky již v roce 2004 a naopak zlepšující se hodnocení u států s dobrým počátečním hodnocením. Obdobné tendence jsou pak zřejmé i z pohledu důvěry v národní parlament. **Kvalita politického prostředí se při dalších analýzách projevila jako stěžejní determinant spokojenosti a kvality života. Výsledky analýz konvergence přitom ukazují, že rozdíly v rámci členských států EU se zvyšují a to zejména v důsledku zhoršující se situace v zemích s méně příznivým hodnocením již na počátku sledovaného období.**

Závěry o výrazném rozdílu mezi státy západní a východní Evropy z pohledu vládnutí pak ve své zprávě popisuje také Legatum Institut (Legatum Institute, 2010), který uvádí, že západní státy Evropy těží hlavně z kvalitní vlády (*good governance*), zatímco slabší úroveň vládnutí ve východních státech Evropy brzdí zejména rozvoj v subregionech těchto zemí.

V souvislosti s hodnocením konvergenčních tendencí byly vysloveny další tři hypotézy:

H1: V případě β -konvergence bude identifikována také σ -konvergence.

Většina autorů hodnotících konvergenci uvádí, že není možné, aby docházelo ke sblížení regionů, aniž by regiony se slabší počáteční úrovní rostly rychleji než státy s vyšší počáteční úrovní a tedy že β -konvergence je nutnou podmínkou σ -konvergence. Sala-i-Martin (1996)

nicméně uvádí, že (alespoň v teoretické rovině) je možné identifikovat β -konvergenci bez souběžné identifikace σ -konvergence. Tento jev pak zdůvodňuje faktem, že tyto koncepty konvergence vystihují jiný aspekt. σ -konvergence popisuje, zda se distribuce příjmů mezi zeměmi sblíží nebo nikoliv. β -konvergence pak charakterizuje mobilitu jednotlivých ekonomik v rámci dané distribuce příjmů sledované skupiny států/regionů.

V několika případech byla identifikována β -konvergence bez současné identifikace σ -konvergence. Tento jev lze nahlížet ze dvou úhlů:

i) použitá metodika

Koncept σ -konvergence je založen na posouzení variability ve skupině regionů v jednom nebo více časových obdobích s cílem zjistit, zda dochází k poklesu variability. Změna variability pak bývá posuzována různými způsoby, přičemž mezi používané postupy patří i prosté porovnání vypočtených charakteristik variability například podílem. Nevýhodou tohoto přístupu je pak (v případě delší časové řady) fakt, že v úvahu jsou brány pouze hodnoty na počátku a na konci sledovaného období. Další přístup využívá trendových funkcí, kdy je posuzováno, zda časová řada vypočtených charakteristik variability obsahuje klesající (σ -konvergence) nebo rostoucí (σ -divergence) trend. Nespornou výhodou tohoto přístupu je tedy posouzení časové řady jako celku. Tento přístup byl proto také použit pro hodnocení σ -konvergence v této práci.

Koncept β -konvergence je pak s ohledem na posuzování závislosti průměrné meziroční změny na počáteční úrovni založen výhradně na první a poslední hodnotě časové řady. Zatímco tedy při náhlém nárůstu/poklesu hodnot na konci období může být identifikována β -konvergence, σ -konvergence nemusí být vzhledem k posouzení průběhu časové řady jako celku identifikována.

Pokud by došlo ke sjednocení postupů v tom smyslu, že by i pro posouzení σ -konvergence byly použity pouze postupy zohledňující počátek a konec časové řady, došlo by ke ztrátě informace o vývoji mimo tyto krajní body. Dále by pak tyto výsledky mohly být značně zavádějící a to zejména v případě ukazatelů, vykazujících náhlé změny. Vzhledem k současnému vývoji byl tento jev identifikován u celé řady charakteristik. Z výše uvedeného lze tedy vyvodit následující závěry.

Výsledky analýzy β -konvergence je nutné interpretovat obezřetně a vždy s ohledem na průběh časové řady ukazatele jako celku. Vhodnějšími postupy pro posouzení

konvergence v rámci delšího časového období se pak jeví ty, které berou v úvahu také průběh časové řady a ne pouze počáteční a koncové hodnoty ukazatele.

ii) vývoj ukazatele v jednotlivých zemích

Jak již bylo uvedeno, Sala-i-Martin (1996) připouští, že může docházet k β -konvergenci bez souběžné identifikace σ -konvergence a dokládá to příkladem, kdy pokles v zemích s vyšší počáteční hodnotou a naopak nárůst v zemích s nižší počáteční hodnotou jsou tak výrazné, že na konci sledovaného období je pozice států téměř opačná. Tato situace, ač ji lze označit za ojedinělou, může tedy také nastat. Vzhledem k tomu, že většina prací zabývajících se konvergencí bývá zaměřena na ekonomické ukazatele, je zde jistý prostor pro ověření teoretických předpokladů konvergence z pohledu neekonomických charakteristik.

H2: Konvergence v rámci EU se častěji projeví na základě ukazatelů v podobě pevných dat.

Tato hypotéza vychází z předpokladu, že nástroje pro snižování regionálních diferencí jsou zejména cíleny na základě pevných dat (HDP, míra nezaměstnanosti, apod.). Subjektivní ukazatele získávané pomocí dotazníkových šetření nemají vždy takovou „tradici“ a také nejsou často dostupná v takové míře jako pevná data. Z výsledků analýz vyplývá, že konvergence byla zjištěna jak na základě vybraných pevných dat, tak i na základě údajů z dotazníkových šetření, které ovšem byly často posuzovány pouze na základě dvou období. Potvrdila se domněnka, že dochází ke konvergenci na základě těch ukazatelů, podle kterých jsou primárně cíleny podpory z prostředků EU. Tak lze vysvětlit konvergenci identifikovanou na základě ukazatelů zaměstnanosti a nezaměstnanosti, kdy podpora trhu práce patří dlouhodobě k prioritám EU.

H3: Evropská unie vykazuje konvergenci z pohledu charakteristik chudoby, přičemž dochází celkově k poklesu chudoby v Evropské unii.

Ačkoliv z pohledu obyvatel České republiky se chudoba nemusí jevit jako závažný problém v EU (Česká republika patří ke státům s nejnižší mírou chudoby), trpí v EU chudobou zhruba každý šestý obyvatel. K roku 2010 bylo v EU 115,5 miliónů osob ohroženo chudobou nebo sociálním vyloučením, což představovalo 23,4 % populace.

Boj proti chudobě je také jednou z priorit Evropské unie a cíl v podobě snižování chudoby se objevuje v mnoha iniciativách. Rok 2010 byl pak jmenován Evropským rokem boje proti chudobě a sociálnímu vyloučení.

Na základě uvažovaných ukazatelů chudoby byla identifikována konvergence zemí z pohledu míry materiální deprivace, která je zejména důsledkem výrazného poklesu ve státech s nejvyššími počátečními hodnotami. Ostatní ukazatelé nevykazují ani klesající ani konvergenční tendenci v rámci EU.

Celkově tedy nebyla hypotéza o snižování chudoby v EU a současně konvergenci zemí z tohoto pohledu potvrzena.

Z výsledku výpočtu průměrné hodnoty souhrnného indexu zohledňující celkem sedm dimenzí (bez dimenze Sociální vazby), byly výsledky analyzovány jednak pro období 2004 – 2009 a také pouze pro roky 2004 – 2008. Vzhledem k výrazně odlišné úrovni byly také analýzy provedeny jak pro skupinu pětadvaceti států, tak pro EU25 bez Lucemburska a Dánska. Konvergence (ve smyslu σ -konvergence) byla zjištěna na základě prostého průměru pro skupinu třidvaceti států v letech 2004 – 2008, v případě vážené formy a tedy zohlednění také subjektivního zhodnocení spokojenosti, jsou důkazy pro σ -konvergenci slabší. Rok 2009, kdy hospodářství EU vykázalo nejhorší hospodářský pokles zhruba od poloviny minulého století spojený s výrazným nárůstem nezaměstnanosti, se výrazně (negativně) projevil ve vývoje řady ukazatelů, zahrnutých do souhrnného indexu.

Z pohledu kvality života vykazují nejvyšší úroveň v Evropské unii jednoznačně severské státy (Dánsko, Švédsko, Finsko) spolu s Nizozemím, Lucemburskem a také Spojeným královstvím. To jsou státy, které se pohybují na předních místech také v hodnocení jiných iniciativ, které jsou založeny na multidimensionálním přístupu k měření kvality života (např. Legatum Prosperity Index). Mezi nejslabšími pak figurují jak některé nové členské státy (Litva, Lotyšsko, Maďarsko), tak i státy jižní Evropy (Portugalsko, Itálie, Řecko).

Uvedený postup výběru proměnných pro hodnocení kvality života a její konvergence není metodicky omezen pouze na úroveň států (a států Evropské unie). Naopak vzhledem k principu soudržnosti v EU a snížení nerovností mezi regiony a s ohledem na snahu o harmonický rozvoj v celé Evropské unii, by byla jistě cenná aplikace uvedeného postupu a jeho případná modifikace na úrovni regionů EU (např. NUTS 2). S ohledem na uvedené poznatky lze pak uvést následující možné směry a rozšíření výzkumu kvality života a její konvergence:

- i) identifikace datových zdrojů objektivních a zejména pak subjektivních ukazatelů kvality života na nižší než národní úrovni (zejména pak NUTS 2);
- ii) modifikace uvedeného metodického aparátu s ohledem na konkrétní ukazatele a zejména počet pozorování;
- iii) zhodnocení konvergence na úrovni regionů NUTS 2 a posouzení vlivu dotací s ohledem na cíl soudržnosti v EU a tedy se zaměřením na regiony soudržnosti;
- iv) posouzení konvergence na základě existujících vícerozměrných ukazatelů kvality života⁸, konfrontace výsledků.

Cílem disertační práce bylo posouzení stavu a vývoje kvality života, hlavní cíl práce byl dále členěn do dílčích cílů a doplněn třemi pracovními hypotézami. Navržený a na datech ověřený metodický aparát statistické analýzy dat umožnil posoudit základní cíle disertační práce.

Přínosem disertační práce pak je:

- i) návrh metodického postupu výběru proměnných pro posouzení kvality života v Evropské unii;
- ii) návrh souboru ukazatelů pro hodnocení kvality života, které pokrývají všech osm dimenzí kvality života vymezených Komisí pro měření ekonomického výkonu a sociálního pokroku;
- iii) posouzení stavu a vývoje kvality života v EU25 na základě souhrnného indexu kvality života;
- iv) vymezení ukazatelů, na základě kterých dochází ke konvergenci kvality života;
- v) identifikace těch dimenzí kvality života, dle kterých dochází k nárůstu diferencí mezi členskými státy EU.

⁸ tyto ukazatele jsou často dostupné jen za několik málo posledních let, což omezuje možnosti analýzy konvergence

7 Seznam zkratek

CV	Coefficient of variation (variační koeficient)
EQLS	European Quality of Life Survey (Průzkum kvality života v Evropě)
EU-SILC	Statistics on Income and Living Conditions (Výběrové šetření příjmů a životních podmínek domácností)
EU	Evropská unie
GNP	Gross national product (hrubý národní produkt)
HDI	Human Development Index (Index lidského rozvoje)
HDP (GDP)	Hrubý domácí produkt
ISCED	International Standard Classification of Education (Mezinárodní standardní klasifikace vzdělávání)
MEW	Measure of economic welfare (míra ekonomického blahobytu)
MMR	Maximum to minimum ratio (poměr maxima k minimu)
NEW	Net economic welfare (čistý ekonomický blahobyt)
NNI	Net National Income (čistý národní důchod)
NUTS	Nomenclature des Unites Territoriales Statistique (Nomenklatura územních)
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development (Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj)
OLS	Ordinary Least Squares (metoda nejmenších čtverců)
OSN	Organizace spojených národů
PI	Prosperity Index
PPP	Purchasing Power Parity (parita kupní síly)
SD	Standard deviation (směrodatná odchylka)
SDI	Sustainable Development Indicators (Ukazatele udržitelného rozvoje)
SI	Structural Indicators (Strukturální ukazatele)

SWB	subjective well-being (individuální spokojenost/blaho)
USA	United States of America (Spojené státy americké) statistických jednotek)
WGI	Worldwide Governance Indicators (ukazatele kvality vládnutí)

8 Použité zdroje

- [1] Abrahám, J.: *Komparativní ekonomika EU*. Praha: MAC, spol. s r.o., 2008. 239 s. ISBN 978-80-86783-34-5.
- [2] Alkire, S.: The Missing Dimension of Poverty Data: Introduction to the Special Issue In *Oxford Development Studies*, 2007, 35, č. 4, s. 347 – 359. ISSN 1469-9966.
- [3] Barro, R. J., Sala-i-Martin, X.: Convergence across States and Regions In *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991, č. 1, s. 107 – 182.
- [4] Buček, M., Gerulová Kováč, L.: Regionálna konvergencia resp. divergencia na pozadí teoretických koncepcií In *Regionální disparity*, č. 4 [online]. 2009. [citováno 22.12. 2010]. Dostupné z: < http://disparity.vsb.cz/dokumenty2/RD_0904.pdf>.
- [5] Cipra, T.: *Finanční ekonometrie*. Praha: Express, 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
- [6] Clark, D. A.: *The Capability Approach: Its Development, Critiques and Recent Advances* [online]. 2005. [citováno 24.8.2011]. Dostupné z: <<http://www.gprg.org/pubs/workingpapers/pdfs/gprg-wps-032.pdf>>.
- [7] *Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress* [online]. 2008. [citováno 12.2. 2011]. Dostupné z: < <http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/en/index.htm>>.
- [8] Costantini, V., Monni, S.: Sustainable Human Development for European Countries In *Journal of Human Development*, 2005, roč. 6, č. 3, s. 329-351.
- [9] Dall’erba, S., Le Gallo, J.: Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: A spatial econometric analysis In *Papers in Regional Science*, 2008, roč. 87, č. 2, s. 219-245.
- [10] Deaton, A.: Income, Health, and Well-Being Around the World: Evidence from the Gallup World Poll In *Journal of Economic Perspectives*, 2008, roč. 22, č. 2, s. 53-72.
- [11] Desli, E.: Convergence and efficiency: evidence from the EU-15 In *Journal of Post Keynesian Economics*, 2009, roč. 31, č. 3, s. 403-430.
- [12] Diener, E., Tov, W.: Well-Being on Planet Earth In *Psychological Topics*, 2009, č. 18, s. 213-219.

- [13] Dowrick, S., Dunlop, Y., Quiggin, J.: Social indicators and comparisons of living standards In *Journal of Development Economics*, 2003, č. 70, 501-529.
- [14] Dunn, O. J.: Multiple Comparisons Using Rank Sums In *Technometrics*, 1964, č. 6, 241-241.
- [15] Easterlin, R. A.: Will raising the incomes of all increase the happiness of all? In *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1995, č. 27, s. 35-47.
- [16] *EBSCOhost Research Databases* [databáze online]. Birmingham: EBSCO Industries, Inc., 1984. [citováno 20.6.2011]. Dostupné z:
<<http://search.ebscohost.com.infozdroje.czu.cz/Community.aspx?authtype=ip&ugt=723731763C6635373706353632253E9225E366D36213629368E323E337133503&return=y&IsMobile=N>>. Zabezpečené připojení.
- [17] Egger, P., Pfaffermayr, M.: On Testing Conditional Sigma-Convergence In *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2009, roč. 71, č. 4, s. 453-473.
- [18] *Eurofound* [online]. 2009. [citováno 24.1.2012]. Dostupné z:
<<http://www.eurofound.europa.eu/>>.
- [19] Eurostat: *Feasibility study for Well-Being Indicators, Task 4: Critical review* [online]. 2010. [citováno 28.5.2011]. Dostupné z:
<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/gdp_and_beyond/documents/Feasibility_study_Well-Being_Indicators.pdf>.
- [20] Eurostat: *Regions in the European Union* [online]. 2007. [citováno 24.8.2011]. Dostupné z: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-RA-07-020/EN/KS-RA-07-020-EN.PDF>
- [21] Evropská komise: *Public Opinion* [online]. 2008. [citováno 24.8.2011]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/public_opinion/index_en.htm>.
- [22] Evropská nadace pro zlepšení životních a pracovních podmínek: *Druhý průzkum kvality života v Evropě – první poznatky* [online]. 2008. [citováno 24.1.2012]. Dostupné z: <<http://www.eurofound.europa.eu/pubdocs/2008/52/cs/1/EF0852CS.pdf>>.

- [23] Evropský parlament a Rada (ES): *Narižení Evropského parlamentu a Rady (ES) č. 1059/2003* [online]. 2003. [citováno 24.8.2011]. Dostupné z: <<http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CONSLEG:2003R1059:20070302:CS:PDF>>.
- [24] Ferrer-i-Carbonell, A., Frijters, P.: How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness? In *The Economic Journal*, 2004, č. 114, s. 641-659.
- [25] Fleurbaey, M.: Beyond GDP: The Quest for a Measure of Social Welfare In *Journal of Economic Literature*, 2009, roč. 47, č. 4, s. 1029-1075.
- [26] Gallardo, G.: *The Human Development Index as an effort to measure well-being in Honduras* [online]. 2009. [citováno 6.6.2011] . Dostupné z: <<http://www.oecd.org/dataoecd/32/32/44110008.pdf>>.
- [27] Giannias, D., Liargovas, P., Manolas, G.: Quality of Life Indices for Analysing Convergence in the European Union In *Regional Studies*, 1999, č. 33.1, s. 27-35.
- [28] Gönner, C. et alter. *Capturing Nested Spheres of Poverty. A Model for Multidimensional Poverty Analysis and Monitoring* In *CIFOR*, 2007, č. 46 . ISBN 978-979-1412-04-9.
- [29] Hall, J., Matthews, E.: The Measurement of Progress and the Role of Education In *European Journal of Education*, 2008, č. 43/1, s. 12-22.
- [30] Hebák, P. a kol. *Vícerozměrné statistické metody (3)*. Praha: Informatorium, 2007. 239 s. ISBN 978-80-7333-001-9.
- [31] Hlavsa, T.: The possibilities of complex assessment of the development and categorization of rural areas In *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 2010, roč. 58, č. 6, s. 151 – 159.
- [32] Hobijn, B., Franses, P. H.: Are living standards converging? In *Structural Change and Economic Dynamics*, 2001, č. 12, s. 171-200.
- [33] Isadora, L.: Estimation of real convergence within the European Union using Σ and B convergences In *Young Economists Journal* , 2010, roč. 8, č. 14, s. 165-175.
- [34] Layard, R.: Happiness and public policy: a challenge to the profession In *The Economic Journal*, 2006, č. 116, s. 24-33.
- [35] Legatum Institute: *Legatum Prosperity Index Report* [online]. 2010. [citováno 6.6.2011] . Dostupné z:

<<http://www.prosperity.com/downloads/2010ProsperityIndexFullReport.pdf>>.

[36] Marchante, A. J., Ortega, B.: Quality of Life and Economic Convergence across Spanish Regions, 1980-2001 In *Regional Studies*, 2006, č. 40.5, s. 471-483.

[37] Melecký, L.: Strukturní ukazatele Evropské unie In *Regionální disparity*, 2007, č. 1, s. 63-75.

[38] Nachtigal, V., Tomšík, V.: *Konvergence zemí střední a východní Evropy k Evropské unii*. Praha: Linde Praha a.s., 2002. 231 s. ISBN 80-7201-361-0.

[39] Noorbakhsh, G.: A Modified Human Development Index In *World Development*, 1998, roč. 26, č. 3, s. 517-528.

[40] Nordhaus, W. D., Tobin, J.: Is Growth Obsolete? In *The Measurement of Economic and Social Performance: Studies in Income and Wealth*, 1973, č. 38, s. 509-531.

[41] Novotný, J, Nosek, V.: *Regionální dimenze sociálně-ekonomických nerovností v Česku: pojetí, měření, empirie* [online]. 2006. [citováno 6.6.2011]. Dostupné z:

<http://web.natur.cuni.cz/~nosek6/admin/volne/CB_conf.pdf>.

[42] Novotný, J: Regionální ekonomická konvergence, divergence a další aspekty distribuční dynamiky evropských regionů v období 1992 – 2006 In *Politická ekonomie*, 2010, č. 2, s. 166 – 185.

[43] OECD: *Compendium of OECD well-being indicators* [online]. 2011. [citováno 20.6.2011]. Dostupné z:

<http://www.oecd.org/document/28/0,3746,en_2649_201185_47916764_1_1_1_1,00.html>.

[44] OECD: *Handbook on Constructing Composite Indicators* [online].2008. [citováno 6.12.2011]. Dostupné z: <<http://www.oecd.org/dataoecd/37/42/42495745.pdf>>.

[45] OECD: *Understanding National Accounts* [online]. 2006. [citováno 20.6.2011]. Dostupné z: <<http://www.oecd.org/dataoecd/37/12/38451313.pdf>>.

[46] Osberg, L., Sharpe, A.: An index of economic well-being for selected OECD countries In *Review of Income and Wealth*, 2002, roč. 48, č. 3, s. 291-316.

[47] Osberg, L., Sharpe, A.: How are we doing? The Index of Economic Well-Being In *Challenge*, 2010, č. 53, s. 25-42.

- [48] Paas, T., Kuusk, A., Schlitte, F., Võrk, A.: Econometric analysis of income convergence in selected EU countries and their NUTS 3 level regions In *University of Tartu – Faculty of Economic & Business Administration Working Paper Series*, 2007, č. 60, s. 3-56.
- [49] Pitman, E. J. G.: A note on normal correlation In *Biometrika*, 1939, roč. 31, č. 1/2 s. 9-12.
- [50] Ranis, G. et. al.: Human Development: Beyond the Human Development Index In *Journal of Human Development*, 2006, roč. 7, č. 3, s. 323 – 358.
- [51] Rapacki, R., Próchniak, M.: Real beta and sigma convergence in 27 transition countries, 1990-2005 In *Post-Communist Economies*, 2009, roč. 21, č. 3, s. 307-326.
- [52] Rey, S. J., Janikas, M. V.: Regional convergence, inequality, and space In *Journal of Economic Geography*, 2005, č. 5, s. 155-176.
- [53] Royuela, V., Artís, M.: Convergence Analysis in Terms of Quality of Life in the Urban Systems of the Barcelona Province, 1991 – 2000 In *Regional Studies*, 2006, č. 40.5, s. 485 – 492.
- [54] Rozvojový program OSN: *Technical notes* [online]. 2010. [citováno 6.6.2011]. Dostupné z: <http://hdr.undp.org/en/media/HDR_2010_EN_TechNotes_reprint.pdf>.
- [55] Sala-i-Martin, X.: The classical approach to convergence analysis In *The Economic Journal*, 1996, č. 106, s. 1019-1036.
- [56] Saltelli, A. et al.: *Indicators for Lisbon post-2010. Business as usual?* [online]. 2010. [citováno 6.6. 2011]. Dostupné z: <http://composite-indicators.jrc.ec.europa.eu/Document/JRC57104_Indicators%20for%20Lisbon%20post-2010-%20Business%20as%20usual.pdf>.
- [57] Samuelson, P. A., Nordhaus, W. D.: *Ekonomie*. Praha: Svoboda, 1992. 1011 s. ISBN 80-205-0192-4.
- [58] Sen., A.: *Development: Which Way Now?* In *The Economic Journal*, 1983, č. 93, s. 745-762.
- [59] Sen, A.: Human Rights and Capabilities In *Journal of Human Development*, 2005, roč. 6, č. 2, s. 151-166.

- [60] Shankar, R., Shah, A.: Bridging the Economic Divide Within Countries: A Scorecard on the Performance of Regional Policies in Reducing Regional Income Disparities In *World Development*, 2003, roč. 31, č. 8, s. 1421-1441.
- [61] Solow, R. M.: A contribution to the theory of economic growth In *Quarterly Journal of Economics*, 1956, roč. 70, č. 1, s. 65-94.
- [62] Stevenson, B., Wolfers, J.: Economic Growth and Subjective Well-Being: Reassessing the Easterlin Paradox In *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008, č. 1, s. 1-87.
- [63] Stiglitz, J. E. et alter. *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress* [online]. 2009. [citováno 20.6.2011]. Dostupné z: <http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/documents/rapport_anglais.pdf>.
- [64] Světová banka: *World Development Indicators* [online]. 2011. [citováno 24.1.2012]. Dostupné z: <<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>>.
- [65] Volejníková, J.: Možnosti hodnocení a měření korupce jako ukazatele kvality správy In *Veřejná správa 2006*, 2006, s. 476 – 481.
- [66] Wilcox, R. R.: Comparing the variances of dependent groups In *Psychometrika*, 1989, roč. 54, č. 2, s. 305 – 315.
- [67] Young, A. T., Higgins, M. J., Levy, D.: Sigma Convergence versus Beta Convergence: Evidence from U.S. County-Level Data In *Journal of Money, credit and Banking*, 2008, roč. 40, č. 5, s. 1083-1093.

Datové zdroje

- [1] *Eurostat Online Database* [databáze online]. Luxembourg: Eurostat. [citováno 20.6. – 20.11. 2011]. Dostupné z: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database>.
- [2] *World dataBank* [databáze online]. Washington: World Bank [citováno 20.6. – 20.11. 2011]. Dostupné z: <<http://databank.worldbank.org/ddp/home.do>>.
- [3] *Eurobarometer Interactive Search System* [databáze online]. Brusel: Evropská komise. [citováno 20.6. – 20.11. 2011]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/public_opinion/cf/index_en.cfm>.

[4] *European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions and Wissenschaftszentrum Berlin fuer Sozialforschung, European Quality of Life Survey, 2003* [computer file]. Colchester, Essex: UK Data Archive [distributor], February 2006. SN: 5260, <http://dx.doi.org/>.

[5] *European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, European Quality of Life Survey, 2007* [computer file]. Colchester, Essex: UK Data Archive [distributor], October 2009. SN: 6299, <http://dx.doi.org/>.

