

Analýza vývoje indikátorů nerovnosti v ČR a jejich dopad na růstový potenciál ČR

Zpracováno jako plnění veřejné zakázky Úřadu vlády ČR
v rámci Smlouvy o dílo ev. č. 15/243-0 z 23. 10. 2015

Autorský tým:

Ing. Drahomíra Dubská, CSc. (Český statistický úřad, Vysoká škola ekonomická)

Ing. Jan Zeman (Český statistický úřad, Vysoká škola ekonomická)

Kontakt:

Ing. Drahomíra Dubská, CSc. e-mail: ddubska@seznam.cz, drahomira.dubska@czso.cz
drahomira.dubska@vse.cz

tel.: +420 2 7405 4041, +420 737 197 753

Ing. Jan Zeman e-mail: janzeman06@gmail.com, jan.zeman@czso.cz
jan.zeman@vse.cz

Praha, listopad 2015

Obsah	Strana
Úvod	3
1. Shrnutí	4
Executive Summary	6
2. Teoretický a věcný úvod – datové zdroje a metodická východiska	8
2.1. Zvolený postup	8
3. Přehled a zhodnocení literatury	11
3.1. Socio-ekonomické studie o nerovnostech	11
4. Analýza indikátorů nerovnosti v České republice a evropský kontext	13
4.1. Východiska a komentované poznatky o nerovnostech z globálního pohledu (resp. zemí OECD)	13
4.1.1. Jaká doporučení	14
4.1.2. Distribuce bohatství	15
4.2. Indikátory nerovností	15
4.2.1. Příjmová nerovnost	16
4.2.1.1. Vývoj příjmové nerovnosti a převýšení příjmů na osobu v desetině nejvýše příjmových proti desetině nejnižší příjmových domácností	16
4.2.1.2. Vývoj příjmů v závislosti na růstech a poklesech ekonomiky, implikace pro sociální systém	18
4.2.2. Vývoj veřejně uznávaných indikátorů nerovností z produkce EU SILC a mezinárodní srovnání	20
5. Hlubková analýza vývoje vybraných indikátorů nerovností	22
5.1. Zřetelná rizika zjištěná u vybraných sociálních skupin	22
5.1.1. Děti a mladí do 18 let	23
5.1.2. Lidé nad 55 let	23
5.1.3. „Single“ domácnosti starých lidí	24
5.1.4. „Pracující chudoba“	24
5.1.5. Kvalita bydlení – poddimenzovaný prostor	25
6. Hlubková analýza vlivu nerovností na růst HDP	26
6.1. Vývoj nerovností a HDP ČR v reálném vyjádření	27
7. Vývoj majetku českých domácností ve vztahu vývoji vybraných makroekonomických ukazatelů	30
7.1. Majetek (čisté jmění) českých domácností	30

Přílohy

Příloha 1: Literatura

Příloha 2: Pozice ČR ve vybraných indikátorech nerovností v pořadí evropských zemí (grafy)

Příloha 3a: Model – Křížové korelace

Příloha 3b: Model - Testování přítomnosti dlouhodobých vztahů (kointegrace) a VAR modely

Příloha 3c: Model – Přehledové tabulky

Úvod

Z nerovností ve společnosti se ve druhé dekádě 21. století začíná stávat stále významnější téma. Zabývají se jimi v podstatně větší míře než předtím renomovaná pracoviště světových institucí zejména v posledních letech v obavě, že rostoucí nerovnosti, příjmové a zejména majetkové, podvazují tempo růstu globální ekonomiky.

Analýza vývoje indikátorů nerovnosti, jejich souvislost s vývojem ekonomiky a dopadem na její růstový potenciál vznikla na žádost Odboru pro udržitelný rozvoj Úřadu vlády České republiky. Ten na toto téma vypsal veřejnou soutěž¹. Již v nabídce na zpracování této analýzy respektoval náš řešitelský tým obsahové zadání především ve sféře příjmových nerovností, ale s ohledem na nemožnost získat odpovídající datové zdroje v oblasti majetkových nerovností v České republice tuto část zadání modifikoval a navrhl zpracovat v tomto směru „náhradní“ variantu, která byla zadavatelem v procesu výběrového řízení odsouhlasena. Předkládaná analýza je tedy produktem vycházejícím jednak ze zadání, jednak je obsahově rozšířena o další aspekty, které jsou ve zpracovaných částech blíže specifikovány a komentovány.

Analýza obsahuje – kromě východisek a komentovaných poznatků o nerovnostech z globálního pohledu, resp. zemí OECD, rozebraných před vlastním zpracováním tématu za Českou republiku – dva základní obsáhlejší řešené okruhy. Prvním je část o nerovnostech, především příjmových, podle analýzy kvantilového rozdělení (mezní decily) a dále empirická analýza vybraných klíčových indikátorů nerovností (v těch nejvíce relevantních pro ČR i rozbor jejich nejjemnější struktury). Výsledky rozboru příjmové nerovnosti jsou analyzovány matematicko-statistickým modelem vztahujícím vývoj této nerovnosti k vývoji ekonomiky (HDP) a komentovány. Druhým řešeným okruhem je pak modelově zpracovaná analýza vývoje majetku českých domácností v podobě jejich čistého jmění v kontextu vývoje vybraných makroveličin (HDP, čistý disponibilní důchod domácností a jejich výdajů na konečnou spotřebu).

Smyslem analýzy je především ověřit hypotézu, zda v ČR – a podobně jako v úhrnu za země OECD - vede rostoucí příjmová nerovnost k omezování ekonomického růstu.

Autoři

Práce neprošla faktografickou, technickou ani jazykovou korekturou.

¹ Úspěch v této soutěži vyústil pro náš tým do uzavření Smlouvy o dílo ev. č. 15/243-0 podepsané dne 23. 10. 2015, jejímž výsledkem je zpracování požadovaného tématu, kterým je „Analýza vývoje indikátorů nerovnosti v ČR a jejich dopad na růstový potenciál ČR“.

1. Shrnutí

- Na rozdíl od výsledků studií OECD z posledních dvou let za úhrn zemí OECD a od nich odvozených doporučení provedená analýza vztahu nerovností a ekonomického růstu za Českou republiku neprokázala, že narůstající nerovnosti ovlivňují negativně vývoj HDP ČR (tj. tlumí jeho dynamiku). Příčiny lze zřejmě spatřovat v tom, že:
 - Nerovnosti v ČR nejsou výrazné (i přesto, že za roky 1989-2014 narostly hrubé příjmy v desetině nejvýše příjmových domácností 7,8krát, zatímco v desetině nejnižší příjmových 5,5krát).
 - „Konzumerizace“ ekonomiky ČR je stále spíše nižší - výdaje na konečnou spotřebu domácností představují dlouhodobě zhruba polovinu HDP v nominálním i reálném vyjádření, což je méně než např. v USA nebo v řadě evropských ekonomik – vývoj spotřeby v ČR, ovlivněný i tempem růstu nerovností, tak nemůže mít na HDP takový vliv, jako kdyby byl podíl spotřeby domácností ve struktuře HDP vyšší.
 - Sociální systém v ČR je nastaven tak, že v letech poklesů HDP „chrání“ nízkopříjmové domácnosti (období poklesů HDP reálně se za roky 1990-2014 objevila čtyřikrát) – to působí proti růstu nerovností a implicitně i proti jeho negativnímu vlivu na růst HDP.
 - Transformační charakter české ekonomiky zejména v 90. letech minulého století ovlivňoval vývojové křivky nerovností a HDP významněji než je tomu obecně u ekonomik tržně „usazených“ (to mělo vliv i na zjištěné korelace).
- Co se rozsahu příjmové nerovnosti v ČR týká, podle údajů šetření příjmů a životních podmínek domácností EU SILC 2014 převyšovaly roční hrubé peněžní příjmy na osobu v desetině nejvýše příjmových domácností (horní decil) takovéto příjmy desetiny nejnižší příjmových (dolní decil) v poměru 6,9:1, podle dat z rodinných účtů pak v poměru 5:1². V obou případech jde však o nerovnost podstatně nižší, než jakou vykazuje průměr zemí OECD (poměr 9,6:1, v 80. letech pak 7,1:1).
- V letech 1989-2014 převažovaly co do počtu let výrazněji roky, kdy příjmy desetiny nejvýše příjmových rostly rychleji, než příjmy desetiny nejnižší příjmových. Průměrně od roku 1990 stoupaly každoročně příjmy domácností dolního decilu o 7,3 %, zatímco horního decilu o 8,8 % - to byl základ zvětšující se příjmové nerovnosti domácností ČR.
- V dobách, kdy ekonomika klesá, se v ČR příjmy domácností dolního decilu zvyšují rychleji než domácností horního decilu (bylo tomu tak v letech po měnové krizi 1998-1999, v krizovém roce 2009 i v nedávné recesi 2012-2013). Naopak příjmy „nejbohatší“ desetiny domácností vykazovaly oproti „nejchudší“ desetině vyšší dynamiku v době konjunktury. Ukazuje to, že sociální systém je z pohledu nerovností dobře nastaven.
- Přetrvává velmi dobrá pozice ČR v žebříčku evropských zemí prakticky ve všech indikátorech nerovností zjišťovaných podle SILC. Nicméně, při pohledu „pod povrch“ jednotlivých indikátorů (např. relace za skupinu žen a mužů nebo za různé věkové kategorie) už se problémy pro ČR objevují. V ohrožení jsou zejména děti do šesti let a mladí do 18 let – u nich je riziko chudoby nebo sociálního vyloučení jedno z nejvyšších v Evropě pokud žijí

² Rozdíl plyne z odlišného vzorku šetření v domácnostech (SILC náhodný výběr, rodinné účty výběr kvótní).

v domácnostech s nízkou intenzitou práce. Ale i v domácnostech, kde mají rodiče jen základní vzdělání (86 % mladých do 18 let, v EU 63 %). Za ČR už je pouze Srbsko, Slovensko, Maďarsko a Bulharsko. Přitom naopak v rodinách, kde mají rodiče vysokoškolské vzdělání, je toto riziko pro děti do šesti let v ČR vůbec nejnižší v Evropě, tj. 3,7 % proti EU s 10,5 %). Investice do vzdělání se tak zdá být výrazným faktorem působícím proti riziku chudoby nebo sociálního vyloučení.

- V ještě větším riziku jsou, zejména pokud jde o nedostatek práce a také hmotnou deprivaci, lidé ve věkové kategorii 55-59 a dále lidé nad 65 let žijící sami (jde zejména o ženy, kde riziko eskaluje s jejich narůstajícím věkem). Nezanedbatelný je i podíl tzv. „pracující chudoby“, tedy lidí, kteří jsou sice zaměstnaní, ale přesto se ocitají ve značném riziku (analýza těchto skupin je v textu kap. 5 a také v příloze 2).
- Zdá se tak, že z věkového pohledu platí relativně nízká ohroženost chudobou nebo sociálním vyloučením v ČR - vykazovaná při povrchním pohledu na tabulky EU SILC - jen pro lidi v produktivním věku a také pro důchodce. Ohroženost dětí a mladých lidí, dále skupiny ve věku 55-59 let a také zejména žen 65+ je v ČR významná a žádá si detailní doporučení v oblasti sociální, sociologické, vzdělanostní aj.
- Výrazně horší ve srovnání s Evropou je v ČR také podíl lidí, kteří žijí v bytech prostorově poddimenzovaných, a to zejména těch, kteří už jsou v riziku příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení. Podle EU SILC 2014 to bylo 44,7 % z této populace (v EU 30,3 %), z toho přitom dětí do 18 let plných 60,7 % (v EU 39,7 %). I tento fakt si žádá zvážení např. výstavby sociálního bydlení ze strany státu či krajů a obcí, neboť problém je zřejmě regionálně podmíněn. Data pro tuto úvahu sice chybějí, lze to však odvodit např. z ohroženosti příjmovou chudobou nebo sociálním vyloučením v jednotlivých regionech ČR (graf na str. 3 přílohy 2).
- Provedený rozbor vývoje majetku (čistého jmění) českých domácností (převyšujícího koncem roku 2014 devět bilionů korun) ve vztahu k vývoji ekonomiky ukázal poměrně významnou pozitivní korelaci (při sofistikovanějším modelovém určení korelačních koeficientů poněkud nižší než při rozboru prostými korelačními koeficienty). Je logická, neboť pozitivní vývoj ekonomiky zvyšuje i čisté disponibilní příjmy domácností, především mzdy (v letech konjunktury na přelomu minulé dekády rostly nominální mzdy o téměř 8 % ročně).
- Souvislost vývoje majetku s ekonomickým vývojem je patrná i u souvztažných veličin, na něž se čisté jmění rozpadá, jako je hodnota fixních aktiv českých domácností (hlavně investic do pořízení domů a bytů) či jejich finančního čistého jmění.
- I přes významný růst fixních aktiv českých domácností (daný velkým rozšiřováním vlastnického bydlení na přelomu minulé dekády) se za roky 1993-2014 zvýšila více hodnota jejich finančních aktiv, zejména čistého finančního jmění. Je to dáno zřejmě tím, že sklon spořit je více méně patrný napříč populací, zatímco investice do domů a bytů uskutečňují především lidé vyšších příjmových decilů.

