

Diana Bílková*

Abstract

Analysis of Wages and Selected Indicators in OECD Countries

The research database consists of the OECD countries except Iceland, Latvia and Turkey, which were excluded because of insufficient data. The primary objective of the study is to group the countries according to their average wage, GDP per capita, minimum wage and unemployment rate. Another objective, of no less importance, is to determine which of the three remaining above variables significantly affect the average wage, while defining the type and strength of this relationship. Yet another important goal is to develop forecasts of the wage level and GDP per capita for each OECD country by 2020. In terms of clustering OECD countries by the four variables, the Czech Republic always ranks alongside Chile and three post-communist countries, Estonia, Hungary and Poland. GDP per capita is the only explanatory variable significantly affecting the average wage. The dependence of these two variables is represented by a second-order polynomial (concave parabola), the selected regression parabola explaining approximately 88 percent of the variability in the observed levels of the average annual wage. The conversion of the average wage, GDP per capita and minimum wage to purchasing power parity allows consideration of different price levels and thus comparison of purchasing power parity of the population in different countries.

Keywords: wages in OECD countries, GDP in OECD countries, cluster analysis, Ward's method, Euclidean distance, stepwise regression

JEL Classification: E24, E25, C38, C35, C22

Úvod

Všechny členské země Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD) jsou ekonomicky vyspělé. I přes tuto skutečnost existují mezi nimi velké rozdíly z hlediska životní úrovně občanů, jak dokazuje mimo jiné rovněž průměrná hrubá mzda. Průměrná mzda je nadhodnocována mzdami nejlépe placených odborníků ve všech členských zemích OECD, takže neodpovídá vizi tzv. běžné mzdy. Mzdy nejhůře placených zaměstnanců většinou stagnují. Přibližně jedna třetina zaměstnanců pracuje za průměrnou nebo vyšší mzdu, konkrétní číslo se v jednotlivých zemích liší. Skandinávské země, Česká a Slovenská republika patří mezi země s nejnižšími mzdovými rozdíly. V těchto zemích potom více zaměstnanců dosahuje průměrné a vyšší mzdy než zejména v mimoevropských

* **Diana Bílková** (bilkova@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky.

Tento článek vznikl za finanční podpory prostředků institucionální subvence na dlouhodobý koncepční rozvoj vědy a výzkumu číslo IP400040 Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze.

členských zemích OECD. Z tohoto důvodu byly do výzkumu zahrnuty jak evropské, tak mimoevropské země OECD. Ke snižování mzdových rozdílů přispívá rovněž zvyšování minimální mzdy, kdy mzdové omezení přichází zespodu. Z tohoto důvodu byla minimální mzda zvolena jako jedna z vysvětlujících proměnných. Nejvyšší mzdové rozdíly jsou v Mexiku a v Chile. Nejvyšších průměrných mezd dosahují ekonomicky nejvyspělejší země světa. Růst mezd je založen na vysokém stupni osobní a ekonomické svobody, sofistikovaném vzdělávacím systému, který připravuje kvalifikované zaměstnance, výborných obchodních podmínkách a funkční veřejné správě. Pokud jsou úspěšné firmy, existuje rovněž vysoká nabídka na trhu práce a schopní zaměstnanci mohou najít zajímavější nebo lepší zaměstnání.

Tento výzkum má několik cílů. Vybrané členské země OECD jakožto objekty jsou shlukovány do skupin podobných zemí pro rok 2015 s cílem vytvořit shluky zemí, které si budou co nejvíce podobné z hlediska čtyř proměnných: průměrné roční (hrubé) mzdy po přepočtu na paritu kupní síly (PPP) v USD ve stálých cenách v roce 2015, (reálné) roční minimální mzdy po přepočtu na PPP v USD se stálými cenami v roce 2015, míry strukturální nezaměstnanosti v procentech a ročního hrubého domácího produktu (HDP) na obyvatele po přepočtu na PPP v USD se stálými cenami v roce 2015. Důležitým cílem této studie je zkoumání závislosti průměrné roční (hrubé) mzdy na zbývajících třech proměnných (za rok 2015) za účelem zjištění, které z uvedených vysvětlujících proměnných statisticky významně ovlivňují uvedenou vysvětlovanou proměnnou, a určení typu a síly této závislosti. Neméně důležitý cíl tohoto výzkumu představovala konstrukce predikcí průměrné roční (hrubé) mzdy a ročního HDP na obyvatele do roku 2020, které byly vytvořeny s využitím analýzy příslušných časových řad od roku 2000 do roku 2015 a exponenciálního vyrovnávání.

Primárním přínosem celé studie je vytvoření skupin zemí, které jsou si co nejvíce podobné z hlediska uvedených čtyř proměnných, tj. států, které figurují vždy v rámci téhož shluku, a to z hlediska shlukování do pěti, sedmi, devíti či jedenácti shluků. Neméně důležitým přínosem tohoto výzkumu je zjištění, že průměrná roční mzda závisí statisticky významně z uvedených tří vysvětlujících proměnných pouze na ročním HDP na obyvatele. Další vysvětlující proměnné (mimo uvažovaných proměnných: roční minimální mzda, míra strukturální nezaměstnanosti a roční HDP na obyvatele) nebylo možné do modelu zahrnout z důvodu nedostupnosti dat po přepočtu na PPP v USD ve stálých cenách v roce 2015. Významným přínosem je rovněž konstrukce předpovědí mzdové úrovně a HDP na hlavu jednotlivých zemí do roku 2020.

Znalost skupin zemí OECD, které jsou si maximálně podobné z hlediska ekonomických indikátorů, umožňuje například porovnávat shluky zemí, které se vyskytují pravidelně ve společném shluku v rámci třídění do pěti, sedmi, devíti a jedenácti shluků s tříděním podle tzv. indexu lidského rozvoje. Jedná se prostředek pro srovnání klíčových rozměrů lidského rozvoje, mezi které patří dlouhý a zdravý život, přístup ke vzdělání a životní standard. Jedná se tedy o ukazatel životní úrovně obyvatelstva.

Hlavní cíl OECD spočívá v koordinaci politik za účelem dlouhodobého ekonomického rozvoje členských i nečlenských zemí. Tato organizace sdružuje ekonomicky

nejvyspělejší země světa, které dohromady vyprodukují více než dvě třetiny zboží a služeb světa a v poslední době stále více bere v potaz aktuální výzvy plynoucí z globalizace světové ekonomiky. Z tohoto důvodu je užitečné znát skupiny členských zemí OECD, které jsou si maximálně podobné z hlediska některých důležitých ekonomických ukazatelů, jakými jsou bezesporu úroveň mzdy, HDP, minimální mzda a míra nezaměstnanosti. Jako zajímavé se rovněž jeví zařazení členských zemí OECD do jednotlivých shluků s dalšími zeměmi a jejich porovnání např. se skupinou zemí G7 (sdružení ekonomicky nejvyspělejších zemí světa, nezapočítáváme Rusko, které není členem OECD) nebo se zeměmi bývalého socialistického bloku.

Znalost skupin zemí, které se pravidelně vyskytly ve stejném shluku s Českou republikou, je rovněž důležité z hlediska integrace světové ekonomiky v kontextu zahraničních investic. Česká republika navíc představuje malou otevřenou ekonomiku, která patří mezi třicet největších exportérů na světě, přičemž nejdůležitější exportní komoditou jsou automobily a výpočetní technika, které společně tvoří více než polovinu vývozu.

1. Stav problematiky v literatuře

Vývoj průměrné mzdy nepochybně souvisí s vývojem hrubého domácího produktu i některých ukazatelů trhu práce, jakými mohou být, mimo jiné úroveň minimální mzdy nebo míra nezaměstnanosti.

Obecně platí, že důvodem, proč lze předpokládat, že průměrná mzda souvisí s mírou nezaměstnanosti, je skutečnost, že snížení nezaměstnanosti může mít vliv na růst mzdové úrovně z důvodu nedostatku pracovníků určité pracovní profese, a očekává se rovněž posílení pracovní vyjednávací pozice zaměstnance. Zaměstnanci se středními a vyššími mzdami mají vyšší šanci nalezení pracovního místa. Z uvedeného důvodu podmínky pracovního trhu mají zde menší vliv na vyjednávací sílu zaměstnance a úroveň mzdy. Na druhou stranu, pracovníci s nižšími mzdami, než je medián mezd, mají nižší šanci nalezení zaměstnání. Tito pracovníci mají méně alternativ než vysoce placení zaměstnanci, takže podmínky pracovního trhu více ovlivňují jejich vyjednávací sílu, a tedy úroveň mezd, viz Wiczer a Eubanks (2014). Oproti tomu Hong, Koczan, Lian *et al.* (2017) ukazují, že přestože v posledních letech v mnoha rozvinutých ekonomikách klesá míra nezaměstnanosti, růst úrovně mezd je tlumen, a vzniká tak otázka, proč se zde nezvyšuje poptávka po zaměstnancích. Porozumění hnacím silám odpojení míry nezaměstnanosti od úrovně mezd je důležité nejen pro makroekonomickou politiku, ale rovněž pro vyhlídky ohledně snížení nerovnosti v příjmech. V mnoha případech klesla míra nezaměstnanosti dokonce pod úroveň před světovou hospodářskou krizí, nicméně růst mezd zůstává daleko nižší, než byl před krizí. Podstatu a význam opakujících se procedurálních problémů týkajících se pokusů spojujících chování mezd vzhledem k podmínkám v oblasti nezaměstnanosti objasňují Bowen a Berry (1963), Zaidi (1969) se zaměřuje na vyvrácení pozornosti na determinant změny růstu mezd a inflace nezaměstnanosti ve výrobním průmyslu nebo Gallaway, Koshal a Chapin (1970) ukazují

vztah mezi tempem změny hladiny mezd a úrovněmi nezaměstnanosti v různých ekonomikách. Situace, kdy mzdy méně reagují na nezaměstnanost, zkoumají Hall a Milgrom (2008), kteří konstatují, že stochastický model pracovního trhu se spolehlivým vyjednáváním a opodstatněnými hodnotami parametrů vede k větším fluktuacím, než standardní model Mortensenův-Pissaridesův.