9 Přílohy

Příloha č. 1: Seznam proměnných v jednotlivých dimenzích

Tabulka č. I/1.: Seznam proměnných – dimenze Bohatství

UKAZATEL	ZKRATKA	JEDNOTKY	ZDROJ	DOSTUPNOST
Disperze regionálního HDP na obyvatele (na úrovni NUTS3)	B_REG_DISP_H DP	%	Eurostat	2004 - 2008
Reálný upravený hrubý disponibilní důchod domácností na obyvatele	B_GDI_dom	PPS/obyvatele	Eurostat	2004 - 2009
Výdaje na konečnou spotřebu	B_VYD_SPOTR EBA	PPS/obyvatele	Eurostat	2004 - 2009
Výdaje na konečnou spotřebu domácností	B_VYD_SPOTR EBA_dom	PPS/obyvatele	Eurostat	2004 - 2009
Giniho koeficient	B_GINI_koef		Eurostat	2004 - 2009
Hrubý národní disponibilní důchod	B_GNDI	PPS/obyvatele	Eurostat	2004 - 2009
Podíl obyvatel, pro které je lékařská péče nedostupná z finančních důvodů, první kvintil ekvivalizovaného příjmu	B_NEDOSTUP_ MED_Q1	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl obyvatel, pro které je lékařská péče nedostupná z finančních důvodů	B_NEDOSTUP_ MED	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra inflace	B_INFLACE	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra hrubých úspor domácností: úspory domácností dělené disponibilním příjmem domácností (záporné hodnoty v případě, že domácnost utratí víc než vydělá)	B_USPORY_ do m	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra rizika chudoby zaměstnaných	B_POV_ZAM	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl domácností s připojením na internet	B_INTERNET	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra materiální deprivace (4 a více položek)	B_MAT_DEPR	% celkové populace	Eurostat	2004 - 2009
Čistý domácí produkt v tržních cenách	B_NDP	PPS/obyvatele	Eurostat	2004 - 2009
Čistý národní disponibilní důchod	B_NNDI	PPS/obyvatele	Eurostat	2004 - 2009
Čistý národní důchod v tržních cenách	B_NNI	PPS/obyvatele	Eurostat	2004 - 2009

Relativní mediánová mezera chudoby	B_MED_POV_G AP	%	Eurostat	2004 - 2009
Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20	B_S80_S20		Eurostat	2004 - 2009
Závažná materiální deprivace, procento z celkové populace, první kvintil ekvivalizovaného příjmu	B_SEV_MAT_D EPR_Q1	%	Eurostat	2004 - 2009
Závažná materiální deprivace, procento z celkové populace, pátý kvintil ekvivalizovaného příjmu	B_SEV_MAT_D EPR_Q5	%	Eurostat	2004 - 2009
Obyvatelstvo ohrožené chudobou, po sociálních transferech	B_POV_AFTER_ SOCIAL	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl ztrátových úvěrů k celkovému objemu úvěrů	B_ZTRAT_UVER	%	Světová banka	2004 - 2009

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. I/2.: Seznam proměnných – dimenze Zdraví

UKAZATEL	ZKRATKA	JEDNOTKY	ZDROJ	DOSTUPNOST
Míra úmrtnosti - chronická onemocnění, muži	Z_DR_CHRONIC_M	podíl na 100 000 obyv.	Eurostat	2004 - 2009
Míra úmrtnosti - chronická onemocnění, ženy	Z_DR_CHRONIC_F	podíl na 100 000 obyv.	Eurostat	2004 - 2009
Zdravá délka života při narození, muži	Z_HLY_M	roky	Eurostat	2004 - 2009
Zdravá délka života při narození, ženy	Z_HLY_F	roky	Eurostat	2004 - 2009
Kojenecká úmrtnost	Z_KOJENECKA_UMRT	podíl na 1000 živě narozených	Eurostat	2004 - 2009
Střední délka života ve věku 65 let, muži	Z_LE_65_M	roky	Eurostat	2004 - 2009
Střední délka života ve věku 65 let, ženy	Z_LE_65_F	roky	Eurostat	2004 - 2009
Střední délka života při narození, muži	Z_LE_M	roky	Eurostat	2004 - 2009
Střední délka života při narození, ženy	Z_LE_F	roky	Eurostat	2004 - 2009
Podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, ženy	Z_DLOUHO_NEMOC_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži	Z_DLOUHO_NEMOC_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Subjektivní hodnocení zdraví, muži, špatné a velmi špatné	Z_SUBJ_ZDRAVI_BAD_M	% z celkové populace	Eurostat	2004 - 2009
Subjektivní hodnocení zdraví, ženy, špatné a velmi špatné	Z_SUBJ_ZDRAVI_BAD_F	% z celkové populace	Eurostat	2004 - 2009

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. I/3.: Seznam proměnných – dimenze Vzdělání

UKAZATEL	ZKRATKA	JEDNOTKY	ZDROJ	DOSTUPNOST
Předčasné ukončování školní docházky - podíl populace ve věku 18-24 let s maximálním dosaženým nižším středoškolským vzděláním a neúčastníci se dalšího vzdělávání, muži	V_EARLY_LEAVE_EDU_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Předčasné ukončování školní docházky - podíl populace ve věku 18-24 let s maximálním dosaženým nižším středoškolským vzděláním a neúčastníci se dalšího vzdělávání, ženy	V_EARLY_LEAVE_EDU_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Celoživotní vzdělávání - procento dospělé populace ve věku 25 až 64 let účastníci se školení a kurzů, muži	V_LIFELONG_LEARN_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Celoživotní vzdělávání - procento dospělé populace ve věku 25 až 64 let účastníci se školení a kurzů, ženy	V_LIFELONG_LEARN_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním, věková skupina 25-34 let	V_LOW_EDU_25_34	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním, věková skupina 25-64 let	V_LOW_EDU_25_64	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl populace ve věku 30-34 let s dosaženým terciárním vzděláním, muži	V_TERC_EDU_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl populace ve věku 30-34 let s dosaženým terciárním vzděláním, ženy	V_TERC_EDU_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra nezaměstnanosti osob se základním až nižším středním vzděláním, 15-64 let, muži	V_M_NEZAM_PRIM_EDU_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra nezaměstnanosti osob se základním až nižším středním vzděláním, 15-64 let, ženy	V_M_NEZAM_PRIM_EDU_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, 15-64 let, muži	V_M_NEZAM_TERC_EDU_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, 15-64 let, ženy	V_M_NEZAM_TERC_EDU_F	%	Eurostat	2004 - 2009

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. I/4.: Seznam proměnných – dimenze Aktivita

UKAZATEL	ZKRATKA	JEDNOTKY	ZDROJ	DOSTUPNOST
Jak hodně se, dle svého hodnocení, věnujete zaměstnání (placené práci): příliš mnoho	A_PRACE_MNOHO	%	EQLS	2003, 2007
Kolik času, dle Vašeho názoru, věnujete svým koníčkům: příliš málo	A_HOBBIES_MALO	%	EQLS	2003, 2007
Míra zaměstnanosti, věková skupina 15-64 let, muži	A_M_ZAM_15_64_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra zaměstnanosti, věková skupina 15-64 let, ženy	A_M_ZAM_15_64_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, plný úvazek, muži	A_HODINY_M	počet hodin	Eurostat	2004 - 2009
Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, plný úvazek, ženy	A_HODINY_F	počet hodin	Eurostat	2004 - 2009
Nedobrovolně zaměstnaní na částečný úvazek jako procento ze všech zaměstnaných na částečný úvazek, věková kategorie 15-64 let	A_NEDOBROVOL_CASTECNY	%	Eurostat	2004 - 2009
Produktivita práce na jednu odpracovanou hodinu	A_PROD_PRACE	index, EU27=100	Eurostat	2004 - 2009
Míra dlouhodobé nezaměstnanosti (12 měs. a déle) jako procento celkové nezaměstnanosti, muži	A_DLOUHO_NEZAM_proc_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra dlouhodobé nezaměstnanosti (12 měs. a déle) jako procento celkové nezaměstnanosti, ženy	A_DLOUHO_NEZAM_proc_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra nezaměstnanosti mladých do 25 let	A_M_NEZAM_do25	%	Eurostat	2004 - 2009
Zaměstnaní na částečný úvazek jako procento celkové zaměstnanosti, muži	A_CASTECNY_proc_M	%	Eurostat	2004 - 2009

Zaměstnaní na částečný úvazek jako procento celkové zaměstnanosti, ženy	A_CASTECNY_proc_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra nezaměstnanosti, muži	A_M_NEZAM_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra nezaměstnanosti, ženy	A_M_NEZAM_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl zaměstnanců ve věku 15-24 let s vyšším středním vzděláním (ISCED 3-4), muži	A_ZAM_ISCED34_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl zaměstnanců ve věku 25-74 let s terciárním vzděláním (ISCED 5-6), muži	A_ZAM_ISCED56_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl zaměstnanců ve věku 15-24 let s vyšším středním vzděláním (ISCED 3-4), ženy	A_ZAM_ISCED34_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl zaměstnanců ve věku 25-74 let s terciárním vzděláním (ISCED 5-6), ženy	A_ZAM_ISCED56_F	%	Eurostat	2004 - 2009

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. I/5.: Seznam proměnných – dimenze Politika

UKAZATEL	ZKRATKA	JEDNOTKY	ZDROJ	DOSTUPNOST
Důvěra v instituce - policie	P_DUVERA_POLICIE	% obyvatel	Eurobarometr	2004 - 2009
Důvěra v instituce - vláda	P_DUVERA_VLADA	% obyvatel	Eurobarometr	2004 - 2009
Důvěra v instituce - justice	P_DUVERA_JUSTICE	% obyvatel	Eurobarometr	2004 - 2009
Důvěra v instituce - národní parlament	P_DUVERA_PARLAMENT	% obyvatel	Eurobarometr	2004 - 2009
Míra nezaměstnanosti cizinců, 15-64 let	P_M_NEZAM_CIZINCI	% obyvatel	Eurostat	2004 - 2009
WGI*: Kontrola korupce (-2,5=nejhorší až +2,5=nejlepší)	P_WGI_KORUPCE		Světová banka	2004 - 2009
WGI: Efektivnost vlády (-2,5=nejhorší až +2,5=nejlepší)	P_WGI_EFEKTIVNOST		Světová banka	2004 - 2009
WGI: Politická stabilita (-2,5=nejhorší až +2,5=nejlepší)	P_WGI_STABILITA		Světová banka	2004 - 2009
WGI: Kvalita regulace (-2,5=nejhorší až +2,5=nejlepší)	P_WGI_REGULACE		Světová banka	2004 - 2009
WGI: Právní řád (-2,5=nejhorší až +2,5=nejlepší)	P_WGI_PRAVO		Světová banka	2004 - 2009
WGI: Demokracie (-2,5=nejhorší až +2,5=nejlepší)	P_WGI_DEMOKRACIE		Světová banka	2004 - 2009
Zastoupení žen v národním parlamentu	P_ZENY_PARLAMENT	%	Světová banka	2004 - 2009

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. I/6.: Seznam proměnných – dimenze Sociální vazby

UKAZATEL	ZKRATKA	JEDNOTKY	ZDROJ	DOSTUPNOST
Procento obyvatel, kteří se dle vlastního hodnocení příliš málo setkávají se členy rodiny.	SV_RODINA_MALO	%	EQLS	2003, 2007
Procento obyvatel, kteří hodnotí kontakt se členy rodiny jako dostatečný.	SV_RODINA_AKORAT	%	EQLS	2003, 2007
Ostatní sociální kontakty mimo rodinu:příliš málo	SV_PRATELE_MALO	%	EQLS	2003, 2007
Jak často jste v průměru v kontaktu s Vašimi přáteli:nejméně jednou za týden	SV_KONTAKT_PRATELE_TYDNE	%	EQLS	2003, 2007
Od koho byste mohl(a) očekávat pomoc doma v případě Vaší nemoci: nikdo	SV_POMOC_NIKDO	%	EQLS	2003, 2007
Od koho byste mohl(a) očekávat podporu v případě, že byste potřeboval(a) poradit s vážnou osobní nebo rodinnou záležitostí:nikdo	SV_RADA_NIKDO	%	EQLS	2003, 2007

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. I/7.: Seznam proměnných – dimenze Životní prostředí

UKAZATEL	ZKRATKA	JEDNOTKY	ZDROJ	DOSTUPNOST
Standardizovaná míra úmrtnosti - rakovina	ZP_SDR_RAKOVINA	podíl na 100 000 obyv.	Eurostat	2004 - 2009
Standardizovaná míra úmrtnosti - chronické onemocnění dolních cest dýchacích	ZP_SDR_DYCHANI	podíl na 100 000 obyv.	Eurostat	2004 - 2009
Nakládání s odpady - skládkování a ostatní způsoby ukládání v úrovni nebo pod úrovní terénu	ZP_ODPADY_SKLADKY	kg./os.	Eurostat	2004 - 2009
Energetická náročnost ekonomiky (Hrubá tuzemská spotřeba energie v zemi dělená HDP ve stálých cenách vyjádřená v kilogramech ropného ekvivalentu na 1000 EUR)	ZP_ENERG_NAROK_EKONOM	kgoe	Eurostat	2004 - 2009
Emise skleníkových plynů, bazický index k roku 1990	ZP_GREENHOUSE_GAS	%	Eurostat	2004 - 2009
Podíl populace trpící hlukem od sousedů nebo z ulice	ZP_HLUK_ULICE	% z celkové populace	Eurostat	2004 - 2009
Podíl populace žijící ve znečištěném okolním prostředí	ZP_ZNECISTENE_OKOLI	% z celkové populace	Eurostat	2004 - 2009
Vystavení městského obyvatelstva znečištění ovzduší pevnými částicemi - průměrná koncentrace pevných částic (vážený průměr, populační váhy)	ZP_PEVNE_CASTICE	µg/m ³	Eurostat	2004 - 2009
Podíl alternativní a jaderné energie	ZP_ALTERNATIV_ENERGIE	%	Světová banka	2004 - 2009
Podíl městského obyvatelstva	ZP_OBYV_MESTO	% z celkové populace	Světová banka	2004 - 2009

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. I/8.: Seznam proměnných – dimenze Nejistota

UKAZATEL	ZKRATKA	JEDNOTKY	ZDROJ	DOSTUPNOST
S jakou pravděpodobností by se podle Vás mohlo stát, že byste v průběhu následujících šesti měsíců přišel(a) o svou (hlavní) práci: velmi pravděpodobné + spíše pravděpodobné, muži	N_ZTRATA_ZAM_M	%	EQLS	2003, 2007
S jakou pravděpodobností by se podle Vás mohlo stát, že byste v průběhu následujících šesti měsíců přišel(a) o svou (hlavní) práci: velmi pravděpodobné + spíše pravděpodobné, ženy	N_ZTRATA_ZAM_F	%	EQLS	2003, 2007
Úmrtí v silniční dopravě	N_UMRTI_SILNIC_E	úmrtí/milion obyv.	Eurostat	2004 - 2008
Problémy s bydlením: vandalství, kriminalita v okolí, podíl obyvatel	N_BYT_VANDALI_SM	%	Eurostat	2004 - 2009
Standardizovaná míra úmrtnosti - násilné trestné činy	N_SDR_NASILI	podíl na 100 000 obyv.	Eurostat	2004 - 2009
Standardizovaná míra úmrtnosti - dopravní nehody	N_SDR_NEHODY	podíl na 100 000 obyv.	Eurostat	2004 - 2009
Standardizovaná míra úmrtnosti - napadení	N_SDR_NAPADE_NI	podíl na 100 000 obyv.	Eurostat	2004 - 2009
Míra zaměstnanosti starších osob (55-64 let), muži	N_M_ZAM_55_64_M	%	Eurostat	2004 - 2009
Míra zaměstnanosti starších osob (55-64 let), ženy	N_M_ZAM_55_64_F	%	Eurostat	2004 - 2009
Zdravá délka života ve věku 65 let, muži	N_HLY_65_M	roky	Eurostat	2004 - 2009
Zdravá délka života ve věku 65 let, ženy	N_HLY_65_F	roky	Eurostat	2004 - 2009
Míra rizika chudoby starších osob (60 let a více), muži	N_POV_RATE_60_over_M	% z celkové populace	Eurostat	2004 - 2009
Míra rizika chudoby starších osob (60 let a více), ženy	N_POV_RATE_60_over_F	% z celkové populace	Eurostat	2004 - 2009
Medián čistého ekvivalizovaného příjmu starších osob (65 let a více), muži	N_MEDIAN_PRIJEM_65over_M	PPS	Eurostat	2004 - 2009

Medián čistého ekvivalizovaného příjmu starších osob (65 let a více), ženy	N_MEDIAN_PRIJEM_65over_F	PPS	Eurostat	2004 - 2009
Dlouhodobá nezaměstnanost	N_DLOUHO_NEZAM	%	Eurostat	2004 - 2009
Závažná materiální deprivace starších osob (65 let a více)	N_SEV_MAT_DEPR_65over	% z celkové populace	Eurostat	2004 - 2009
Míra nezaměstnanosti mladých do 25ti let	N_M_NEZAM_do25	%	Eurostat	2004 - 2009
Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20 starších obyvatel (65 let a více)	N_S80_S20_65over		Eurostat	2004 - 2009
Subjektivní hodnocení zdraví starších osob (65-74 let), špatné a velmi špatné	N_SUBJ_ZDRAVI_BAD_65_74_let	%	Eurostat	2004 - 2009

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 2: Korelace proměnných v jednotlivých dimenzích

Příloha č. 2/I: Dimenze Bohatství - materiální životní úroveň – korelace proměnných

koeficient korelace	proměnné	variační koeficient (%)	vyřazená proměnná
r=0,995	B_NNDI	25,87	B_GNDI
	B_GNDI	25,54	
r=0,992	B_NEDOSTUP_MED_Q1	96,50	B_NEDOSTUP_MED_Q1
	B_NEDOSTUP_MED	104,66	
r=0,987	B_SEV_MAT_DEPR_Q1	60,53	B_SEV_MAT_DEPR_Q1
	B_MAT_DEPR	75,72	
r=0,981	B_S80_S20	22,12	B_GINI_koef
	B_GINI_koef	13,34	
r=0,967	B_VYD_SPOTREBA	27,91	B_VYD_SPOTREBA
	B_NNI	34,59	
r=0,967	B_VYD_SPOTREBA_dom	24,98	žádná
	B_VYD_SPOTREBA	27,91	
r=0,963	B_VYD_SPOTREBA	27,91	žádná
	B_GDI_dom	26,96	
r=0,958	B_NNI	34,59	B_NDP
	B_NDP	26,90	
r=0,948	B_VYD_SPOTREBA_dom	24,98	B_VYD_SPOTREBA_dom
	B_GDI_dom	26,96	
r=0,934	B_S80_S20	22,12	B_S80_S20
	B_POV_AFTER_SOCIAL	24,46	
r=0,931	B_NNI	34,59	B_GDI_dom
	B_GDI_dom	26,96	
r=0,910	B_POV_AFTER_SOCIAL	24,46	B_GINI_koef
	B_GINI_koef	13,34	
r=0,897	B_VYD_SPOTREBA	27,91	B_NDP
	B_NDP	26,90	
r=0,894	B_VYD_SPOTREBA_dom	24,98	B_VYD_SPOTREBA_dom
	B_NNI	34,59	
r=0,893	B_SEV_MAT_DEPR_Q5	69,87	B_SEV_MAT_DEPR_Q5
	B_MAT_DEPR	75,72	
r=0,850	B_SEV_MAT_DEPR_Q5	69,87	žádná
	B_SEV_MAT_DEPR_Q1	60,53	

r=0,845	B_S80_S20_	22,12	žádná
	B_MED_POV_GAP	16,47	
r=0,841	B_NDP	26,90	B_NDP
	B_GDI_dom	26,96	
r=0,836	B_NNDI	25,87	B_NNDI
	B_GDI	26,96	
r=0,833	B_GNDI	25,54	žádná
	B_GDI_dom	26,96	
r=0,829	B_VYD_SPOTREBA_dom	24,98	žádná
	B_NDP	26,90	
r=0,816	B_S80_S20	22,12	B_S80_S20
	B_POV_ZAM	36,71	
r=-0,808	B_MAT_DEPR	75,72	BGNDI
	B_GNDI	25,54	
r=0,808	B_VYD_SPOTREBA	27,91	žádná
	B_NNDI	25,87	
r=0,800	B_VYD_SPOTREBA	27,91	žádná
	B_GNDI	25,54	

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 2/II: Dimenze Zdraví – korelace proměnných

koeficient korelace	proměnné	variační koeficient (%)	vyřazená proměnná
r=0,984	Z_SUBJ_ZDRAVI_BAD_M	44,15	Z_SUBJ_ZDRAVI_BAD_M
	Z_SUBJ_ZDRAVI_BAD_F	47,37	
r=0,971	Z_LE_M	5,21	Z_LE_M
	Z_LE_65_M	10,53	
r=0,965	Z_LE_F	2,56	Z_LE_F
	Z_LE_65_F	6,93	
r=0,956	Z_LE_F	2,56	Z_LE_F
	Z_LE_65_M	10,53	
r=-0,952	Z_LE_M_	5,21	Z_LE_M_
	Z_DR_CHRONIC_M	47,97	
r=0,936	Z_DLOUHO_NEMOC_M	18,06	Z_DLOUHO_NEMOC_F
	Z_DLOUHO_NEMOC_F	16,81	
r=0,929	Z_HLY_M_	7,85	Z_HLY_F
	Z_HLY_F	6,72	
r=0,921	Z_LE_M	5,21	žádná
	Z_LE_F	2,56	
r=-0,918	Z_LE_F	2,56	Z_LE_F
	Z_DR_CHRONIC_F	29,70	
r=0,918	Z_DR_CHRONIC_M	47,97	Z_DR_CHRONIC_F
	Z_DR_CHRONIC_F	29,70	
r=-0,916	Z_LE_65_M	10,53	Z_LE_65_M
	Z_DR_CHRONIC_M	47,97	
r=0,900	Z_LE_65_M	10,53	žádná
	Z_LE_65_F	6,93	
r=-0,893	Z_LE_F	2,56	Z_LE_F
	Z_DR_CHRONIC_M	47,97	
r=-0,883	Z_LE_65_M	10,53	žádná
	Z_DR_CHRONIC_F	29,70	
r=-0,867	Z_LE_M	5,21	žádná
	Z_DR_CHRONIC_F	29,70	
r=0,825	Z_LE_M	5,21	Z_LE_M
	Z_LE_65_F	6,93	
r=-0,819	Z_LE_65_F	6,93	žádná
	Z_DR_CHRONIC_F	29,70	

r=0,817	Z_LE_M	5,21	Z_LE_M
	Z_HLY_M	7,85	

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 2/III: Dimenze Vzdělání – korelace proměnných

koeficient korelace	proměnné	variální koeficient (%)	vyřazená proměnná
r=0,960	V_LIFELONG_LEARN_M	65,30	V_LIFELONG_LEARN_M
	V_LIFELONG_LEARN_F	73,96	
r=0,957	V_EARLY_LEAVE_EDU_M	46,75	V_EARLY_LEAVE_EDU_F
	V_EARLY_LEAVE_EDU_F	36,89	
r=0,953	V_LOW_EDU_25_34	46,50	V_LOE_EDU_25_34
	V_EARLY_LEAVE_EDU_M	46,75	
r=0,952	V_LOW_EDU_25_64	63,13	V_LOW_EDU_25_34
	V_LOW_EDU_25_34	46,50	
r=0,950	V_LOW_EDU_25_34	46,50	žádná
	V_EARLY_LEAVE_EDU_F	36,89	
r=0,932	V_M_NEZAM_PRIM_EDU_M	60,91	V_M_NEZAM_PRIM_EDU_F
	V_M_NEZAM_PRIM_EDU_F	51,96	
r=0,889	V_TERC_EDU_M	33,15	V_TERC_EDU_F
	V_TERC_EDU_F	31,81	
r=0,887	V_LOW_EDU_25_64	63,13	V_EARLY_LEAVE_EDU_F
	V_EARLY_LEAVE_EDU_F	36,89	
r=0,886	V_LOW_EDU_25_64	63,13	V_EARLY_LEAVE_EDU_M
	V_EARLY_LEAVE_EDU_M	46,75	

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 2/IV: Dimenze osobní Aktivity – korelace proměnných

koeficient korelace	proměnné	variační koeficient (%)	vyřazená proměnná
r=0,923	A_DLOUHO_NEZAM_proc_M	37,55	A_DLOUHO_NEZAM_proc_M
	A_DLOUHO_NEZAM_proc_F	43,17	
r=0,891	A_ZAM_ISCED34_M	29,82	A_ZAM_ISCED34_F
	A_ZAM_ISCED34_F	25,23	
r=0,848	A_M_NEZAM_F	34,05	A_M_NEZAM_do25
	A_M_NEZAM_do25	31,09	
r=0,805	A_ZAM_ISCED56_M	29,71	A_ZAM_ISCED56_F
	A_ZAM_ISCED56_F	28,02	
r=0,804	A_CASTECNY_proc_M	48,88	A_CASTECNY_proc_M
	A_CASTECNY_proc_F	67,68	

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 2/V: Dimenze Politická vůle a vláda – korelace proměnných

koeficient korelace	proměnné	variační koeficient (%)	vyřazená proměnná
r=0,969	P_WGI_KORUPCE	62,75	P_WGI_EFEKTIVNOST
	P_WGI_EFEKTIVNOST	39,12	
r=0,956	P_WGI_PRAVO	39,18	P_WGI_PRAVO
	P_WGI_KORUPCE	62,75	
r=0,949	P_WGI_KORUPCE	62,75	P_WGI_DEMOKRACIE
	P_WGI_DEMOKRACIE	20,03	
r=0,947	P_WGI_PRAVO	39,18	žádná
	P_WGI_EFEKTIVNOST	39,12	
r=0,937	P_DUVERA_VLADA	38,57	P_DUVERA_VLADA
	P_DUVERA_PARLAMENT	45,93	
r=0,919	P_WGI_PRAVO	39,18	žádná
	P_WGI_DEMOKRACIE	20,03	
r=0,902	P_WGI_EFEKTIVNOST	39,12	žádná
	P_WGI_DEMOKRACIE	20,03	
r=0,900	P_WGI_REGULACE	24,40	žádná
	P_WGI_PRAVO	39,18	
r=0,897	P_DUVERA_POLICIE	23,90	P_DUVERA_POLICIE
	P_DUVERA_JUSTICE	33,58	
r=0,887	P_WGI_REGULACE	24,40	P_WGI_REGULACE
	P_WGI_KORUPCE	62,75	
r=0,883	P_WGI_REGULACE	24,40	žádná
	P_WGI_EFEKTIVNOST	39,12	
r=0,867	P_WGI_DEMOKRACIE	20,03	žádná
	P_DUVERA_POLICIE	23,90	
r=0,864	P_DUVERA_PARLAMENT	45,93	P_DUVERA_JUSTICE
	P_DUVERA_JUSTICE	33,58	
r=0,863	P_WGI_REGULACE	24,40	žádná
	P_WGI_DEMOKRACIE	20,03	
r=0,854	P_WGI_KORUPCE	62,75	P_DUVERA_POLICIE_
	P_DUVERA_POLICIE_	23,90	
r=0,834	P_WGI_KORUPCE	62,75	P_DUVERA_JUSTICE
	P_DUVERA_JUSTICE	33,58	
r=0,827	P_WGI_PRAVO	39,18	žádná
	P_DUVERA_POLICIE	23,90	

r=0,824	P_WGI_EFEKTIVNOST	39,12	žádná
	P_DUVERA_JUSTICE	33,58	
r=0,819	P_WGI_PRAVO	39,18	žádná
	P_DUVERA_JUSTICE	33,58	
r=0,804	P_WGI_EFEKTIVNOST	39,12	žádná
	P_DUVERA_POLICIE	23,90	
r=0,802	P_WGI_EFEKTIVNOST	39,12	P_WGI_EFEKTIVNOST
	P_DUVERA_PARLAMENT	45,93	

Zdroj: vlastní zpracování

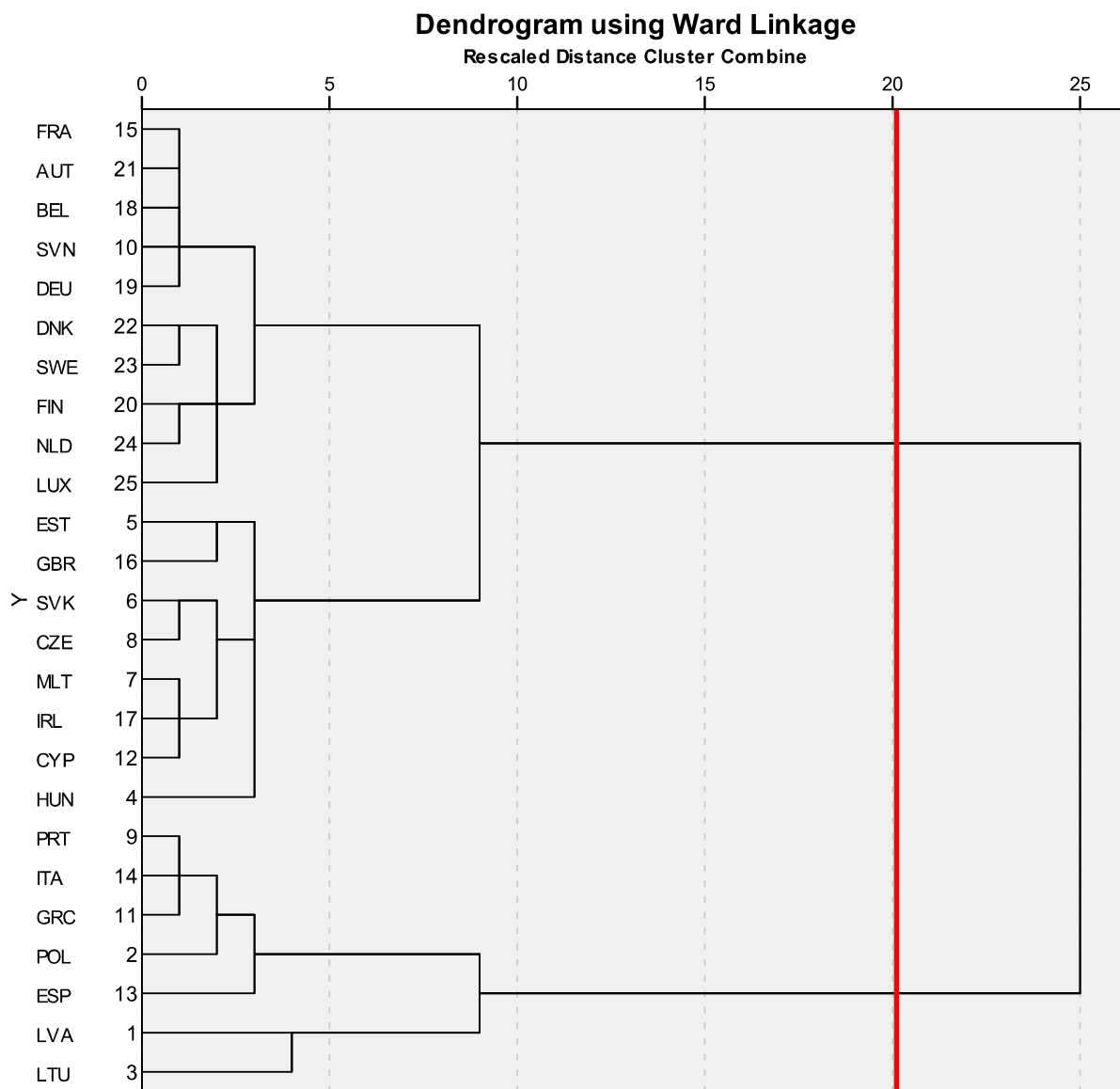
Příloha č. 2/VI: Dimenze Nejistota - korelace proměnných

koeficient korelace	proměnné	variační koeficient (%)	vyřazená proměnná
r>0,999	N_SDR_NASILI	42,00	N_SDR_NAPADENI
	N_SDR_NAPADENI	41,97	
r=0,994	N_MEDIAN_PRIJEM_65over_M	41,49	N_MEDIAN_PRIJEM_M
	N_MEDIAN_PRIJEM_65over_F	44,06	
r=0,983	N_UMRTI_SILNICE	41,84	N_SDR_NEHODY
	N_SDR_NEHODY	41,06	
r=0,968	N_HLY_65_M	29,20	N_HLY_65_M
	N_HLY_65_F	31,84	
r=0,910	N_POV_RATE_60over_M	55,30	N_POV_RATE_60over_F
	N_POV_RATE_60over_F	50,70	
r=0,874	N_SEV_MAT_DEPR_65over	101,07	N_SDR_NEHODY
	N_SDR_NEHODY	41,06	
r=0,821	N_UMRTI_SILNICE	41,84	N_UMRTI_SILNICE
	N_SEV_MAT_DEPR_65over	101,07	
r=0,813	N_SUBJ_ZDRAVI_BAD_65_74_let	57,66	N_SUBJ_ZDRAVI_BAD_65_74_let
	N_SEV_MAT_DEPR_65over	101,07	
r=0,812	N_SUBJ_ZDRAVI_BAD_65_74_let	57,66	žádná
	N_SDR_NEHODY	41,06	
r=-0,808	N_SUBJ_ZDRAVI_BAD_65_74_let	57,66	žádná
	N_HLY_65_F	31,84	