Executive Summary

- This analysis of the relationship of inequality and economic growth in the Czech Republic has not showed that increasing inequalities can influence negatively the development of the GDP. Causes can probably be seen in the fact that:
 - Inequalities in the Czech Republic are not significant (despite the fact that during period 1989-2014 grew in gross money income per persons of the highest 10 % households 7.8 times, while the lowest 10 % households 5.5 times).
 - "Consumerism" in the Czech economy is still rather low. Final consumption expenditures of households represent roughly half of GDP in nominal and real terms, which is less than e.g. the US and many European economies. Therefore, the development of consumption in the Czech Republic, which is influenced also by the growth rate of inequality, cannot have such an impact on GDP, as if the proportion of households in the structure of GDP would be higher.
 - The social system in the Czech Republic is set up so that in the period of decline in GDP "protects" low income households (declines of GDP in real terms during period 1990-2014 appeared four times). This fact counteracts the growth of inequality, and implicitly against its negative impact on GDP growth.
 - Transformation of the Czech economy, especially in the 90s of last century, influenced the development curve of inequality and GDP significantly more than is generally the case with market economies "established" (it effected the established correlation in our analysis).
- According to the survey on income and living conditions of households EU SILC 2014, the annual gross money income per persons of the highest 10 % households in the Czech Republic exceeded income in the lowest 10 % in ratio of 6.9:1. According to the data of Household Budget Survey it was 5:1. In both cases, however, a disparity significantly lower than what is calculated for the OECD average (ratio of 9.6:1, in the 80s, then 7.1:1).
- In the years 1989-2014, in number of years predominated markedly those years when gross money income per persons of the highest 10 % households grew faster than in the lowest 10 %. On average, since 1990 rose gross money income per persons of the highest 10 % by 8.8 % yearly, while in the lowest 10 % rose by 7.3 %. It was the reason of increasing income inequality of households in ČR.
- At a time when the Czech economy declines, gross money income per persons of the lowest 10 % households increased faster than in the case of the highest 10 % households. It could be seen in the years after the currency crisis of 1998-1999, the crisis in 2009 and the recent recession in 2012-2013. On the contrary, gross money income per persons of the highest 10 % households showed higher dynamics during the boom. It confirms that the social system is, in terms of inequality, well set.
- There is still a very good position of the Czech Republic in the ranking of European countries, practically all indicators of inequality surveyed by SILC. However, looking 'beneath the surface' of individual indicators (e. g. a session for a group of women and men or for different ages), we can identify problems. Mainly children under six years of age, and young people up to 18 years are at the risk. For them, the risk of poverty or social exclusion is one of the highest in Europe when they live in households with low work intensity or in homes where parents have only primary education

(86 % of young people under 18 compared with the EU 63 %). Only Serbia, Slovakia, Hungary and Bulgaria are behind the Czech Republic in this indicator. However, in families where parents have higher education, this risk is for the Czech children up to six years absolutely lowest in Europe (i.e. 3.7 % against the EU with 10.5 %). Investment in education thus appears to be a significant factor acting against the risk of poverty or social exclusion.

- At even greater risk, in particular regarding the lack of work and material deprivation, people are in the age group of 55-59 are, as well as people over 65 living alone (particularly women, where their risk escalates with increasing age). The group which is called "Working poverty" is not inconsiderable, as well. They are people, who have a job but still they are at considerable risk of material deprivation (analysis of all these groups can be find in the text of Chapter 5 and Appendix 2).
- It thus appears that, from the perspective of age pays a relatively low risk of poverty or social exclusion in the Czech Republic just for people of working age and for pensioners, as can be seen at a superficial glance at the tables of the EU-SILC. Vulnerability of children and young people and also people in the age groups 55-59 as well as the 65+ women in particular, is significant in the CR. It calls for some recommendations in social, sociological, educational and others areas.
- The proportion of people in the Czech Republic who live in overcrowded households is significantly worse in comparison with Europe especially those who are already at risk of income poverty or social exclusion. According to EU SILC 2014 it was 44.7 % of their population (30.3 % in the EU) and in the case of children under 18 years even of full 60.7 % (EU 39.7 %). This fact calls for consideration whether to build social housing which will be financed by the state or counties and municipalities, because the problem seems to be probably regionally conditioned. Data for this reasoning is lacking, but it can be deduced for example from the vulnerability by income poverty or social exclusion in the various regions of the Czech Republic (the chart on page 3 of Annex 2 of this analysis).
- An analysis of development of assets (net assets) of Czech households (exceeding nine trillion Czech korunas at the end of 2014) in relation to the development of the economy showed a relatively significant positive correlation (at a more sophisticated model determining the correlation coefficient somewhat lower than in the analysis of simple correlation coefficients). It is logical, since the positive development of the economy also increased net disposable household incomes, particularly wages (in the boom years at the turn of the last decade, nominal wages grew by almost 8 % per annum).
- Relationship between development of net assets in household sector and of the development of the Czech economy is evident also as regards correlative variables which are parts of the net worth, i.e. as the value of fixed assets of Czech households (especially investment in the acquisition of houses and flats) or their financial net worth.
- Despite significant growth in fixed assets of Czech households (the great expansion of home ownership was noticed at the turn of the last decade) during period 1993-2014 the value of their financial assets increased more, namely in the case of the net financial assets. It's probably due to the fact that the propensity to save in the Czech households is more or less evident across the population, while investment in dwellings can afford mostly people of with higher income.

2. Teoretický a věcný úvod - datové zdroje a metodická východiska

Podkladová data použitá v této analýze pro vztah nerovností a ekonomického růstu vycházela především z údajů mezinárodní statistiky tj. z databáze Eurostatu (v části o makroekonomických nerovnováhách, chudobě a sociálním vyloučení, sociální inkluzi a kvalitě života) a z menší části pak i z databáze OECD. Z národní statistiky byla podkladem databáze národního účetnictví, z mikropohledu pak jednak výsledná data šetření o příjmech a životních podmínkách prováděná Českým statistickým úřadem (ČSÚ) v rámci metodicky sjednoceného evropského šetření (EU-SILC). Z pohledu příjmové nerovnosti však byly nejcennější datovým zdrojem výsledky šetření ČSÚ z rodinných účtů.

Co se týká využití modelového aparátu pro hodnocení vztahů časových řad – vývoje zjištěných příjmových nerovností na straně jedné a ukazatele výstupů, resp. jiných souvztažných indikátorů, na straně druhé – byla použita Grangerova kauzalita a kointegrační analýza. Nejprve byla testována existence krátkodobých vztahů mezi časovými řadami za pomoci VAR modelu, dlouhodobých pak pomocí kointegrační analýzy. Pro analýzu byl použit statistický software EViews 8. Podrobněji je postup popsán v Boxu 1 těchto metodických východisek, vlastní propočty jsou obsaženy v přílohách 3a, 3b a 3c.

2.1. Zvolený postup

Vlastní metodický postup vycházel z identifikace nerovností ve sféře příjmů, kdy byly analyzovány a porovnávány ve vzájemném vztahu příjmy desetiny nejnižší příjmových domácností oproti příjmům desetiny nejvyšší příjmových domácností České republiky (statisticky řečeno tedy kvantilové rozdělení s analýzou dolního a horního příjmového decilu). Takovýto postup uplatňuje ve svých studiích jako jeden z hlavních posuzovaných náhledů na nerovnosti rovněž OECD (kromě měření nerovností pomocí Gini indexu a relativní příjmové chudoby, čímž se v analýze rovněž zabýváme). V příslušné kapitole této analýzy tím byly názorně identifikovány „rozevírající se nůžky“ mezi příjmy desetiny příjmově nejchudších a desetiny příjmově nejbohatších domácností v České republice. Analyzována byla také jejich dynamika v čase – oproti původnímu očekávání obtížilo s dostupností datových zdrojů se totiž nakonec podařilo získat souvislou časovou řadu příjmů domácností (v požadované struktuře pro zjištění nerovností) dokonce již od roku 1989³, tedy z doby, kdy byla ČR ještě součástí federace se Slovenskou republikou. To pomohlo analýzu rozšířit významně nad rámec požadavků zadavatele a rozebrat příjmovou nerovnost nikoli pouze v posledních patnácti

³ Tato skutečnost zamezila potřebě rekonstruovat časovou řadu hrubých peněžních příjmů domácností podle dat z Mikrocensů prováděných v letech 1996 a 2002 (jak měl řešitelský tým původně v úmyslu v „nouzové“ variantě provést). Neumožnila však „protáhnout“ do větší časové délky ukazatele z EU SILC (Survey on Income and Living Conditions), pro něž budeme v maximální šíři používat časovou řadu počínaje rokem 2005. Rozdíl mezi metodikou SILC a metodikou rodinných účtů spočívá především v použitém vzorku statistických dat (zatímco v SILC jsou domácnosti vybírány náhodným výběrem, v statistice rodinných účtů kvótním výběrem). To zčásti ovlivňuje proporce v relativní příjmové chudobě s použitím decilového rozdělení – nikoli však v jejím trendu -, jak bude patrné v dalším, při představení výsledků obsahujících i proporce relativní příjmové chudoby obou krajních decilů (zejména pak horního decilu).

letech, ale prakticky od doby, kdy začala transformace české ekonomiky až po současný vývoj.

V „majetkové“ části této analýzy, kdy bylo zadavatelem požadováno zjištění majetkových nerovností v ČR, narazila věc na problém faktické neexistence příslušných datových zdrojů. Byla proto zvolena – jak již je v části Úvod krátce zmíněno – „náhradní“ varianta, kterou náš řešitelský tým nabídl již ve fázi, kdy jsme se ucházeli o získání vypsané zakázky. Šlo o analýzu vývoje čistého jmění českých domácností - členěného dále na finanční a hmotná (fixní) aktiva - v čase a vztahu vývoje tohoto majetku k vývoji ekonomiky. Metodou byla jednak empirická analýza, jednak modelové ošetření této problematiky, opět v podobě popsané výše a bližším způsobem specifikované v Boxu 1.

Box 1: Použitý modelový aparát pro hloubkovou analýzu vývoje vztahů nerovností v ČR, resp. vývoje čistého jmění domácností ve vztahu k vývoji příslušných makroveličin

Grangerova kauzalita a kointegrační analýza představují oblíbené metody pro analýzu vztahů mezi časovými řadami. Existuje více možných přístupů k analýzám vztahů časových, které poskytují poměrně širokou škálu informací o samotných modelech, u kterých je samozřejmostí provést diagnostickou kontrolu z hlediska žádoucí normality a nepřítomnosti autokorelace a heteroskedasticity. Pro naši analýzu volíme statistický software EViews 8, který představuje pro studování vztahů mezi časovými řadami a tvorbu ekonometrických modelů a předpovědí velmi využívaný a populární nástroj.

Identifikace vztahů a jejich směru pomocí Grangerovy kauzality

V analýze časových řad sledujeme vliv změn jednoho ukazatele a zda má nějaký dopad na změny jiného ukazatele. K tomuto slouží právě Grangerova kauzalita (Arlt a Arltová (2009):

Uvažujeme předpověď jednorozměrného procesu $\{Y_t\}$ konstruovanou v čase t , která je založena na všech informacích dostupných v čase t , která má minimální čtvercovou chybu. Dále uvažujeme, že součástí informací dostupných v čase t je jednorozměrný proces $\{Z_{t-s}, s \geq 0\}$. Pak lze říci, že jednorozměrný proces $\{Z_t\}$ kauzálně působí (v Grangerově smyslu) na proces $\{Y_t\}$, jestliže střední čtvercová chyba předpovědi jednorozměrného procesu $\{Y_t\}$ založeného na všech informacích dostupných v čase t je menší než střední čtvercová chyba předpovědi jednorozměrného procesu $\{Y_t\}$ založeného na všech informacích s výjimkou informací obsažených v minulosti a přítomnosti procesu $\{Z_t\}$ pro minimálně jeden z horizontů $h = 1, 2, \dots$

Jinými slovy říkáme, že v případě, že proces $\{Y_t\}$ lze předpovídat přesněji díky informacím z procesu $\{Z_t\}$, potom $\{Z_t\}$ kauzálně působí (v Grangerově smyslu) na proces $\{Y_t\}$.

Foresti (2007) uvádí tři různé typy situací, ve kterých můžeme Grangerovu kauzalitu aplikovat:

- a) v jednoduchém testu Grangerovy kauzality se 2 proměnnými (a jejich zpožděními),
- b) v testu Grangerovy kauzality s více než dvěma proměnnými,
- c) v rámci VAR modelů.

Právě tímto posledním přístupem k testování Grangerovy kauzality by se měla zabývat naše práce. Uvažujeme model (1), který charakterizuje závislost procesu Y_t na svých zpožděných hodnotách a na zpožděných hodnotách procesu Z_t a dále model (2) charakterizující závislost procesu Z_t na zpožděných hodnotách procesu Y_t a svých zpožděných hodnotách:

$$Y_t = \sum_{s=1}^{\infty} A_s Y_{t-s} + \sum_{s=1}^{\infty} B_s Z_{t-s} + u_t, \quad (1)$$

$$Z_t = \sum_{s=1}^{\infty} C_s Z_{t-s} + \sum_{s=1}^{\infty} D_s Y_{t-s} + v_t, \quad (2)$$

kde s představuje délku zpoždění za časovým okamžikem t , dále A_s, B_s, C_s, D_s jsou regresní koeficienty příslušných zpožděných proměnných a u_t, v_t jsou náhodné složky modelů.