Problematika minimální mzdy je často diskutovaným tématem. Mzdová distribuce je velmi silně ovlivněna existencí minimální mzdy. Lze očekávat, že mzdy zaměstnanců by pravděpodobně klesly, pokud by minimální mzda byla snížena, nebo dokonce zrušena. Takovéto změny se samozřejmě projeví v hodnotách charakteristik polohy, variability a tvaru mzdového rozdělení. Opatření, která stanoví minimální mzdu, jsou speciálním případem cenové regulace. Jestliže by stanovená minimální mzda byla nižší než tržní mzdy, potom takovéto opatření nebude mít žádný efekt. Tato situace je však nepravděpodobná. V realitě je minimální mzda stanovena na vyšší úrovni než některé tržní mzdy. Takto stanovená minimální mzda ovlivňuje potom pracovníky, jejichž mzdy by byly jinak nižší, než je úroveň minimální mzdy. Zaměstnavatelé těchto pracovníků jsou další dotčenou skupinou, které se zavedení minimální mzdy týká. Jestliže před zavedením minimální mzdy pracovníci dostávali mzdu jako svůj mezní produkt práce, může zavedení minimální mzdy vést ke snížení zisků jejich zaměstnavatelů. Za jinak stejných okolností může potom zaměstnavatel zvýšit zisk tím, že tyto pracovníky propustí. Firma však nemusí propustit všechny pracovníky, jejichž mzdy byly dříve pod úrovní nově stanovené minimální mzdy, ale může propustit pouze tolik pracovníků, aby se mezní produkt práce zvýšil aspoň na úroveň minimální mzdy. Nakonec růst relativní ceny statku v daném odvětví může vést ve firmě k tomu, že firma v tomto odvětví nemusí redukovat počet pracovníků až do bodu, kdy by jejich mezní produkt korespondoval s minimální mzdou při původních cenách. Zavedení minimální mzdy částečně vede k propouštění zaměstnanců v některých odvětvích. Toto opatření nicméně vede ke zvýšení reálné hodnoty mezd v těchto odvětvích na úkor reálných mezd v jiných odvětvích. Problematikou minimální mzdy a jejího vlivu na nezaměstnanost se zabývají Pícl a Richter (2014) a zabývají se rovněž vztahem minimální a průměrné mzdy. Empirická zjištění Carda a Kruegera (1993), provedená po zvýšení minimální mzdy v New Jersey, zpochybňují tvrzení, že růst minimální mzdy snižuje zaměstnanost. Autoři porovnávali rovněž růst zaměstnanosti u obchodů v New Jersey, které zpočátku vyplácely vysoké mzdy (a nové zákony je neovlivňovaly) a změny zaměstnanosti u obchodů s nižšími mzdami. Obchody, které nebyly ovlivněny minimální mzdou, měly stejný růst zaměstnanosti jako prodejny v Pensylvánii, zatímco obchody, které musely zvýšit své mzdy, zvýšily zaměstnanost. Výzkum, jak změny v minimální mzdě ovlivňují různé mzdy v zaměstnání, provedl Grossman (1983). Konstatuje, že ostatní mzdy, a tedy rovněž průměrná mzda se zvyšují hned ze dvou důvodů. Firmy se jednak snaží zmírnit zhoršení relativní mzdy pracovníka vzhledem k minimální mzdě, což by způsobilo, že pracovník zhorší svůj pracovní výkon, a jednak se zvýší poptávka po pracovnících, kteří nemají minimální mzdu. Článek Dickense a Manninga (2004) zkoumá vliv zavedení minimální mzdy na mzdová rozdělení ve Spojeném království. Konstatují, že minimální

mzda má zřejmý vliv na mzdová rozdělení, dodržování minimální mzdy je velmi rozšířené, nicméně účinek je omezený, protože minimální mzda byla nastavena na takové úrovni, aby se týkala přímo pouze 6–7 % pracovníků.

Zjevný nesoulad mezi vývojem hrubého domácího produktu na obyvatele a reálnými mzdami v industrializované Evropě zkoumá Angeles (2008). Ukazuje, že tyto dva ukazatele se začnou lišit, pokud se vyskytne některý ze tří následujících faktorů: změny v rozdělení příjmů, v nabídce práce na osobu a změny relativních cen. Souvislost mezi hrubým domácím produktem na hlavu a reálnými mzdami v Austrálii a ve Spojeném království během období let 1870–1992 zkoumají Oxley a Greasley (1997). Výzkum Akkemik (2007) proěřuje mechanismus úprav na pracovním trhu s ohledem na změny v hrubém domácím produktu. Výsledky ukazují, že úpravy na trhu práce zaostávají za růstem HDP. Hodnocením konkurenceschopnosti českých krajů se zabývají Žitek, Kunc a Tonev (2006), přičemž používají takové indikátory, jakými jsou regionální domácí produkt, výše průměrných mezd, úroveň nezaměstnanosti, vzdělanostní struktura a saldo migrace.

Rozdílnost mzdy jako ceny práce od cen ostatních výrobních faktorů tkví především ve speciálním charakteru pracovní síly, jehož podstata je výsledkem působení řady ukazatelů (ekonomických, sociálních, vzdělanostních, kulturních apod.), které určují postavení pracovní síly ve výrobním procesu i její chování na pracovním trhu. Vývoj a úroveň mzdy je na jedné straně výslednicí ekonomické výkonnosti specifikované hrubým domácím produktem a fungování pracovního trhu, na druhé straně se jedná o základní determinant životní úrovně obyvatelstva. Z uvedeného důvodu je důležitá znalost vztahu mezi úrovní mzdy jako charakteristiky životní úrovně obyvatelstva a HDP na hlavu jako determinanty ekonomické úrovně státu, což předešlé studie neřeší. Protože lze očekávat, že mzdová distribuce je nepochybně ovlivněna výší minimální mzdy a hladiny nezaměstnanosti v dané zemi, byly tyto dva ukazatele rovněž vloženy do modelu v podobě vysvětlujících proměnných. Tento výzkum se soustředí na identifikaci, které z uvažovaných tří makroekonomických ukazatelů statisticky významně ovlivňují úroveň mzdy v členských zemích OECD. Koncept shlukování zemí řeší otázku, do jaké míry existují odlišné světy v éře politické konvergence a ekonomické globalizace po začlenění postkomunistických zemí do OECD na základě vybraných ekonomických ukazatelů. Výzkum se zabývá konstrukcí předpovědi úrovně mezd a hrubého domácího produktu, jakožto nejdůležitějšího makroekonomického agregátu určujícího vývoj mezd v jednotlivých členských zemích OECD.

2. Databáze

Data pro tento výzkum pocházejí z oficiálních webových stránek OECD a zahrnují tedy členskou zemi OECD. Jedná se o data týkající se roční průměrné (hrubé) mzdy po přepočtu na PPP v USD ve stálých cenách v roce 2015 – roční průměrná mzda, (reálná) roční minimální mzda po přepočtu na PPP v USD se stálými cenami v roce 2015 – (reálná) roční minimální mzda, míra strukturální nezaměstnanosti v procentech a roční HDP

na obyvatele po přepočtu na PPP v USD se stálými cenami v roce 2015 – roční HDP na obyvatele (na hlavu). Přepočet na PPP umožňuje srovnání kupní síly obyvatel různých zemí. Použitá data jsou za období let 2000–2015 a roční průměrná mzda představuje hlavní zkoumanou proměnnou. Tabulka 1 poskytuje přehled u 32 vybraných členských zemí OECD a jejich dvoupísmenných zkratk podle normy ISO 3166-1 alpha-2. Státy, jako jsou Island, Lotyšsko a Turecko, nebyly do výzkumu zahrnuty z důvodu nedostatečných dat v PPP v USD ve stálých cenách v roce 2015.

Tabulka 1 | Dvoupísmenné zkratky zemí podle normy ISO 3166-1 alpha-2

Označení	Země	Označení	Země
AU	Austrálie	IL	Izrael
AT	Rakousko	IT	Itálie
BE	Belgie	JP	Japonsko
CA	Kanada	KR	Jižní Korea
CH	Švýcarsko	LU	Lucembursko
CL	Chile	MX	Mexiko
CZ	Česko	NL	Nizozemsko
DE	Německo	NO	Norsko
DK	Dánsko	NZ	Nový Zéland
EE	Estonsko	PL	Polsko
ES	Španělsko	PT	Portugalsko
FI	Finsko	SE	Švédsko
FR	Francie	SI	Slovinsko
GR	Řecko	SK	Slovensko
HU	Maďarsko	UK	Spojené království
IE	Irsko	US	Spojené státy

Zdroj: <http://ec.europa.eu/eurostat>

Data pro tento výzkum zahrnují zaměstnance v podnikatelské i nepodnikatelské sféře. Mzda přísluší zaměstnanci za vykonanou práci v soukromé (podnikatelské) sféře, plat v rozpočtovém (státním, veřejném, nepodnikatelském) sektoru. Z hlediska analyzovaných dat jsou pod termín mzdy zahrnuty jak mzdy v podnikatelské sféře, tak platy v nepodnikatelském sektoru.

Data byla zpracována pomocí statistických programových paketů SAS, Statgraphics a tabulkového kalkulátoru Microsoft Excel.