Zdroj: vlastní zpracování

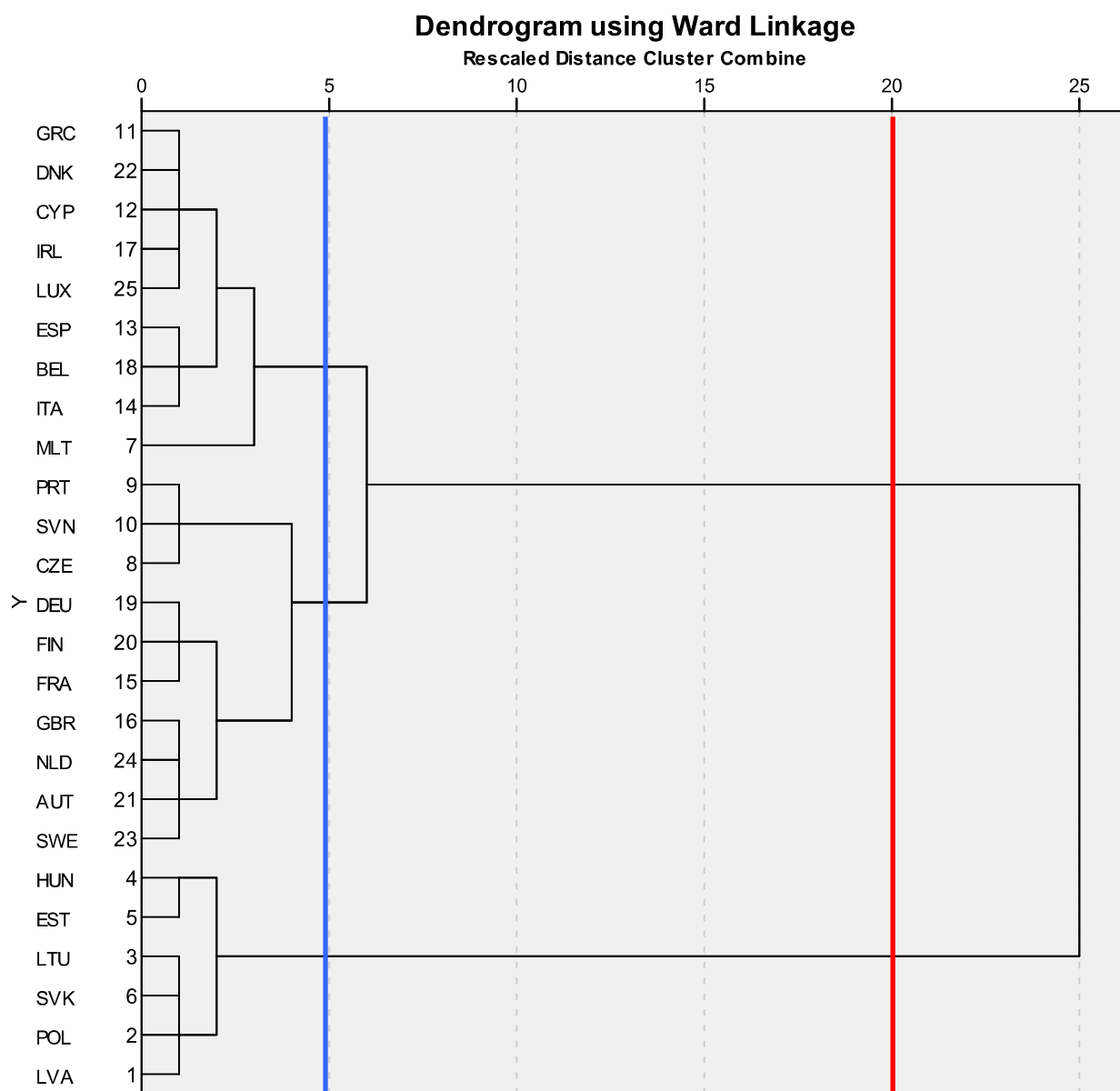
Příloha č. 3: Výsledky shlukové analýzy

Příloha č. 3/I: Dimenze Bohatství - materiální životní úroveň – dendrogram ke shlukové analýze



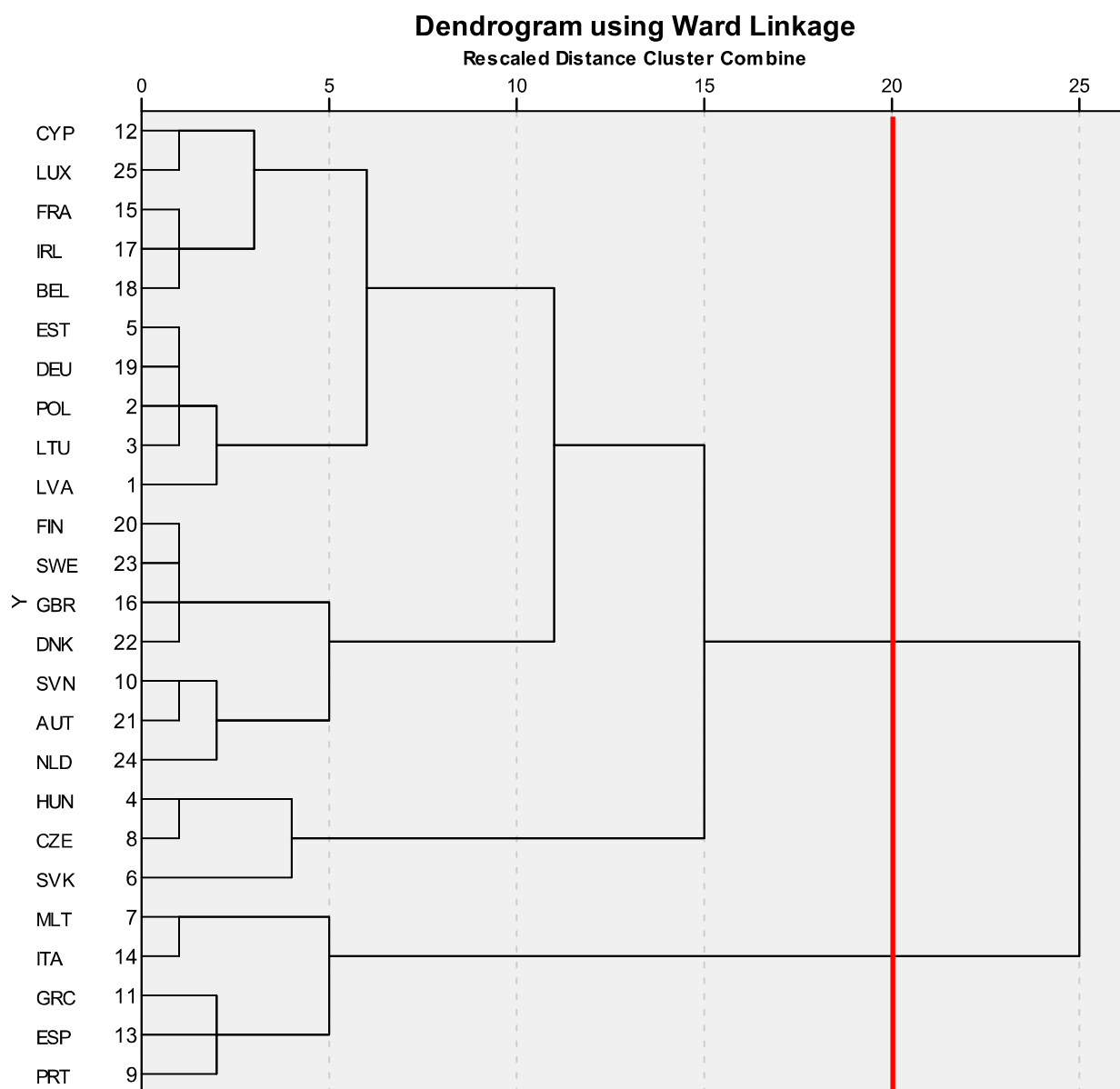
Pozn.: Červeně je vyznačena vzdálenost pro rozdělení států do shluků

Zdroj: vlastní zpracování



Pozn.: Červeně a modře je vyznačena vzdálenost pro rozdělení států do shluků

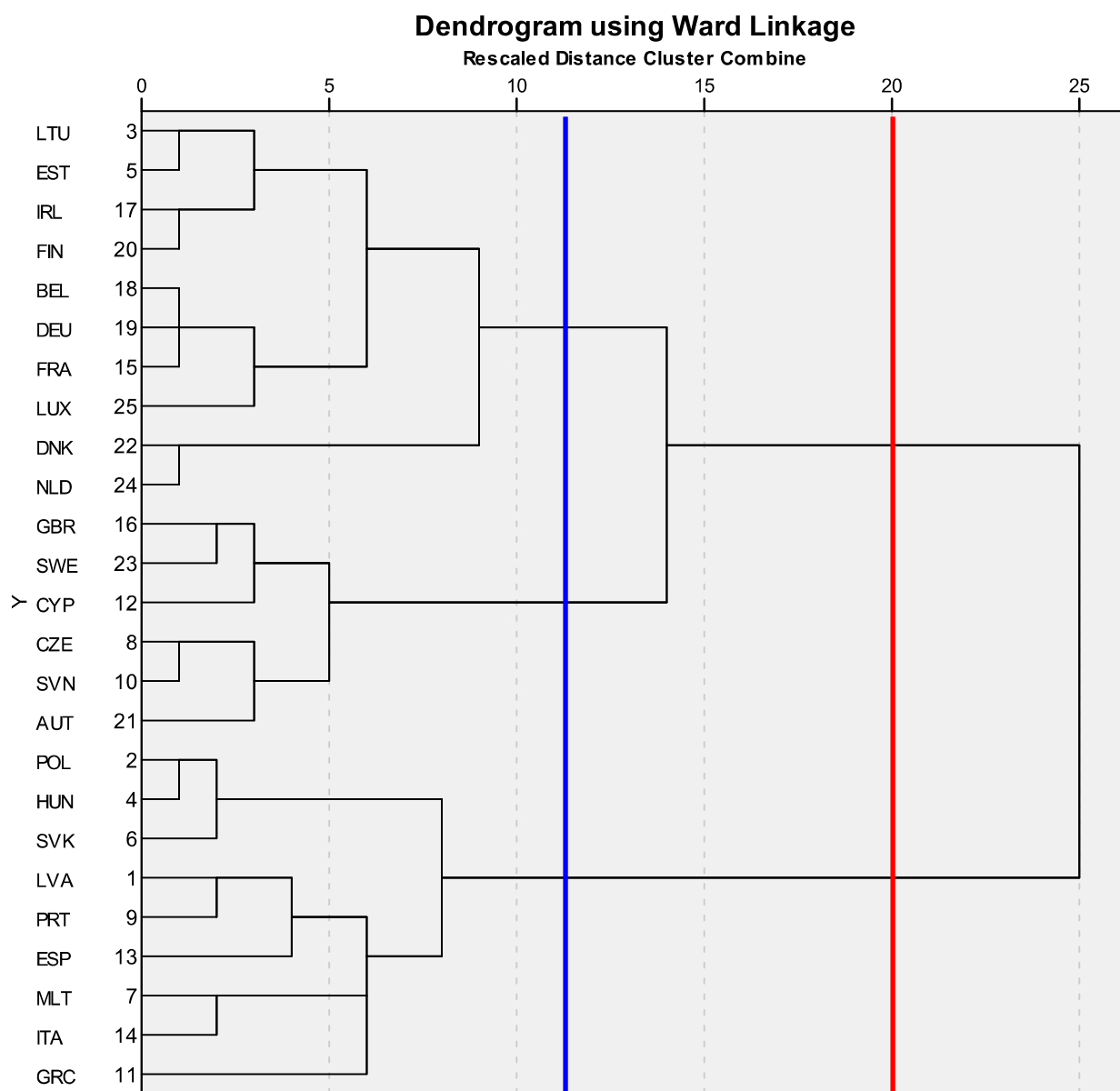
Zdroj: vlastní zpracování



Pozn.: Červeně je vyznačena vzdálenost pro rozdělení států do shluků

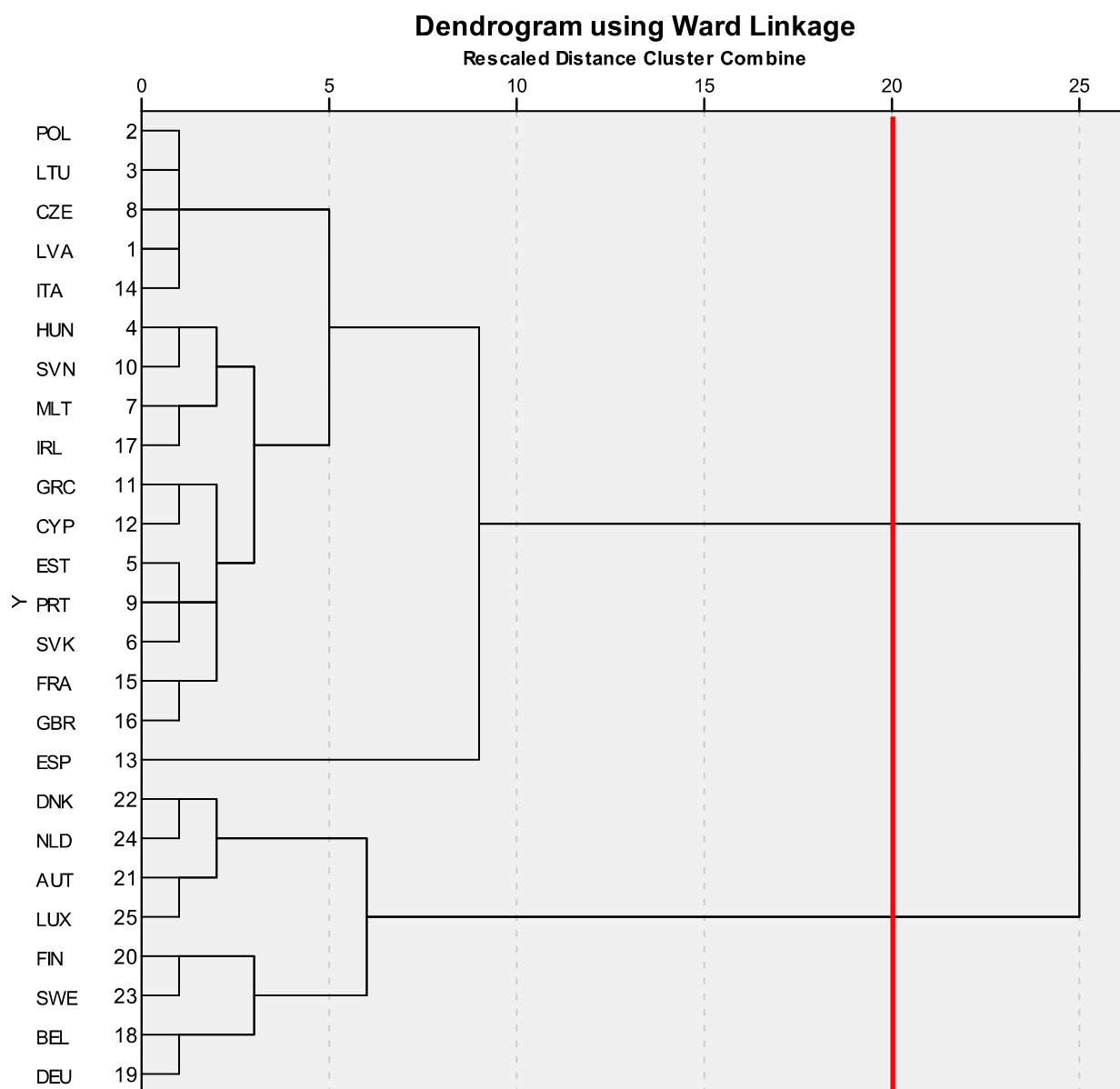
Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 3/IV: Dimenze Aktivity včetně práce – dendrogram ke shlukové analýze



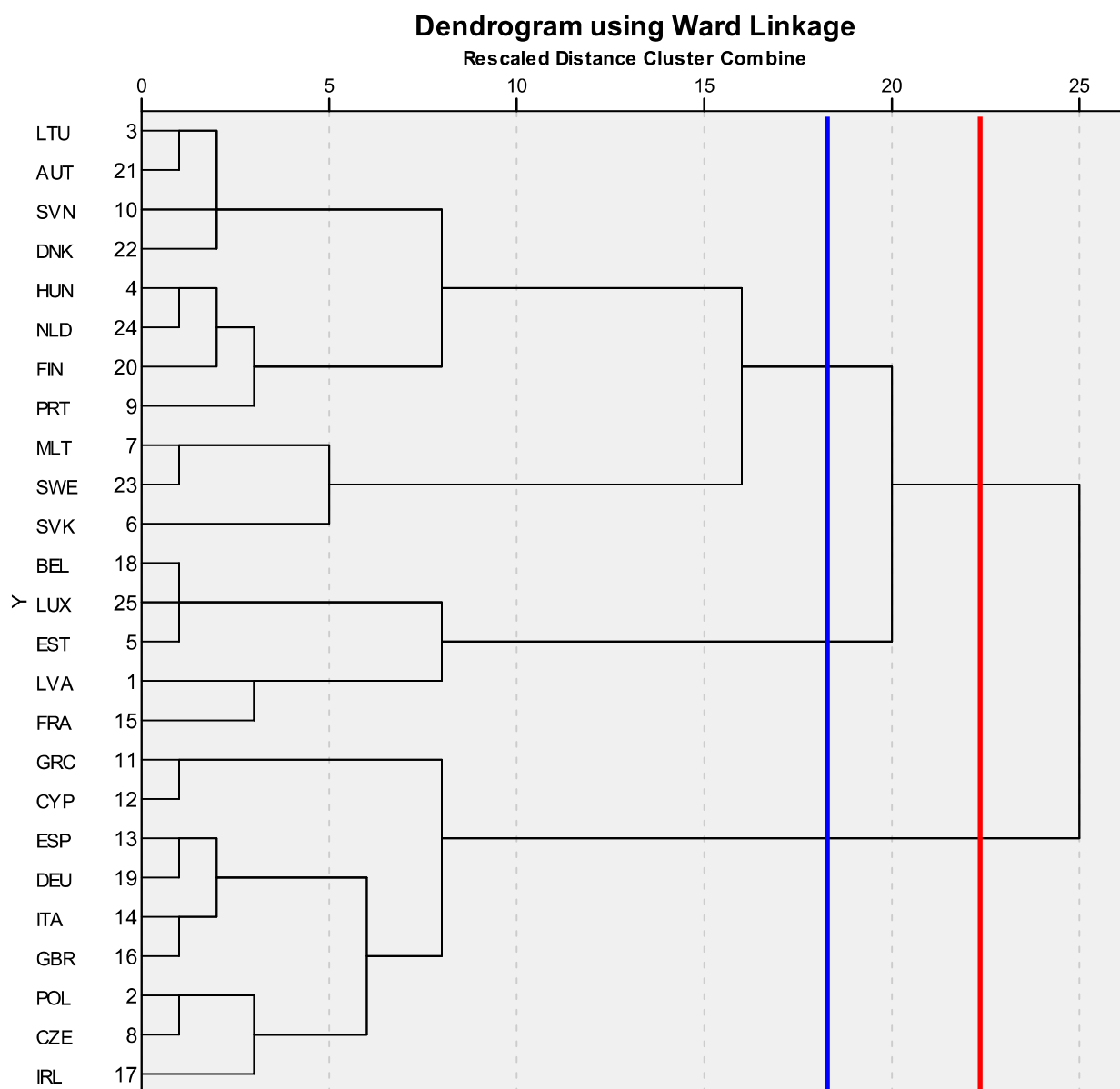
Pozn.: Červeně a modře je vyznačena vzdálenost pro rozdělení států do shluků

Zdroj: vlastní zpracování



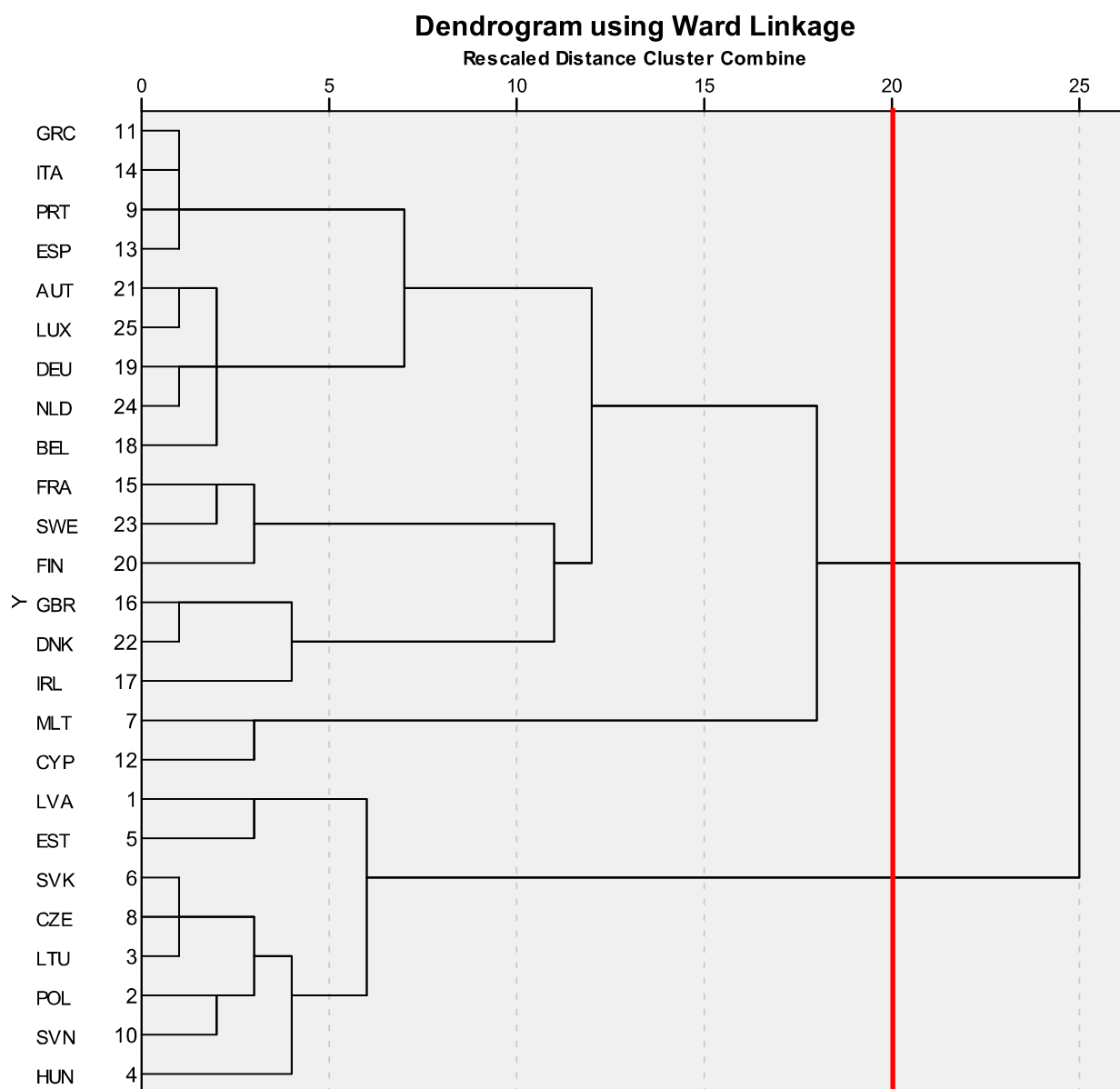
Pozn.: Červeně je vyznačena vzdálenost pro rozdělení států do shluků

Zdroj: vlastní zpracování



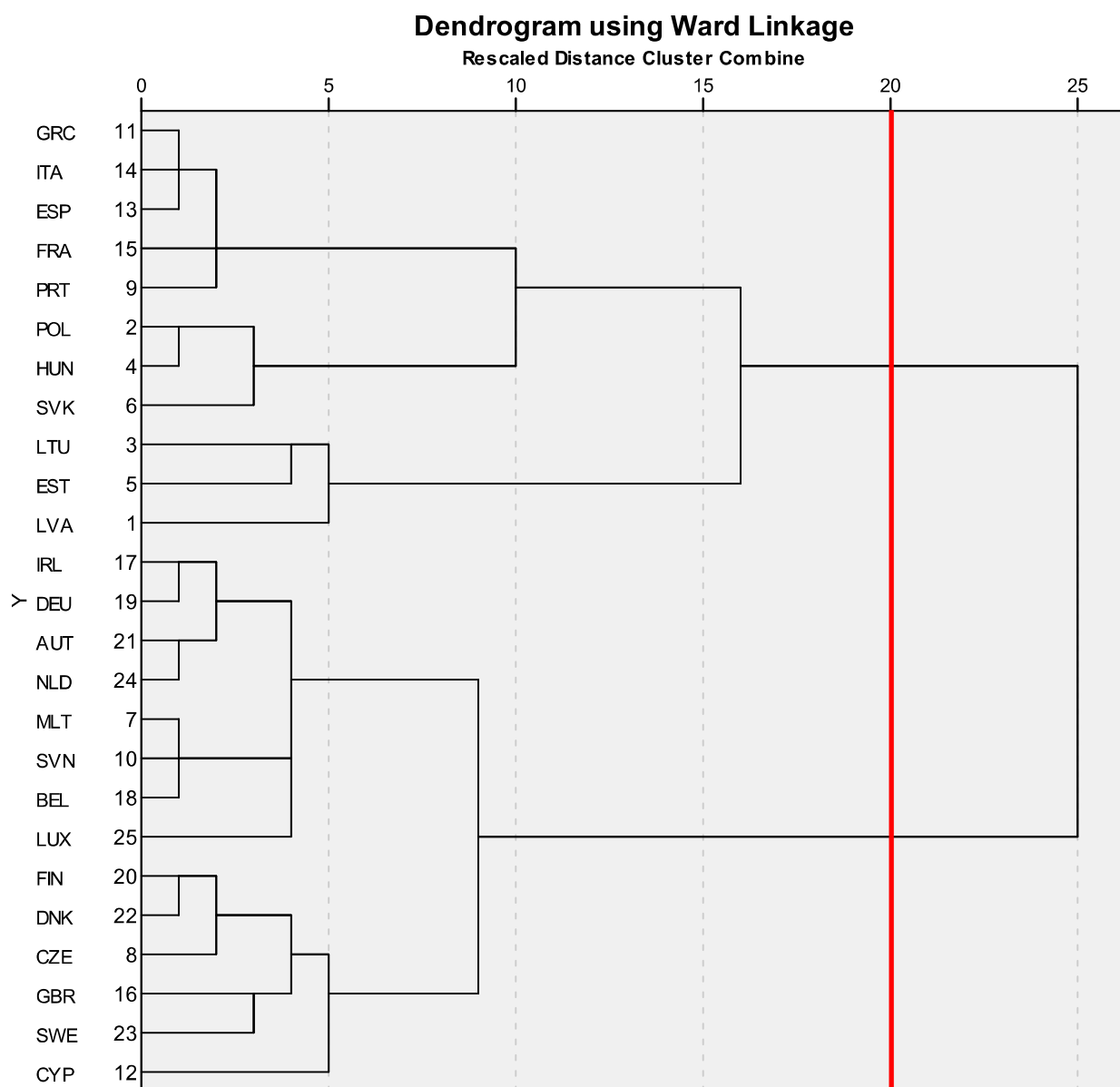
Pozn.: Červeně a modře je vyznačena vzdálenost pro rozdělení států do shluků

Zdroj: vlastní zpracování



Pozn.: Červeně je vyznačena vzdálenost pro rozdělení států do shluků

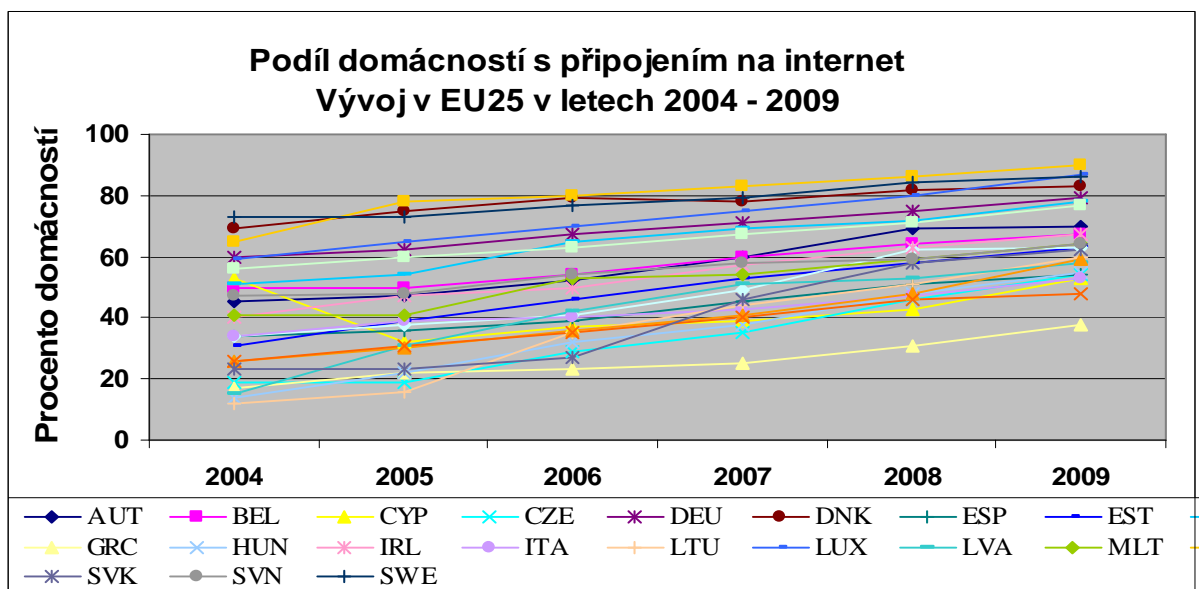
Zdroj: vlastní zpracování



Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 4: Vývoj ukazatelů a míry variability v jednotlivých letech