Vzhledem ke skutečnosti, že konstrukce VAR modelů se opírá do značné míry o regresní analýzu, může vzniknout mylná představa o tom, že zkonstruovaný VAR model je modelem vhodným a žádoucím. S nalezením co nejhodnějšího modelu, který by byl lepší než ostatní (v případě několika srovnatelných modelů), souvisí otázka zvoleného zpoždění (tj. řádu) modelu VAR. Arlt a Arltová (2009), doporučují jako jedno z kritérií tzv. Akaikeho informační kritérium (AIC), které má být minimalizováno. Pro VAR model řádu p , tj. VAR(p) s konstantou, lze AIC vyjádřit jako:

$$AIC(p) = \ln \left| \hat{\Sigma}_a \right| + 2l(pl + 1)/T \quad (3)$$

kde $\hat{\Sigma}_a$ je odhadnutá kovarianční matice, p je řád modelu, l je rozměr procesu a T je počet období.

Tím nejdůležitějším a rozhodujícím kritériem je pak shoda získaných (tzv. vyrovnaných) hodnot na základě vybraného VAR modelu se skutečnými hodnotami vysvětlované proměnné.

Testování přítomnosti dlouhodobých vztahů pomocí kointegrační analýzy

Arlt (1997) definuje kointegraci jako statistické vyjádření stavu, ve kterém se jednotlivé časové řady spjaté nějakým teoreticky zdůvodněným ekonomickým vztahem v dlouhodobém časovém horizontu nerozcházejí a odklon směru vývoje těchto řad je pouze krátkodobý. Abychom mohli testovat přítomnost kointegračních vztahů, je nejdříve potřeba zjistit, jaký charakter mají obě časové řady (jakého jsou typu), tedy zda se jedná o řadu stacionární či nestacionární. Prvním krokem je tedy otestovat řád integrace jednotlivých procesů. K tomu slouží několik nástrojů, mezi které patří například subjektivní posouzení grafu dané časové řady či posouzení tvaru její autokorelační funkce. Přesnější metodou je tzv. rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF test) spadající do skupiny testů jednotkových kořenů, který testuje hypotézu, že časová řada je nestacionární (obsahuje jednotkový kořen). Diferencováním můžeme takovou časovou řadu převést na řadu stacionární, která je nazývána integrovaným procesem řádu 0, zkráceně zapsáno $I(0)$. Jestliže nestacionární řadu musíme d -krát diferencovat, abychom získali proces $I(0)$, pak je nazývána integrovaným procesem řádu d , tedy $I(d)$.

Abychom vůbec byli schopni identifikovat přítomnost kointegračních vztahů, je potřeba některým z výše uvedených postupů prokázat, že obě časové řady obsahují jednotkový kořen. V opačném případě jsou mezi řadami pouze krátkodobé vztahy, které zachytíme pomocí VAR modelů. Pokud by jedna řada byla typu $I(d)$ pro $d > 0$ a druhá řada typu $I(0)$, je nutné proces $I(d)$ diferencováním převést na proces $I(0)$ a následně pokračovat konstrukcí VAR modelu. Samotný test kointegrace spočívá v posouzení charakteru reziduí tzv. statického modelu (tj. neobsahuje zpožděné proměnné). Aby řady byly kointegrované, je potřeba vhodným testem ověřit, že řada reziduí neobsahuje jednotkový kořen, tedy jde o proces $I(0)$. Engle a Granger (1987) uvádí celou řadu testů včetně jejich krátkého popisu, např. Durbin-Watsonův test kointegrační regrese, Dickey-Fullerův test, resp. rozšířený Dickey-Fullerův test. Většina testů je založena na testování nulové hypotézy, která říká, že časové řady nejsou kointegrované. Pokud bychom modelovali vztah mezi nestacionárními řadami, které kointegrované nejsou, dopustili bychom se tzv. zdánlivé regrese, která má negativní dopad na identifikaci a interpretaci vztahů mezi zkoumanými časovými řadami.

Jestliže bude prokázáno, že obě časové řady jsou kointegrované, lze je popsat tzv. „error-correction“ modelem (4), který dokáže odlišit dlouhodobé a krátkodobé vztahy mezi řadami.

$$\Delta Y_t = c + \beta_1 \Delta Z_t + \gamma(Y_{t-1} - \beta^* Z_{t-1}) + u_t \quad (4)$$

kde $(Y_{t-1} - \beta^* Z_{t-1})$ představuje dlouhodobý vztah s tzv. dlouhodobým multiplikátorem β^* a γ představuje míru odlišnosti krátkodobého vztahu od dlouhodobého vztahu.

Modelové výsledky byly posouzeny a poté ekonomicky interpretována intenzita vztahů příjmové nerovnosti i vývoje majetku českých domácností ve vztahu k hospodářskému cyklu a dalším výše zvoleným makroekonomickým indikátorům v podmínkách České republiky.

Co se podoby předkládané analýzy týká, byl ve snaze učinit její obsah přístupný širšímu čtenářskému okruhu volen jazykově, stylisticky i formální úpravou takový tvar, aby tomuto cíli odpovídal.

3. Přehled a zhodnocení literatury

Přehled použité literatury je – jak je obvyklé v publikacích akademického charakteru – uveden na konci celé práce. Zahrnuje teoretické zdroje z oblasti sociologie, dále tematické analýzy sektoru domácností ČR a z pohledu zadaného tématu zakázky také studie rozebírající nerovnosti (některé z nich vztah příjmové, resp. majetkové nerovností a jejich dopadů na ekonomickou výkonnost země).

Ze širšího pohledu lze říci, že stratifikace společnosti vycházející z měnících se potřeb lidí a možností jejich naplňování je předmětem nejen sociologického⁴, ale i socioekonomického výzkumu, který zesílil na přelomu 50. a 60. let minulého století v pracích G. Myrdala [16] či J. K. Galbraitha [12], [11]. Ale již desítky let předtím, na přelomu 19. a 20. století, Max Weber považovaný za zakladatele moderní sociologie, jehož díla jsou vydávána i dnes [21], definoval stratifikační model na základě nerovné distribuce materiálních statků, prestiže a moci. Vzájemně se prolínající soubory pravidel, jimiž se tato distribuce řídí, nazývá hospodářským, sociálním a právním řádem. Od té doby se sociologické změny zásadního charakteru mapovaly a analyzovaly zejména v obdobích společenských přerodů. Příkladem z doby posledního čtvrtstoletí, pokud jde o Českou republiku, mohou být např. práce L. Mlčocha, P. Machonina a M. Sojky [15] anebo M. Petruska [19], ze světa pak E. O. Wrighta [19]. Úvahami o postmoderním konzumerismu se zabýval ve druhé polovině 20. století Z. Bauman, polský sociolog žijící v Londýně⁵.

3.1. Socio-ekonomické studie o nerovnostech

Velké změny způsobené v posledních desítkách let na jedné straně výrazným technologickým skokem, na druhé straně pak přeskupováním geopolitických sil a dalšími vlivy, poznamenaly i sociálně-ekonomický charakter společností. Do popředí se dostává stále více problém nerovností generovaných rozdíly v materiální kvalitě života, ale ovlivněných i jinými faktory.

V letech 2014 a 2015 v tomto směru zesílila co do počtu, rozsahu a závažnosti studií i produkce Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD). Studie OECD s přímým zaměřením na korelaci nerovností a ekonomického růstu [2] konstatuje, že zatímco nerovnosti v sociální oblasti rostou, ekonomická výkonnost nikoli. Příčinou je podle autorů skutečnost, že ti nejchudší, jejichž zastoupení v kvantilovém rozdělení je překvapivě velké a rozhodně se netýká pouze dolního decilu tohoto rozdělení, nemohou investovat do svého vzdělání. Zlepšení těchto nerovností by podle autorů učinilo společnost férovější a ekonomiku silnější. Zatímco s první tezí lze než souhlasit, druhá může být diskutována hned z několika pohledů a jsou možné i skeptičtější náhledy, které už byly i z autoritativních pozic prezentovány (např. Paul Krugman). My sami soudíme, že lze protiargumentovat strukturou zaměstnanosti, charakterem migračních vlivů aj., což vede k tomu, že ve společnosti vždy

⁴ Sociální stratifikace je socioekonomické rozvrstvení společnosti do segmentů. Je výrazem distribuční nerovnosti, tj. nerovnosti rozdělení vzácných statků, do nichž patří hmotné bohatství, moc či prestiž. Poznání rozvrstvení společnosti (a zejména pak pochopení příčin jeho vzniku) je mezi sociology považováno za zásadní pro další zkoumání chování společnosti.

⁵ Z. Bauman se věnuje zejména analýze současné doby, postmoderní společnosti a postavení člověka v ní, globalizaci a jejím důsledkům. Snaží se o reinterpretaci některých sociologických fenoménů, pozornost věnuje například prostoru a vnímání času, vztahu práce a spotřeby, řádu a chaosu.

budou existovat hůře placené práce (ze své podstaty) a „dnešní chudí“ budou nahrazeni „budoucími chudými“.

Česká ekonomika v přehledech OECD nemůže v žebříčcích této analýzy o nerovnostech figurovat z toho důvodu, že nedisponuje dostatečně dlouhými časovými řadami použitelných datových zdrojů a jejich potřebnou šíří. Rozsáhlejší empirické analýzy vztažené k sektoru domácností České republiky publikované ČSÚ pracují s nejzazšími daty počínajícími lety 1993, resp. 1995 [5], [6], [7] a v širších souvislostech se týkají např. financování sociálních výdajů a s tím spojených rizik pro budoucí vývoj [9]⁶. Neobsahují však analýzu nerovností.

Podobně jako ČR i relativně vysoký počet dalších zemí nemá k dispozici dostatečně dlouhou časovou řadu pro analytické využití při zkoumání nerovností. Studie OECD [10] pracuje s 19 zeměmi z celkového počtu zemí OECD. Výjimku tvoří odhad Gini indexu za ČR již pro polovinu 80. let (za období do roku 2011 podle něj pro ČR vychází, že byla zemí s nejnižším nárůstem příjmové nerovnosti po Norsku a Dánsku).

Relevantní výstupy za většinu zemí z databáze OECD mapující nerovnosti jsou z let 2007-2013, kdy jsou již podle šetření oficiálních národních a evropských statistik k dispozici metodicky a datově sjednocené srovnatelné výsledky (OECD např. definuje příjmy na modifikovanou spotřební jednotku).

Z posledních dat za rok 2013 ve srovnání s rokem 2007 je z databáze OECD patrné, že na rozdíl od naprosté většiny ostatních zemí jsou nerovnosti v ČR nízké a co se jejich vývoje týká, zhoršují se jen nepatrně. Podle Gini koeficientu byla ČR v roce 2013 pátou zemí OECD s nejnižší nerovností (po Dánsku, Slovinsku, Slovensku a Norsku), podle indikátoru relativní příjmové chudoby dokonce zemí s vůbec nejnižší nerovností a podle poměru horního decilu příjmového rozpětí k dolnímu decilu byla v pořadí druhá za Dánskem. Zemí s největšími nerovnostmi je Mexiko (dvě poslední místa, jedno předposlední), zemí s nejmenšími nerovnostmi pak Dánsko. Více ukazuje graf 2 na straně 14 (v něm data dosažitelná za širší spektrum zemí, tj. rok 2012 proti roku 2006).

Ze vzorku zemí sledovaných ve studii OECD vyplývá, že „gap“ tedy odstup mezi nejbohatšími a nejchudšími je největší za posledních třicet let, kdy desetina nejvýše příjmových vydělává 9,6krát více než desetina nejméně příjmových, jak je patrné spolu s vývoje posledních tří dekád z grafu 1 na str. 14 (tyto propočty, resp. jejich vývoj v čase v ČR, jsou obsaženy i v dalším textu naší analýzy). K diskusi pak mohou být určeny i další závěry studie OECD, doporučující např. zaměřit ve větší míře výdaje z veřejných zdrojů na rodiny s dětmi a mladé lidi s cílem zvýšit jejich vzdělání, což v budoucnu ovlivní proporce nízkopříjmových a bude podle studie znamenat klíčové rozhodnutí při investicích do lidského kapitálu. Zároveň studie připouští, že přerozdělování prostřednictvím daní nemusí být jednoznačně prorůstové, protože může vést k plýtvání zdroji a k neefektivnosti.

⁶ ČSÚ v pracích D. Dubské publikoval během let 2005-2013 studie zaměřené na vývoj příjmů, spotřeby, úspor a zadluženosti domácností v ČR, na otázku „dluhových pastí“ či ufinancovatelnost stárnoucí společnosti z mandatorních výdajů státního rozpočtu. Problematika nerovností byla součástí až u rozsáhlejších makroekonomických analýz rozšířených i o tuto sféru a vydaných týmem svodných analýz ČSÚ v letech 2014 a 2015.