3. Metodika

3.1 Shluková analýza

Hlavním cílem výzkumu bylo vytvořit shluky zemí, které si budou co nejvíce podobné z hlediska čtyř proměnných: roční průměrné mzdy, roční minimální mzdy, míry strukturální nezaměstnanosti a ročního HDP na obyvatele. Pro rozdělení vybraných členských zemí OECD na relativně homogenní skupiny (rok 2015) podle uvedených čtyř proměnných byla použita shluková analýza. Vícerozměrná pozorování je možno použít při rozřídění objektů do několika relativně homogenních shluků. K dispozici máme datovou matici X typu $n \times p$, kde n je počet objektů a p představuje počet proměnných. Předpokládáme různé rozložení $S^{(k)}$ množiny n objektů do k shluků a hledáme nejvhodnější rozklad. Cílem je najít co nejvíce podobné objekty v rámci jednotlivých shluků, které si budou co nejméně podobné s objekty z ostatních shluků. Uvažujeme pouze rozklady s disjunktními shluky a úlohy s určitým počtem shluků.

Podstata této vícerozměrné statistické metody je podrobně vysvětlena v Renchevovi a Christensenovi (2012), Makhalové a Pecákové (2015) nebo v Šimpachovi (2013). Wardova metoda a euklidovská vzdálenost jsou nejrozšířenějšími technikami, které byly rovněž použity v této shlukové analýze na datech z roku 2015. Z hlediska Wardovy metody, která patří mezi metody hierarchického shlukování, není postup založen na optimalizaci vzdáleností mezi shluky. Řeší se minimalizace heterogenity shluků podle přírůstku vnitroshlukového součtu čtverců odchylek objektů od těžiště (centroidů) shluků. Wardova metoda má tendenci odstraňovat příliš malé shluky, tedy tvořit shluky zhruba přibližně stejné velikosti, což je z hlediska shlukování zemí OECD vítaná vlastnost. Z uvedeného důvodu byla v rámci shlukové analýzy použita Wardova metoda. Z hlediska měř vzdálenosti a podobnosti objektů volíme podle toho, jak potřebujeme posílit vliv proměnných, u nichž je pozorován mimořádně velký rozdíl na celkový součet. Protože v daném případě nepotřebujeme posílit vliv žádné proměnné (body se stejnou euklidovskou vzdáleností od středu leží na kružnici), byla v daném případě zvolena euklidovská vzdálenost.

Ve shlukové analýze existují různé metody a doporučení pro určení optimálního počtu shluků (viz např. Löster, 2015), které však neposkytují žádné konečné závěry, neboť shluková analýza je v zásadě průzkumným přístupem, nejedná se tedy o statistický test. Výklad a interpretace výsledné hierarchické struktury závisí na kontextu a teoreticky existuje často několik možných řešení. Existuje několik přístupů, především validačních indexů, pomocí kterých můžeme stanovit optimální počet shluků. Mezi nejznámější validační indexy patří Dunnův index, který představuje poměr nejmenší mezishlukové vzdálenosti k největší vnitroshlukové vzdálenosti a nabývá hodnot od nuly do nekonečna, přičemž vysoké hodnoty indexu indikují optimální počet shluků. Podle hodnoty Dunnova indexu byl tedy vybrán počet shluků, který vedl k vyšší hodnotě indexu. Za optimální počet bylo zvoleno podle uvedeného validačního indexu sedm shluků. Protože interpretace získané hierarchické struktury závisí ve velké míře na kontextu a často existuje řada možných řešení, byl jako doplněk shlukovacího postupu pro optimální počet sedmi shluků doplněn shlukovacími postupy pro pět, devět a jedenáct shluků.

3.2 Regresní a korelační analýza

Důležitým cílem této studie je zkoumání závislosti roční průměrné mzdy na zbývajících třech proměnných (za rok 2015) za účelem zjištění, které z uvedených vysvětlujících proměnných statisticky významně ovlivňují uvedenou vysvětlovanou proměnnou, a určení typu a síly této závislosti. K tomuto účelu bylo zapotřebí použití metod regresní a korelační analýzy. Regresní a korelační analýza, jejíž podstatu vysvětluje např. Darlington a Hayes (2017), byla použita na data za rok 2015. Normalita rozdělení všech čtyř proměnných byla ověřena jak vizuálně, tak s využitím Kolmogorovova-Smirnovova testu dobré shody.

V prvním kroku byla uvažována regresní nadrovinina. Pro určení souboru vysvětlujících proměnných, které mají statisticky významný vliv na vysvětlující proměnnou, byla použita metoda postupné regrese a v jejím rámci potom metoda postupného zařazování proměnných do modelu, přičemž metoda postupného vyřazování proměnných z modelu vedla ke stejnému výsledku. Pokud je do modelu vložena pouze jediná vysvětlující proměnná, zužuje se daný problém na regresní přímkou. Vhodnost zkonstruovaného modelu je možné ověřit pomocí individuálních t-testů či celkového F-testu, koeficientu determinace, který udává procentní podíl variability pozorovaných hodnot vysvětlované proměnné, které se podařilo vysvětlit zvolenou regresní funkcí, a Durbinovy-Watsonovy statistiky, jejíž hodnoty blízké dvěma naznačují, že nemáme problém s autokorelací. Dále je třeba posoudit, zda rezidua mají náhodný průběh buď vizuálně, nebo přesněji s využitím Glejserova testu, pomocí kterého ověříme, zda nemáme problémy s heteroskedasticitou. Jestliže hodnota upraveného indexu determinace některé jiné regresní funkce je vyšší než u regresní přímky, jeví se použití této regresní funkce pro vystižení dané závislosti jako vhodnější.

3.3 Analýza časových řad

Důležitý cíl tohoto výzkumu představovala konstrukce predikcí roční průměrné (hrubé) mzdy a ročního HDP na obyvatele do roku 2020, které byly vytvořeny s využitím analýzy příslušných časových řad od roku 2000 do roku 2015.

Podstata analýzy časových řad je podrobně popsána v Brockwellovi a Davisovi (2002). Na základě výsledků získaných z regresní analýzy se zaměřujeme na vývoj roční průměrné mzdy a ročního HDP na obyvatele ve vybraných členských zemích OECD. V souvislosti s vývojem trendu bylo v analýze časových řad aplikováno exponenciální vyrovnávání, aby bylo možné zkonstruovat predikce roční průměrné mzdy a ročního HDP na obyvatele do roku 2020. Exponenciální vyrovnávání patří mezi adaptivní přístupy k modelování časových řad a využívá váženou metodu nejmenších čtverců, přičemž váhy se exponenciálně snižují směrem k minulosti. Výhoda exponenciálního vyrovnávání spočívá ve skutečnosti, že nejvyšší váhu mají nejnovější pozorování. Vhodné exponenciální vyrovnávání bylo zvoleno s využitím interpolačních kritérií. Statistický software automaticky vyhodnotí nejvýhodnější kombinace vyrovnávacích konstant α a β .

Výběrové reziduální autokorelační funkce a výběrové reziduální parciální autokorelační funkce ve všech případech ukazují, že nesystematická složka nevykazuje autokorelaci, a tedy příslušné exponenciální vyrovnávání je vyhovující. Hodnoty Durbinovy-Watsonovy statistiky jsou ve všech případech blízké hodnotě dvě, tj. v intervalu (1, 4, 2, 6). Náhodné poruchy lze proto považovat za nezávislé.

K vyhodnocení kvality modelu lze přistoupit s využitím Theilova koeficientu nesouladu. Roční časové řady jsou zkráceny o m pozorování, přičemž prognózy pro těchto m let jsou provedeny s využitím odpovídajícího exponenciálního vyrovnávání. Odchytky mezi predikovanými a skutečnými hodnotami byly vypočteny jako

$$\Delta_t^{(i)} = P_t^{(i)} - y_{t+i}, \quad (1)$$

kde $P_t^{(i)}$ je predikce sledovaného ukazatele provedená v čase t o i časových jednotek dopředu (horizont predikce) a y_{t+i} je reálná hodnota predikovaného ukazatele v čase $t+i$. Tyto odchytky se nazývají chyby předpovědi pro daný čas t a horizont predikce i . Jestliže $\Delta_t^{(i)} < 0$, jedná se o tzv. podhodnocenou predikci, jestliže na druhé straně $\Delta_t^{(i)} > 0$, nastane nadhodnocená predikce.

Velmi frekventovanou mírou variability relativních chyb předpovědi je Theilův koeficient nesouladu (Theilův koeficient II)

$$T_H^2 = \frac{\sum_{t=1}^m [P_t^{(i)} - y_{t+i}]^2}{\sum_{t=1}^m y_{t+i}^2}. \quad (2)$$

Tento koeficient nesouladu může nabývat pouze nezáporných hodnot. Dolní nulové hranice nabývá pouze v případě bezchybných prognóz, kdy $P_t^{(i)} = y_{t+i}$. Čím více se Theilův koeficient nesouladu odchyluje od nuly, tím více se predikce liší od ideálních bezchybných prognóz. Odmocninu z Theilova koeficientu nesouladu lze interpretovat jako relativní chybu predikce.

4. Výsledky a diskuse

4.1 Výsledky shlukové analýzy

Celkem bylo vybráno 32 členských zemí OECD reprezentujících tři skupiny zemí – mimoevropské země, tzv. vyspělé západoevropské země a země bývalého socialistického bloku, viz tabulka 1. Obrázky 1–4 reprezentují výsledky shlukové analýzy. Jednotlivé země byly shrnuty do pěti, sedmi, devíti a jedenácti shluků tvořících skupiny nejvíce podobných zemí z hlediska roční průměrné mzdy, roční minimální mzdy, míry strukturální nezaměstnanosti a ročního HDP na obyvatele pro rok 2015.