Graf č. IV/1.1.: Vývoj ukazatele Podíl domácností s připojením na internet v letech 2004 – 2009, EU25



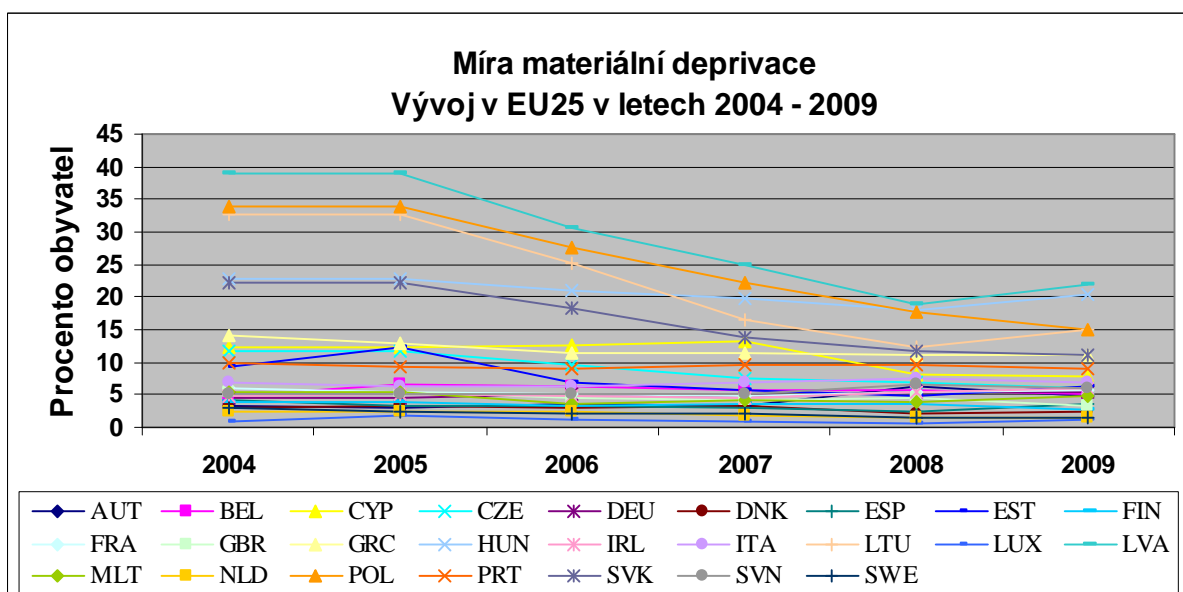
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/1.1.: Podíl domácností s připojením na internet – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	18,21	18,02	16,83	15,42	14,34	13,21
variační koeficient	45,81	41,80	34,31	28,35	23,80	20,24
Giniho koeficient	0,134	0,121	0,099	0,082	0,069	0,058
Theilův index	0,106	0,084	0,056	0,039	0,027	0,020

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/1.2.: Vývoj ukazatele Míra materiální deprivace v letech 2004 – 2009, EU25



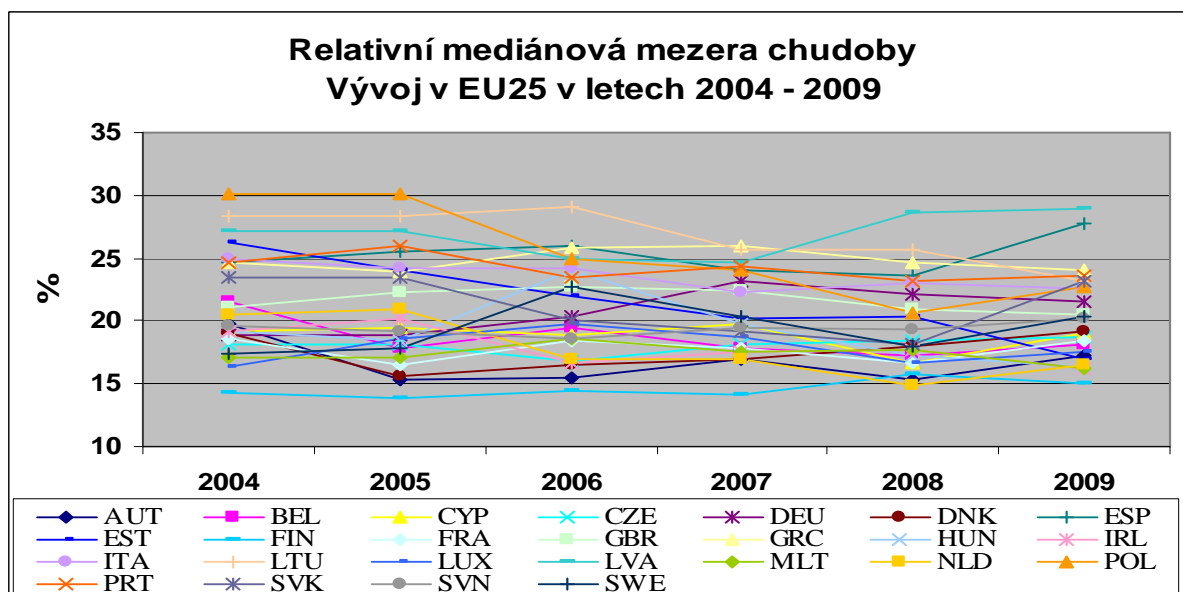
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/1.2.: Míra materiální deprivace – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	10,73	10,71	8,50	6,70	5,17	5,57
variační koeficient	98,83	98,24	91,55	82,66	70,91	75,44
Giniho koeficient	0,249	0,248	0,236	0,219	0,195	0,201
Theilův index	0,388	0,383	0,342	0,290	0,231	0,246

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/1.3.: Vývoj ukazatele Relativní mediánová mezera chudoby v letech 2004 – 2009, EU25



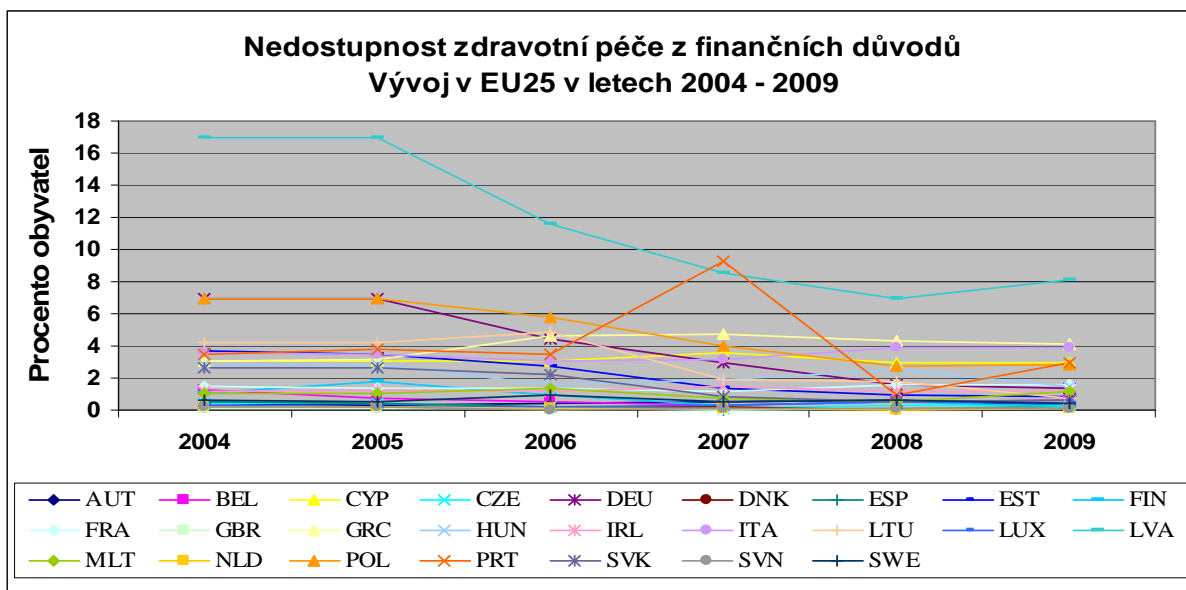
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/1.3.: Relativní mediánová mezera chudoby – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	4,04	4,36	3,83	3,22	3,56	3,62
variační koeficient	18,92	20,83	18,40	15,85	18,14	17,98
Giniho koeficient	0,054	0,060	0,053	0,046	0,051	0,051
Theilův index	0,017	0,021	0,016	0,012	0,015	0,015

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/1.4.: Vývoj ukazatele Nedostupnost zdravotní péče z finančních důvodů v letech 2004 – 2009, EU25



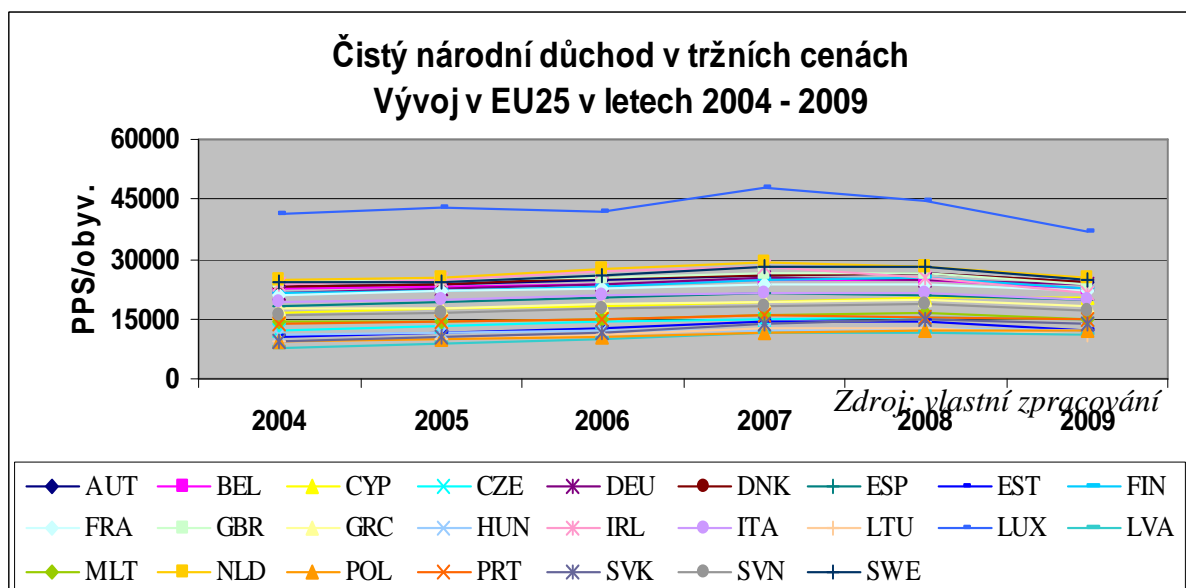
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/1.4.: Nedostupnost zdravotní péče z finančních důvodů – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	3,57	3,58	2,61	2,51	1,67	1,84
variační koeficient	134,24	135,13	118,32	130,69	117,04	125,81
Giniho koeficient	0,301	0,305	0,295	0,322	0,294	0,302
Theilův index	0,613	0,629	0,564	0,675	0,556	0,589

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/1.5.1.: Vývoj ukazatele Čistý národní důchod v letech 2004 – 2009, EU25



Tabulka č. IV/1.5.: Čistý národní důchod – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

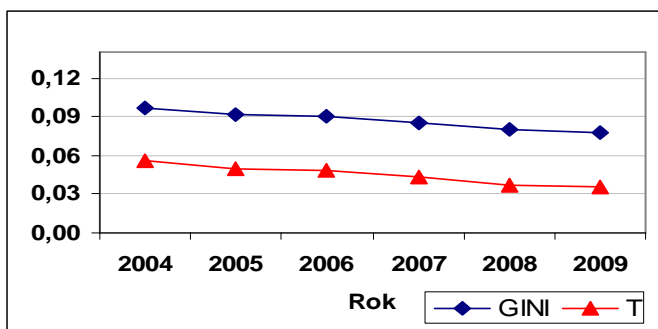
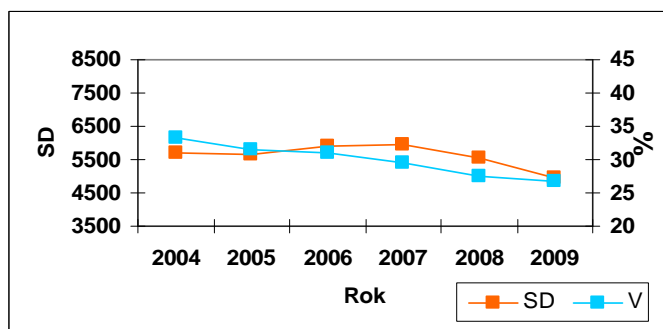
údaje pro 25 států						
rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	7398,59	7432,32	7331,20	8030,67	7300,74	6110,46
variační koeficient	40,63	39,30	36,78	37,70	34,50	31,64
Giniho koeficient	0,111	0,106	0,102	0,101	0,093	0,088
Theilův index	0,076	0,070	0,063	0,063	0,054	0,047
údaje bez Lucemburska						
rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	5723,55	5638,89	5884,12	5937,20	5543,87	4962,95
variační koeficient	33,20	31,47	30,93	29,40	27,47	26,72
Giniho koeficient	0,096	0,092	0,090	0,086	0,080	0,078
Theilův index	0,056	0,050	0,048	0,043	0,037	0,036

Zdroj: vlastní zpracování

Graf. č. IV/1.5.2.: Čistý národní důchod - vývoj v EU25 bez Lucemburska v letech 2004 – 2009

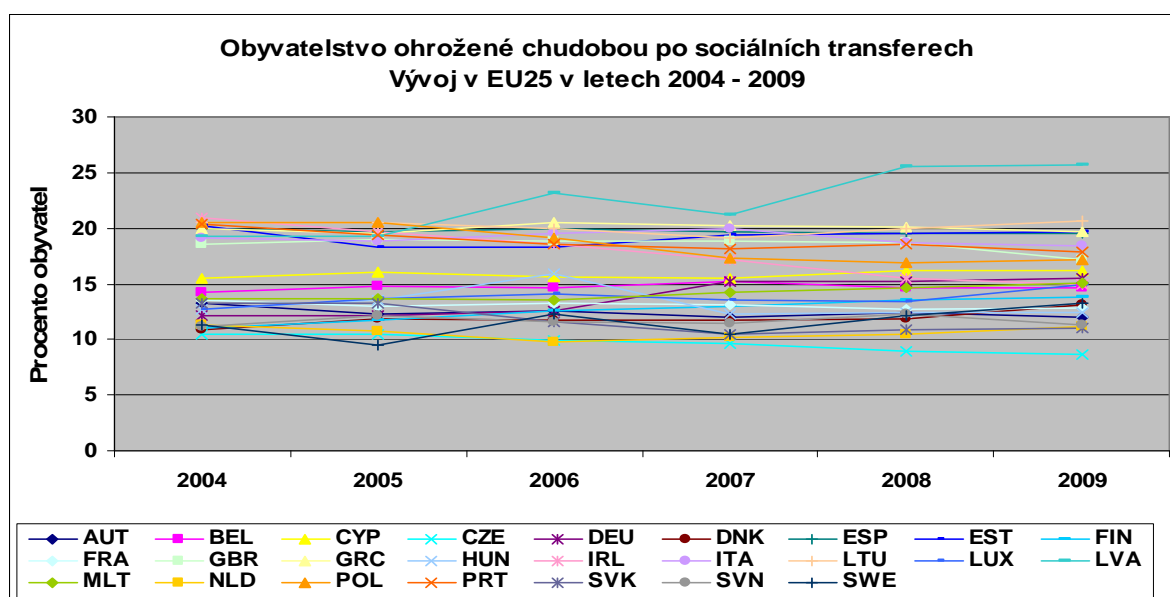
a) směrodatná odchylka a variační koeficient

b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/1.6.: Vývoj ukazatele Obyvatelstvo ohrožené chudobou po sociálních transferech v letech 2004 – 2009, EU25



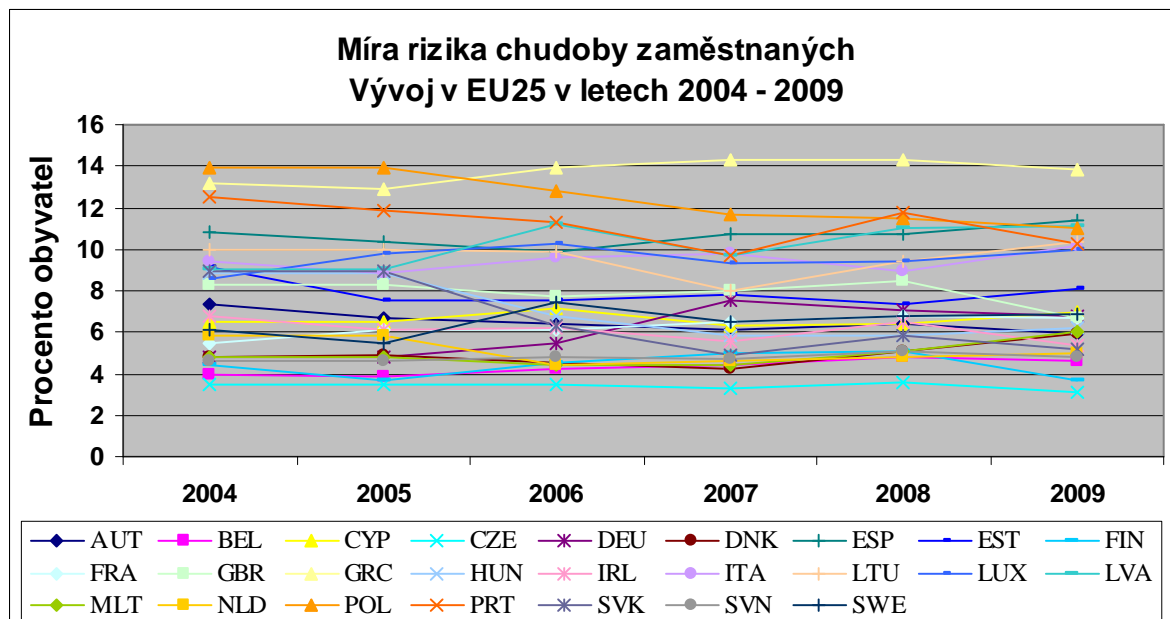
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/1.6.: Obyvatelstvo ohrožené chudobou po sociálních transferech – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	3,91	3,71	3,80	3,68	3,91	3,82
variální koeficient	25,28	24,15	24,50	24,27	25,42	24,69
Giniho koeficient	0,072	0,069	0,071	0,071	0,072	0,070
Theilův index	0,031	0,028	0,029	0,028	0,030	0,029

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/1.7.: Vývoj ukazatele Míra rizika chudoby zaměstnaných v letech 2004 – 2009, EU25



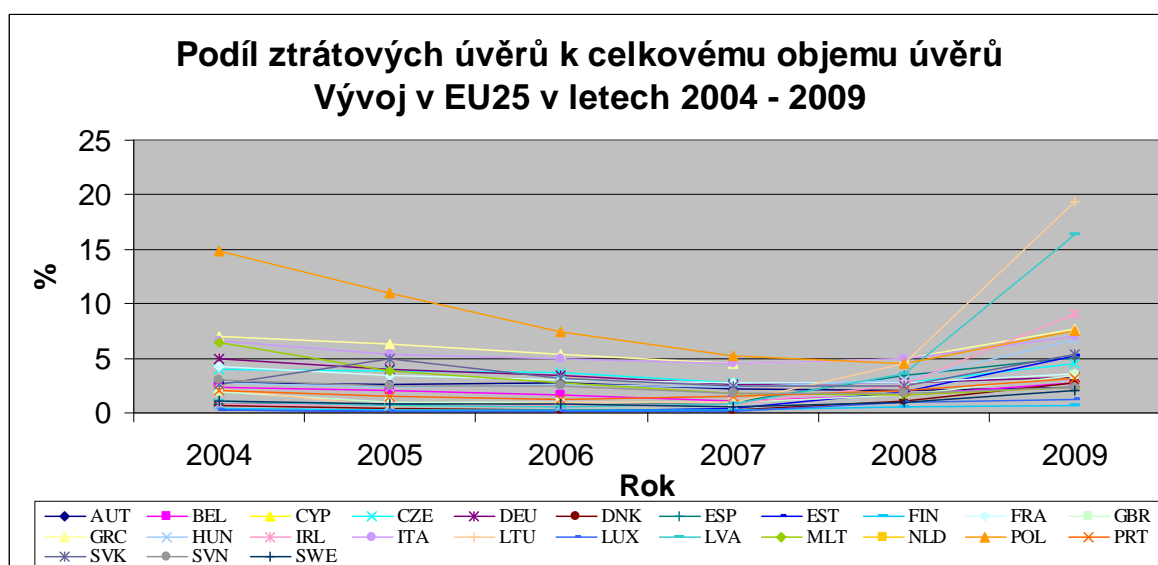
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/1.7.: Míra rizika chudoby zaměstnaných – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	2,94	2,91	2,91	2,73	2,71	2,79
variační koeficient	38,40	38,88	39,05	38,16	36,07	37,49
Giniho koeficient	0,110	0,112	0,111	0,108	0,101	0,106
Theilův index	0,070	0,071	0,071	0,067	0,059	0,066

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/1.8.: Vývoj ukazatele Podíl ztrátových úvěrů k celkovému objemu úvěrů v letech 2004 – 2009, EU25



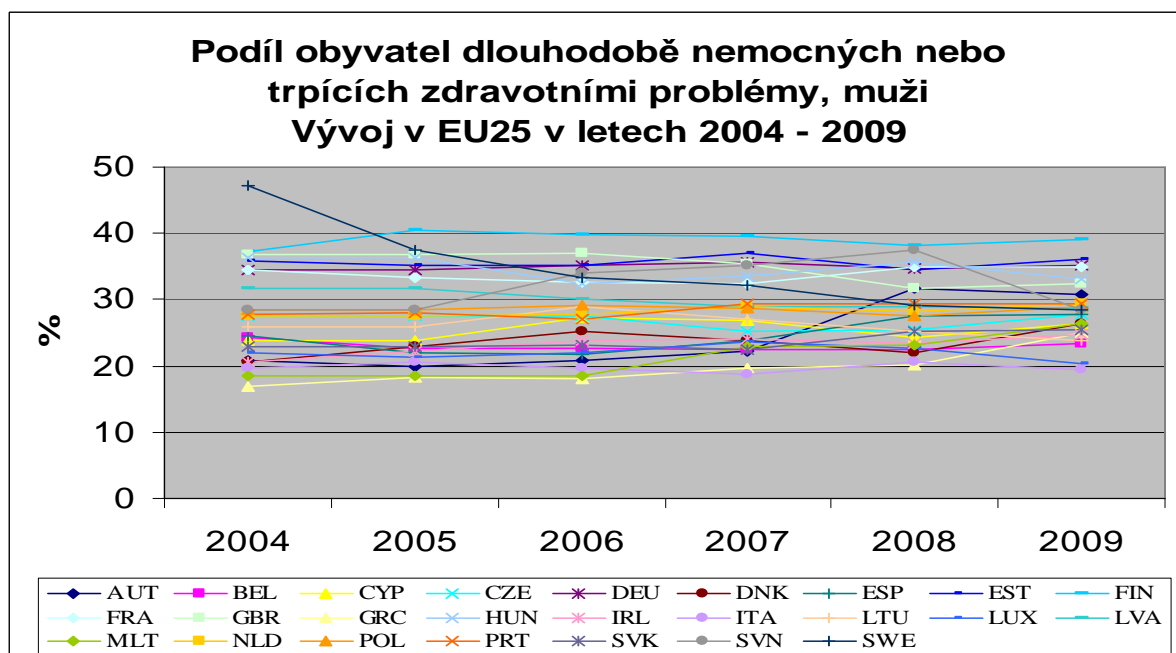
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/1.8.: Podíl ztrátových úvěrů k celkovému objemu úvěrů – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	3,27	2,59	1,91	1,44	1,30	4,53
variační koeficient	103,06	99,93	87,50	78,99	50,70	84,00
Giniho koeficient	0,252	0,260	0,241	0,218	0,145	0,208
Theilův index	0,403	0,420	0,357	0,286	0,125	0,272

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/2.1.: Vývoj ukazatele Podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži v letech 2004 – 2009, EU25



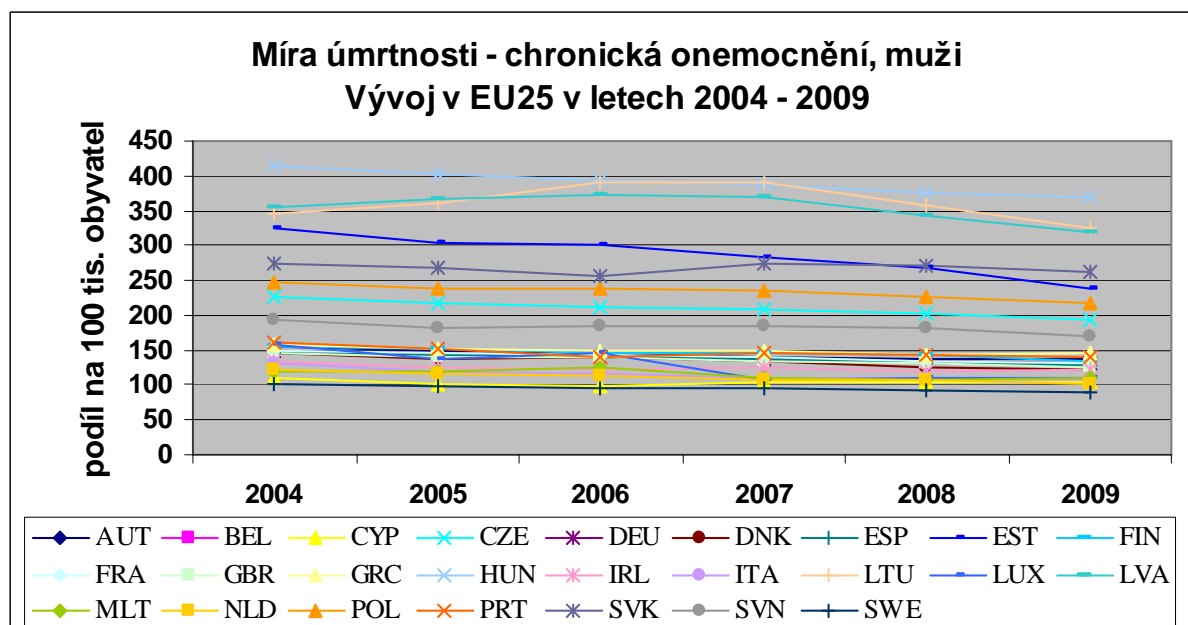
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/2.1.: Podíl obyvatel dlouhodobě nemocných nebo trpících zdravotními problémy, muži – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	7,40	6,60	6,12	5,79	5,45	4,79
variační koeficient	26,65	24,02	22,07	20,67	19,33	16,82
Giniho koeficient	0,076	0,070	0,065	0,060	0,056	0,048
Theilův index	0,033	0,027	0,023	0,020	0,018	0,014

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/2.2.: Vývoj ukazatele Míra úmrtnosti - chronická onemocnění, mužů v letech 2004 – 2009, EU25



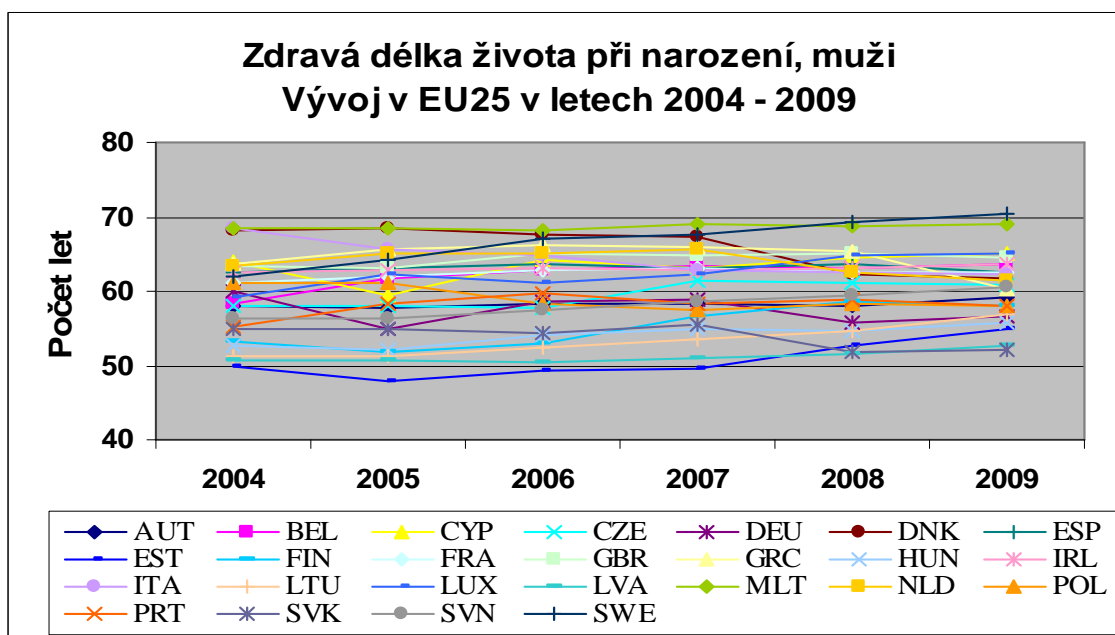
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/2.2.: Míra úmrtnosti - chronická onemocnění, muži – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	87,64	89,63	91,79	92,55	85,78	78,98
variační koeficient	45,51	48,08	49,57	51,01	49,04	46,97
Giniho koeficient	0,119	0,124	0,126	0,131	0,127	0,122
Theilův index	0,088	0,098	0,103	0,109	0,102	0,093