4. Analýza indikátorů nerovnosti v České republice a evropský kontext

Hlavní pozornost pokud jde o nerovnost v příjmech je v této práci koncentrována na analýzu nerovností na základě porovnávání příjmů desetiny domácností s nejnižšími a desetiny domácností s nejvyššími příjmy, jak již bylo v metodické části zmíněno. Je dále rozšířena o vytipované veřejně uznávané indikátory nerovností zjišťovaných v šetřeních o příjmech a životních podmínkách prováděných podle metodiky Evropské unie (EU-SILC). Soustředíme se však nejprve na výsledky, k nimž došly zmiňované analýzy OECD publikované v roce 2014 a první polovině roku 2015.

4.1. Východiska a komentované poznatky o nerovnostech z globálního pohledu (resp. zemí OECD)

Jak je již v části o zhodnocení literatury zmíněno, rozdíl mezi příjmově nejbohatšími oproti příjmově nejchudším je největší za posledních třicet let, odkdy jsou tato obsáhlá srovnání zpracovávána. OECD v souvislosti s tím konstatuje, že v posledních dekáдах efektivnost přerozdělování v mnoha zemích oslabila i proto, že vývoj sociálních dávek lidem v produktivním věku nedrží krok s vývojem reálných mezd a také daňové systémy se stávají stále méně progresivní [2]. „... (uplatňované) politiky musí zajistit, aby bohatší lidé, ale i nadnárodní společnosti, hradily svůj díl daňové zátěže. Velké a přetrvávající ztráty nízkopříjmových skupin zdůrazňují potřebu dobře navržených politik podporujících příjmy a proticyklické sociální výdaje.“ [18] (citováno z Executive Summary, str. 17 studie OECD).⁷

Tato zjištění plynou z publikace OECD z května 2015, která doplňuje balíček navržených politik - kromě zmíněné části o efektivním přerozdělování pomocí daní a transferů - ještě doporučeními ohledně účasti žen v pracovním životě, dále podpor zaměstnanosti a kvalitních pracovních míst a nakonec vzdělání a kvalifikace. I když doporučení v těchto oblastech bývalo v minulosti možné vnímat už téměř jako jistá klišé, novum je nyní možné spatřovat v tom, s jakou intenzitou jsou tato doporučení spojována s problematikou nerovností. Tento posun je evidentní. Zatímco ještě před několika lety stál v popředí analýz a doporučení „elitního klubu“ OECD v první řadě ekonomický růst a cesty k jeho dynamice a makroekonomické stabilitě, kvalitativní posun nastal, zdá se, v souvislosti s projektem navrhuje měřit civilizační pokrok a kvalitu života ve společnostech „jinak“. Do popředí se

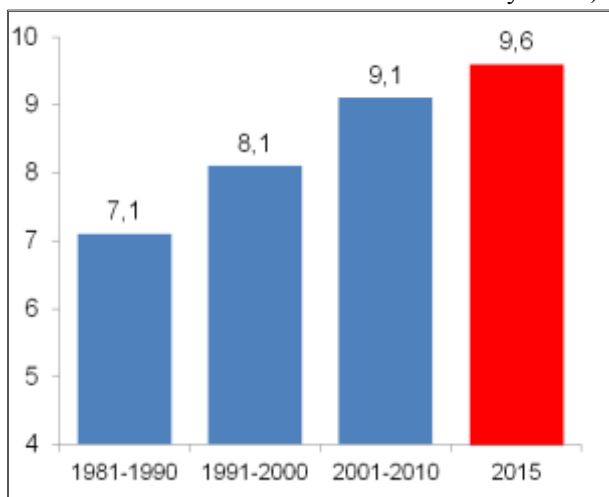
⁷ Někteří neoliberalní ekonomové v ČR soudí, že studie je „naivní a zavání populismem čtvrté cenové skupiny“. Výtky směřují především ke zjištěním a doporučením studie, že větší intenzita přerozdělení od bohatých k chudým by např. přes silnější výdaje na vzdělání umožnila chudým získat v budoucnu lepší práci (tj. lépe odměňovanou, tzn. snižovala by se nerovnost). I my sami usuzujeme, jak je uvedeno v naší úvaze dole na přelomu stran 11 a 12 této analýzy, že se tato doporučovaná strategie nemusí jednoznačně setkat s úspěchem, neboť špatně placené práce, zdá se, budou existovat vždy (jen je budou vykonávat jiní, nikoli ti, co se „vyšvihli“ z chudoby díky lepšímu vzdělání). Zmínění ekonomové však mají za to, že v pozadí stojí finanční trhy, resp. morální hazard centrálních bank v eurozóně, USA a Číně. Díky „nasytování“ peněz do ekonomik (kvantitativnímu uvolňování) bohatí lidé ještě víc bohatli a bohatnou, protože je narůstající kurzy akcií motivují k silicím investicím na burze. Tato uměle vyháněná nerovnost mezi nejbohatšími a nejchudšími se podle tohoto názoru zmenší poté, až bublina na kapitálových trzích praskne. Je třeba připustit, že tato úvaha svou logiku má. Uvědomme si však, že majetková disproporce mezi bohatými a chudými není náhlá, narůstala postupně. A i kdyby nerovnosti klesly díky tomu, že propadem burz se majetek bohatých sníží, nepomůže to příjmově nejchudším vymanit se ze své nepříznivé situace.

začala dostávat prosperita jedince (sféra tzv. well-being). Projekt zabývající se jejím měřením dospěl do stadia vymezení sady indikátorů (včetně měřítek subjektivního vnímání kvality života), jejich provázanosti a návrhů, jak je lze v jednotlivých zemích používat. Řada z nich je nyní v evropském kontextu zahrnuta již i v databázích Eurostatu. Tato „alternativa“ k tradičnímu měření vývoje prostřednictvím systému národních účtů, který je rovněž dále rozvíjen, je zatím pochopitelně méně frekventovaná. OECD s ní však spojila – a v širším měřítku zejména v poslední době logicky rozvíjí – problematiku nerovností v rostoucím počtu svých analýz a doporučení.

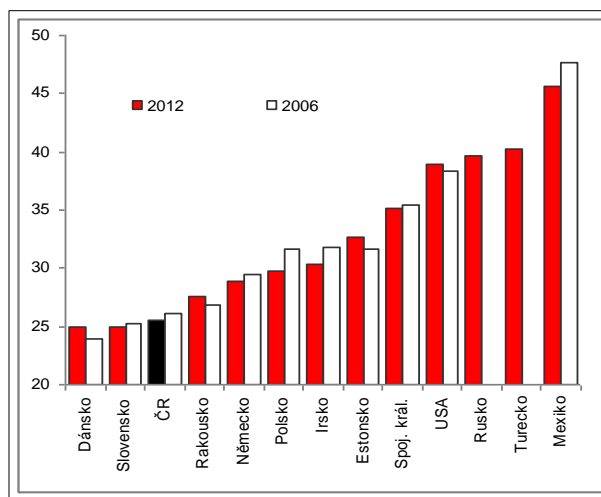
Podle posledních zjištění [18] OECD soudí nejen, že příjmová nerovnost roste v dobrých i špatných časech pro ekonomiku, ale že stahuje dolů hospodářský růst a poškozují (omezují) příležitosti. Částečné pracovní úvazky a práce na dobu určitou sice vytvářejí pracovní příležitosti – dohromady nyní v zemích OECD tvoří třetinu celkové zaměstnanosti (!) a od poloviny 90. let se podílely plnou polovinou na celkovém počtu vytvořených pracovních míst (!). Zároveň však tyto nestandardní pracovní úvazky přispívají k růstu nerovností, protože domácnosti, které jsou na nich silně závislé, vykazují daleko vyšší příjmovou chudobu (v průměru 22 %) a jejich rostoucí počty v zemích OECD tak zvyšují celkovou nerovnost.

Naopak co se zaměstnanosti žen týká, OECD ilustruje zlepšení, která fungují jako brzda nerovností. Avšak ženy mají přesto o šestinu nižší pravděpodobnost, že dostanou placenou práci, a vydělávají o 15 % méně než muži.

Graf 1 **Převýšení horního příjmového decilu nad dolním decilem** (průměr vzorku zemí OECD s dosažitelnou délkou časových řad)



Graf 2 **Příjmová nerovnost vybraných zemí podle Gini indexu (roky 2006 a 2012)**



Pramen: OECD

4.1.1. Jaká doporučení

K řešení nerovností navrhuje OECD „balíčky“ konzistentních politik s tím, že pro úspěšnost popisovaných nástrojů je nutná důvěra v instituce a efektivní sociální dialog. Zdůrazňuje zejména změnu přístupu k rodinám s dětmi, a to v řešení socio-ekonomických rozdílů ve vzdělání, které považuje za klíčové. Celkově by měly navrhované balíčky politik omezit rozšiřující se předěl mezi bohatými a chudými a podporovat příležitosti pro všechny.

V tomto duchu vystoupil na Pátém světovém fórum OECD v polovině října 2015 v mexické Guadalajaře profesor Joseph Stiglitz (není bez zajímavosti, že právě Mexiko je podle databáze

OECD zemí s největšími nerovnostmi podle tří hlavních sledovaných indikátorů, tj. podle Gini indexu, podle indikátoru relativní příjmové chudoby i podle poměru horního decilu příjmového rozpětí k dolnímu decilu). Téma celé konference s názvem „Transforming Policy, Changing Lives“ obohatil příspěvkem s názvem „Jak zajistíme, aby prosperitu sdíleli všichni?“, který vyzněl ve smyslu „měřit well-being jsme se naučili, teď ještě jak ho sdílet s ostatními“.

4.1.2. Distribuce bohatství

Co se distribuce bohatství týká, to je distribuováno ještě daleko nerovnoměrněji než příjmy vzhledem k velmi vysoké úrovni koncentrace na vrcholu distribuce bohatství. V průměru za vzorek 18 zemí OECD, pro něž byla k dispozici příslušná data – v něm je obsaženo např. také Slovensko –, desetina nejbohatších domácností drží polovinu celkového bohatství, dalších 80 % nejbohatších drží další téměř polovinu a 10 % nejméně bohatých domácností drží jen 3 % celkového bohatství zemí OECD.

Obecně je bohatství domácností vyšší tam, kde je hlava rodiny s vyšším vzděláním a ve věku 55-64 let. Nefinanční aktiva, zejména byty a domy, představují pro většinu domácností nejdůležitější aktivum a jsou méně rovnoměrně rozděleny než finanční aktiva.

V zemích jako je Norsko nebo USA má velký díl domácností vysoké dluhy, což je vystavuje značnému riziku, pokud by došlo k náhlé změně v cenách aktiv s následkem pro zranitelnost ekonomického systému jako celku. Zatímco výskyt dluhů narůstá s příjmem domácností, předluženost je nejvyšší u středně příjmových domácností a domácností, v jejichž čele stojí mladší osoba.

Finanční krize zhoršila nerovnosti v bohatství na vrcholu distribuce ve čtyřech ze šesti zemí, pro něž byla dosažitelná data: USA, UK, Nizozemí a Itálie. Nerovnost v dolní části distribučního rozdělení stoupla v pěti ze šesti zemí. Růst cen aktiv - zejména finančních - ve vztahu ke spotřebitelské inflaci byl v delším horizontu hlavním tahounem změn ve velikosti bohatství domácností a jeho koncentraci.

4.2. Indikátory nerovností

Pro potřeby této analýzy jsou identifikovány hlavní a z pohledu České republiky nejzajímavější indikátory ilustrující vývoj úrovně života jejích obyvatel z materiálního pohledu (příjmová nerovnost podle několika charakteristik) a z pohledů, které úroveň života materiálně podmiňují a ovlivňují ji (tj. rozsah hmotné nouze, tzv. materiální deprivace v české populaci a v její struktuře, přetrvávající riziko příjmové chudoby, ukazatele intenzity práce, rozdíly ve mzdách žen a mužů, tj. tzv. gender gap a některé další).

V evropských podmínkách jsou jako veřejně uznávané indikátory nerovnosti obecně chápány indikátory, pro něž jsou zjišťována data v šetřeních EU-SILC. Nejčastěji jde o tyto ukazatele:

Riziko příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení:

Riziko příjmové chudoby

- Příjmová nerovnost podle Gini koeficientu
- Příjmová nerovnost podle kvantilového rozdělení (kvintily, decily)
- Gender gap jako ukazatel příjmové nerovnosti
- Přetrvávající riziko příjmové chudoby
- Riziko sociálního vyloučení
 - Osoby materiálně deprivované, resp. vysoce hmotně strádající
 - Domácnosti s velmi nízkou intenzitou práce
 - Kumulativní rozdíly (počty lidí ohrožených chudobou a/nebo sociálním vyloučením)

Věnujme se nejprve, s ohledem na relevanci k tématu nerovností a hospodářského růstu, nerovnosti příjmové.

4.2.1. Příjmová nerovnost

Distribuce příjmů je měřitelná několika způsoby. Používaná kvantilová rozdělení mohou srovnávat např. pětinu nejvýše- proti pětině nejnižší příjmových domácností (tzv. kvintilové rozdělení). Více však ukazuje nerovnost decilový příjmový kontrast, tj. srovnání desetiny příjmově nejbohatších k desetině příjmově nejchudších. Existuje i tradiční měření nerovnosti příjmů podle tzv. Gini indexu⁸. Třetím indikátorem je riziko příjmové chudoby (relace počtu lidí ohrožených příjmovou chudobou oproti jejich celkovému počtu v příslušné populaci).