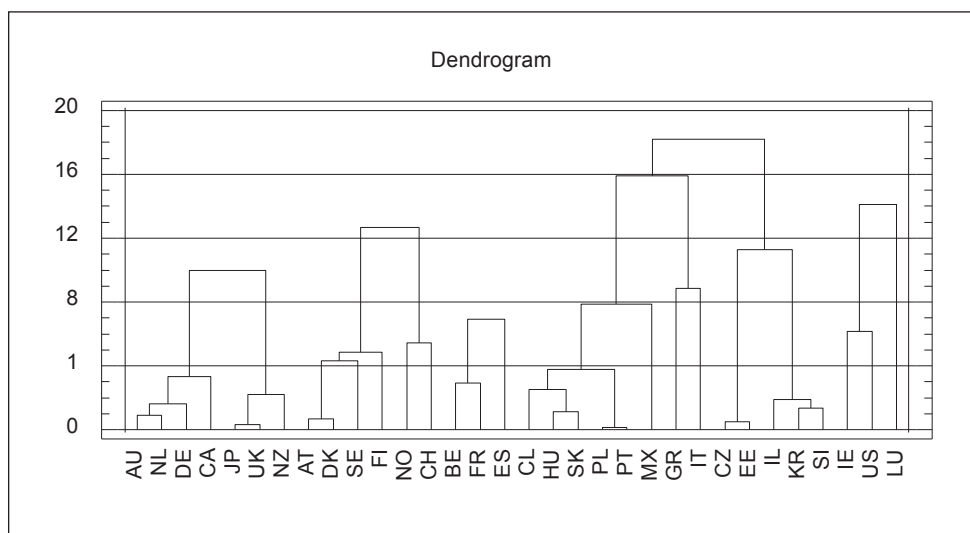
Obrázek 1 představuje rozdělení 32 vybraných členských zemí OECD do pěti shluků. První shluk se skládá ze sedmi vysoce rozvinutých evropských i mimoevropských zemí – Austrálie, Kanada, Německo, Japonsko, Nizozemsko, Nový Zéland a Spojené království.

Druhý shluk tvoří šest evropských zemí – skandinávské země a některé nejvyspělejší evropské země (Rakousko, Dánsko, Finsko, Norsko, Švédsko a Švýcarsko). Třetí shluk tvoří pouze tři evropské země – Belgie, Francie a Španělsko. Čtvrtý shluk se skládá ze třinácti zemí – převážně méně a středně vyspělé země a postkomunistické evropské země (Chile, Česká republika, Estonsko, Řecko, Maďarsko, Izrael, Itálie, Jižní Korea, Mexiko, Polsko, Portugalsko, Slovensko a Slovinsko). Pátý shluk má pouze tři členy, Irsko, Lucembursko a Spojené státy.

Obrázky 2–4 reprezentují rozdělení 32 zemí do sedmi, devíti a jedenácti shluků. Tyto obrázky uvádějí země, které se vzájemně maximálně podobají z hlediska čtyř zkoumaných proměnných. Na základě těchto obrázků můžeme získat co nejvíce podobné země s využitím sedmi, devíti a jedenácti shluků.

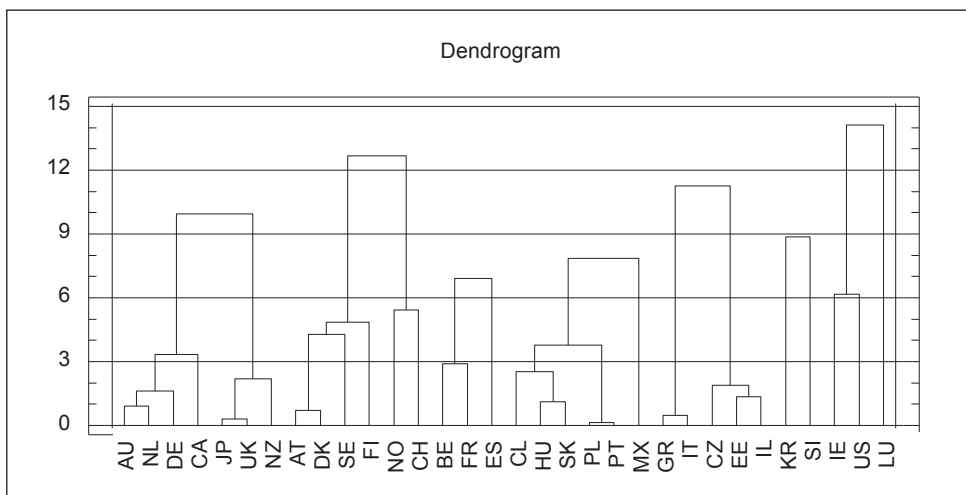
Z hlediska zemí, které jsou si co nejvíce podobné z hlediska uvedených čtyř proměnných, tj. států, které figurují vždy v rámci téhož shluku, při shlukování do pěti, sedmi, devíti či jedenácti shluků, jednu skupinu tvoří země: Austrálie, Kanada, Německo a Nizozemsko. Další takovou skupinou jsou země: Japonsko, Nový Zéland a Spojené království. Společnou skupinu dále vždy tvoří čtveřice zemí: Rakousko, Dánsko, Finsko a Švédsko nebo trojice zemí: Belgie, Francie a Španělsko. Ve společném shluku jsou dále vždy dvě jihoevropské země Řecko a Itálie a další společnou skupinu tvoří vždy Irsko a Spojené státy. Ve společném shluku je rovněž vždy dvojice zemí: Česká republika a Estonsko nebo šestice zemí: Chile, Maďarsko, Mexiko, Polsko, Portugalsko a Slovensko. Společný shluk tvoří vždy Norsko a Švýcarsko nebo trojice zemí: Izrael, Jižní Korea a Slovinsko.

Obrázek 1 | Výsledky shlukové analýzy s využitím Wardovy metody, euklidovské vzdálenosti a pěti shluků



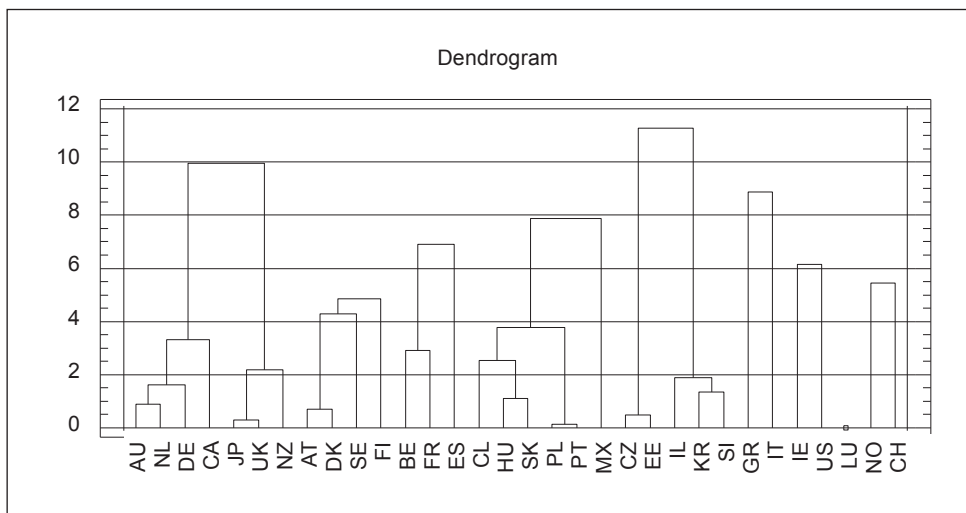
Zdroj: vlastní výzkum; výstup ze softwaru

Obrázek 2 | Výsledky shlukové analýzy s využitím Wardovy metody, euklidovské vzdálenosti a sedmi shluků



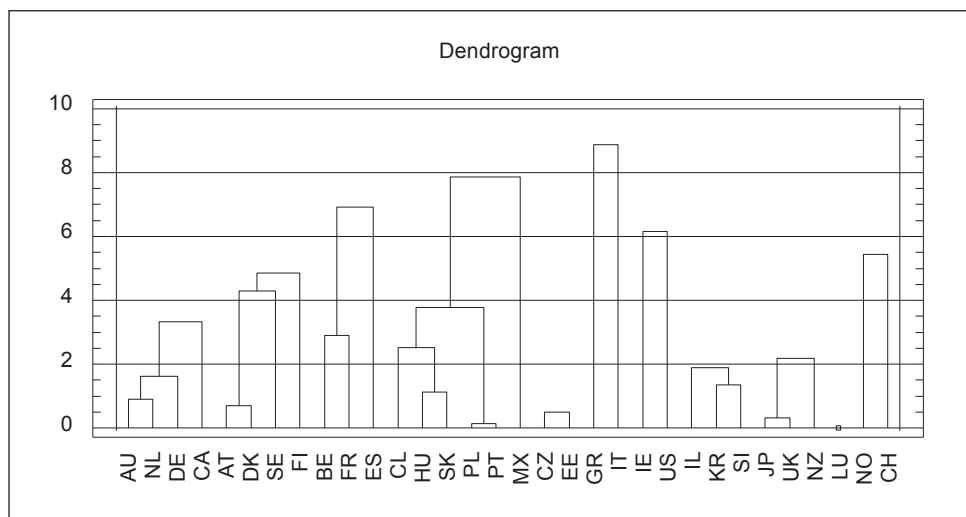
Zdroj: vlastní výzkum; výstup ze softwaru

Obrázek 3 | Výsledky shlukové analýzy s využitím Wardovy metody, euklidovské vzdálenosti a devíti shluků



Zdroj: vlastní výzkum; výstup ze softwaru

Obrázek 4 | Výsledky shlukové analýzy s využitím Wardovy metody, euklidovské vzdálenosti a jedenácti shluků