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/2.3.: Vývoj ukazatele Zdravá délka života při narození, muži v letech 2004 – 2009, EU25



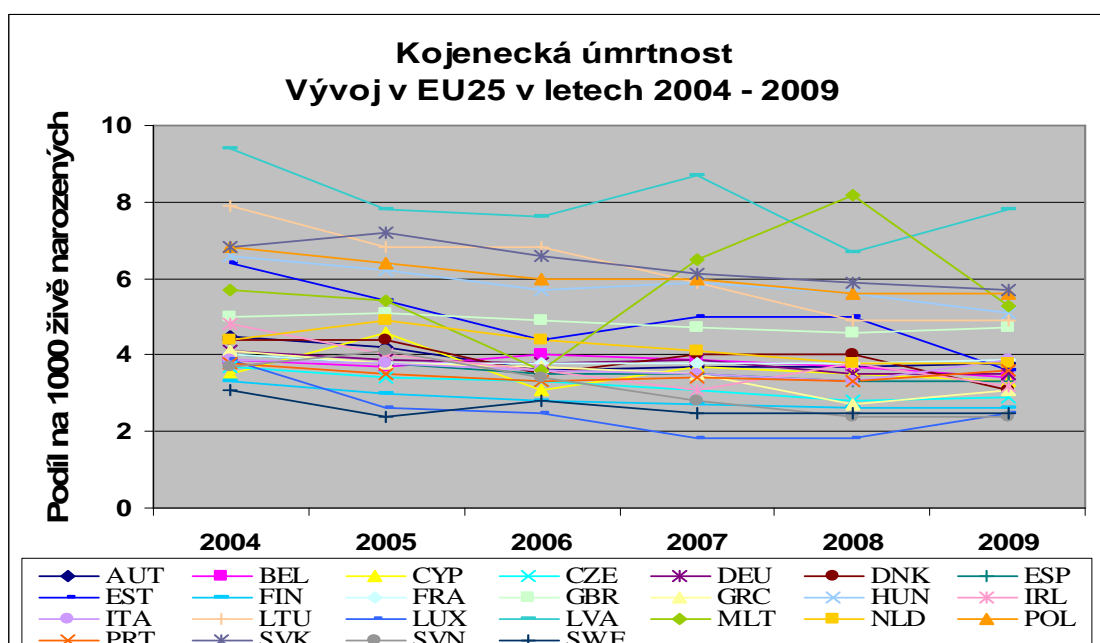
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/2.3.: Zdravá délka života při narození, muži – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	5,47	5,79	5,55	5,18	4,95	4,57
variační koeficient	9,21	9,74	9,22	8,55	8,18	7,54
Giniho koeficient	0,027	0,028	0,027	0,025	0,024	0,022
Theilův index	0,004	0,005	0,004	0,004	0,003	0,003

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/2.4.: Vývoj ukazatele Kojenecká úmrtnost v letech 2004 – 2009, EU25



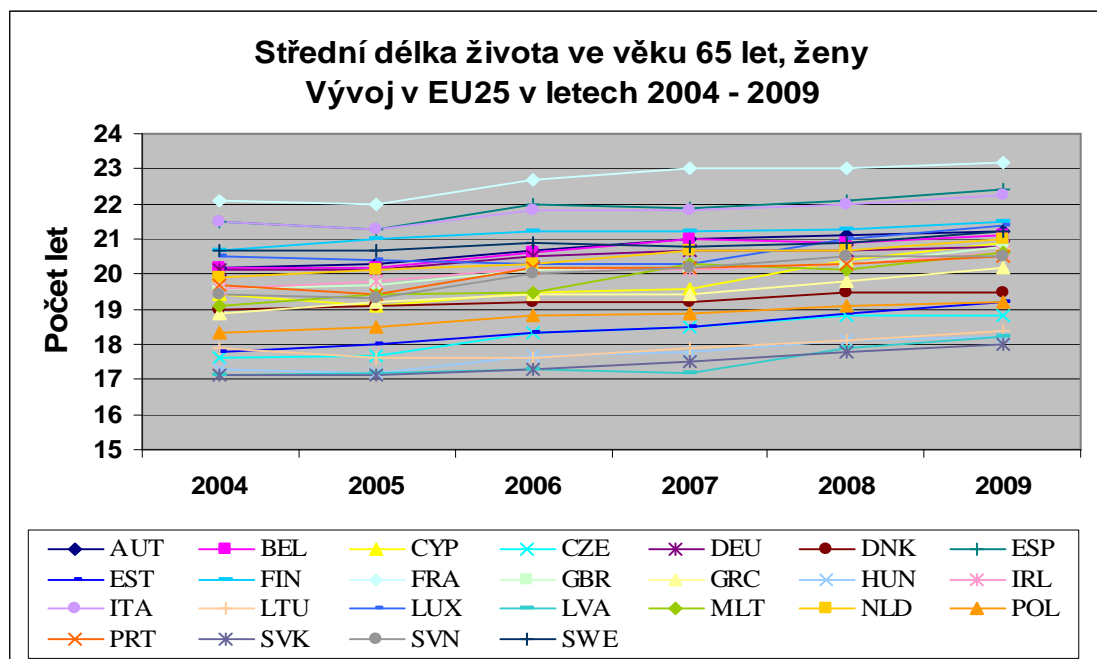
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/2.4.: Kojenecká úmrtnost – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	1,59	1,41	1,35	1,55	1,48	1,26
variační koeficient	32,66	30,94	32,24	36,52	36,71	32,41
Giniho koeficient	0,086	0,087	0,085	0,099	0,101	0,087
Theilův index	0,046	0,044	0,046	0,060	0,061	0,046

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/2.5.: Vývoj ukazatele Střední délka života ve věku 65 let, ženy v letech 2004 – 2009, EU25



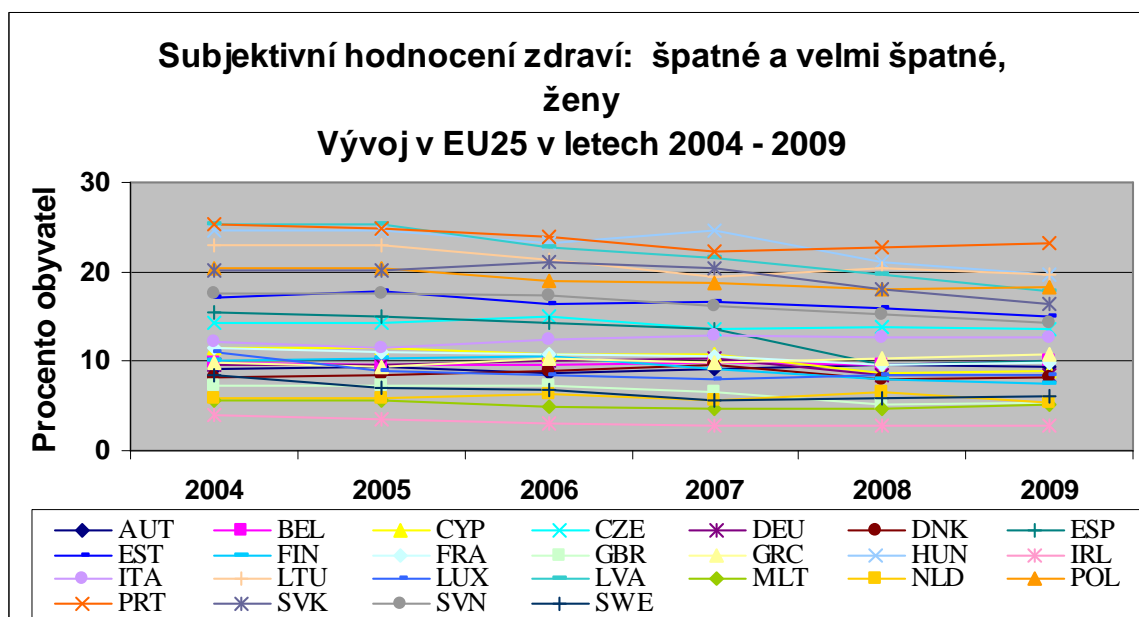
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/2.5.: Střední délka života ve věku 65 let, ženy – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	1,41	1,38	1,46	1,46	1,36	1,39
variační koeficient	7,26	7,13	7,39	7,34	6,74	6,80
Giniho koeficient	0,021	0,021	0,021	0,021	0,019	0,019
Theilův index	0,003	0,002	0,003	0,003	0,002	0,002

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/2.6.: Vývoj ukazatele Subjektivní hodnocení zdraví: špatné a velmi špatné, ženy v letech 2004 – 2009, EU25



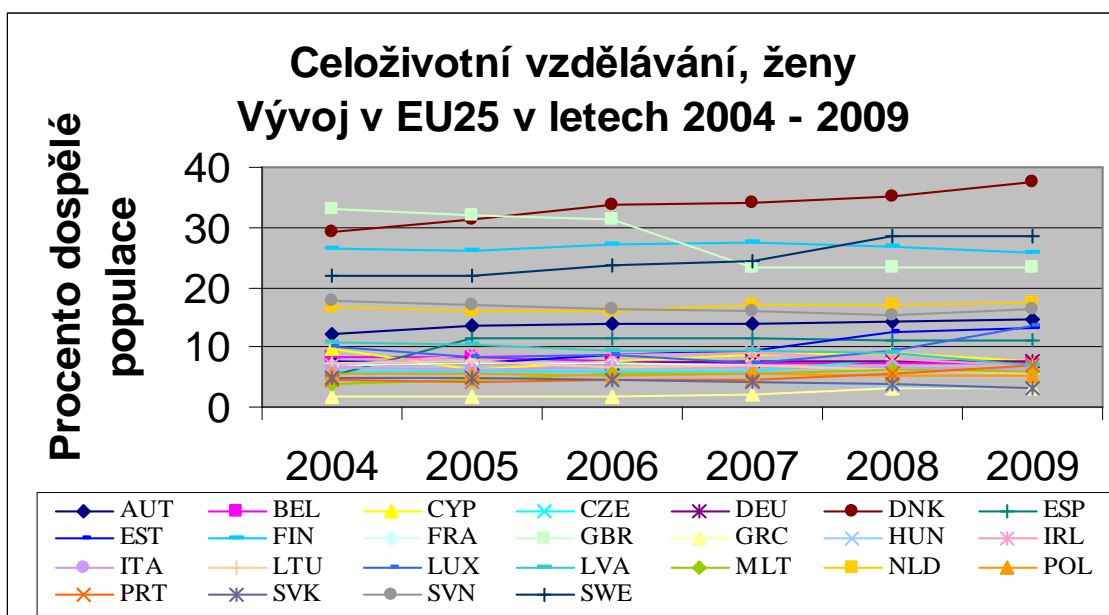
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/2.6.: Subjektivní hodnocení zdraví: špatné a velmi špatné, ženy – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	6,49	6,61	6,13	6,02	5,67	5,36
variační koeficient	48,08	49,87	47,44	48,15	48,29	46,68
Giniho koeficient	0,137	0,142	0,136	0,139	0,138	0,134
Theilův index	0,109	0,117	0,109	0,113	0,112	0,104

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/3.1.: Vývoj ukazatele Celoživotní vzdělávání, ženy v letech 2004 – 2009, EU25



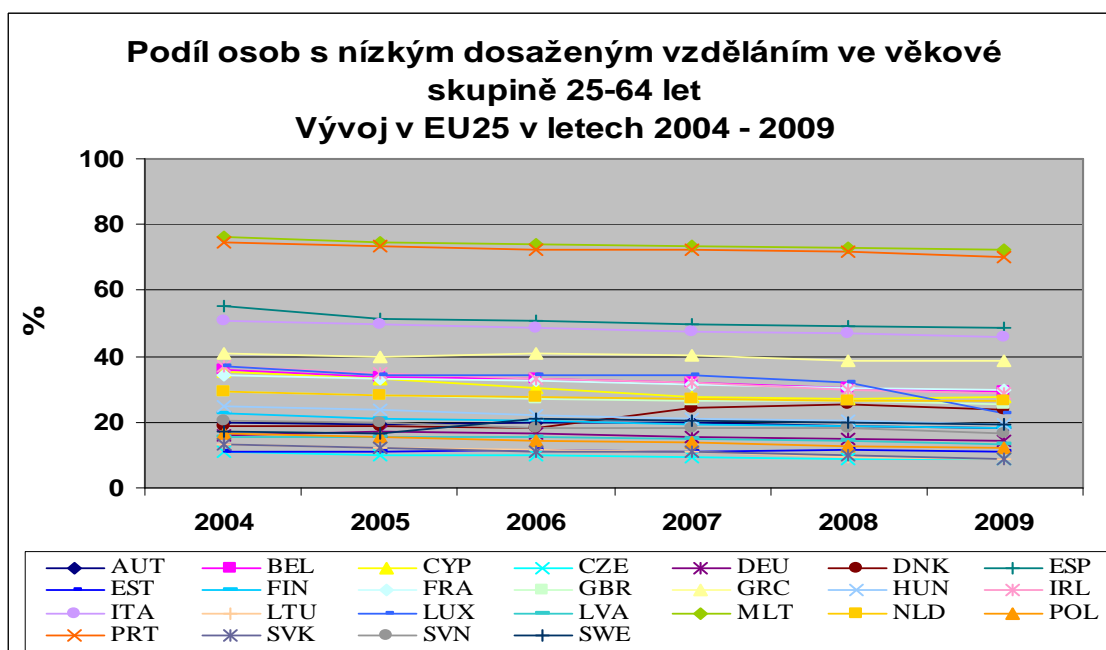
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/3.1.: Celoživotní vzdělávání, ženy – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	8,41	8,39	8,72	8,20	8,47	8,89
variační koeficient	76,42	75,14	76,92	73,50	73,09	76,40
Giniho koeficient	0,197	0,194	0,196	0,190	0,189	0,198
Theilův index	0,239	0,232	0,240	0,222	0,218	0,239

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/3.2.: Vývoj ukazatele Podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním ve věkové skupině 25-64 let v letech 2004 – 2009, EU25



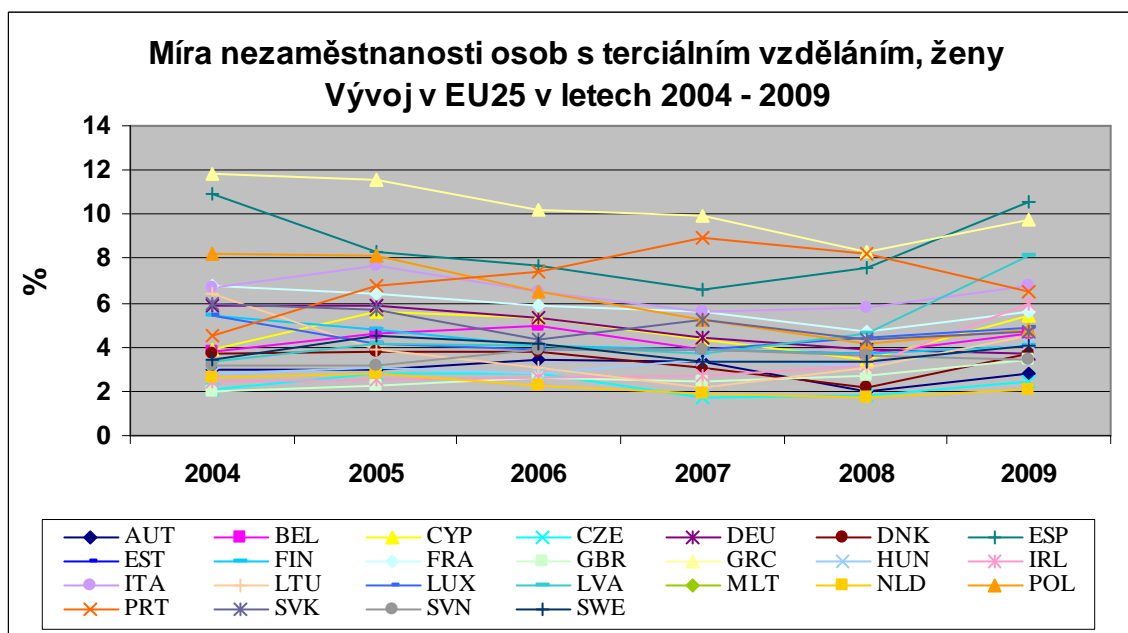
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/3.2.: Podíl osob s nízkým dosaženým vzděláním ve věkové skupině 25-64 let – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	18,22	17,72	17,47	17,34	17,25	17,21
variační koeficient	60,32	60,88	60,98	61,52	62,89	65,40
Giniho koeficient	0,162	0,163	0,163	0,163	0,166	0,171
Theilův index	0,156	0,158	0,158	0,160	0,167	0,178

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/3.3.: Vývoj ukazatele Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, ženy v letech 2004 – 2009, EU25



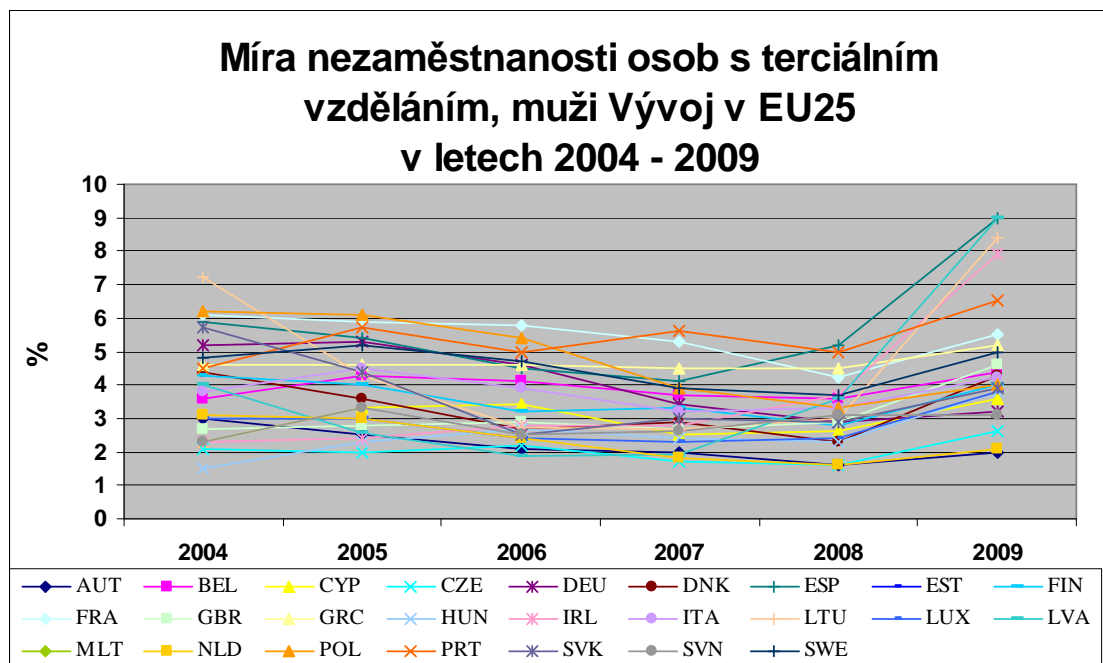
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/3.3.: Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, ženy – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	2,64	2,30	1,96	2,04	1,86	2,16
variační koeficient	53,20	45,73	41,92	47,29	45,58	42,68
Giniho koeficient	0,145	0,172	0,161	0,172	0,168	0,161
Theilův index	0,123	0,092	0,078	0,097	0,092	0,080

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/3.4.: Vývoj ukazatele Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, muži v letech 2004 – 2009, EU25



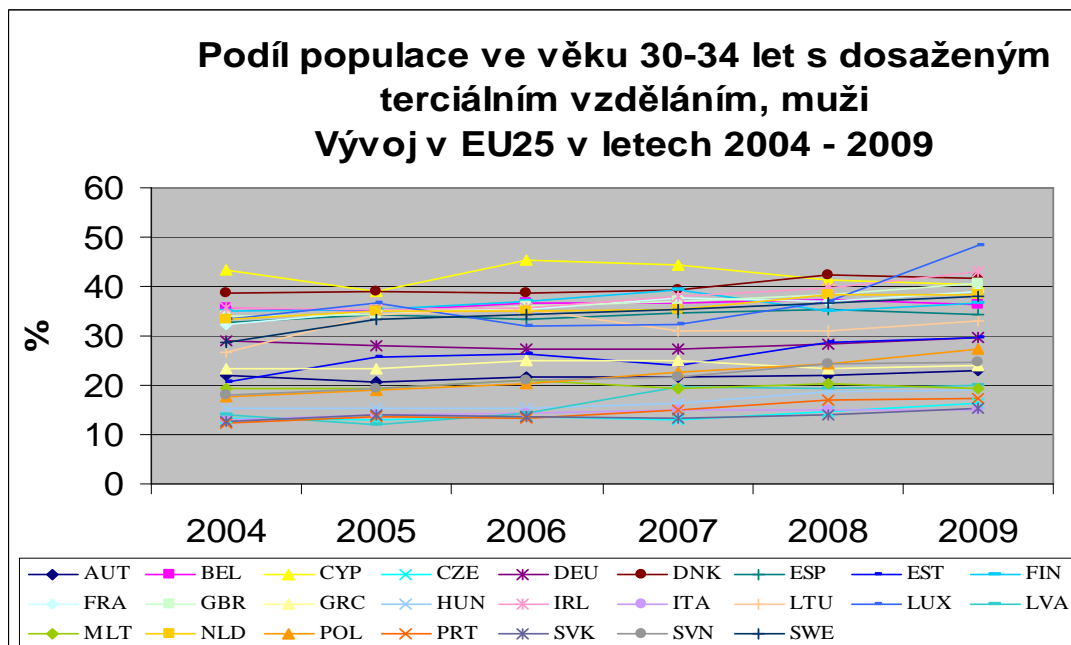
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/3.4.: Míra nezaměstnanosti osob s terciárním vzděláním, muži – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	1,54	1,26	1,17	1,05	0,99	2,06
variační koeficient	38,24	32,16	34,02	33,41	31,46	42,99
Giniho koeficient	0,112	0,094	0,097	0,095	0,090	0,118
Theilův index	0,071	0,050	0,054	0,051	0,048	0,083

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/3.5.: Vývoj ukazatele Podíl populace ve věku 30-34 let s dosaženým terciárním vzděláním, muži v letech 2004 – 2009, EU25



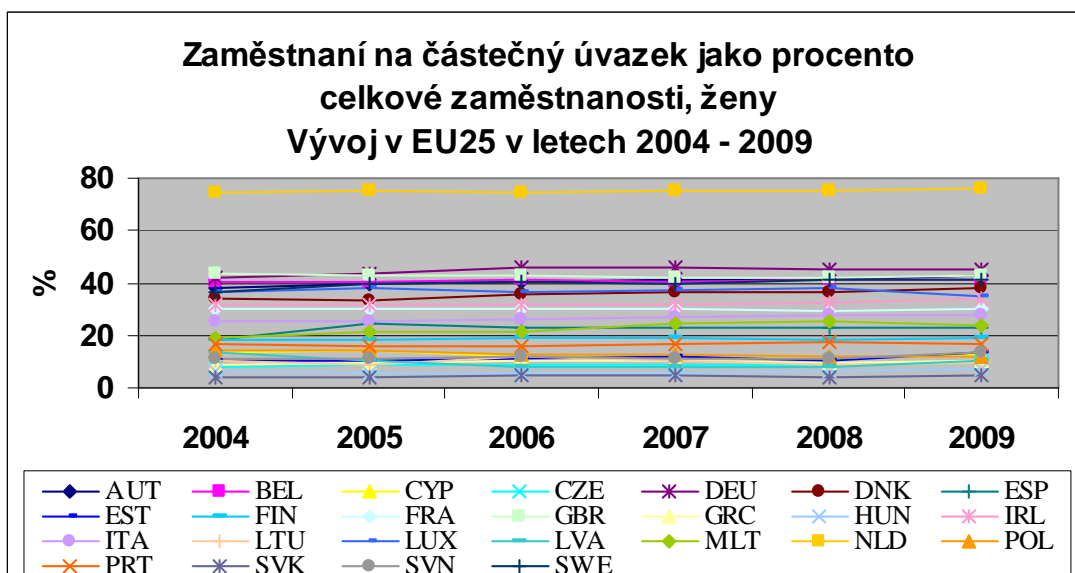
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/3.5.: Podíl populace ve věku 30-34 let s dosaženým terciárním vzděláním, muži
– vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	9,53	9,60	9,80	9,66	9,41	10,05
variační koeficient	37,18	36,13	35,94	34,69	32,70	33,49
Giniho koeficient	0,108	0,103	0,103	0,101	0,095	0,098
Theilův index	0,069	0,067	0,065	0,060	0,054	0,056

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/4.1.: Vývoj ukazatele Zaměstnaní na částečný úvazek jako procento celkové zaměstnanosti, ženy v letech 2004 – 2009, EU25



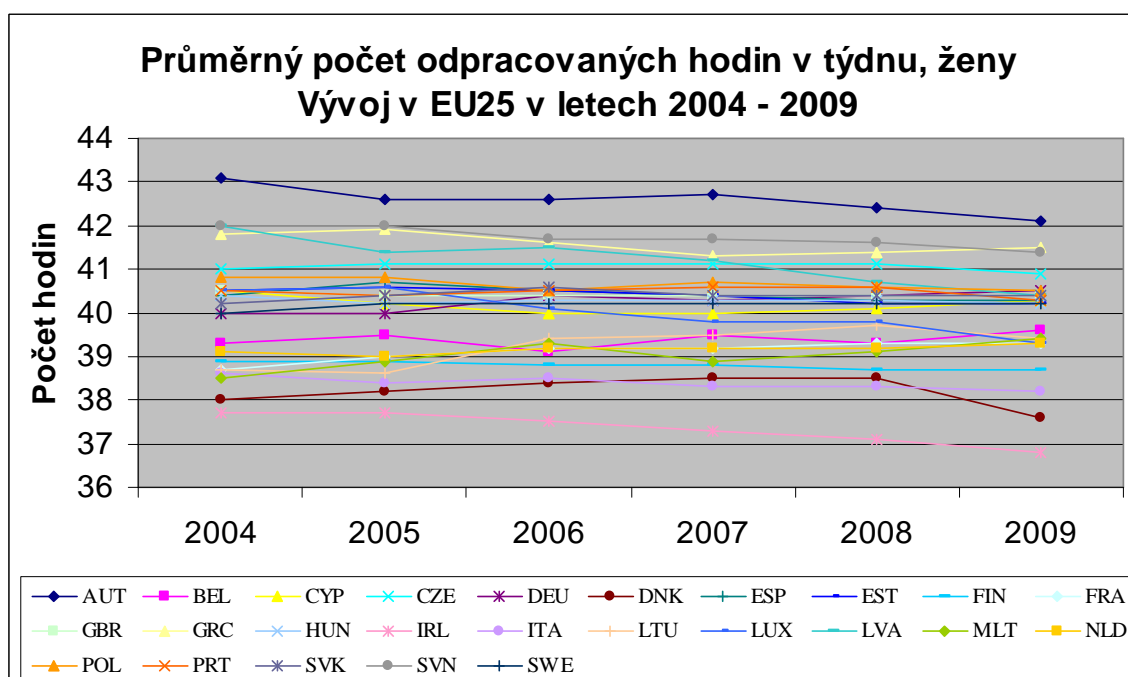
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/4.1.: Zaměstnaní na částečný úvazek jako procento celkové zaměstnanosti, ženy – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	16,37	16,69	16,79	16,98	17,23	16,93
variální koeficient	67,80	67,65	67,50	67,92	68,96	66,31
Giniho koeficient	0,185	0,186	0,186	0,188	0,190	0,183
Theilův index	0,205	0,209	0,208	0,213	0,220	0,200

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/4.2.: Vývoj ukazatele Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, ženy v letech 2004 – 2009, EU25