Pro určení intenzity vztahů nerovností a ekonomického růstu jsme zvolili analýzu decilového rozdělení, a to v podobě „převýšení“ – tj. kolikrát jsou příjmy desetiny příjmově nejbohatších lidí vyšší oproti desetině příjmově nejchudších. Sledovat budeme vývoj tohoto převýšení v čase a jeho meziroční změny. Dva ostatní indikátory rozebereme empiricky.

4.2.1.1. Vývoj příjmové nerovnosti a převýšení příjmů osob v desetině nejvýše příjmových proti desetině nejnižší příjmových domácností

Přestože podle relativně značného počtu charakteristik sledovaných v mezinárodním srovnání patří Česká republika k zemím s nejmenšími nerovnostmi, je z dlouhodobého pohledu patrný významný růst příjmové nerovnosti u skupiny domácností s nejnižšími a skupiny domácností s nejvyššími hrubými peněžními příjmy na osobu za rok, tj. domácností horního a dolního příjmového decilu podle dlouhodobé časové řady dat získaných z rodinných účtů⁹ (graf 3). Vzhledem k podstatně většímu počtu lidí v domácnostech dolního decilu mají jeho příjmy vliv i na velikost příjmů zjištěnou za české domácnosti jako celek. Graf 3 názorně ilustruje „rozevírající se nůžky“ mezi hrubými (ale jak je z pracovních propočtů zřejmé, i čistými) peněžními příjmy domácností v ČR.

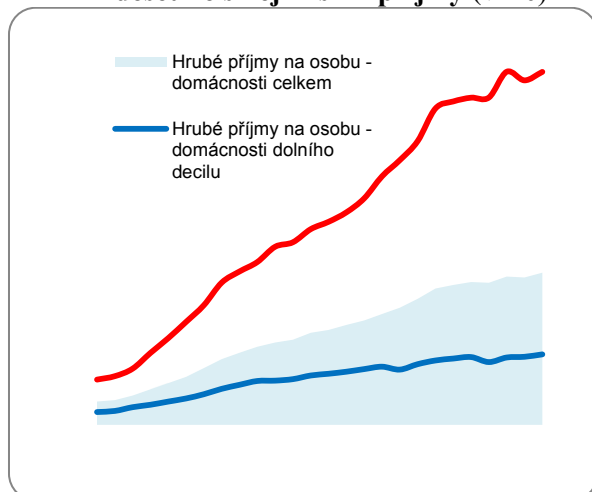
Graf 3 **Roční hrubé peněžní příjmy na osobu v desetině domácností s nejvyššími a**

Graf 4 **Převýšení horního příjmového decilu nad dolním příjmovým decilem (hrubé**

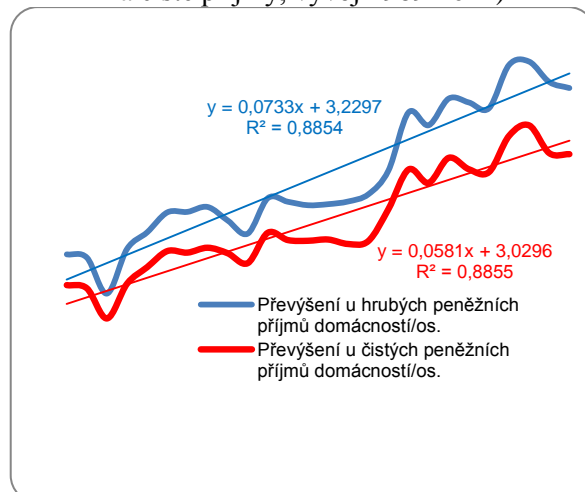
⁸ Základem je disponibilní příjem na škále, kde v extrému 0 znamená dokonalou rovnost příjmů (všichni mají stejně) a 100 dokonalou nerovnost (jedna osoba má veškerý příjem, ostatní lidé žádný). Matematicky je využita Lorenzova křivka, pro odhad lze použít více postupů. Častý je např. odhad pomocí Somersovy d statistiky.

⁹ Jak již bylo v kapitole o metodice zmíněno, statistika rodinných účtů ČSÚ je založena na vzorku domácností z kvótního výběru, nikoli náhodného výběru.

desetině s nejnižšími příjmy (v Kč)



a čisté příjmy, vývoj 1989-2014)



Zdroj: ČSÚ rodinné účty, vlastní propočty

Nárůst příjmů byl za poslední čtvrtstoletí podstatně rychlejší u příjmově nejbohatších (graf 3). Jestliže v roce 1989 připadalo v desetině nejnižší příjmových domácností na osobu ročně 14 728 korun, v desetině nejbohatších to bylo 51 961 korun. V roce 2014 již byla příslušná proporce 80 980 korun/os. u příjmově nejchudších a 405 461 korun/os. u nejbohatších. Za roky 1989-2014 tak podle dat z rodinných účtů stouply v úhrnu za domácnosti ČR celkem hrubé peněžní příjmy na osobu 6,6krát (čisté 6,5krát). Ovšem v příjmově nejchudších domácnostech narostly tyto příjmy za poslední čtvrtstoletí pouze 5,5krát (čisté 5,6krát, což plyne z charakteru přerozdělování). Naproti tomu desetině nejbohatších vzrostly příjmy 7,8krát (v čistém 7,7krát, rozdíl oproti nárůstu v hrubém je opět dán vlivem přerozdělení).

To jasně ukazuje, že tyto proporce (tj. výrazně rychlejší růst příjmů desetiny nejbohatších oproti desetině příjmově nejchudších) stojí za rostoucí příjmovou nerovností v ČR patrnou během let 1989-2014.

Jedním z klíčových důvodů nerovnosti českých domácností v příjmech na hlavu je výrazně odlišný počet členů domácností, a to zejména dětí v desetině příjmově nejchudších a desetině příjmově nejbohatších. Z grafu 3 je totiž také patrné, že vývoj ročních hrubých peněžních příjmů na osobu za české domácnosti celkem (nikoli tedy již v dělení na horní a dolní decil) se kloní spíše ke křivce desetiny nejchudších. To je způsobeno tím, že v nejchudších domácnostech žije v průměru více osob – v roce 2014 to bylo 3,15 členů domácnosti, zatím na příjmově nejbohatší domácnosti připadalo v průměru 1,62 členů (za domácnosti ČR celkem 2,23 členů). Ještě markantnější je však tento nepoměr v počtech vyživovaných dětí – v roce 2014 připadalo v ČR na domácnost dolního decilu 1,45 dítěte, v domácnostech horního decilu ale jen 0,10 (!) vyživovaných dětí (v průměru za ČR celkem to bylo 0,55 dítěte). I to je příčinou diskrepance v příjmech nejchudších proti nejbohatším v přepočtu na hlavu - u nich se příjmy dělí na menší počet členů domácnosti. Jde přitom o příjmy plynoucí – oproti nejchudším – z podstatně vyšších mezd, než mívají nejchudší, z většího rozsahu příjmů z podnikání a také z vyšších příjmů z majetku. Naproti tomu u nejchudších hrají v příjmové struktuře významně větší roli příjmy ze sociálních dávek (tyto proporce lze doložit strukturou hrubých i čistých peněžních příjmů domácností, která by si však zasluhovala speciální

analýzu, stejně jako disponibilní příjmy či jiná charakteristika materiální úrovně života v regionech ČR).

Popsali a rozebrali jsme hlavní důvody odlišného vývoje příjmů desetiny „nejchudších“ a desetiny „nejbohatších“ domácností, jejichž růst příjmů byl za roky 1989-2014 proti příjmům nejchudších domácností výrazně rychlejší. Vedl ke stále se zvětšujícímu převýšení při srovnání obou těchto decilů (graf 4) a tedy k růstu relativní příjmové nerovnosti v ČR, jak je patrné z grafu 3. Pokud jde o převýšení příjmů horního decilu nad dolním decilem, které je pro určení nerovnosti zásadní, to činilo v roce 2014 podle příjmů domácností obou decilů uvedených v SILC¹⁰ 6,9:1. Podle dat z rodinných účtů bylo menší, tj. 5,0:1. Oba poměry však představovaly menší příjmovou nerovnost, než kterou vykázaly země OECD v průměru za 80. léta minulého století (7,1:1), i kterou zaznamenávají nyní (9,6:1).

I přesto, že je v ČR převýšení desetiny příjmově nejbohatších nad desetinou příjmově nejchudších podstatně nižší oproti průměru OECD, nelze konstatovat, že příjmová nerovnost v ČR není problém, neboť je patrný její již výše komentovaný narůstající trend.

4.2.1.2. Vývoj příjmů v závislosti na růstech a poklesech ekonomiky, implikace pro sociální systém

Ačkoli samotný trend ve vývoji hrubých ročních peněžních příjmů na osobu v desetině nejnižší a v desetině nejvyšší příjmových českých domácností byl v letech 1989-2014 zhruba stejný (graf 6)¹¹, jejich meziroční změny byly odlišné (z důvodů metodických, což platí zejména pro rok 2006 u propadu příjmů dolního decilu,¹² anebo z důvodů souvisejících s fází hospodářského cyklu).

V zásadě lze říci, že v obdobích poklesů ekonomiky jsou více „chráněni“ nízkopříjmoví, jejichž příjmy rostou v takovýchto letech meziročně rychleji, než je tomu u vysokopříjmových. Bylo tomu jak v období recese po měnové krizi ve druhé polovině 90. let, tak v krizovém roce 2009 i za poslední dlouhé mělké recese v letech 2012-2013 (tab. 1).

¹⁰ Jak už bylo řečeno, šetření SILC zahrnuje vzorek domácností vytvořený náhodným výběrem, šetření rodinných účtů vzorek z výběru kvótního, což vede vykazování poněkud odlišných výsledků. ČSÚ hodlá pro další roky přejít i u šetření rodinných účtů ke vzorku náhodného výběru (pilotní projekt počítá již s rokem 2016, ovšem výsledky publikované v roce 2017 by měly jít paralelně s výsledky podle nynějšího vzorku domácností, tj. podle kvótního výběru.

¹¹ Ukazuje to zhruba stejný index determinace podle vyrovnávacích přímek regresní analýzy konstruovaných z vývoje hrubých peněžních příjmů na osobu v dolním a horním příjmovém decilu domácností v ČR (graf 6).

¹² Od roku 2006 provedl ČSÚ významnou změnu v publikovaných tabulkách vlivem změn v šetření a samostatném uvádění příjmů za domácnosti nezaměstnaných, zčásti i za domácnosti důchodců a také zařazením tzv. ostatních domácností, kam patřily například i domácnosti samoživitelů. Právě tímto zásahem došlo k vykazování nižší příjmové úrovně, která ovlivnila většinu kvantilového rozdělení příjmů, tedy i decily. V desetině nejchudších se to projevilo relativně značným meziročním poklesem vykázané příjmové úrovně na osobu, což nemělo logické vysvětlení z ekonomického hlediska, neboť od uvedeného roku vystoupily v platnost legislativní změny v sociální oblasti, které naopak favorizovaly právě skupiny domácností s příjmy spíše nižšími. Metodická změna tyto vlivy eliminovala.

Tabulka 1: Porovnání přírůstků hrubých peněžních příjmů domácností horního a dolního příjmového decilu v obdobích recese české ekonomiky (v % y/y)

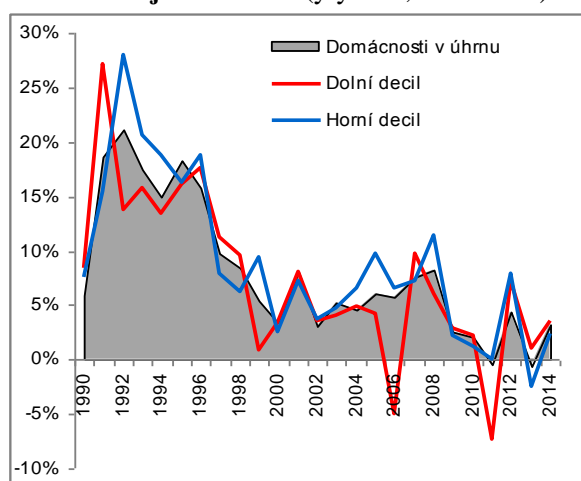
	Desetina nejnižší příjmových domácností - průměrný meziroční růst hrubých peněžních příjmů na osobu	Desetina nejvyšší příjmových domácností - průměrný meziroční růst hrubých peněžních příjmů na osobu
1997-1998	+10,4 %	+7,0 %
2009	+3,0 %	+2,2 %
2012-2013	+4,2 %	+2,7 %

Zdroj: ČSÚ, rodinné účty, vlastní propočty

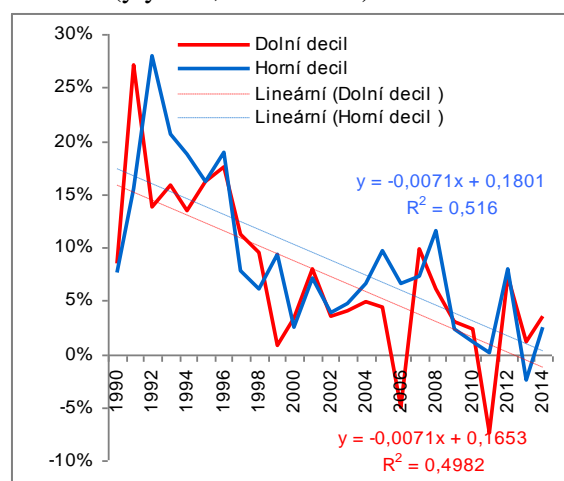
Naopak v desetině vysokopříjmových posiluje růst jejich příjmů ekonomická konjunktura. Už v době federace se Slovenskou republikou na počátku 90. let rostly v ČR příjmy v domácnostech příjmově nejbohatších oproti domácnostem příjmově nejchudších mírně rychleji (v průměru +17,4 % y/y proti +16,4 % y/y). Na vysoké meziroční růsty těchto příjmů v uvedeném období lze nahlížet tak, že jde o vyjádření nominální (podle zdrojů dat z rodinných účtů). To v sobě odráží vysokou spotřebitelskou inflaci z první poloviny 90. let (vč. jejího výrazného meziročního růstu v roce 1991). Právě vlivem vysokého růstu cen prudce propadly výdaje domácností na spotřebu – v roce 1991 klesly reálně (!) proti předchozímu roku o 17,8 % a úroveň roku 1990 přesáhly až za dlouhých šest let (teprve v roce 1996 byly o 1,3 % vyšší než v roce 1990). Na Slovensku to trvalo dokonce dvanáct let, až v roce 2002 spotřeba slovenských domácností v reálném vyjádření přesáhla jejich spotřebu z roku 1990.