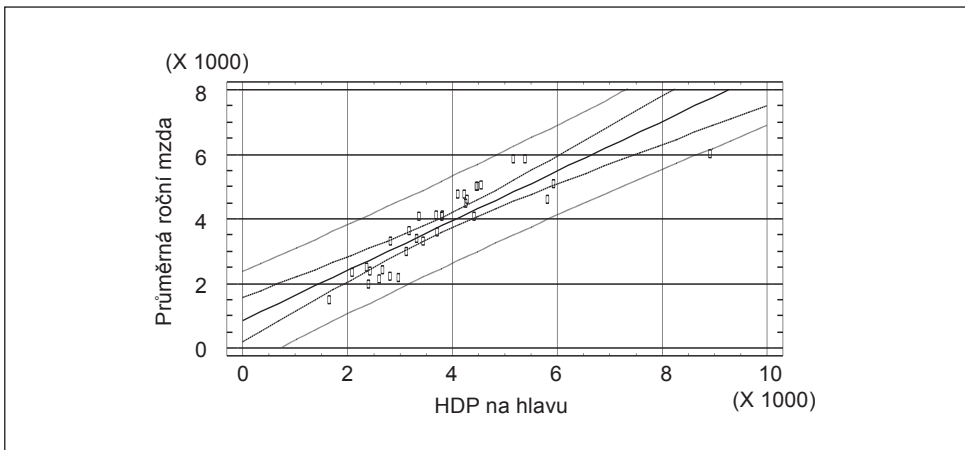
Zdroj: vlastní výzkum; výstup ze softwaru

4.2 Výsledky analýzy závislosti

Vysvětlovanou proměnnou představuje roční průměrná mzda, zbývající tři proměnné byly použity jako vysvětlující proměnné. Přestože proměnná mzda má většinou lognormální rozdělení (tj. s kladnou šikmostí), z výsledků vizuálního posouzení normality plyne, že proměnná průměrná mzda má rozdělení symetrické, což hovoří ve prospěch normálního rozdělení. P-hodnota 0,693242 Kolmogorovova-Smirnovova testu dobré shody ukazuje, že se nepodařilo zamítnout hypotézu předpokládající normalitu rozdělení roční průměrné mzdy na pětiprocentní hladině významnosti. Analogicky byla ověřena normalita zbývajících třech proměnných.

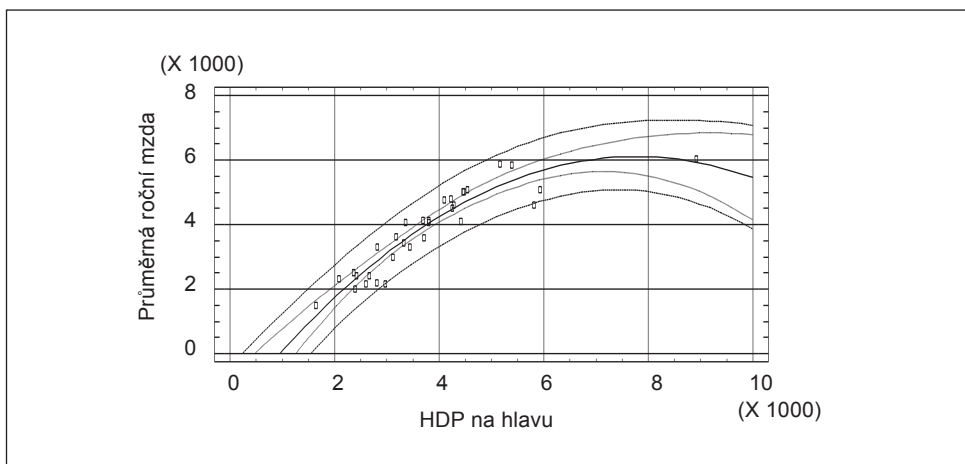
Z výsledků metody postupné regrese v tabulce 2 je zřejmé, že do modelu byla vložena jediná vysvětlující proměnná, a to roční HDP na obyvatele, čímž se problematika zužuje na regresní přímkou. Individuální t-testy a celkový F-test jsou významné na pětiprocentní hladině významnosti. Koefficient determinace udává, že 74,32 % variability pozorovaných hodnot roční průměrné mzdy se podařilo vysvětlit zvolenou regresní přímkou. Tabulka 3 představuje výsledky pro kvadratickou regresní funkci. Upravený index determinace je 87,30 %, přičemž u lineární regresní funkce představuje pouze 73,46%. Všechny individuální t-testy a celkový F-test jsou významné na pětiprocentní (i jednoprocenní) hladině významnosti, hodnota Durbinovy-Watsonovy statistiky 2,07188 naznačuje, že nemáme problém s autokorelací. Regresní funkce polynomu druhého stupně tedy lépe vystihuje závislost roční průměrné mzdy na ročním HDP na obyvatele.

Obrázek 5 | Průběh lineární regresní funkce



Zdroj: vlastní výzkum; výstup ze softwaru

Obrázek 6 | Průběh kvadratické regresní funkce



Zdroj: vlastní výzkum; výstup ze softwaru

Obrázky 5 a 6 představují průběh obou uvažovaných závislostí. V případě lineární regresní funkce mají rezidua nenáhodný průběh. Pokud jde o kvadratickou regresi, může být charakter reziduí považován za náhodný, a tedy uspokojivý. Vedle vizuálního posouzení byl proveden Glejserův test, který neprokázal problémy s heteroskedasticitou. Z uvedených důvodů lze polynomicickou regresní funkci druhého stupně považovat za vhodnější model závislosti roční průměrné mzdy na ročním HDP na obyvatele. Výběrová regresní parabola má tedy tvar

$$\text{Průměrná mzda} = -18\,289,0 + 2,04375 \cdot \text{HDP} - 0,000013 \cdot \text{HDP}^2$$

(jedná se o výstup ze statistického softwaru, počty desetinných míst tedy nelze u konstanty rozšířit a zaokrouhlením u dalších členů by vypadal statisticky významný kvadratický člen).

Tabulka 2 | Výsledky lineární a postupné regresní analýzy

Vícenásobná lineární regresní analýza					
Závislá proměnná: průměrná roční mzda					
Parametr	Odhad	Směrodatná chyba	Testové kritérium T	P-hodnota	
Konstanta	8609,67	3356,31	2,56522	0,0156	
HDP na hlavu	0,76987	0,0826229	9,31788	0,0000	
Analýza rozptylu					
Zdroj	Součty čtverců	Počet stupňů volnosti	Průměrné čtverce	Testové kritérium F	P-hodnota
Modelový	3,67012E9	1	3,67012E9	86,82	0,0000
Reziduální	1,26814E9	30	4,22713E7		
Celkový	4,93826E9	31			
Koeficient determinace = 74,3201 procent Koeficient determinace (upravený na počet stupňů volnosti) = 73,4641 procent Směrodatná chyba odhadu = 6501,64 Průměrná absolutní chyba = 5323,46 Durbinova-Watsonovya statistika = 1,62887					
Postupná regrese					
Metoda: postupné zařazování proměnných do modelu Hodnota F pro vstup: 4,0 Hodnota F pro vyjmutí: 4,0					
Krok 0:					
0 proměnných v modelu. 31 stupňů volnosti pro chybu. Koeficient determinace = 0,00 % Upravený koeficient determinace = 0,00 % Průměrná čtvercová chyba = 1,59299E8					
Krok 1:					
Vložená proměnná HDP na hlavu s hodnotou F pro vstup = 86,8228 1 proměnná v modelu. 30 stupňů volnosti pro chybu. Koeficient determinace = 74,32 % Upravený koeficient determinace = 73,46 % Průměrná čtvercová chyba = 4,22713E7					
Konečný model je vybrán.					

Zdroj: vlastní výzkum; výstup ze softwaru

Tabulka 3 | Výsledky kvadratické regresní analýzy

Polynommická regrese					
Závislá proměnná: průměrná roční mzda					
Parametr	Odhad	Směrodatná chyba	Testové kritérium T	P-hodnota	
Konstanta	-18289,0	5184,46	-3,52765	0,0014	
HDP na hlavu	2,04375	0,226843	9,0095	0,0000	
HDP na hlavu ²	-0,000013	0,000002268	-5,80293	0,0000	
Analýza rozptylu					
Zdroj	Součty čtverců	Počty stupňů volnosti	Průměrné čtverce	Testové kritérium F	P-hodnota
Modelový	4,35147E9	2	2,17574E9	107,53	0,0000
Reziduální	5,86783E8	29	2,02339E7		
Celkový	4,93826E9	31			
Koeficient determinace = 88,1176 procent Koeficient determinace (upravený na počet stupňů volnosti) = 87,2981 procent Směrodatná chyba odhadu = 4498,21 Průměrná absolutní chyba = 3612,72 Durbinova-Watsonova statistika = 2,07188					

Zdroj: vlastní výzkum; výstup ze softwaru

Z výsledků regresní a korelační analýzy za rok 2015 vyplývá, že roční HDP na obyvatele je jedinou vysvětlující proměnnou, která statisticky významně (na pětiprocentní i jednoprocenní hladině významnosti v případě kvadratické regresní funkce) ovlivňuje roční průměrnou mzdu (v rámci uvažovaných vysvětlujících proměnných). Index determinace dosahuje hodnoty 88,12 %, což udává procento variability pozorovaných hodnot roční průměrné mzdy, které se podařilo vysvětlit pomocí zvolené kvadratické regresní funkce a vysvětlující proměnné roční HDP na obyvatele.

Regresní funkci, popisující závislost roční průměrné mzdy na ročním HDP na obyvatele, představuje konkávní parabola s maximem pro roční HDP na obyvatele 157 212 USD PPP. Znamená to, že roční průměrná mzda má tendenci se parabolicky zvyšovat s růstem ročního HDP na obyvatele až do ročního HDP na obyvatele ve výši 157 212 USD PPP. Po dosažení tohoto bodu začne mít roční průměrná mzda s růstem ročního HDP na obyvatele parabolicky klesající tendenci.

4.3 Predikce časových řad

Ilustrativní příklad postupu vyhodnocení kvality modelu, který je následně aplikován na ostatní země, je proveden za Spojené státy. Tabulka 4 ilustruje kvalitu modelů vytvořených pro Spojené státy, na jejichž základě byly následně provedeny predikce roční průměrné mzdy a ročního HDP na obyvatele pro následujících pět let.