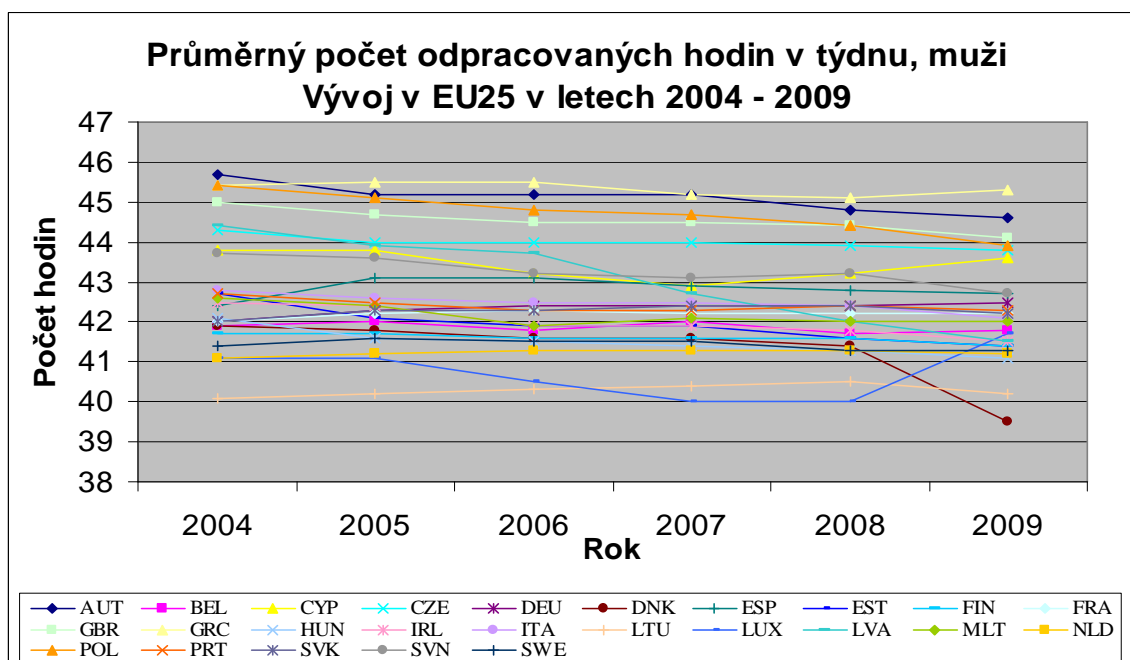
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/4.2.: Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, ženy – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	1,34	1,25	1,17	1,17	1,14	1,19
variační koeficient	3,36	3,12	2,92	2,93	2,85	2,97
Giniho koeficient	0,00956	0,00899	0,00828	0,00829	0,00798	0,00812
Theilův index	0,00054	0,00047	0,00041	0,00041	0,00039	0,00043

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/4.3.: Vývoj ukazatele Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, muži v letech 2004 – 2009, EU25



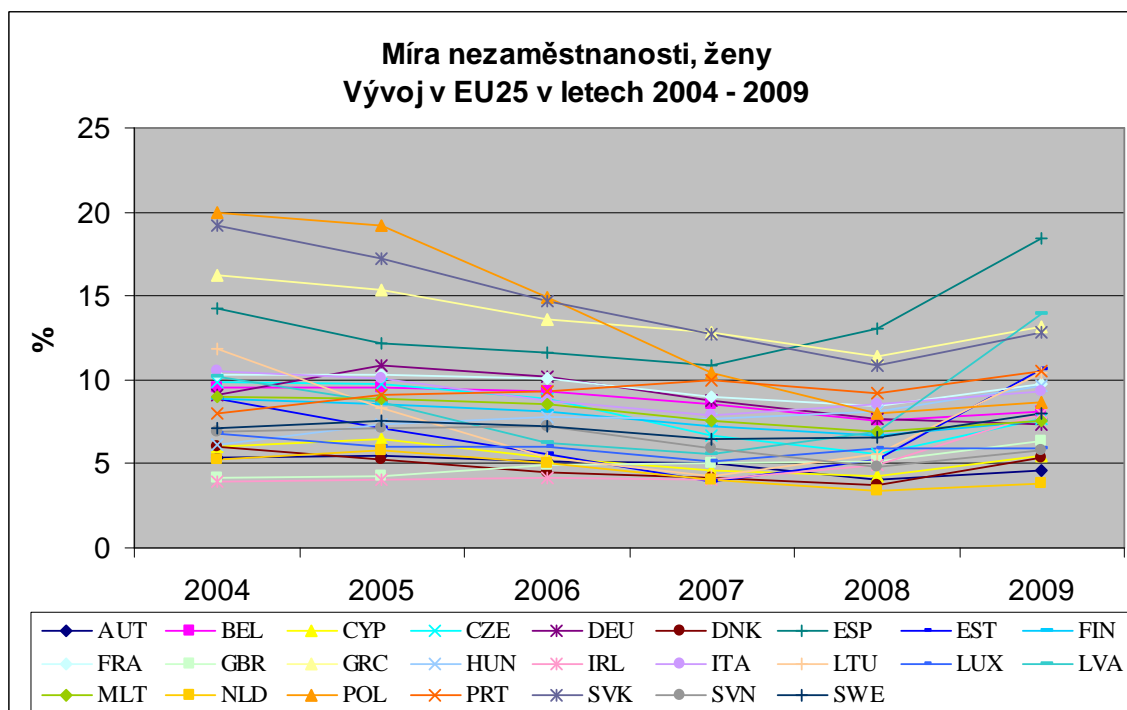
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/4.3.: Průměrný počet odpracovaných hodin v týdnu, muži – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	1,50	1,38	1,38	1,35	1,31	1,35
variální koeficient	3,50	3,24	3,25	3,17	3,09	3,20
Giniho koeficient	0,00992	0,00920	0,00920	0,00886	0,00873	0,00900
Theilův index	0,00059	0,00050	0,00050	0,00048	0,00046	0,00049

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/4.4.: Vývoj ukazatele Míra nezaměstnanosti, ženy v letech 2004 – 2009, EU25



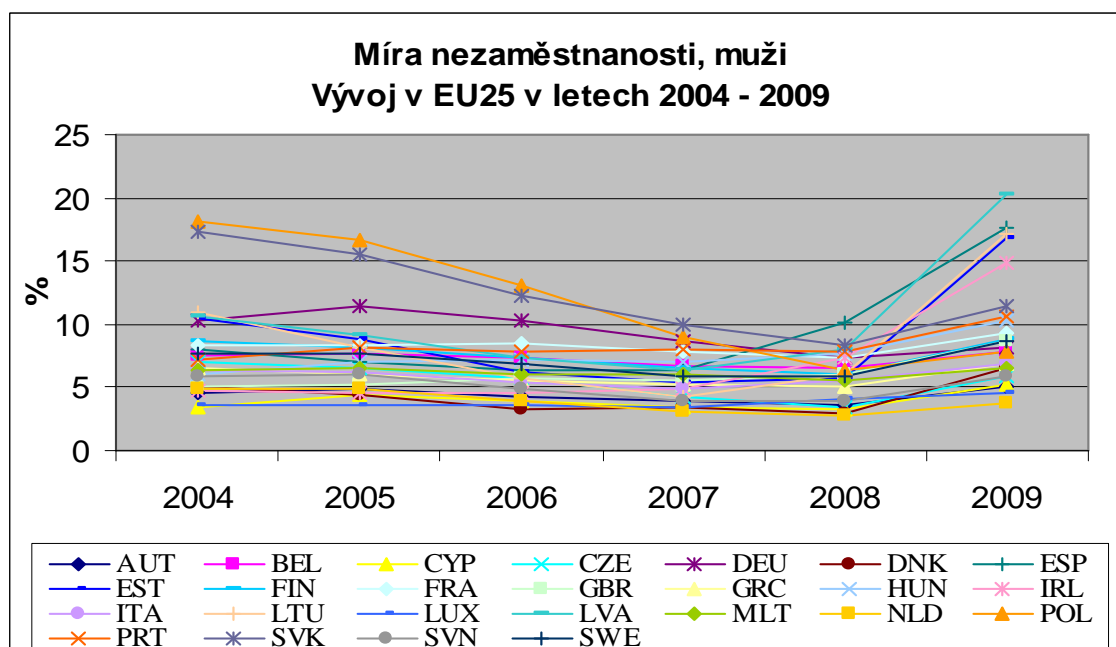
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/4.4.: Míra nezaměstnanosti, ženy – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	4,24	3,76	3,11	2,70	2,44	3,30
variační koeficient	45,37	41,77	38,34	37,82	35,37	37,62
Giniho koeficient	0,123	0,113	0,108	0,108	0,100	0,103
Theilův index	0,090	0,077	0,067	0,066	0,058	0,064

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/4.5.: Vývoj ukazatele Míra nezaměstnanosti, muži v letech 2004 – 2009, EU25



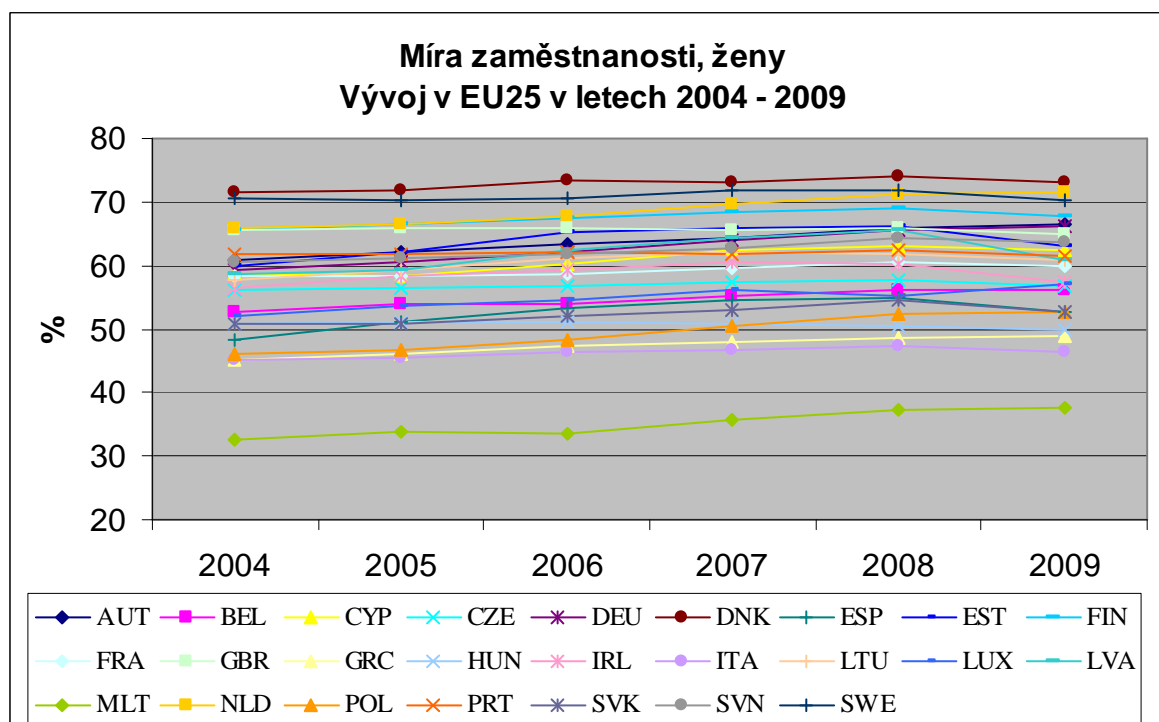
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/4.5.: Míra nezaměstnanosti, muži – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	3,68	3,15	2,47	1,89	1,90	4,54
variační koeficient	47,07	42,05	37,68	32,73	32,20	48,26
Giniho koeficient	0,122	0,109	0,102	0,095	0,093	0,132
Theilův index	0,093	0,075	0,063	0,051	0,051	0,103

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/4.6.: Vývoj ukazatele Míra zaměstnanosti, ženy v letech 2004 – 2009, EU25



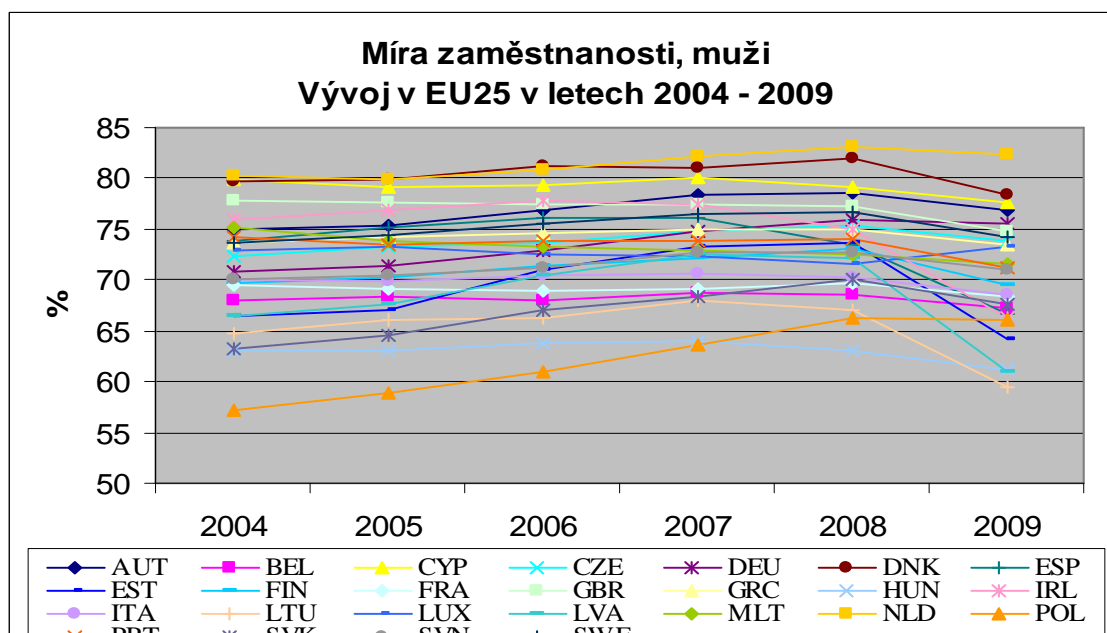
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/4.6.: Míra zaměstnanosti, ženy – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	8,82	8,68	8,88	8,71	8,63	8,44
variační koeficient	15,63	15,16	15,22	14,66	14,36	14,24
Giniho koeficient	0,044	0,043	0,043	0,041	0,041	0,041
Theilův index	0,012	0,012	0,012	0,011	0,010	0,010

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/4.7.: Vývoj ukazatele Míra zaměstnanosti, muži v letech 2004 – 2009, EU25



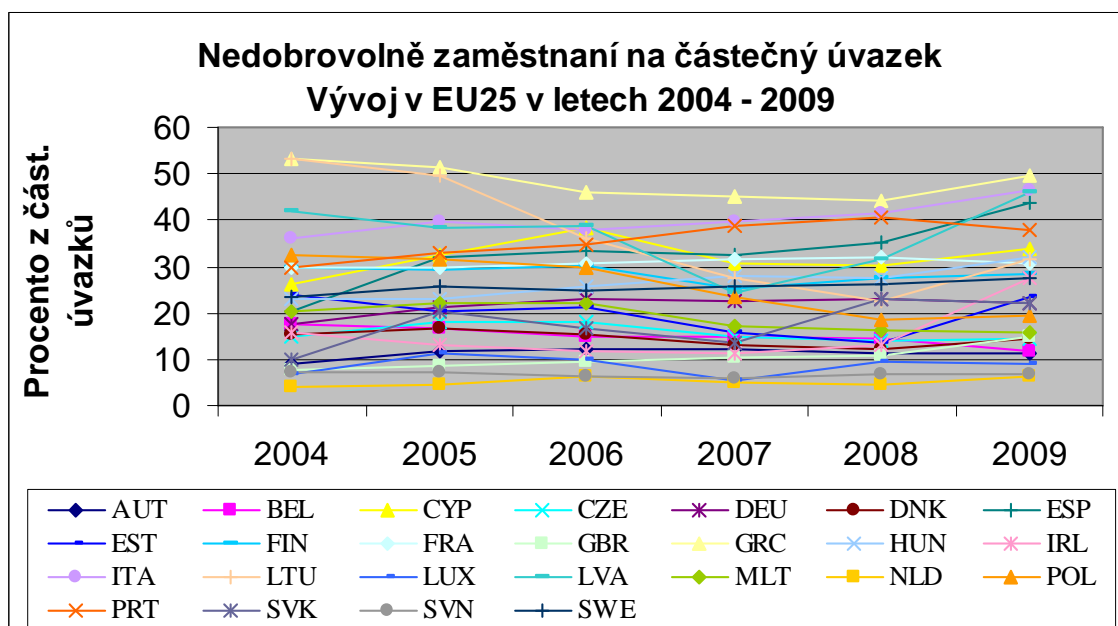
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/4.7.: Míra zaměstnanosti, muži – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	5,73	5,35	5,10	4,80	4,71	5,78
variační koeficient	8,03	7,46	7,02	6,53	6,42	8,21
Giniho koeficient	0,023	0,021	0,020	0,019	0,018	0,024
Theilův index	0,003	0,003	0,002	0,002	0,002	0,003

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/4.8.: Vývoj ukazatele Nedobrovolně zaměstnaní na částečný úvazek v letech 2004 – 2009, EU25



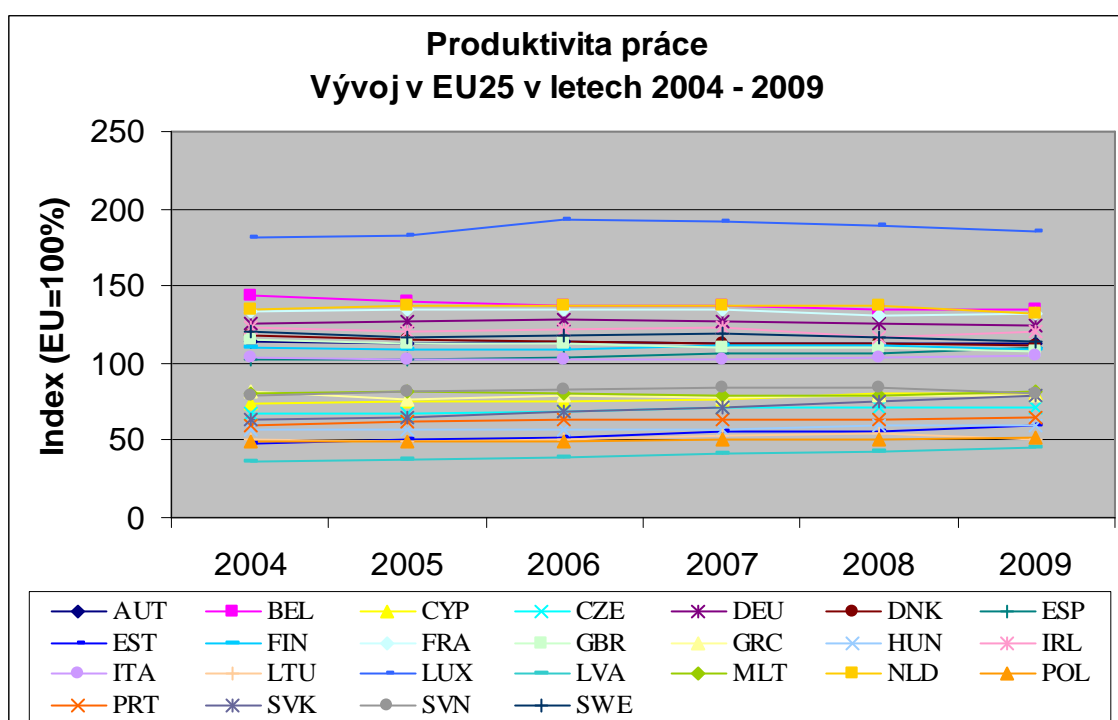
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/4.8.: *Nedobrovolně zaměstnaní na částečný úvazek – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25*

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	13,42	12,48	11,52	11,17	11,35	12,98
variační koeficient	58,83	51,38	48,48	52,25	51,62	51,72
Giniho koeficient	0,166	0,148	0,142	0,151	0,150	0,150
Theilův index	0,164	0,130	0,120	0,136	0,131	0,132

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/4.9.: *Vývoj ukazatele Produktivita práce v letech 2004 – 2009, EU25*



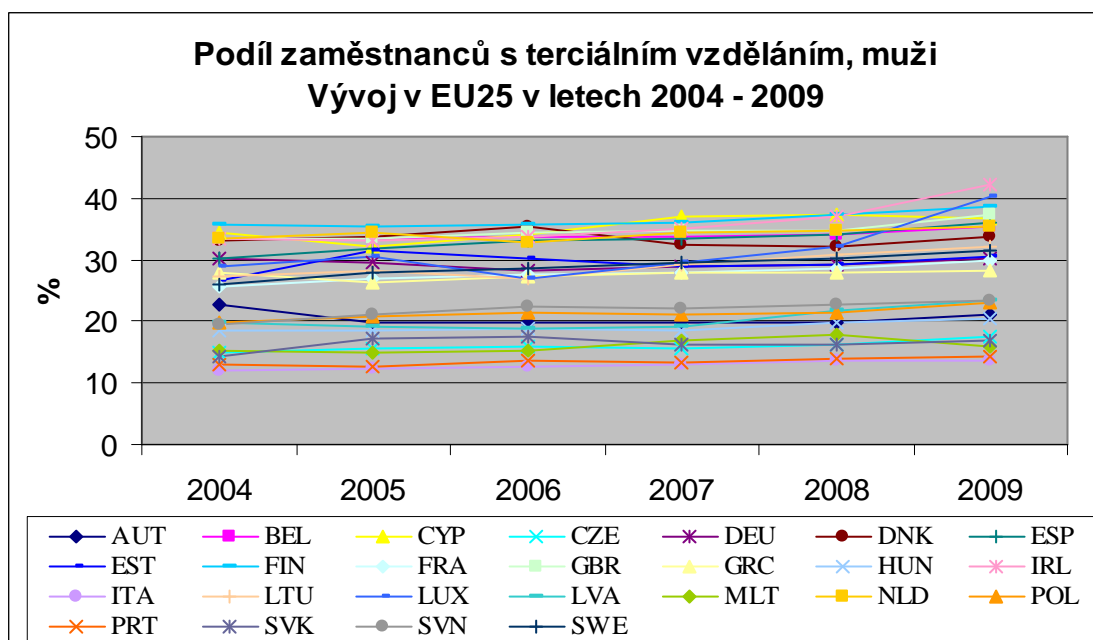
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/4.9.: Produktivita práce – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	36,51	36,07	36,67	35,92	34,61	33,41
variační koeficient	38,50	38,11	38,34	37,35	36,00	34,80
Giniho koeficient	0,111	0,110	0,109	0,106	0,102	0,099
Theilův index	0,072	0,070	0,070	0,066	0,062	0,058

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/4.10.: Vývoj ukazatele Podíl zaměstnanců s terciárním vzděláním, muži v letech 2004 – 2009, EU25



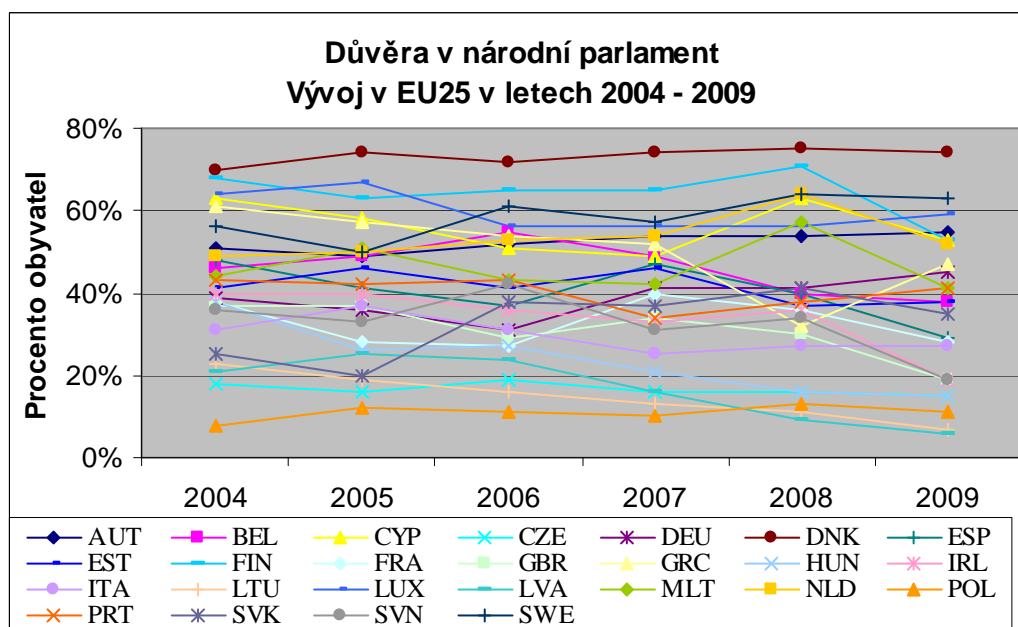
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/4.10.: Podíl zaměstnanců s terciárním vzděláním, muži – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	7,62	7,60	7,54	7,81	7,83	8,71
variační koeficient	30,28	29,64	29,26	29,82	29,13	30,75
Giniho koeficient	0,088	0,085	0,085	0,086	0,085	0,090
Theilův index	0,047	0,045	0,043	0,045	0,043	0,048

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/5.1.: Vývoj ukazatele Důvěra v národní parlament v letech 2004 – 2009, EU25



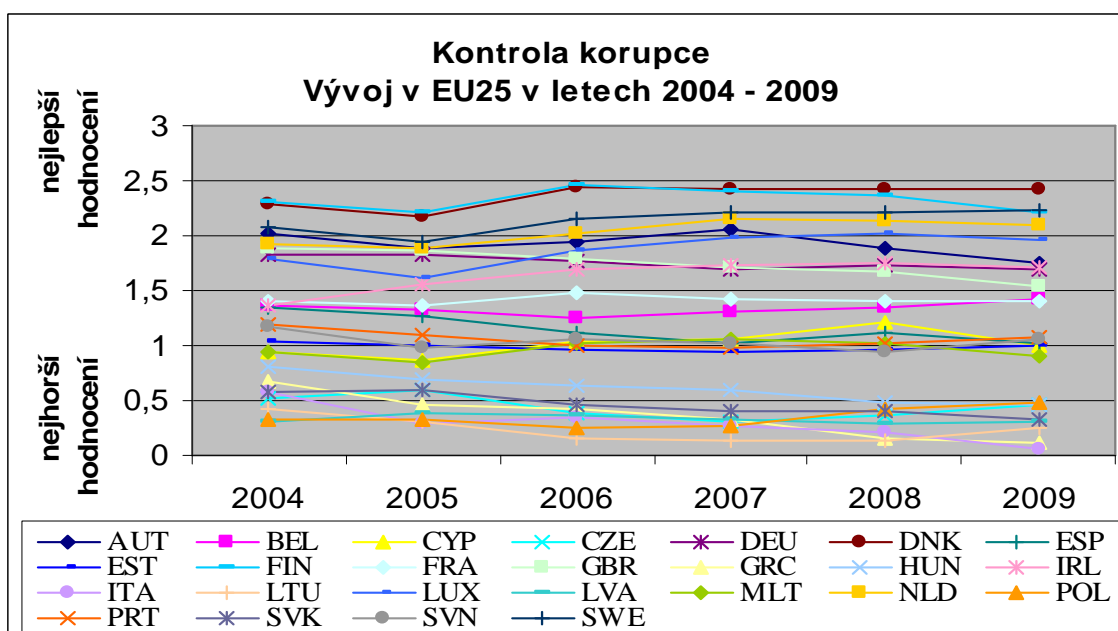
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/5.1.: Důvěra v národní parlament – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	0,16	0,16	0,16	0,17	0,19	0,19
variační koeficient	37,91	39,71	38,92	41,91	47,57	52,80
Giniho koeficient	0,109	0,115	0,113	0,121	0,137	0,154
Theilův index	0,076	0,080	0,077	0,092	0,117	0,146

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/5.2.: Vývoj ukazatele Kontrola korupce v letech 2004 – 2009, EU25



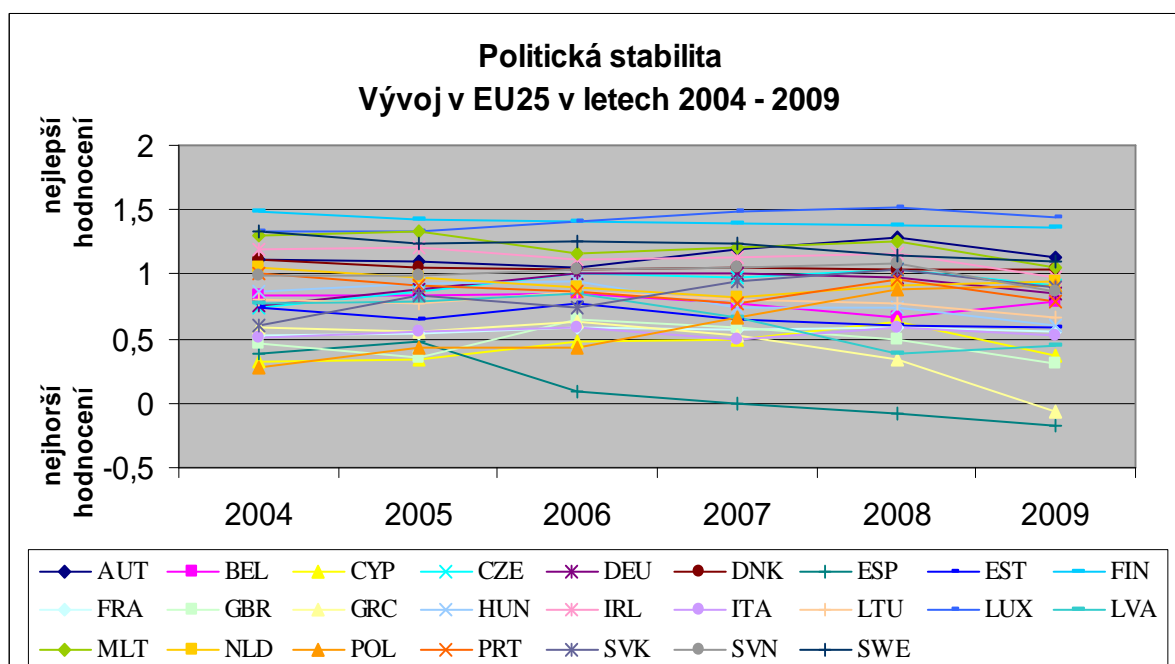
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/5.2.: Kontrola korupce – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	0,63	0,63	0,72	0,75	0,75	0,73
variační koeficient	50,88	53,69	59,62	62,86	63,03	62,94
Giniho koeficient	0,149	0,157	0,174	0,183	0,184	0,184
Theilův index	0,132	0,148	0,186	0,208	0,213	0,217