Na vysokou spotřebitelskou inflaci počátkem 90. let v ČR musela přirozeně reagovat i mzdová vyjednávání. Především růst mezd tak působil na růst hrubých peněžních příjmů českých domácností (v celém kvantilovém spektru, více však, jak je z výše uvedeného a také z grafů 5 a 6 zřejmé, u vysokopříjmových).

Graf 5 Vývoj hrubých peněžních příjmů/os. u domácností ČR celkem a domácností krajních decilů (y/y v %, 1989-2014)



Graf 6 Vývoj hrubých peněžních příjmů/os. horního a dolního příjmového decilu (y/y v %, 1989-2014)



Zdroj: ČSÚ, rodinné účty, vlastní propočty

Rozbor a vývojové křivky v grafech také ukazují, že příjmy domácností horního decilu rostly rychleji než domácnosti dolního decilu nejen na počátku transformace české ekonomiky, ale i v průměru let 1993-1996 a v období 1999-2003. Logicky a s výraznou akcelerací tomu bylo rovněž za silné konjunktury české ekonomiky, i v průměru za volatilní období 2010-2014.

Důvody poklesu hrubých peněžních příjmů na osobu v nejchudších domácnostech, patrného v roce 2006, jsme již zmínili (metodická změna vykazování provedená ČSÚ). K podstatně většímu propadu příjmů nejchudších, nejhlubšímu za celých 25 let vývoje české ekonomiky, však došlo v roce 2011 (graf 6). Tehdy při tvrdé konsolidaci veřejných rozpočtů, spočívajících téměř výlučně ve škrtech výdajů, klesly příjmy desetiny příjmově nejchudších domácností ČR proti roku 2010 o 7,4 %, což představovalo roční pokles o 5737 korun na osobu v takovéto domácnosti (na 72 125 korun ročně). Domácnostem desetiny nejvýše příjmových ale příjmy v roce 2011 meziročně pouze stagnovaly (s přírůstkem 130 korun na osobu, čímž jejich roční příjem dosáhl v tom roce 375 985 korun na osobu).

4.2.2. Vývoj veřejně uznávaných indikátorů nerovností z produkce EU SILC a mezinárodní srovnání

ČR je – podle dosud provedených analýz či průběžně publikovaných dat o mezinárodním srovnání – zemí s relativně nízkou mírou sociálních nerovností, ať už jde o ohroženost rizikem příjmové chudoby, křivku distribuce mezd, či většinu indikátorů sledujících riziko sociálního vyloučení i jeho úhrnnou charakteristiku zpracovanou metodologicky podle EU SILC.

Na základě výběru nejdůležitějších indikátorů zmíněných na počátku kapitoly 4.2. je možné zpracovat přehledovou tabulku (tj. vztáhnout hodnotu těchto indikátorů za ČR k hodnotám dosahovaným v průměru za EU) pro vybrané roky podle jejich míst v hospodářském cyklu.

Tabulka 2: Pozice ČR ve vybraných indikátorech příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení ve srovnání s průměrem EU 28 (v % celkové populace)

	2005		2009		2014	
	ČR	EU 28	ČR	EU 28	ČR	EU 28
Riziko příjmové chudoby*	10,4	16,4	8,6	16,4	9,7	17,2
Vysoce materiálně deprivovaní**	11,8	10,8	6,1	8,2	6,7	8,9
Přetrvávající příjmová chudoba***	3,9	8,6	3,7	9,1	4,1	9,0
Domácn. s nízkou intenz. práce****	8,9	10,4	6,0	9,1	7,6	11,1
Gender gap	23,4	17,7	25,9	17,2	22,1	17,4
Poměr 80/20 (kvintilová nerovnost)	3,7	5,0	3,5	4,9	3,5	5,2
Gini index	26,1	30,6	25,1	30,5	25,6	31,0
Počty lidí v riziku příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení (kumulace k bázi roku 2008; v tis. osob)	-	-	-118	-2 006	-35	+4 180

Pozn.:

Zdroj: Eurostat

* Příjem nižší než 60 % mediánu příjmu na ekvivalizovanou spotřební jednotku po sociálních transferech.

** Prahy pro určení materiální deprivace rozepsány v textu na následující straně.

***Riziko příjmové chudoby pro daný rok a alespoň dva roky ze tří předchozích let.

**** Domácnosti, kde dospělí ve věku 18-59 let pracovali předchozí rok jen pětinu nebo méně své pracovní kapacity.

Dosažitelná data SILC začínají rokem 2005, dále je uveden krizový rok 2009 a poslední data ze SILC 2014. Měřítkem relací je podíl příslušného počtu obyvatel, které „postihuje“ příslušný indikátor (tj. např. počet lidí ohrožených příjmovou chudobou) na celkové populaci vyjádřený v %. Konkrétní počty osob jsou naopak uvedeny např. v posledním zvoleném indikátoru v tabulce, a to u kumulativního rozdílu v počtech lidí v riziku příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení (v tis. osob, sází roku 2008).

Právě tento indikátor, který neuvádí relaci, ale počty lidí absolutně, ukazuje velmi zajímavou skutečnost. V roce 2009, ač šlo o rok krizový, klesl počet takto ohrožených lidí v ČR proti roku 2008 o 118 tisíc a také EU zaznamenala jejich snížení. Lze předpokládat, že v té době zafungovala protikrizová opatření v sociální oblasti. Naopak za období 2010-2014 v ČR přetrvával pokles počtu obyvatel ohrožených příjmovou chudobou a sociálním vyloučením proti jejich počtům v roce 2008 i nadále. Byl ale nižší, už jen o 35 tisíc osob. Ovšem v EU došlo k jejich výraznému nárůstu (o víc než čtyři miliony osob). Lze předpokládat, že silný tlak na rozpočty - nejen zemí s fiskálními problémy, ale i zemí, které ze svých rozpočtů poskytovaly oněm zejména periferním zemím eurozóny finanční pomoc - ovlivnil negativně i tradičně silnou roli sociálního státu v Evropě. Negativně mohly působit i demografické vlivy či imigrace.

Za lidi v hmotné nouzi (materiálně deprivovaní) jsou podle EU SILC považovány osoby, které si nemohou dovolit tři z devíti definovaných položek deprivace: platit za nájem a služby, mít doma teplo, čelit neočekávaným výdajům, jíst obden maso, ryby (či jejich proteinový ekvivalent), týdenní dovolenou mimo domov, auto, automatickou pračku, barevnou televizi a telefon. Pokud si nemohou dovolit čtyři z těchto položek, jsou podle EU SILC pokládáni za vysoce materiálně deprivovaní. Je si však třeba uvědomit, že jde o pohled „evropskýma očima“. Ve většině zemí třetího světa je tato klasifikace jako měřítko hmotné nouze stěží uplatnitelná (a zřejmě i stěží pochopitelná).

Lidi vysoce materiálně deprivovaných bylo podle EU SILC 2014 v ČR 6,7 % celkové populace, v EU jako celku 8,9 %. Lidi s přetrvávající ohrožeností příjmovou chudobou zaznamenaly statistiky v ČR 4,1 %, ale v EU byl jejich relativní počet více než dvojnásobný (9 %).

Celkem bylo podle posledních údajů EU SILC 2014 ohroženo v ČR příjmovou chudobou anebo sociálním vyloučením 1 532 tisíc osob, tj. 14,8 % celkového počtu obyvatel. V EU 28 jich však byla téměř čtvrtina (24 %).

5. Hlubková analýza vývoje vybraných indikátorů nerovností

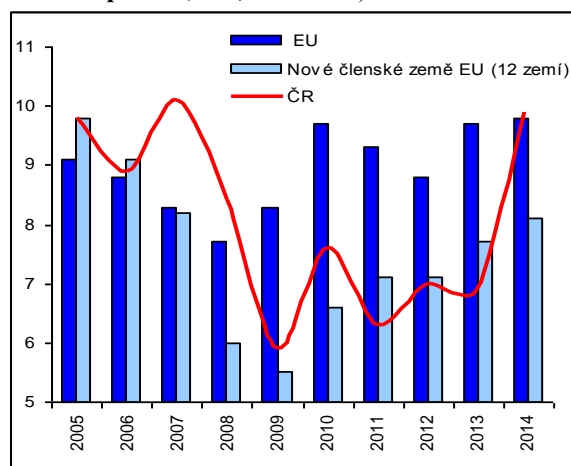
Z dat vycházejících z tab. 2 v předchozí kapitole je patrné, že Česká republika vykazuje horší pozici oproti nerovnostem v EU pouze u nerovností mezi příjmy mužů a žen (gender gap), a to dlouhodobě. Vyšší než v EU byl v ČR i podíl osob vysoce materiálně deprivovaných v roce 2005, ale do roku 2014 se jejich podíl zmenšil na téměř polovinu. Klesal podstatně rychleji než podíl vysoce materiálně deprivovaných v zemích EU jako celku. Ve všech ostatních parametrech je pozice ČR lepší než průměr EU, a to významně (viz tab. 2 a část grafických příloh této analýzy, ilustrující postavení ČR v žebříčku EU a vývoj od roku 2005 za ČR a EU).

Pokud však nepřijmeme jen tuto samotnou, pro ČR uspokojivou, skutečnost co se nerovností týká a pokusíme se o vhléd pod povrch věci, je z hloubkové empirické analýzy těchto indikátorů patrná dosti významná ohroženost některých skupin uvnitř populace. Jde především o ženy, děti a mladé lidi do 18 let, ale i o osoby v seniorském věku, zejména ženy. Ohroženi jsou i handicapovaní se známými problémy s jejich sociální inkluzí. ČR by si v tomto směru mohla brát příklad ze zemí, kde jsou nerovnosti podstatně větší, ale snaha o sociální začleňování invalidů je tam i z pouhého pohledu zcela zřetelná (Mexiko).

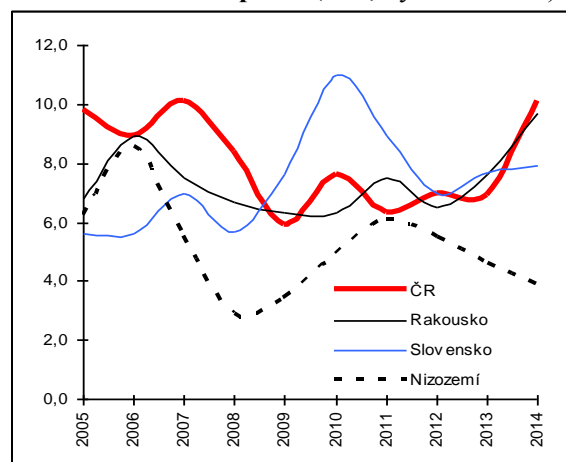
5.1. Zřetelná rizika zjištěná u vybraných sociálních skupin

Dosud málo známé riziko představuje například ohroženost, kterou můžeme nazvat potenciální „dětskou chudobu“. Grafy 7 až 9 vyjadřují, jaké procento dětí do šesti let žije v ČR v rodinách s nízkou intenzitou práce v porovnání s průměrem EU, resp. s průměrem nových členských zemí Unie (a v grafu 8 také s vývojem ve vybraných zemích). Problém je však širšího významu.