Roční časové řady za období let 2000–2015 byly zkráceny o $m = 5$ pozorování, tedy o období 2011–2015, přičemž prognózy pro těchto pět let byly provedeny s využitím odpovídajícího exponenciálního vyrovnávání.

Z tabulky 4 vyplývá, že při konstrukci extrapoláčnických prognóz roční průměrné mzdy a ročního HDP na obyvatele jsme se v průměru dopustili chyby 1,126 % (roční průměrná mzda) a 0,525 % (roční HDP na obyvatele). Hodnoty Theilova koeficientu nesouladu a relativní chyby predikce ukazují na vysokou kvalitu zvolených modelů exponenciálního vyrovnávání. Obdobné ověřování vhodnosti získaných modelů zvolených typů exponenciálního vyrovnávání bylo provedeno rovněž pro další analyzované země.

Tabulky 5 a 6 představují ilustrativní příklad predikce roční průměrné mzdy a ročního HDP na obyvatele do roku 2020 pro vybrané země na základě analýzy časových řad a exponenciálního vyrovnávání po splnění veškerých předpokladů.

Tabulka 4 | Chyby předpovědi pro časové řady za Spojené státy

Rok	Průměrná roční mzda			Roční HDP na obyvatele		
	skutečnost	model	chyba	skutečnost	model	chyba
2000	51 295	–	–	45 018	–	–
2001	51 726	–	–	45 007	–	–
2002	52 122	–	–	45 377	–	–
2003	52 731	–	–	46 221	–	–
2004	53 755	–	–	47 540	–	–
2005	53 811	–	–	48 677	–	–
2006	54 690	–	–	49 503	–	–
2007	55 780	–	–	49 903	–	–
2008	55 560	–	–	49 292	–	–
2009	56 042	–	–	47 503	–	–
2010	56 398	–	–	48 302	–	–
2011	56 540	56 879	–339	48 704	48 853	–149
2012	56 995	57 360	–365	49 420	49 403	17
2013	56 701	57 840	–1,139	49 883	49 954	–71
2014	57 594	58 321	–727	50 676	50 504	172
2015	58 714	58 802	–88	51 592	51 055	537
	T_H^2	0,0001267		T_H^2	0,0000276	
	T_H	0,0112581		T_H	0,0052504	

Zdroj: vlastní výzkum

Tabulka 5 | Predikce roční průměrné mzdy v USD PPP

Stát	Rok				
	2016	2017	2018	2019	2020
AU	50 507	50 842	51 177	51 512	51 847
CL	23 859	24 471	25 082	25 694	26 306
CZ	22 663	23 926	25 564	27 577	29 965
DK	50 668	51 475	52 281	53 088	53 895
EE	22 350	23 135	23 921	24 707	25 493
GR	25 428	25 646	25 863	26 080	26 297
HU	20 495	20 990	21 486	21 982	22 477
LU	60 927	61 448	61 970	62 491	63 012
MX	14 873	14 878	14 884	14 889	14 895
NO	51 834	52 761	53 687	54 614	55 540
PT	24 220	24 063	23 906	23 748	23 591
SK	22 502	22 973	23 444	23 915	24 386
US	59 243	59 772	60 301	60 830	61 359

Zdroj: vlastní výzkum

Tabulka 6 | Predikce ročního HDP na obyvatele v USD PPP

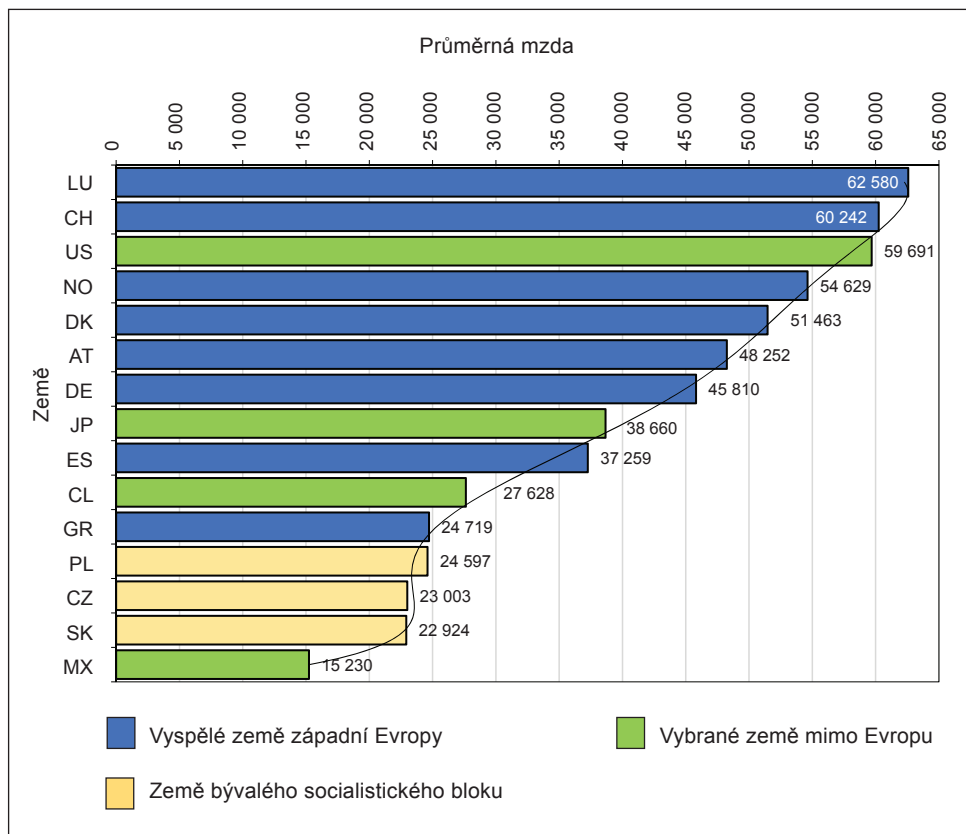
Stát	Rok				
	2016	2017	2018	2019	2020
AU	45 273	45 771	46 269	46 767	47 266
CL	21 089	21 338	21 588	21 838	22 088
CZ	30 499	31 287	32 074	32 861	33 648
DK	44 905	45 262	45 618	45 975	46 331
EE	26 448	26 868	27 288	27 708	28 129
GR	24 030	24 268	24 070	24 745	24 984
HU	24 385	24 834	25 283	25 732	26 181
LU	90 270	91 393	92 517	93 641	94 764
MX	16 514	16 687	16 860	17 033	17 206
NO	59 645	59 997	60 349	60 701	61 053
PT	26 725	26 787	26 849	26 910	26 972
SK	29 031	29 968	30 904	31 840	32 776
US	52 191	52 790	53 389	53 988	54 587

Zdroj: vlastní výzkum

4.4 Roční průměrná hrubá mzda a roční HDP na hlavu

Globální ekonomický růst zemí OECD zůstává v současné době poměrně nízký, přičemž OECD očekává pouze mírné zrychlení, na místě je opatrný optimismus. V roce 2016 dosáhl na základě údajů OECD 3,0 %, přičemž se jedná o nejnižší tempo růstu světové ekonomiky od počátku světové hospodářské krize. Růst domácí poptávky se ve vyspělých ekonomikách postupně stabilizoval, zatímco ve státech, které nejsou členy OECD, se stále postupně zrychluje, což je částečně způsobeno vyššími vládními investicemi do infrastruktury v Asii, především v Číně. Prostřednictvím globálních hodnotových řetězců vedl růst poptávky k posílení světového obchodu a rovněž k růstu cen komodit. Došlo ke zvýšení důvěry spotřebitelů a firem, ale indikátory politické nejistoty setrvávají na vysoké úrovni. OECD předpokládá, že by světová ekonomika letos mohla vzrůst cca o 3,5 % ročně, přičemž růst v členských zemích OECD by měl mírně přesáhnout 2 %, zatímco v zemích mimo OECD lze očekávat zrychlení hospodářského růstu až k 5 %.

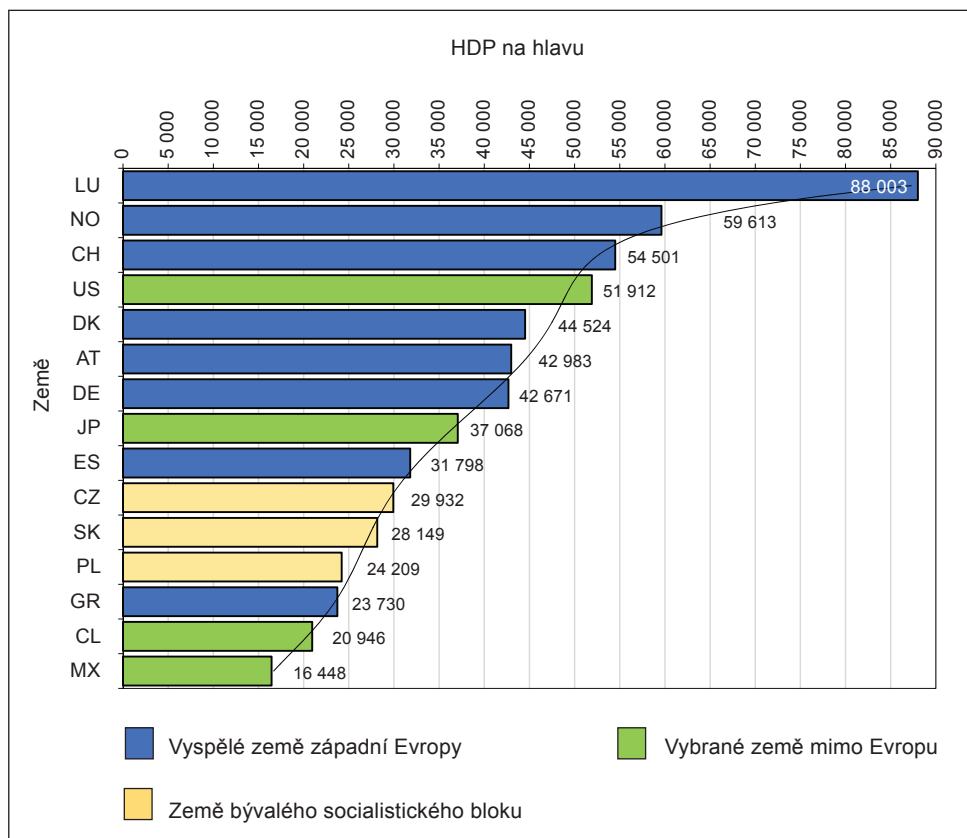
Obrázek 7 | Roční průměrná hrubá mzda v roce 2015 po přepočtu na PPP v USD ve stálých cenách v roce 2015 v patnácti vybraných zemích