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/5.3.: Vývoj ukazatele Politická stabilita v letech 2004 – 2009, EU25



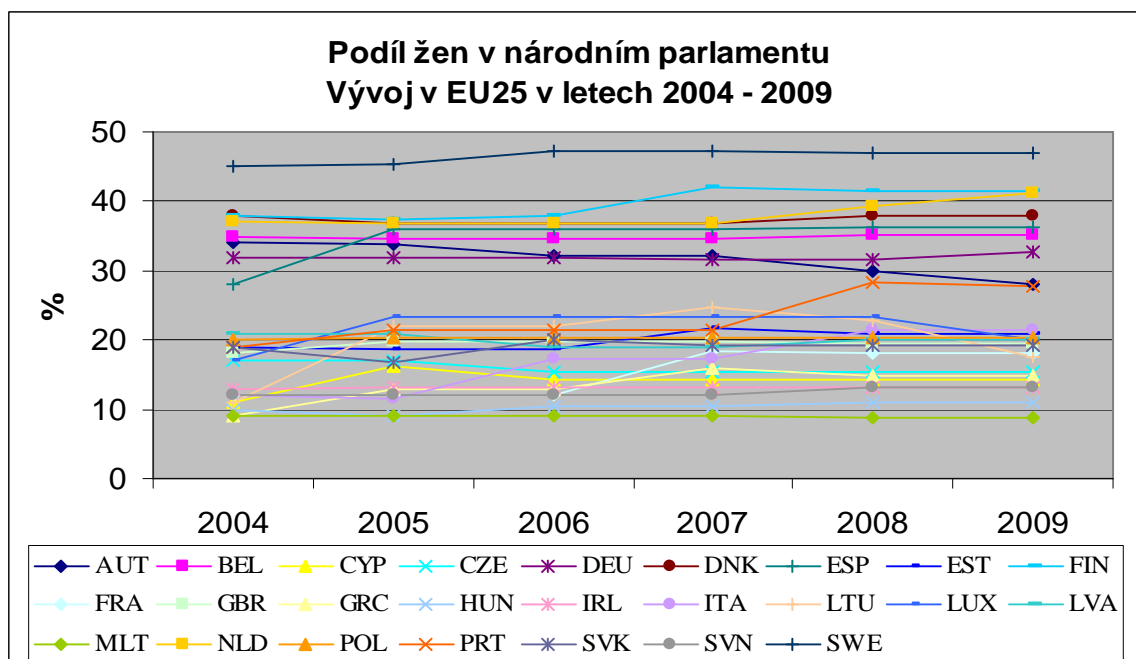
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/5.3.: Politická stabilita – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	0,34	0,31	0,31	0,33	0,37	0,39
variační koeficient	39,96	36,71	35,25	39,31	42,93	51,34
Giniho koeficient	0,117	0,107	0,100	0,112	0,122	0,144
Theilův index	nelze vypočítat					

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/5.4.: Vývoj ukazatele Podíl žen v národním parlamentu v letech 2004 – 2009, EU25



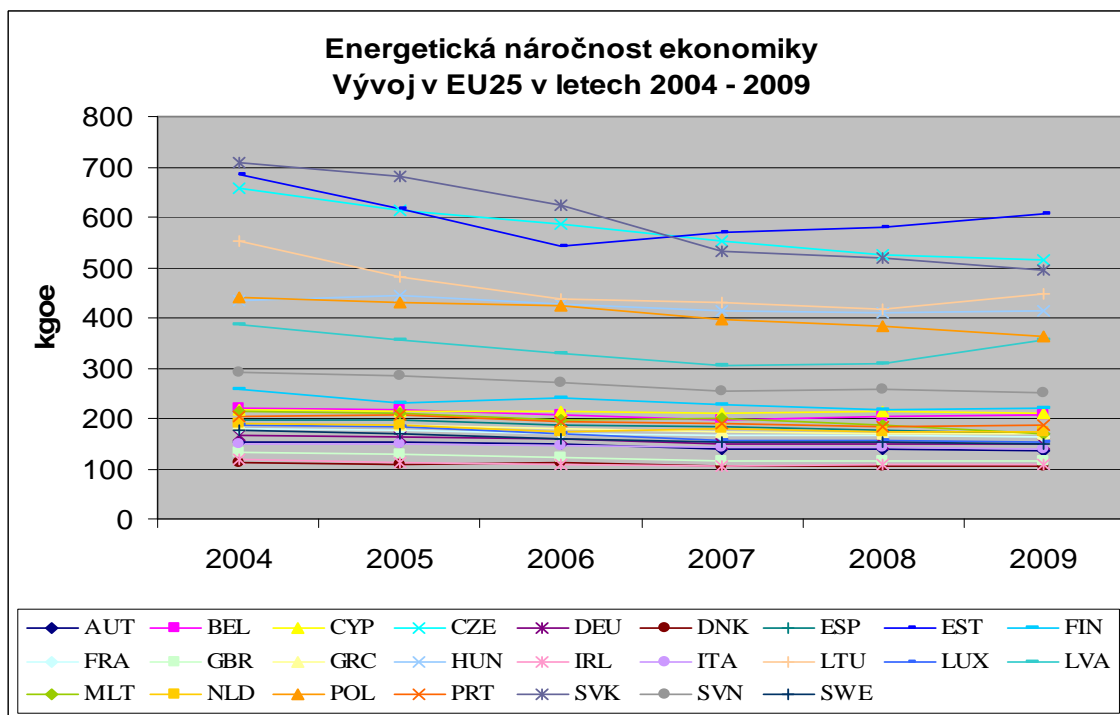
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/5.4.: Podíl žen v národním parlamentu – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	11,01	10,61	10,55	10,47	10,54	10,76
variační koeficient	51,36	46,55	45,82	44,09	43,65	45,14
Giniho koeficient	0,144	0,133	0,130	0,125	0,125	0,127
Theilův index	0,121	0,102	0,097	0,091	0,089	0,094

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/7.1.: Vývoj ukazatele Energetická náročnost ekonomiky v letech 2004 – 2009, EU25



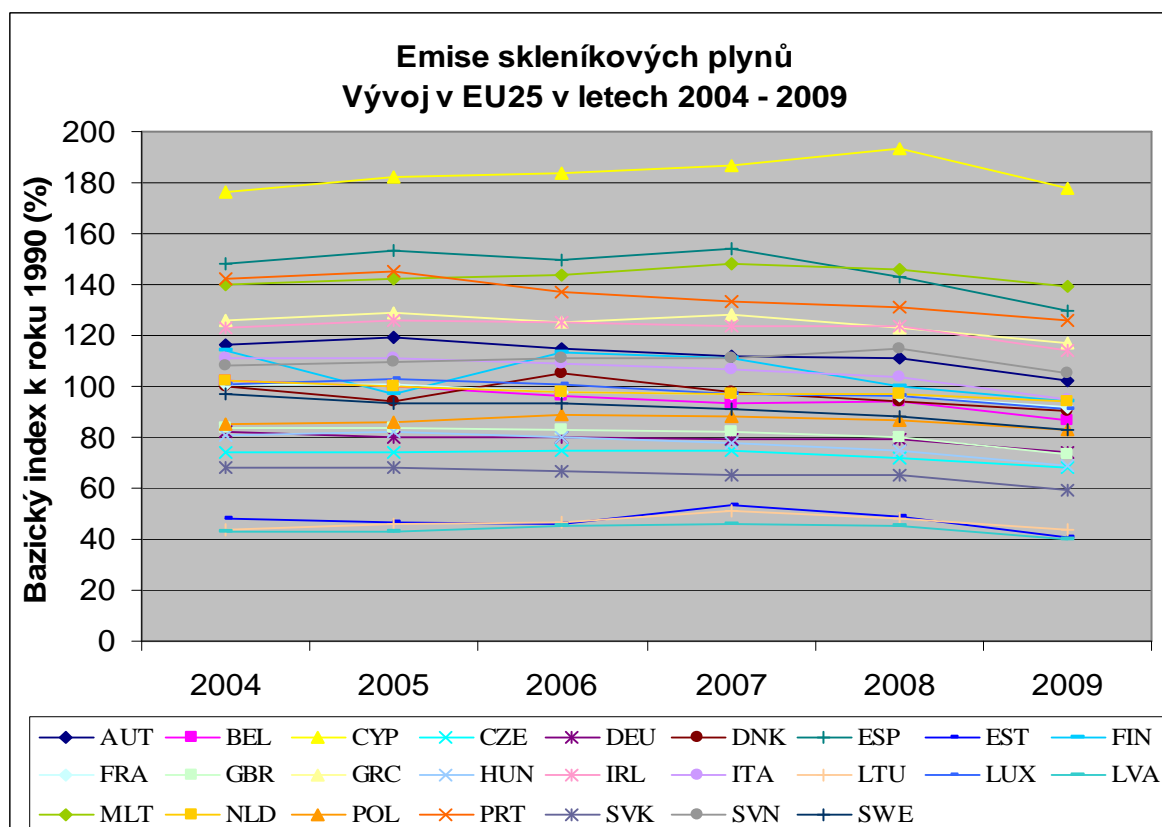
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/7.1.: Energetická náročnost ekonomiky – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	184,65	169,20	154,01	144,60	141,49	144,64
variační koeficient	63,96	61,35	59,03	57,84	57,42	58,58
Giniho koeficient	0,166	0,160	0,155	0,153	0,152	0,155
Theilův index	0,171	0,158	0,148	0,143	0,141	0,146

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/7.2.: Vývoj ukazatele Emise skleníkových plynů v letech 2004 – 2009, EU25



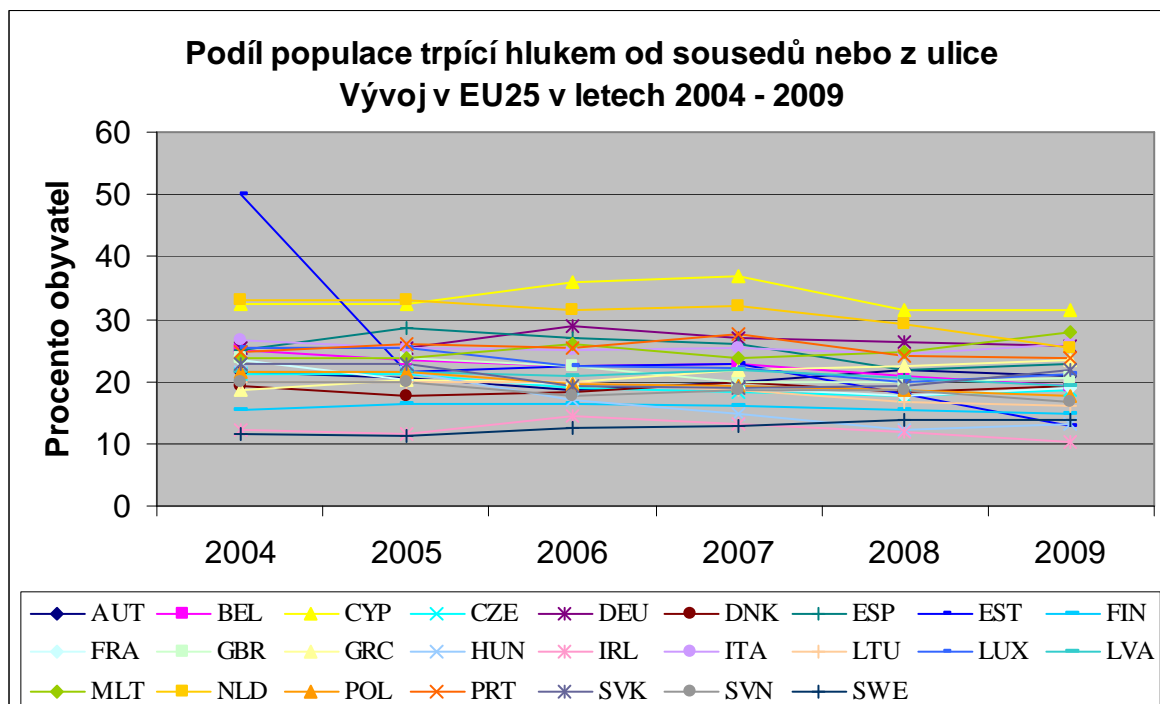
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/7.2.: Emise skleníkových plynů – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	32,44	33,77	33,21	33,29	33,66	31,80
variační koeficient	32,23	33,57	33,00	33,23	34,28	34,75
Giniho koeficient	0,092	0,095	0,093	0,094	0,095	0,097
Theilův index	0,052	0,055	0,053	0,052	0,055	0,058

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/7.3.: Vývoj ukazatele Podíl populace trpící hlukem od sousedů nebo z ulice v letech 2004 – 2009, EU25



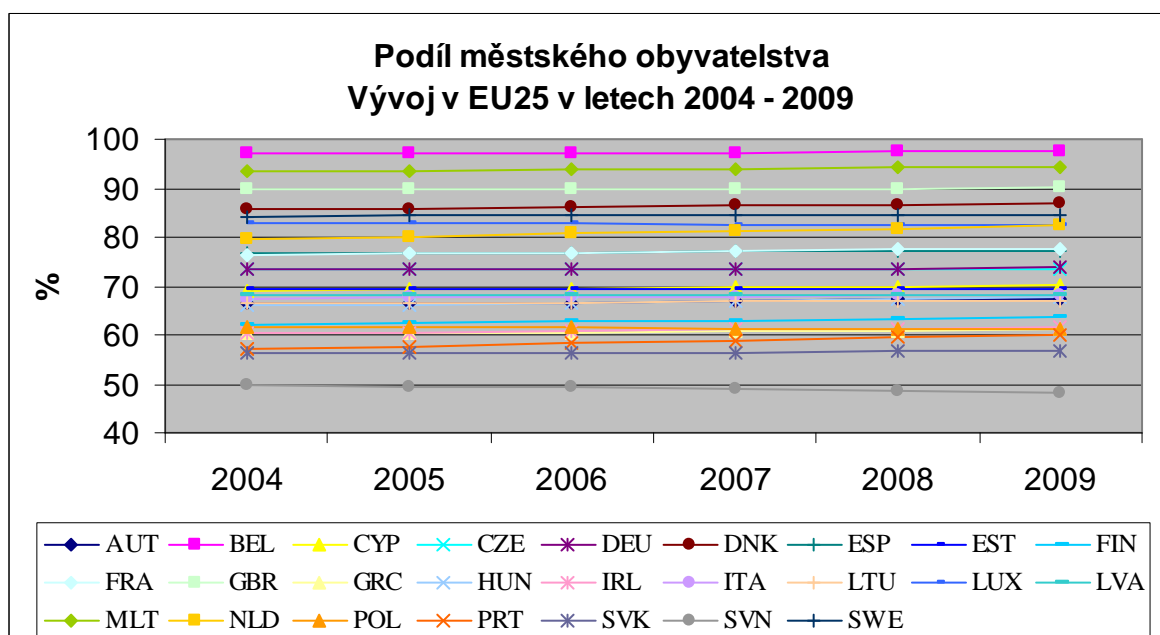
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/7.3.: Podíl populace trpící hlukem od sousedů nebo z ulice – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	7,46	5,10	5,28	5,53	4,75	5,09
variační koeficient	31,89	23,05	24,32	25,67	23,46	25,38
Giniho koeficient	0,078	0,063	0,067	0,071	0,066	0,073
Theilův index	0,044	0,026	0,027	0,030	0,026	0,031

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/7.4.: Vývoj ukazatele Podíl městského obyvatelstva v letech 2004 – 2009, EU25



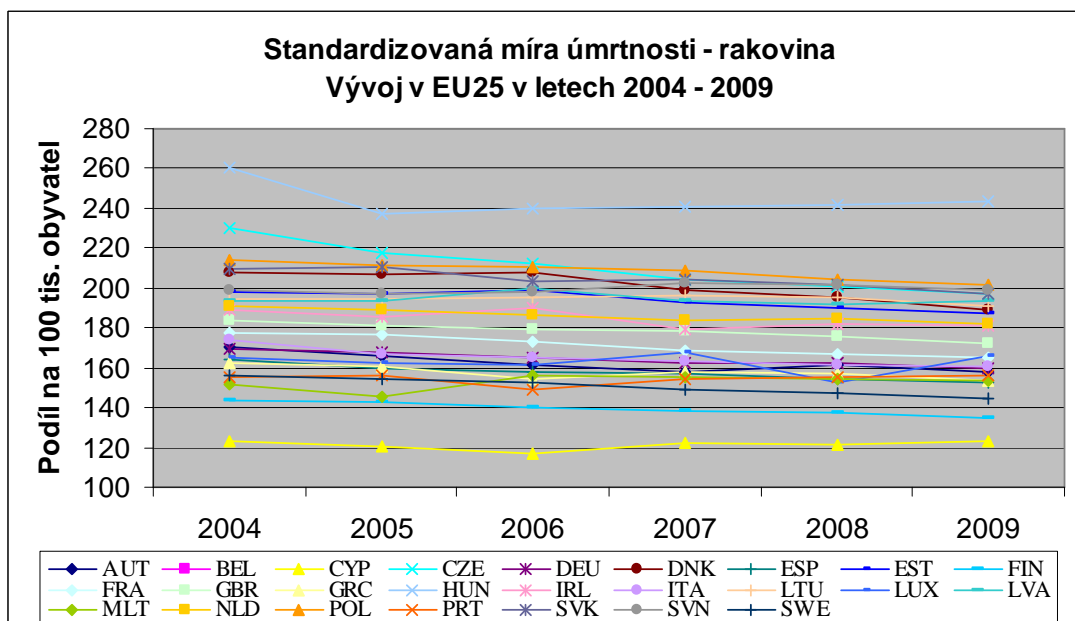
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/7.4.: Podíl městského obyvatelstva – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	12,19	12,20	12,20	12,20	12,20	12,21
variační koeficient	17,00	16,98	16,94	16,91	16,88	16,86
Giniho koeficient	0,049	0,049	0,049	0,049	0,048	0,048
Theilův index	0,01372	0,01370	0,01365	0,01361	0,01358	0,01356

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/7.5.: Vývoj ukazatele Standardizovaná míra úmrtnosti - rakovina v letech 2004 – 2009, EU25



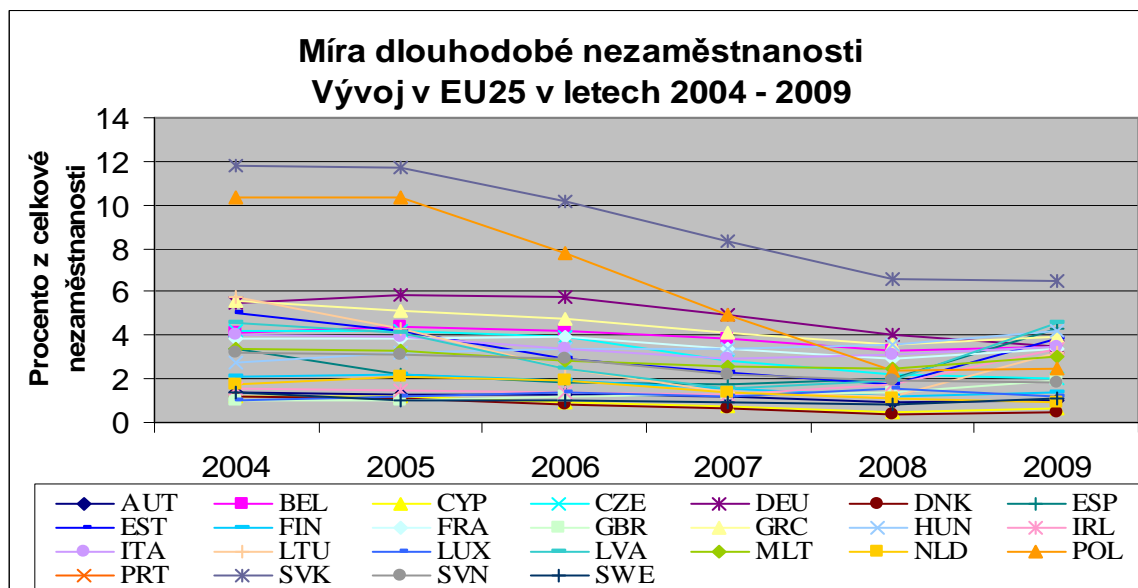
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/7.5.: Standardizovaná míra úmrtnosti - rakovina – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	29,86	27,53	28,25	26,84	26,89	26,18
variační koeficient	16,35	15,37	15,86	15,20	15,37	15,10
Giniho koeficient	0,046	0,044	0,045	0,043	0,044	0,042
Theilův index	0,013	0,011	0,012	0,011	0,011	0,011

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/8.1.: Vývoj ukazatele Míra dlouhodobé nezaměstnanosti v letech 2004 – 2009, EU25



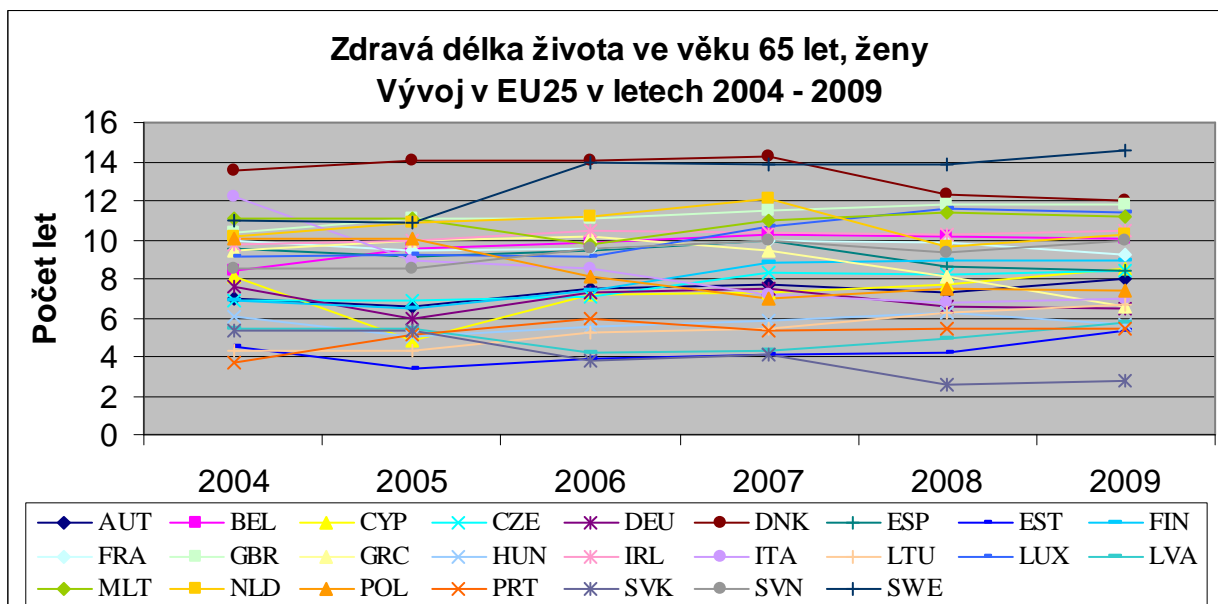
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/8.1.: Míra dlouhodobé nezaměstnanosti – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rook	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	2,75	2,70	2,26	1,77	1,38	1,51
variační koeficient	73,23	75,15	72,86	70,07	63,13	55,23
Giniho koeficient	0,191	0,191	0,189	0,184	0,170	0,158
Theilův index	0,225	0,230	0,217	0,203	0,175	0,155

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/8.2.: Vývoj ukazatele Zdravá délka života ve věku 65 let, ženy v letech 2004 – 2009, EU25



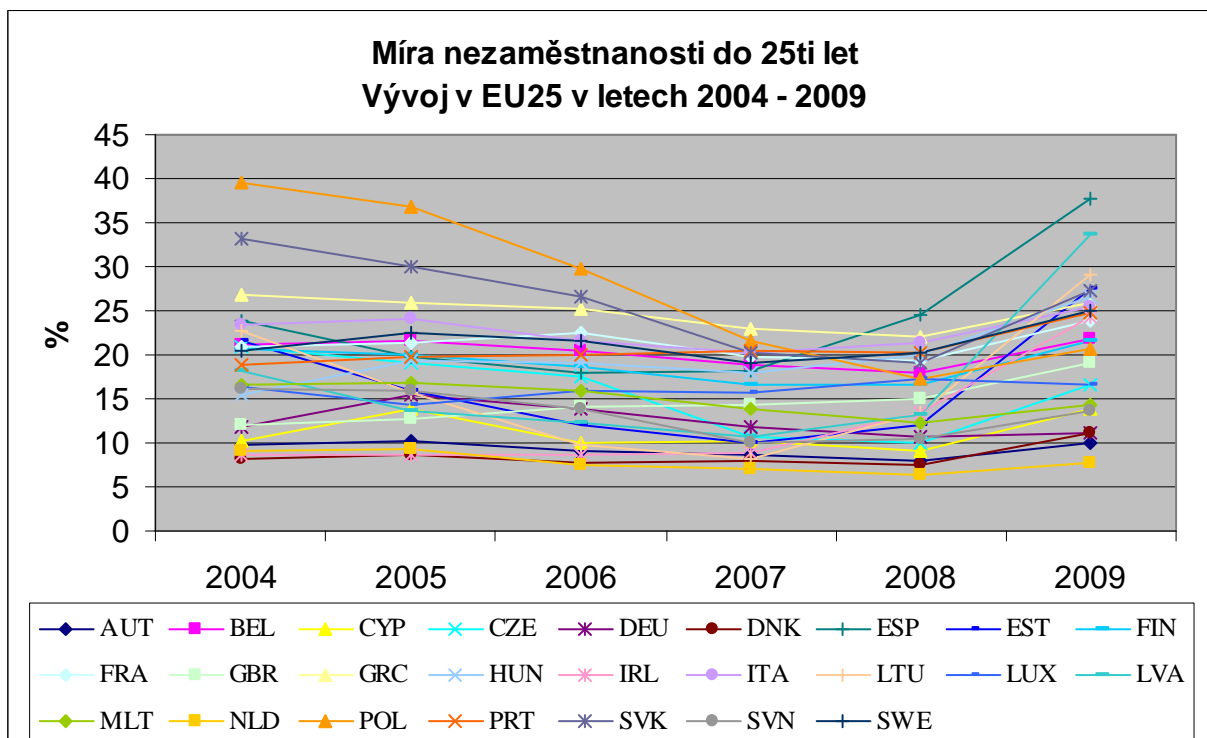
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/8.2.: Zdravá délka života ve věku 65 let, ženy – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	2,55	2,73	2,76	2,88	2,71	2,67
variační koeficient	30,56	33,84	32,96	33,28	32,34	31,51
Giniho koeficient	0,089	0,097	0,095	0,097	0,094	0,091
Theilův index	0,047	0,057	0,054	0,055	0,053	0,049

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/8.3.: Vývoj ukazatele Míra nezaměstnanosti do 25ti let v letech 2004 – 2009, EU25



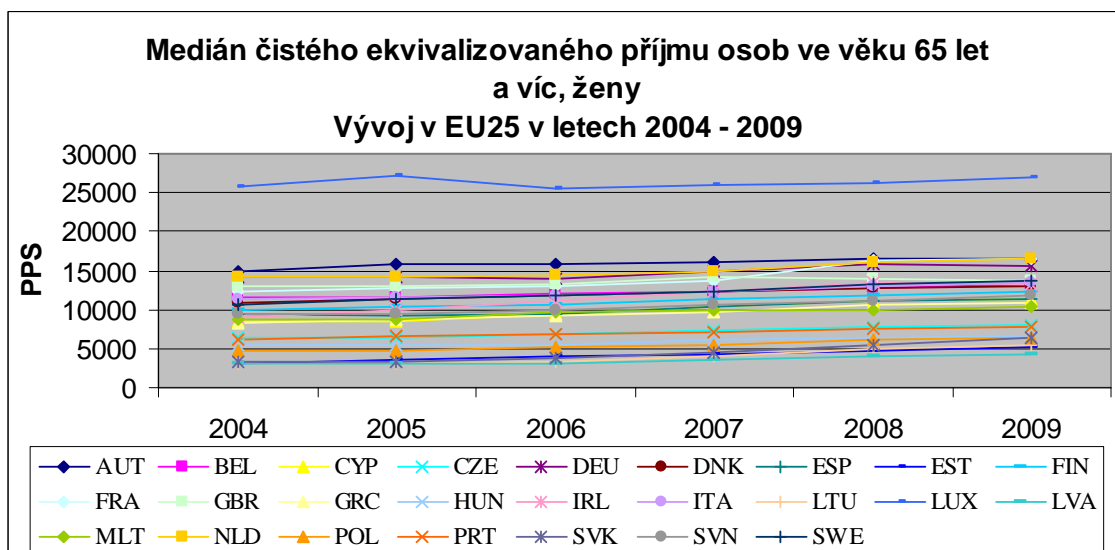
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/8.3.: Míra nezaměstnanosti do 25 let – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	7,59	6,68	6,15	5,09	5,10	7,63
variační koeficient	40,66	36,95	37,37	34,97	33,87	36,04
Giniho koeficient	0,113	0,103	0,109	0,102	0,099	0,104
Theilův index	0,077	0,063	0,068	0,060	0,057	0,065

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/8.4.1.: Vývoj ukazatele Medián čistého ekvivalizovaného příjmu osob ve věku 65+, ženy v letech 2004 – 2009, EU25