Graf 7 Relativní podíl dětí do 6 let žijících v domácnostech s nízkou intenzitou práce (v %; ČR a EU)



Graf 8 Vývoj relativního podílu dětí do 6 let žijících v domácnostech s nízkou intenzitou práce (v %; vybrané země)

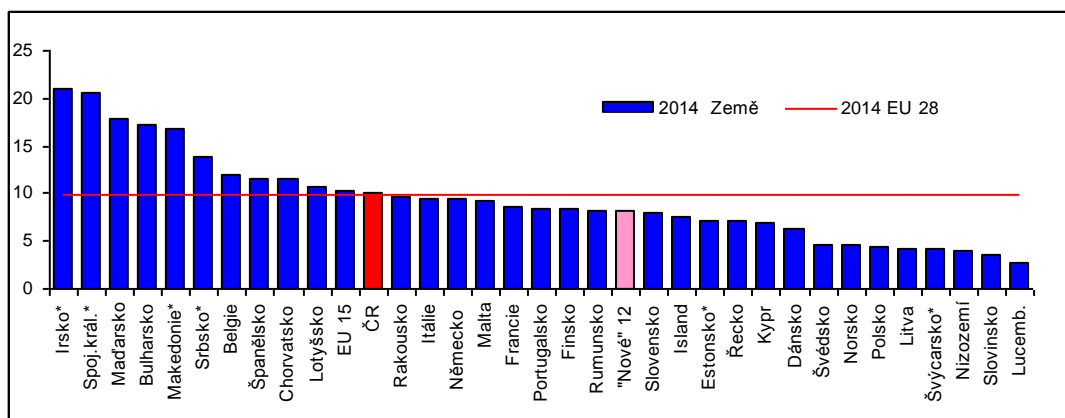


Zdroj: Eurostat

Více než desetina (10,1 %) dětí do šesti let žije v ČR v domácnostech s nízkou intenzitou práce, což je podle dat SILC 2014 sice jen mírně nad úroveň průměru EU (9,8 %), ale více, než kolik žije těchto dětí v průměru za nové členské země Unie (8,1 %), anebo např. v Rakousku, na Slovensku či v Nizozemí. V ČR žije v populaci do 60 let v domácnostech s nízkou intenzitou práce 7,6 % osob, což je také méně ve srovnání s podílem dětské populace

do šesti let (10,1 %). Děti jsou tak více ohroženy tímto rizikem než populace ČR jako celek. Platí to i pro děti a mladé do 18 let věku (9,4 %), což má důsledky pro jejich budoucnost (vztah k práci, hodnotové priority, nehledě na „návyk“ života v „chudobě“).

Graf 9: „Dětská chudoba“ - podíl dětí do 6 let v domácnostech s nízkou intenzitou práce (v %)



Zdroj: Eurostat

5.1.1. Děti a mladí do 18 let

Jestliže je v ČR ohroženo příjmovou chudobou nebo sociálním vyloučením 14,8 % celkového počtu obyvatel, pak u dětí do šesti let je toto riziko vyšší než průměr za celou českou populaci – ohroženo je jich 16,7 %, to znamená celkem 111 tisíc takto malých dětí. Týká se to ale i dětí starších, jak ukazuje podobné srovnání: za ČR celkem hrozí příjmová chudoba či sociální vyloučení 14,8 procentům obyvatel, ale dětí a mladých do 18 let je v tomto riziku skoro pětina (19,5 %, tj. 364 tisíc chlapců a dívek), především chlapců (198 tisíc!).

Problém je i vysoký podíl dětí a mladých, kteří jsou materiálně deprivovaní. Jestliže celkově je v ČR v hmotné nouzi 6,7 % obyvatel, pak u mladých do 18 let je skoro desetina (9,7 %). V absolutním počtu jde o 181 tisíc chlapců a dívek. Hmotná nouze v tomto věku se týká spíše chlapců (10,1 %) než dívek (9,1 %). Je možné se domnívat, že to může souviset například i s horším uplatněním chlapců ve věku 15-18 let vlivem redukce učňovského školství.

5.1.2. Lidé nad 55 let

Ohroženost dětí a mladých lidí potížemi v materiální kvalitě života se v počtu osob blíží počtu lidí ve věkové skupině nad 55 let taktéž ohrožených příjmovou chudobou nebo sociálním vyloučením. Těch je v tomto riziku 410 tisíc. V relaci k celkovému počtu osob této věkové kategorie je to sice méně (12,8 %) ve srovnání s rizikem za celou populaci (již zmiňovaných 14,8 %). Je však třeba brát v úvahu, že ve skupině nad 55 let nejsou jen lidé těsně před odchodem do důchodu v nevýhodném postavení na trhu práce. Jsou v ní i samotní starobní důchodci, jejichž ohroženost není tak vysoká – plyne to z decilového rozdělení příjmů: největší počty důchodců jsou soustředěny ve čtvrtém, pátém a šestém decilu domácností. Jde většinou o domácnosti jedno- či dvoučlenné, takže i počet osob v domácnostech důchodců působí spíše směrem k nižší nerovnosti.

Výrazně vyšší je ohroženost příjmovou chudobou nebo sociálním vyloučením u žen nad 55 let, (15,3 %) proti téže věkové kategorii u mužů (9,9 %). Zatímco ženy jsou ohroženy nadprůměrně (tj. více než kolik činí 14,8 % za populaci), muži podprůměrně.

Také lidé v hmotné nouzi (materiálně deprivovaní) se rekrutují v podstatně větší míře ze skupiny nad 55 let. Jestliže materiálně deprivovaných je podle SILC 2014 v ČR 6,7% z celkového počtu obyvatel, tj. asi 670 tisíc, u lidí nad 55 let jde o 171 tisíc osob a z toho plných 106 tisíc žen. Přitom problém starších žen eskaluje, neboť ve věkové skupině nad 65 let je v ohrožení hmotnou nouzí téměř dvojnásobně větší relativní počet žen ve srovnání s muži (6 % proti 3,8 %). Relativní číslo se samo o sobě nezdá být příliš velké, ovšem platí zde konstatování zmíněné výše o domácnostech důchodců.

Vůbec nejhorší, co se relativních čísel za věkové skupiny týká, se zdá být situace pro lidi mezi 55 a 59 lety. Práci nacházejí těžko, neboť podle SILC 2014 žilo v domácnostech s nízkou intenzitou práce 16,8 % žen a mužů ve věku 55-59 let. Přitom se tato nepříznivá situace mohla týkat snad každé čtvrté či páté ženy této věkové kategorie – téměř čtvrtina z nich (22,8 %) žila v domácnosti s nízkou intenzitou práce (tuto úvahu však nelze brát zcela jednoznačně, neboť ženy v této věkové kategorii mohly žít v domácnosti, kde neměl práci muž, což nelze ze statistik přesně ověřit).

5.1.3. „Single“ domácnosti starých lidí

Nepříznivá situace starších žen se odráží i v jejich statusu pokud jde o život v jednočlenné domácnosti (tzv. single život). Jestliže žije starý člověk sám a je muž, patří v ČR do 8,3 % skupiny 65+ ohrožených příjmovou chudobou nebo sociálním vyloučením. Pokud je žena, patří do skupiny, která je podstatně větší – v riziku tohoto typu bylo podle EU SILC 2014 plných 14,8 % žen starších 65 let. Je zřejmé, že vzhledem k délce života je skupina žen nad 65 let větší než skupina mužů. O to je tedy vážnější, že z této velké skupiny je v riziku sedmina všech žen.

Ohroženost starších žen chudobou a sociálním vyloučením tedy stoupá s jejich věkem.

5.1.4 „Pracující chudoba“

Pod tímto pojmem rozumí specialisté na trh práce stav, kdy lidé sice pracují, ovšem jejich mzda je tak nízká, že se ocitají pod hranicí rizika chudoby. V ČR se to týká 4 % lidí ve věku 25-54 let, z toho 4,4 % žen. Obecně nižší mzdy mladých mohou někdy demotivovat k účasti na trhu práce. I když nezaměstnanost mladých není v České republice zdaleka tak vysoká jako v průměru za EU, který je ovlivněn extrémními hodnotami míry nezaměstnanosti mladých např. ve Španělsku, žije podle EU SILC 2014 v ČR 9,4 % mladých lidí ve věku 18-24 let v domácnostech s nízkou intenzitou práce, v případě mužů dokonce 9,8 % (opět, jako při hodnocení takovéto relace v případě žen ve věku 55-59 let, mohou žít i tito vykazovaní mladí v domácnostech s nízkou intenzitou práce, kde nemají práci další členové domácnosti, např. jeden z rodičů, což nelze ze statistik přesně ověřit).

5.1.5. Kvalita bydlení - poddimenzovaný prostor

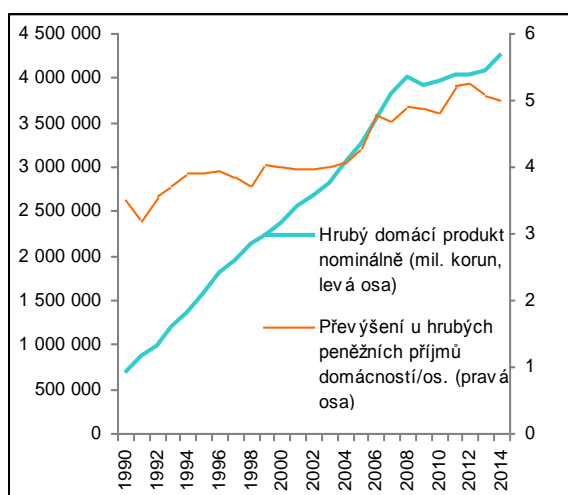
Indikátorem, v němž vykazuje ČR podstatně horší výsledky v sociálních podmínkách domácností, je kvalita bydlení vyjádřená s ohledem na jeho dostatečnou prostorovou dimenzi. Srovnání je nepříznivé zejména pro domácnosti pod hranicí rizika chudoby nebo sociálního vyloučení. Jestliže v takovýchto domácnostech žilo v EU podle EU SILC 2014 v prostorově poddimenzovaných bytech 30,3 % jejich členů, v České republice to bylo 44,7 %. Co se týká dětí a mladých do 18 let ohrožených chudobou nebo sociálním vyloučením, těch žily v ČR v malém bytovém prostoru už skoro dvě třetiny (60,7 %) z celkového počtu členů chudobou ohrožených domácností. V EU to bylo podstatně méně (39,7 %).

Tento nepříznivý stav vyniká nejen v evropském srovnání, ale i v porovnání „uvnitř“ České republiky. V úhrnu za populaci ČR celkem je totiž nepříznivá proporce vůči situaci v EU jen malá (20,9 % v ČR proti 18,2 % v EU 28 podle SILC 2014). Život v prostorově nevyhovujících podmínkách je tedy u domácností pod hranicí příjmové chudoby daleko častější, zejména u dětí. Vede tak k úvahám o potřebě výstavby sociálního bydlení.

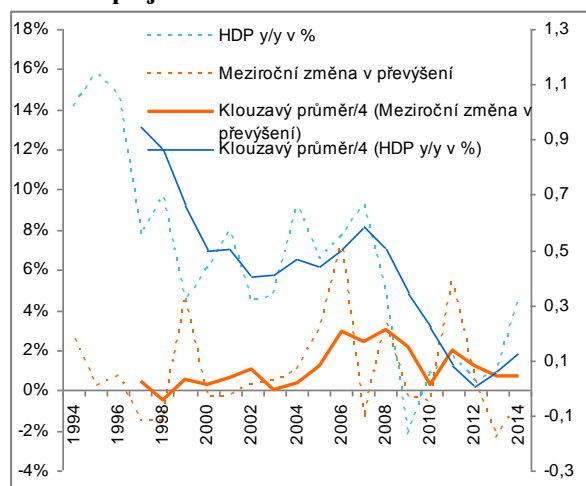
6. Hlubková analýza vlivu nerovností na růst HDP

Hlavním tématem této analýzy bylo ověřit – podobně jako ukazují výsledky studií vycházející z průměrů za vzorek zemí OECD –, zda je možné prokázat, že rostoucí příjmová nerovnost snižuje dynamiku hospodářského růstu. Podle výsledků prostého porovnání pomocí grafické analýzy či jednoduchých korelačních koeficientů a nakonec i sofistikovaným způsobem za pomoci matematicko-statistického modelového aparátu nebyla za období 1990-2014 přímá vazba rostoucích nerovností na redukci tempa hospodářského růstu ČR prokázána.

Graf 10 Vývoj nominálního HDP (mil. korun) a převýšení horního a dolního příjmové decilu domácností



Graf 11 Změna dynamiky nom. HDP (v %) a změna převýšení horního decilu příjmů domácností nad dolním decilem



Zdroj: ČSÚ, vlastní propočty

Porovnáme-li vývoj HDP v nominálním vyjádření s velikostí převýšení hrubých peněžních příjmů domácností v „nejvyšší desetině“ příjmů (horní decil) nad hrubými peněžními příjmy domácností v „nejnižší desetině“ příjmů (dolní decil), je z vývoje grafu 10 za období 1990-2014 patrná jednak narůstající nerovnost (rozebíraná podrobně již v kapitole 4), jednak i rostoucí HDP (v logice věci, neboť jeho nominálním vyjádření zahrnuje i vývoj implicitního cenového deflátoru, tj. celkové hladiny cen v ekonomice).

Provedeme-li totéž pro křivky ukazující meziroční změnu (jak HDP, tak i v převýšení), ukazuje graf 11 rovněž, že po většinu období 1990-2014 nelze říci, že by HDP a nerovnosti „šly proti sobě“, tj. v případě nárůstu nerovností klesal HDP. V trendu (podle klouzavých průměrů) je to patrné snad jen optickým zjištěním v letech 1998-2002. Tehdy ale tempo nominálního HDP klesalo nikoli změnami v nárůstu příjmových nerovností, ale jednoduše proto, že klesala inflace. Spotřeba domácností přitom byla tehdy výrazně tlumena recesí, způsobenou restriktivní hospodářskou politikou po měnové krizi v roce 1997 (zároveň však šlo o vztah interaktivní, když omezená spotřeba domácností tuto recesi prohlubovala).