Zdroj: <https://stats.oecd.org>, vlastní úprava

V řadě zemí dochází ke zlepšení situace na trhu práce, rostou míry zaměstnanosti i participace a naopak se snižuje nezaměstnanost, přičemž existují země jako Spojené státy, Japonsko či Německo, kde nezaměstnanost klesla pod svou dlouhodobě udržitelnou míru. Dynamika mezd je rovněž ovlivňována strukturou zaměstnanosti a nezaměstnanosti. Za určitou brzdu v růstu mezd můžeme považovat oslabení vyjednávací pozice zaměstnanců v důsledku rapidní technologické změny a automatizace některých činností nebo přesunutí těchto činností do zahraničí. Může nastat situace, že ekonomické oživení bude negativně ovlivněno vývojem na finančních trzích, především v případě, kdy by došlo k prudké korekci cen akcií či státních dluhopisů. Pro finanční stabilitu je důležitý rovněž další vývoj cen nemovitostí, které jsou v řadě zemí již nyní nadhodnocené. Zdrojem rizik je rovněž možnost finanční nestability v rozvíjejících se ekonomikách.

Obrázek 8 | Roční HDP na hlavu v roce 2015 po přepočtu na PPP v USD ve stálých cenách v roce 2015 v patnácti vybraných zemích



Zdroj: <https://stats.oecd.org>, vlastní úprava

Porovnání materiální stránky životní úrovně jednotlivých zemí OECD pouze z hlediska průměrné mzdy není příliš přesné. Přestože průměrné mzdy v zemích západní Evropy jsou několikanásobně vyšší než v zemích východní Evropy, jsou ve státech západní Evropy rovněž několikanásobně vyšší ceny zboží a služeb. Přesnější je proto porovnávat průměrné mzdy po přepočtu na PPP. V tomto směru jsou již rozdíly mezi průměrnými mzdami jednotlivých států podstatně menší.

Obrázek 7 představuje roční průměrnou mzdu v jednotlivých zemích v roce 2015 po přepočtu na PPP se stálými cenami v roce 2015. Z tohoto obrázku vyplývá, že nejlépe si vede Lucembursko s hodnotou roční průměrné mzdy 62 580 USD, ale odstup od druhého Švýcarska s hodnotou roční průměrné mzdy 60 242 USD a třetích Spojených států s roční průměrnou mzdou 59 691 USD není příliš výrazný. Ze zemí OECD je na tom nejhůře Mexiko s roční průměrnou mzdou 15 230 USD a Maďarsko s roční průměrnou mzdou 20 667 USD. V České republice je pak výše roční průměrné mzdy v PPP 23 003 USD a je tak přibližně na stejné úrovni jako Slovensko s hodnotou 22 924 USD a Estonsko s hodnotou 22 438 USD.

V České republice je pátá nejnižší úroveň roční průměrné mzdy v přepočtu na PPP ze všech ze všech členských zemí OECD a je tak 2,7krát nižší oproti vedoucímu Lucembursku, zatímco z hlediska nominální mzdy by průměrná mzda byla v České republice téměř 5krát nižší než v Lucembursku. Pětici zemí s nejvyšší kupní silou roční průměrné mzdy tedy představují Lucembursko, Švýcarsko, Spojené státy, Norsko a Nizozemsko, zatímco pětici zemí s nejnižší kupní silou roční průměrné mzdy představuje Mexiko, Maďarsko, Estonsko, Slovensko a Česko.

Je zřejmé, že úroveň mezd v každé zemi závisí na výkonnosti ekonomiky v příslušném státě, která je měřena pomocí národohospodářských ukazatelů, mezi něž patří především hrubý domácí produkt. Této skutečnosti odpovídají nejen výsledky provedené regresní a korelační analýzy, ale rovněž srovnání obrázků 7 a 8, z nichž je patrné, že s rostoucím ročním HDP na obyvatele má tendenci růst i úroveň mezd v zemi. Tento fakt je nejlépe patrný u Lucemburska, tj. zemi s nevyšší hodnotou ročního HDP na hlavu, která bezkonkurenčně předstihuje roční HDP na hlavu v ostatních zemích a má tak současně nejvyšší roční HDP na hlavu na celém světě a současně nejvyšší roční průměrnou mzdu. Příčinou této vysoce nadprůměrné hodnoty ročního HDP na hlavu je skutečnost, že asi třetinu pracovních sil tvoří příslušníci okolních států, kteří do Lucemburska dojíždějí za prací, a nejsou tudíž do obyvatelstva započítáni. Země jako Švýcarsko, Spojené státy a Norsko patří mezi pětici zemí jak s nejvyšší úrovní ročního HDP na obyvatele, tak s nejvyšší roční průměrnou mzdou v roce 2015. Pro udržení ekonomiky ve Švýcarsku hovoří i integrovaná specializovaná ekonomika, špičkový průmysl, produkční a distribuční systémy a finančníctví na trzích Evropy a celého světa. Síla a základ švýcarské ekonomiky spočívá v malých a středních firmách, které vytvářejí přes 90 % jejího HDP. Pokud jde o Spojené státy, mezi největší obchodní odvětví patří maloobchodní a velkoobchodní prodej, sektor finančních, obchodních, zdravotnických a sociálních služeb, proporcionalně vysoký podíl má rovněž věda a výzkum nebo zábavní průmysl. Spojené státy mají nejvyšší spotřebu na světě, co se týče ropy, zemního plynu, elektřiny a řady

dalších komodit. Norsko představuje rozvinutý průmyslový stát s výraznou odvětvovou specializací. Velmi významnou roli hraje rybolov, těžba dřeva, těžba ropy a zemního plynu a dalších nerostných surovin. Především kvůli případnému omezení těžby ropy a rybolovu opakovaně odmítlo vstup do Evropské unie. Norsko je velkým výrobcem poměrně čisté elektrické energie, která se z více než 99 % vyrábí v hydroelektrárnách.

Naopak Mexiko představuje zemi jak s nejnižší úrovní ročního HDP na hlavu, tak s nejnižší úrovní roční průměrné mzdy v roce 2015. Z obrázků 7 a 8 dále plyne, že státy bývalého socialistického bloku na tom nejsou zdaleka příznivě, a to jak po stránce ročního HDP na hlavu, kde vedou Česká republika a Slovensko s hodnotami téměř 30 000 USD, tak po stránce roční průměrné mzdy, v rámci které tyto země vysoce předstihuje Slovinsko. Ekonomika Mexika zahrnuje kombinaci služeb, průmyslu a zemědělské produkce a je založená především na exportu výrobků a surovin.

Závěr

Čím vyšší jsou výdělky, tím je rovněž vyšší životní úroveň, přičemž mzda je často velkým motivačním faktorem pro pracovní výkon. Všechny země OECD jsou ekonomicky vyspělé, jejich životní úroveň dosahuje nejvyšší úrovně na světě. Významné rozdíly však stále přetrvávají, jak je evidentní z hodnot roční průměrné mzdy. Nicméně zúžení životní úrovně na průměrné nominální mzdy by mohlo vést k nepřesnostem a nesprávným interpretacím při porovnávání různých zemí. Pokud jde o západní země, je třeba vzít v úvahu, že jejich mzdová i cenová úroveň jsou mnohem vyšší než v zemích bývalého socialistického bloku a v členských zemích OECD mimo Evropu.

Česká republika je charakteristická malou otevřenou ekonomikou s výraznou orientací na export. Absolutní velikost hrubého domácího produktu je měřítkem ekonomické síly země, zatímco HDP na hlavu (osobu) měří ekonomickou úroveň státu. Ekonomové odhadují, že tempo růstu světové ekonomiky bude v roce 2018 na vrcholu. Po přepočtu na PPP respektuje průměrná mzda odlišné životní náklady v různých zemích. Jestliže vezmeme v potaz cenové úrovně v různých zemích, jsou rozdíly v průměrných mzdách a HDP na obyvatele mezi jednotlivými členskými zeměmi OECD menší než rozdíly v nominálních průměrných mzdách a HDP na hlavu. Nejvyšší životní náklady jsou v zemích s nejvyšší průměrnou mzdou – výdaje na bydlení a služby v Lucembursku, Spojených státech, Švýcarsku, Norsku nebo Německu jsou výrazně vyšší než v Mexiku, Chile nebo v Maďarsku. Zatímco švýcarská průměrná nominální mzda je zhruba patnáctinásobně vyšší než v Mexiku, průměrná mzda po přepočtu na PPP je pouze cca čtyřikrát vyšší. Tento rozdíl se však v posledních letech stále zvyšuje. Při srovnání průměrných hrubých mezd v nominálních hodnotách je zřejmá obrovská finanční výhoda Lucemburska, Spojených států, Švýcarska nebo Norska. Tatáž výhoda neplatí ale z hlediska průměrné mzdy přepočtené na PPP, protože tyto země mají také nejvyšší cenové úrovně zboží a služeb ze všech členských zemí OECD. Rozdělení mezd je kladně zešíkmené, a tedy většina obyvatelstva průměrné mzdy nedosahuje.