Zdroj: vlastní zpracování

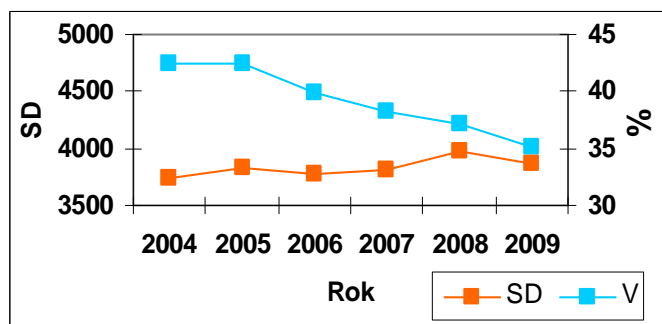
Tabulka č. IV/8.4.: Medián čistého ekvivalizovaného příjmu osob ve věku 65+, ženy – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	4979,07	5202,82	4900,84	4918,18	4963,75	4943,49
variační koeficient	52,48	53,30	48,63	46,25	43,89	42,46
Giniho koeficient	0,141	0,142	0,132	0,126	0,121	0,116
Theilův index	0,126	0,128	0,111	0,100	0,091	0,084

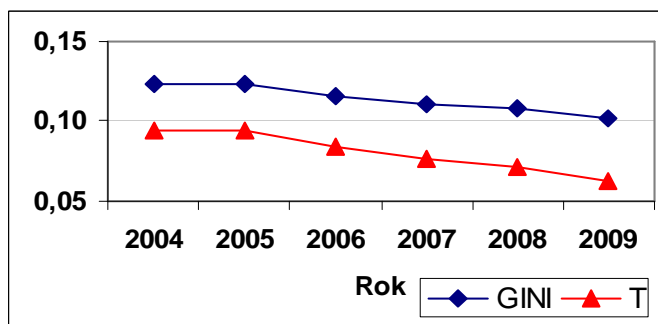
Zdroj: vlastní zpracování

Graf. č. IV/8.4.2.: Medián čistého ekvivalizovaného příjmu osob ve věku 65+, ženy - vývoj v EU25 bez Lucemburska v letech 2004 – 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

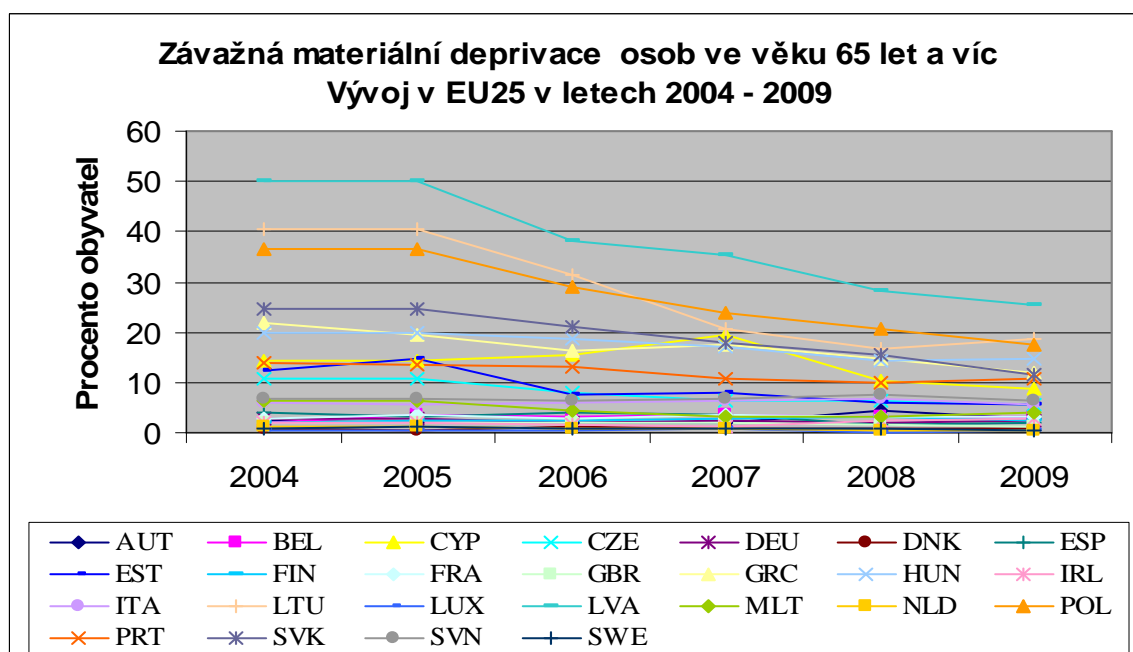


b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. IV/8.5.: Vývoj ukazatele Závažná materiální deprivace osob ve věku 65+ v letech 2004 – 2009, EU25



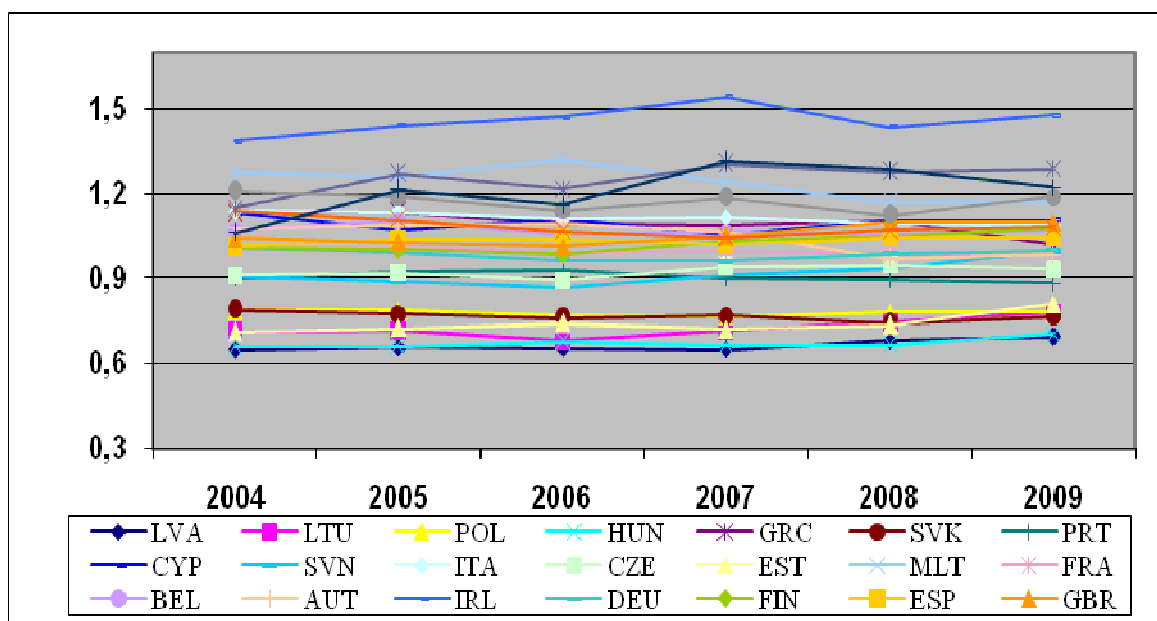
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. IV/8.5.: Závažná materiální deprivace osob ve věku 65+ – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	13,72	13,63	10,71	9,21	7,29	6,61
variační koeficient	119,75	118,80	112,26	106,74	99,39	98,20
Giniho koeficient	0,305	0,303	0,291	0,281	0,266	0,263
Theilův index	0,589	0,580	0,530	0,494	0,440	0,426

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. V/2.: Vývoj souhrnného indexu pro dimenzi Zdraví v letech 2004 – 2009, EU25



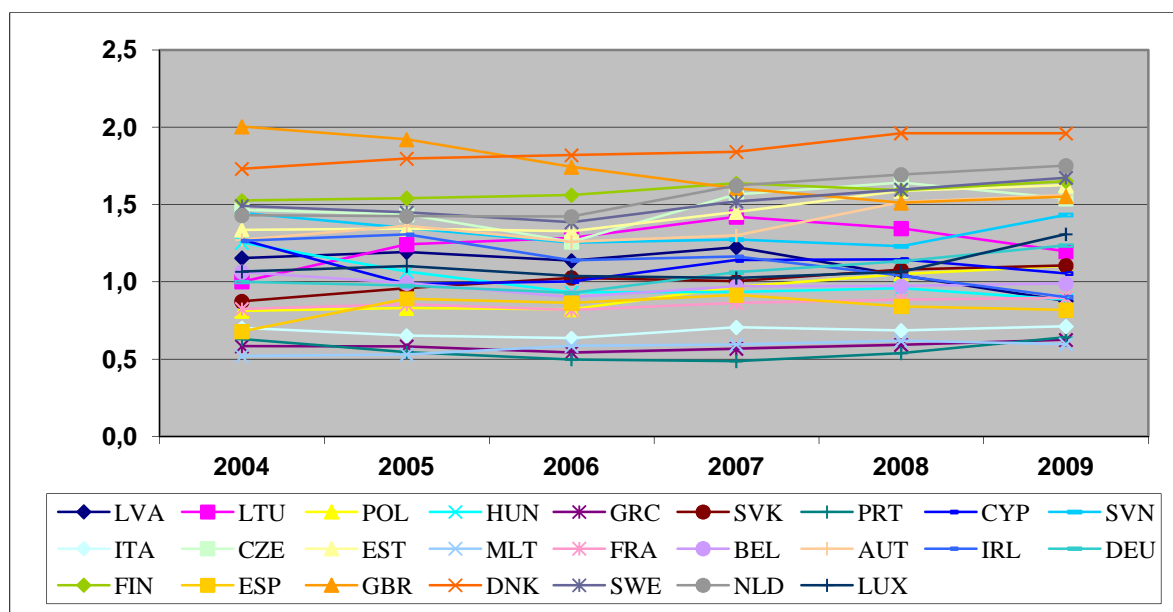
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. V/2.: Souhrnný index pro dimenzi Zdraví – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	0,19	0,20	0,20	0,22	0,20	0,19
variační koeficient	19,41	20,28	20,61	21,66	19,62	18,75
Giniho koeficient	0,056	0,058	0,059	0,061	0,056	0,053
Theilův index	0,019	0,020	0,021	0,022	0,019	0,017

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. V/3.: Vývoj souhrnného indexu pro dimenzi Vzdělání v letech 2004 – 2009, EU25



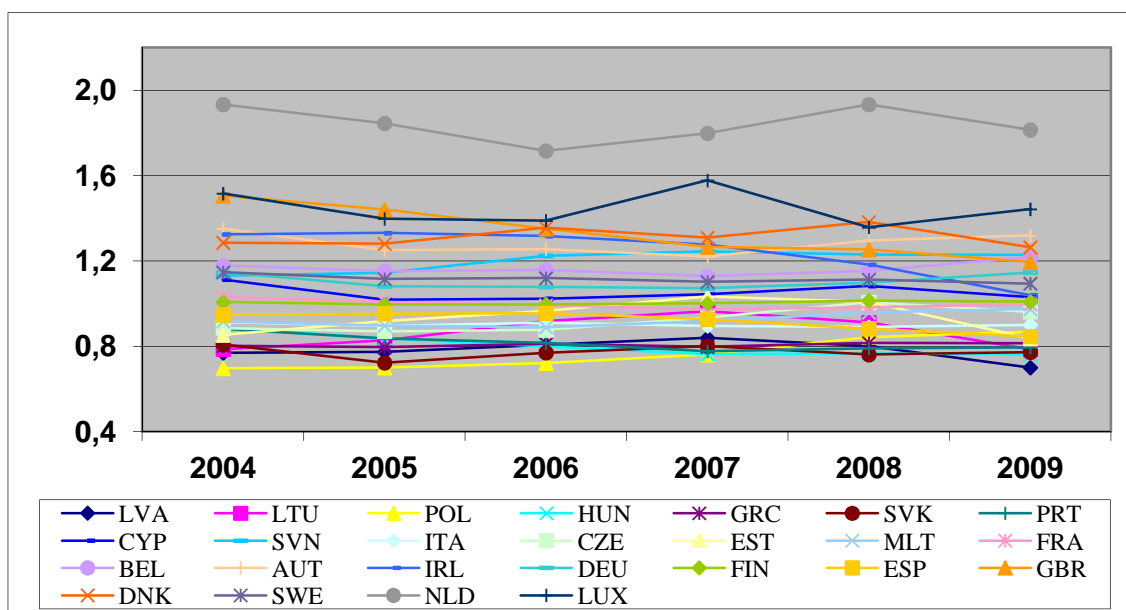
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. V/3.: Souhrnný index pro dimenzi Vzdělání – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	0,38	0,37	0,35	0,37	0,38	0,40
variační koeficient	33,31	32,56	32,34	31,81	32,75	33,42
Giniho koeficient	0,096	0,094	0,093	0,093	0,095	0,098
Theilův index	0,054	0,052	0,051	0,051	0,053	0,054

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. V/4.: Vývoj souhrnného indexu pro dimenzi Aktivity v letech 2004 – 2009, EU25



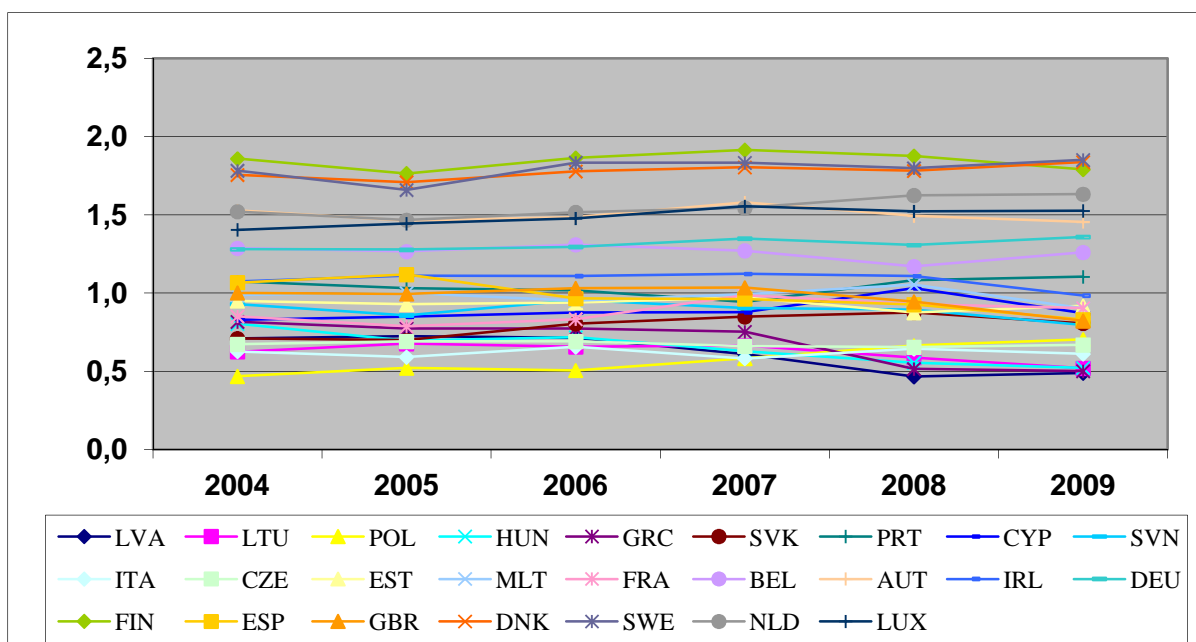
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. V/4.: Souhrnný index pro dimenzi Aktivity – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	0,29	0,27	0,24	0,26	0,26	0,26
variační koeficient	27,06	25,68	23,36	24,22	24,60	24,81
Giniho koeficient	0,074	0,071	0,066	0,066	0,066	0,068
Theilův index	0,033	0,030	0,025	0,026	0,027	0,028

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. V/5.: Vývoj souhrnného indexu pro dimenzi Politika v letech 2004 – 2009, EU25



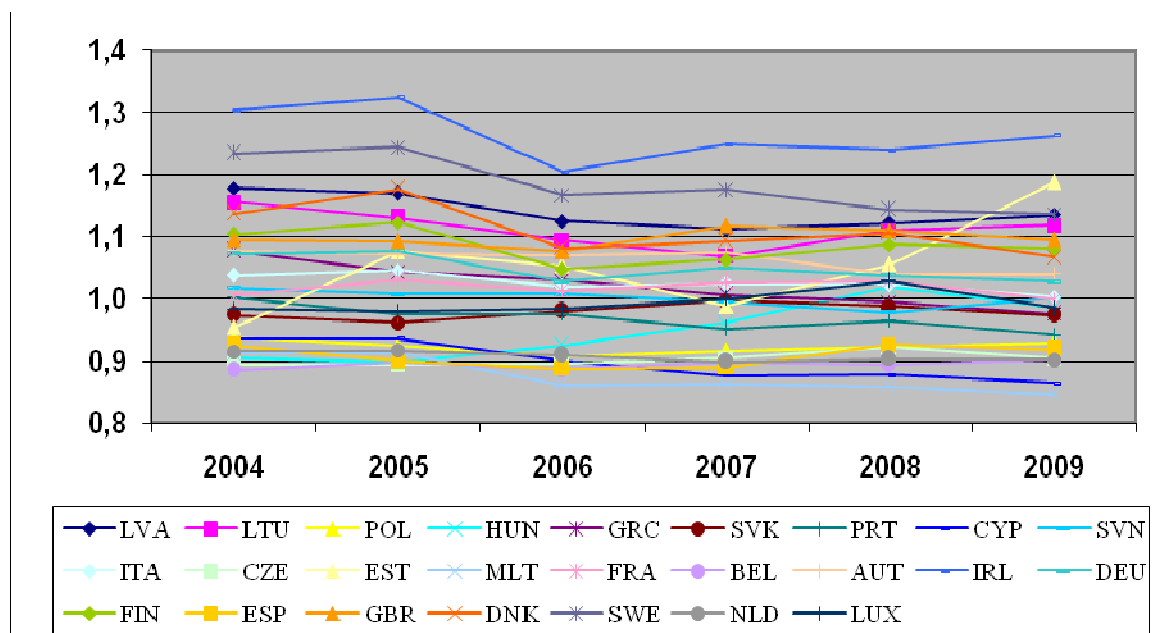
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. V/5.: Souhrnný index pro dimenzi Politika – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	0,39	0,37	0,39	0,42	0,42	0,44
variační koeficient	36,75	35,35	36,79	38,51	40,05	42,71
Giniho koeficient	0,105	0,102	0,104	0,109	0,115	0,121
Theilův index	0,063	0,058	0,062	0,069	0,076	0,084

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. V/7.: Vývoj souhrnného indexu pro dimenzi Životní prostředí v letech 2004 – 2009, EU25



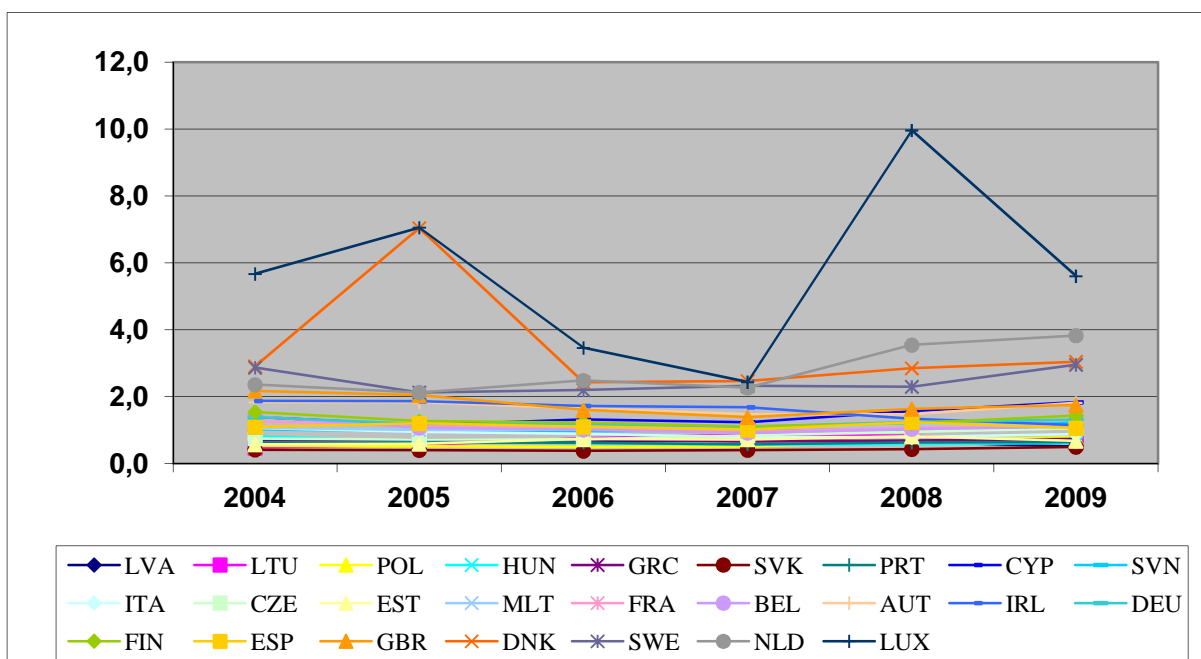
Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. V/7.: Souhrnný index pro dimenzi Životní prostředí – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	0,11	0,12	0,09	0,10	0,09	0,10
variační koeficient	10,98	11,38	9,26	9,76	9,31	10,35
Giniho koeficient	0,031	0,032	0,027	0,028	0,027	0,030
Theilův index	0,006	0,006	0,004	0,005	0,004	0,005

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. V/8.: Vývoj souhrnného indexu pro dimenzi Nejistota v letech 2004 – 2009, EU25



Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. V/8.: Souhrnný index pro dimenzi Nejistota – vybrané míry variability v letech 2004 – 2009, EU25

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009
směrodatná odchylka	1,13	1,73	0,74	0,62	1,89	1,20
variační koeficient	77,72	109,50	59,56	53,44	118,85	80,04
Giniho koeficient	0,190	0,226	0,158	0,145	0,218	0,192
Theilův index	0,228	0,376	0,150	0,125	0,381	0,238

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha č. 6: Doplnující výstupy k hodnocení konvergence na základě souhrnného indexu pro všechny dimenze

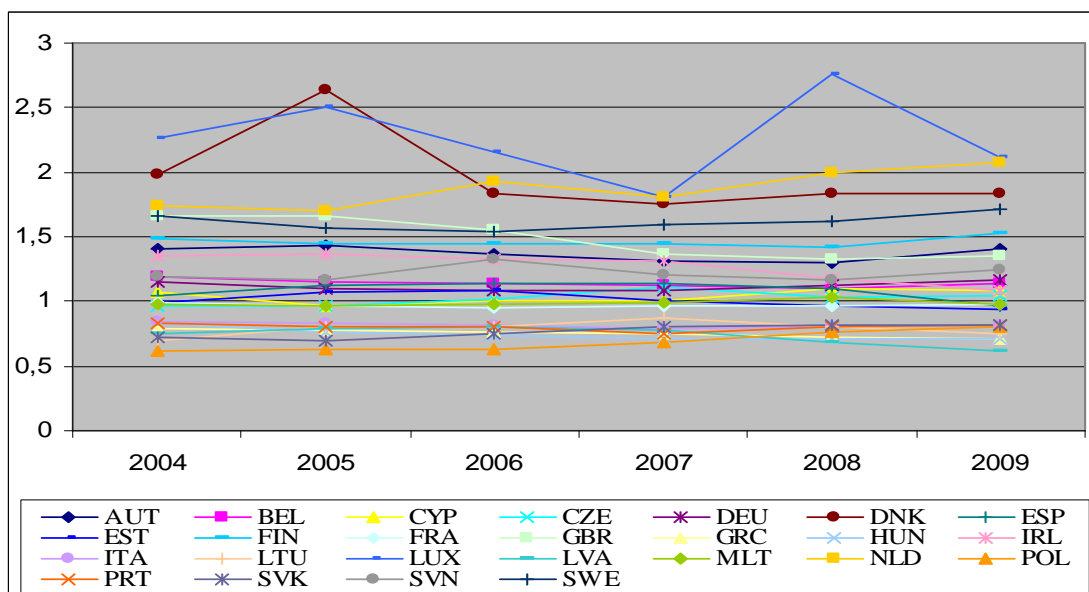
Graf č. VI/1.: Porovnání prosté a vážené formy souhrnného indexu pro všechny dimenze, výsledky pro roky 2004 a 2009

Stát	Pořadí 2004		Souhrnný index 2004		Pořadí 2009		Souhrnný index 2009	
	prostá forma	vážená forma	prostá forma	vážená forma	prostá forma	vážená forma	prostá forma	vážená forma
Lucembursko	1	1	2,13	2,26	1	1	2,01	2,11
Dánsko	2	2	1,87	1,98	3	3	1,76	1,84
Nizozemsko	3	3	1,65	1,74	2	2	1,95	2,07
Velká Británie	4	4	1,63	1,66	7	7	1,34	1,35
Švédsko	5	5	1,61	1,66	4	4	1,66	1,72
Finsko	6	6	1,42	1,49	5	5	1,46	1,53
Rakousko	7	7	1,36	1,41	6	6	1,37	1,4
Irsko	8	8	1,36	1,35	10	11	1,11	1,09
Slovinsko	9	10	1,18	1,19	8	8	1,22	1,24
Belgie	10	9	1,15	1,19	11	10	1,1	1,14
Německo	11	11	1,13	1,15	9	9	1,15	1,17
Kypr	12	12	1,08	1,07	12	12	1,08	1,09
Španělsko	13	13	1,01	1,04	16	16	0,96	0,97
Estonsko	14	14	0,99	0,99	14	17	0,99	0,94
Francie	15	15	0,99	0,99	15	14	0,98	0,98
Česká republika	16	17	0,97	0,96	13	13	1,06	1,04
Malta	17	16	0,95	0,98	17	15	0,96	0,98
Italy	18	18	0,88	0,85	18	18	0,85	0,82
Maďarsko	19	19	0,86	0,83	23	23	0,75	0,71
Portugalsko	20	20	0,83	0,83	21	19	0,82	0,82
Lotyšsko	21	22	0,82	0,75	25	25	0,7	0,62
Řecko	22	21	0,81	0,79	24	24	0,75	0,71
Litva	23	24	0,76	0,69	22	22	0,81	0,75

Slovensko	24	23	0,75	0,72	19	20	0,84	0,82
Polsko	25	25	0,67	0,61	20	21	0,83	0,8

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. VI/2.: Vývoj celkového souhrnného indexu v jednotlivých zemích v letech 2004 – 2009, EU25

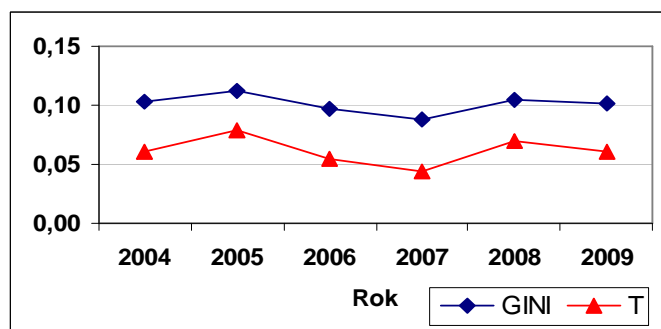
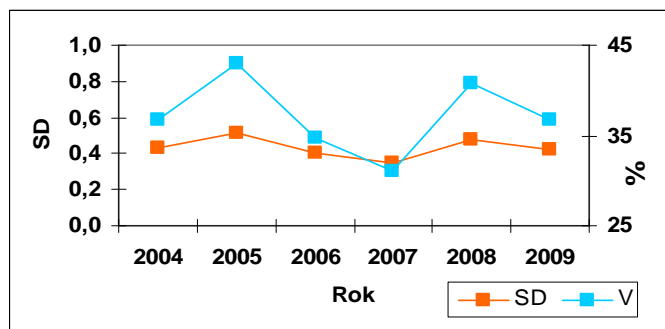


Zdroj: vlastní zpracování

Graf. č. VI/2.: Celkový souhrnný index - vývoj v EU25 v letech 2004 – 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient

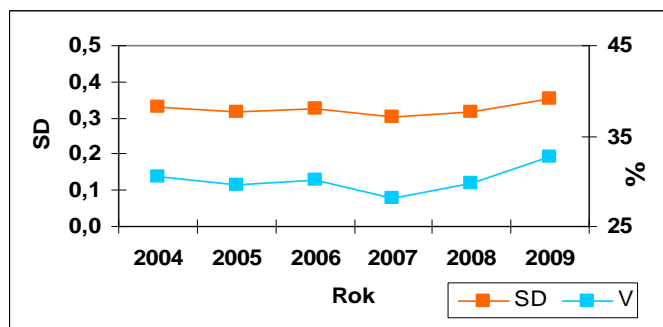
b) Giniho koeficient a Theilův index



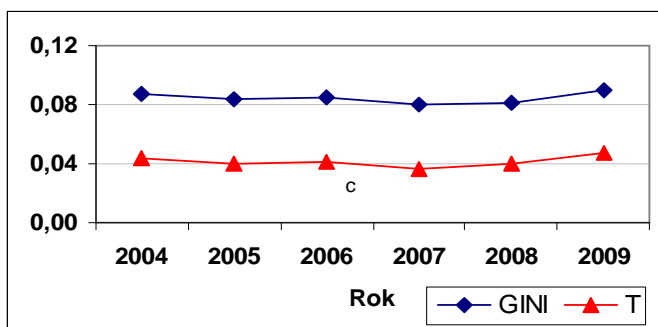
Zdroj: vlastní zpracování

Graf. č. VI/3.: Celkový souhrnný index - vývoj v EU25 bez Lucemburska a Dánska v letech 2004 – 2009

a) směrodatná odchylka a variační koeficient



b) Giniho koeficient a Theilův index



Zdroj: vlastní zpracování