Z hlediska uvažovaných čtyř proměnných (roční průměrná mzda, roční minimální mzda, míra strukturální nezaměstnanosti a roční HDP na obyvatele) zcela odlišné postavení zaujímá Lucembursko, které ve dvou případech (klasifikace do devíti a jedenácti shluků) tvoří samostatný shluk a jeho výjimečné postavení je rovněž patrné z hlediska roční průměrné mzdy a zejména z hlediska ročního HDP na hlavu. Lucembursko je vnitrozemská země a je nejmenším ze tří států tvořících Benelux. Lucembursko se může dokonce chlubit nevyšším ročním HDP na hlavu v přepočtu na PPP (z obrázku 8 je patrný velmi silný náskok před ostatními členskými zeměmi OECD). Za příčinu této skutečnosti je považováno, že přibližně třetina pracovních sil je tvořena občany okolních zemí, kteří do Lucemburska za práci pouze dojíždějí, a nejsou tudíž započítáváni do obyvatelstva.

Bylo zjištěno, že jedinou vysvětlující proměnnou, která statisticky významně ovlivňuje roční průměrnou mzdu, je roční HDP na obyvatele. Jedná se o kvadratickou závislost ve tvaru konkávní paraboly s maximem pro roční HDP na obyvatele 157 212 USD PPP. Znamená to, že roční průměrná mzda má tendenci se parabolicky zvyšovat s růstem ročního HDP na obyvatele až do ročního HDP na obyvatele ve výši 157 212 USD PPP. V období růstu HDP se obvykle očekává rovněž růst reálných mezd, což ale není vždy zaručeno, neboť HDP představuje celkovou peněžní hodnotu statků a služeb vyprodukovaných za dané období v určité zemi. Patří sem například rovněž zisk, úroky a nájemné. Proto je možné, že se HDP zvýší, ale průměrné mzdy stagnují, nebo dokonce klesají, například pokud má zisk větší podíl na HDP. Také je možné, že hospodářský růst by mohl vést ke zvýšení zisků společností, ale společnosti tento růst zisku se svými zaměstnanci nesdílejí. Touto možnou disproporcí mezi vývojem HDP a úrovně mezd se zabývá např. An Economic Sense (2013) nebo Angeles (2008). Oproti tomu, např. Bertola (1990) zkoumá souvislost mezd a nezaměstnanosti a zjišťuje, že v zemích s vysokou jistotou práce jsou mzdy zpravidla nižší a citlivější vůči vnější nezaměstnanosti.

Z provedené analýzy plyne, že téměř u všech členských zemí OECD můžeme očekávat postupný, většinou mírný růst roční průměrné mzdy a ročního HDP na obyvatele do roku 2020. Tyto závěry jsou v souladu s projekcí OECD (OECD, 2012). Prozatímní hospodářský výhled OECD (OECD, 2018) představuje poslední prognózy OECD pro růst HDP na roky 2018 a 2019. Projekty OECD předpokládají, že světová ekonomika poroste o 3,9 % jak v roce 2018, tak v roce 2019, což odráží mírné zlepšení od předchozího ekonomického výhledu v listopadu 2017. Obchod a soukromé investice se vrátily zpět a vytváření pracovních míst je silné. Inflace se připravuje na růst pomalu. Nové napětí a klíčové zranitelnosti by však mohly zmařit oživení. Výhled podtrhuje řadu politik, které by pomohly udržet střednědobý růst a zajistit, aby jeho přínosy byly široce sdíleny. Očekává se růst mezd, což podpoří spotřebu domácností a relativně nízké úrokové sazby podpoří kapitálové investice. Ekonomický růst bude do určité míry brzdit nedostatek pracovních sil.

Literatura

- Akkemik, K. A. (2007). The Response of Employment to GDP Growth in Turkey: An Econometric Estimation. *Applied Econometrics and International Development*, 7(1), 65–74, Dostupné z: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1249086
- Angeles, L. (2008). GDP per Capita or Real Wages? Making Sense of Conflicting Views on Pre-industrial Europe. *Explorations in Economic History*, 45(2), 147–163, <https://doi.org/10.1016/j.eeh.2007.09.002>
- Bertola, G. (1990). Job Security, Employment and Wages. *European Economic Review*, 34(4), 851–879, [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(90\)90066-8](https://doi.org/10.1016/0014-2921(90)90066-8)
- Bowen, W. G., Berry, R. A. (1963). Unemployment Conditions and Movements of the Money Wage Level. *The Review of Economics and Statistics*, 45(2), 163–172, <https://doi.org/10.2307/1924653>
- Brockwell, P. J., Davis, R. A. (2002). *Introduction to Time Series and Forecasting*. New York: Springer. ISBN 978-0-387-95351-9.
- Card, D., Krueger, A. B. (1993). *Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast Food Industry in New Jersey and Pennsylvania*. National Bureau of Economic Research. Cambridge Working Paper No. 4509, <https://doi.org/10.3386/w4509>. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w4509>
- Darlington, R. B., Hayes, A. F. (2017). *Regression Analysis and Linear Models: Concepts, Applications, and Implementation*. New York: The Guilford Press. ISBN 978-1462521135.
- Dickens, R., Manning, A. (2004). Has the National Minimum Wage Reduced UK Wage Inequality? *Statistics in Society (Series A)*, 167(4), 613–626, <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2004.ael2.x>
- Gallaway, L. E., Koshal, R. K., Chapin, G. L. (1970). The Relationship between the Rate of Change in Money Wage Rates and Unemployment Levels in South Africa. *South African Journal of Economics*, 38(4), 262–267, <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.1970.tb00267.x>
- Grossman, J. B. (1983). The Impact of the Minimum Wage on Other Wages. *The Journal of Human Resources*, 18(3), 359–378, <https://doi.org/10.2307/145206>. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/145206>
- Hall, R. E., Milgrom, P. R. (2008). The Limited Influence of Unemployment on the Wage Bargain. *American Economic Review*, 98(4), 1653–1674, <https://doi.org/10.1257/aer.98.4.1653>
- Hong, G. H., Koczan, Z., Lian, W. et al. (2017). *The Disconnect between Unemployment and Wages*. Washington, D.C.: International Monetary Fund. Dostupné z: <https://blogs.imf.org/2017/09/27/the-disconnect-between-unemployment-and-wages>
- Löster, T. (2015). *Evaluation of Coefficients for Determining the Optimal Number of Clusters in Cluster Analysis on Real Data Sets*. Příspěvek prezentovaný na konferenci *The 9th International Days of Statistics and Economics (MSED 2015)* [online] Praha 10.09.2015–12.09.2015, 1014–1023. Dostupné z: https://msed.vse.cz/msed_2015/article/230-Loster-Tomas-paper.pdf
- Makhalová, E., Pecáková, I. (2015). *The Fuzzy Clustering Problems and Possible Solutions*. Příspěvek prezentovaný na konferenci *The 9th International Days of Statistics and Economics (MSED 2015)* [online] Praha 10.09.2015–12.09.2015, 1052–1061. Dostupné z: https://msed.vse.cz/msed_2015/article/237-Makhalova-Elena-paper.pdf
- OECD (2012). *OECD Environmental Outlook to 2050: The Consequences of Inaction*. Paříž: Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj. Dostupné z: <https://www.oecd.org/env/indicators-modelling-outlooks/49846090.pdf>

- OECD (2018). *OECD Economic Outlook and Interim Economic Outlook*. Paříž: Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj. Dostupné z: <http://www.oecd.org/eco/outlook/economic-outlook>
- Oxley, L., Greasley, D. (1997). Convergence in GDP per Capita and Real Wages: Some Results for Australia and the UK. *Mathematics and Computers in Simulation*, 43(3–6), 429–436, [https://doi.org/10.1016/S0378-4754\(97\)00028-1](https://doi.org/10.1016/S0378-4754(97)00028-1)
- Pícl, M., Richter, P. (2014). Minimální mzda a její vliv na nezaměstnanost v ČR. *Acta Oeconomica Pragensia*, 22(6), 51–65, <https://doi.org/10.18267/j.aop.458>
- Rencher, A. C., Christensen, W. F. (2012). *Methods of Multivariate Analysis*. New Jersey: John Wiley & Sons. ISBN 978-0470178966.
- Wiczer, D., Eubanks, J. D. (2014). *Are Wages and the Unemployment Rate Correlated?* St. Louis: Federal Reserve Bank. Dostupné z: <https://www.stlouisfed.org/on-the-economy/2014/december/are-wages-and-the-unemployment-rate-correlated>
- Šimpach, O. (2013). *Application of Cluster Analysis on the Demographic Development of Municipalities in the Districts of Liberecký Region*. Příspěvek prezentovaný na konferenci The 7th International Days of Statistics and Economics (MSED 2013) [online] Praha 19.09.2013–21.09.2013, 1390–1399. Dostupné z: <https://msed.vse.cz/files/2013/56-Simpach-Ondrej-paper.pdf>
- An Economic Sense (2015). Why Wages Have Stagnated While GDP Has Grown: The Proximate Factors. *An Economic Sense*. Dostupné z: <https://aneconomicssense.org/2015/02/13/why-wages-have-stagnated-while-gdp-has-grown-the-proximate-factors> (Blog ve vědeckém článku nelze)
- Zaidi, M. A. (1969). The Determinants of Money Wage Rate Changes and Unemployment-Inflation "Trade-Offs" in Canada. *International Economic Review*, 10(2), 207–219, <https://doi.org/10.2307/2525553>
- Žítek, V., Kunc, J., Tonev, P. (2006). *Vybrané indikátory regionální konkurenceschopnosti a jejich vývoj*. Brno Working Paper No. 21/2006. Dostupné z: <https://is.muni.cz/do/econ/soubory/oddeleni/centrum/papers/wp2006-21.pdf>