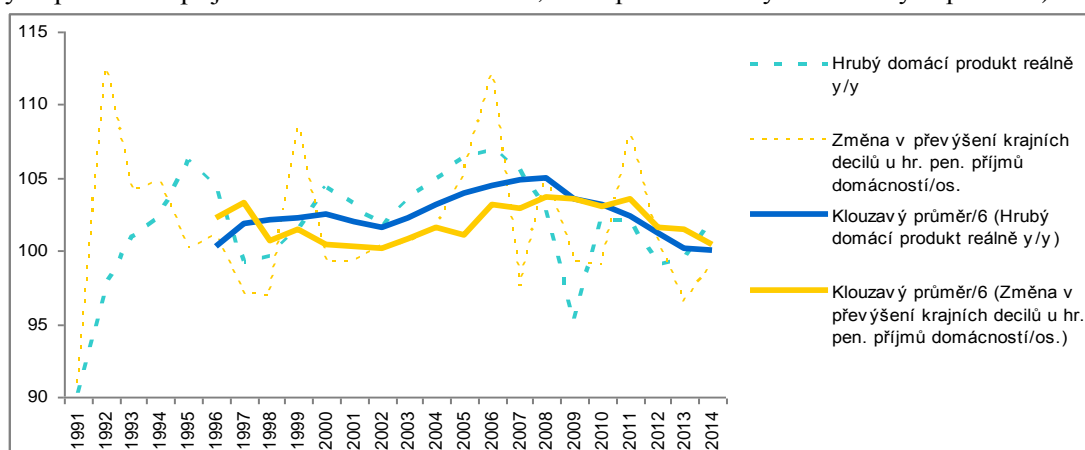
Po většinu celého období 1990-2014 se křivky pohybovaly spíše souběžně. S výjimkou volatilních let 2010-2014, kdy meziroční změny v nerovnostech, zejména od roku 2011, spíše slábly, zatímco HDP se potácel od pádu do recese přes její průběh až k oživení v roce 2014. Souvislost mezi změnami v nerovnostech a vývojem nominálního HDP tak nemůže být v této době patrná mimo jiné i proto, ekonomická výkonnost ČR byla tažena dolů z velké míry

silným propadem investic (tvorba hrubého fixního kapitálu v reálném vyjádření nebyla dokonce ještě ani v roce 2014 na úrovni roku 2008). Samozřejmě že na pokles tempa HDP měla v uvedeném období i omezená spotřeba domácností, jejichž výdaje představují v ČR reálně i nominálně polovinu celkových výdajů na HDP. Spotřeba domácností tak reagovala na oslabení jejich disponibilních příjmů daných zejména chabým vývojem mezd (v nepodnikatelské sféře klesala reálná mzda každé čtvrtletí meziročně po celé dlouhé období od prvního čtvrtletí 2011 do posledního čtvrtletí 2013, tedy tři roky).

6.1. Vývoj nerovností a HDP ČR v reálném vyjádření

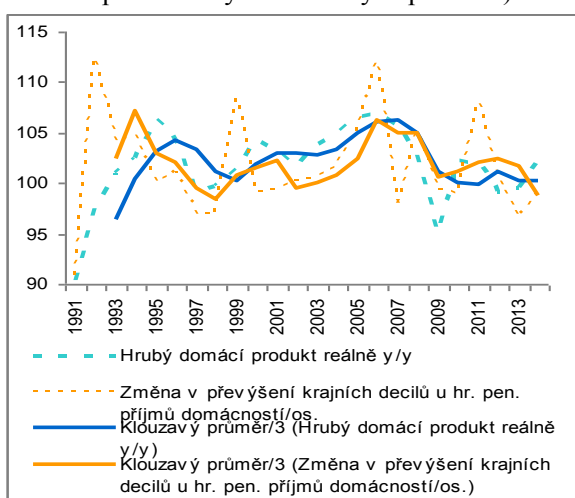
Uvedené zhodnocení nerovností podle meziročních změn v převýšení příjmů desetiny nejvýše nad desetinou nejméně příjmových domácností v ČR a vztahu k nominálnímu HDP lze vztáhnout i k HDP reálně (ten eliminací cenových vlivů vyjadřuje jeho objem).

Graf 12: Vývoj HDP ČR (meziročně v reálném vyjádření) a vývoj nerovností podle meziroční změny v převýšení horního příjmového decilu nad dolním příjmovým decilem (podle ročních hrubých peněžních příjmů na osobu v domácnosti; trend podle šestiletých klouzavých průměrů)

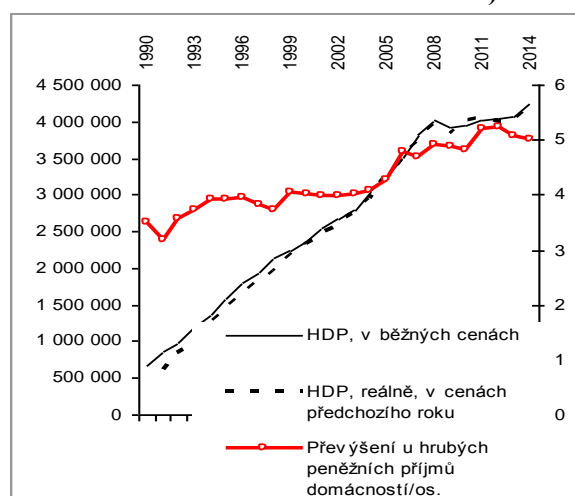


Zdroj: ČSÚ, vlastní propočty

Graf 13 Vývoj HDP reálně a nerovnosti (přev. horního a dolního příjmové decilu, trend podle tříletých klouzavých průměrů)



Graf 14 HDP (v mil. korun) a nerovnosti podle převýšení horního decilu příjmů domácností nad dolním decilem



Zdroj: ČSÚ, vlastní propočty

Hypotézu, že by rostoucí nerovnosti v ČR ovlivňovaly negativně tempo hospodářského růstu, nepotvrdily ani modelové výsledky, jejichž závěr je uveden v boxu 2 a celý modelový postup v přílohách této analýzy.

Box 2: Souhrn výsledků založených na modelovém aparátu pro zjišťování vzájemného vztahu časových řad vybraných makroekonomických veličin na jedné straně a nerovnosti (definovaných jako převýšení horního příjmového decilu domácností nad dolním příjmovým decilem) na straně druhé v období 1990-2014, resp. 1993-2014

Jako klíčové makroekonomické veličiny vztahované k vývoji nerovností (tj. k převýšení příjmů desetiny nejvýše příjmových domácností v ČR nad desetinou nejnižší příjmových domácností) byly zvoleny takové, které jsou s vývojem v sektoru domácností bezprostředně spojeny: tj. HDP, výdaje na konečnou spotřebu domácností a čistý disponibilní důchod. Kromě těchto základních makroekonomických ukazatelů byl také sledován vztah majetku domácností (definovaný jako jejich čisté jmění s rozpadem na fixní a finanční aktiva) k nerovnostem.

Modelové výsledky:

Mezi žádnou z dvojic řad, které byly ADF testem identifikovány jako nestacionární (tj. řady, mezi kterými může existovat kointegrační vztah) **nebyly dlouhodobé vztahy identifikovány.**

Na základě testu Grangerovy kauzality bylo na 5% hladině významnosti prokázáno, že žádná z dvojic časových řad **v absolutním vyjádření** není vhodná pro předpovídání hodnot jiné časové řady v absol. vyjádření, tedy že **nepůsobí v Grangerově smyslu jedna na druhou.**

Na základě testu Grangerovy kauzality bylo na 5% hladině významnosti prokázáno, že žádná z dvojic časových řad **v relativním vyjádření** není vhodná pro předpovídání hodnot jiné časové řady v relat. vyjádření, tedy že **nepůsobí v Grangerově smyslu jedna na druhou.**

Při konstrukci VAR modelů pro jednotlivé dvojice časových řad absolutních hodnot (stacionarizovaných či stacionárních), **nebyly identifikovány statisticky významné krátkodobé vztahy.**

Při konstrukci VAR modelů pro jednotlivé dvojice relativizovaných časových řad (stacionárních), nebyly identifikovány statisticky významné krátkodobé vztahy.

Překážky, kterým bylo v analýze čeleno a které mají na analýzu a výsledky dopad:

a) relativně krátké časové řady, používající roční, nikoli čtvrtletní data za jednotlivé veličiny

b) nízká periodicitu sledování časových řad (pouze roční data),

c) některé ukazatele dostupné pouze v běžných cenách, což znesnadňuje srovnatelnost hodnot v čase a může tak mít dopad na výsledky analýzy (fixní aktiva, finanční aktiva, čisté jmění domácností, čistý disponibilní důchod domácností),

d) pomocí nástroje křížových korelací bylo zjištěno, že časové řady spolu nejvíce korelují ve stejném čase, tedy v situaci, kdy jedna časová řada oproti druhé časové řady není ani v předstihu, ani ve zpoždění (s tímto souvisí výše uvedený nedostatek, a to nízká periodicitu ve sledování časových řad, s kterými pracujeme).

Vyjdeme-li z analýzy křížových korelací (příloha č. 3), ve které se prokázalo, že časové řady (stacionarizované) spolu nejvíce korelují bez toho, aby jedna řada byla oproti druhé v předstihu (resp. ve zpoždění), můžeme konstatovat, že **bylo potvrzeno původní očekávání, tedy že žádný z nástrojů časových řad, které byly v této analýze využity, nepotvrdil vztahy mezi řadami založené na určitém časovém zpoždění.** V takovém případě se jeví jako vhodné sestavit jednoduché lineární regresní modely (regresní přímky) stacionarizovaných či stacionárních časových řad. Tento postup je však pro tuto práci neperspektivní. Je to dáno tím, že jedním z kritérií vhodnosti regresního modelu je index determinace, který je v případě přímkové regrese shodný s korelačním koeficientem (mezi řadami bez posunů). Z toho vyplývá, že **analýza křížových korelací podává dostatečnou informaci o těsnosti lineární závislosti mezi uvedenými časovými řadami.**

Souhrn výsledků v boxu 2 vychází i z této přehledové tabulky, která obsahuje časovou řadou nerovností a časové řady porovnávaných indikátorů a dále výsledky podle zvolených metod.

Tab. 3:

Časová řada	Časová řada	Dlouhodobý vztah	Krátkodobý vztah	Korelační koeficient
Převýšení, absolutně	HDP ve stálých cenách 2010, absolutně	ne	x	x
Převýšení, absolutně, diference	HDP ve stálých cenách 2010, absolutně, diference	x	ne	0,409
Převýšení, tempa růstu	HDP ve stálých cenách 2010, tempa růstu	x	ne	0,379
Převýšení, absolutně, diference	VKSD ve stálých cenách 2010, absolutně, diference	x	ne	0,467
Převýšení, tempa růstu	VKSD ve stálých cenách 2010, tempa růstu	x	ne	0,513
Převýšení, absolutně	ČDDD v běžných cenách, absolutně, diference	ne	x	x
Převýšení, absolutně, diference	ČDDD v běžných cenách, absolutně, 2. diference	x	ne	0,309
Převýšení, tempa růstu	ČDDD v běžných cenách, tempa růstu, diference	x	ne	0,300
Převýšení, absolutně	FIXA v běžných cenách, absolutně, diference	ne	x	x
Převýšení, absolutně, diference	FIXA v běžných cenách, absolutně, diference	x	ne	0,028
Převýšení, tempa růstu	FIXA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,355
Převýšení, absolutně, diference	FINA v běžných cenách, absolutně	x	ne	-0,240
Převýšení, tempa růstu	FINA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	-0,143
Převýšení, absolutně, diference	ČJ v běžných cenách, absolutně	x	ne	-0,015
Převýšení, tempa růstu	ČJ v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	-0,127

Zdroj: vlastní konstrukce¹³

Zkratky:

HDP – Hrubý domácí produkt

VKSD – Výdaje na konečnou spotřebu domácností

ČDDD – Čistý disponibilní důchod domácností

FIXA – Fixní aktiva

FINA – Finanční aktiva

¹³ Symbol „x“ znamená, že daný vztah testován nebyl. V případě, že byl testován dlouhodobý vztah, není uveden korelační koeficient (označeno „x“). Jestliže byl prokázán dlouhodobý vztah, je v příslušném modelu zahrnut i vztah krátkodobý, který již nebyl samostatně ověřován a modelován. V případě, že nebyl identifikován ani krátkodobý vztah, vypovídá o vztahu obou časových řad příslušný korelační koeficient. Korelační koeficienty se vztahují k situaci, kdy řady vůči sobě nejsou ve zpoždění, resp. předstihu.

7. Vývoj majetku českých domácností ve vztahu k vývoji vybraných makroekonomických ukazatelů

Pro určení majetkových nerovností neexistují v České republice v této době relevantní oficiální statistická data, s nimiž by bylo možné pracovat (ani jako výstup ČSÚ, ani jako ČNB). Evropská i česká statistika bohužel nedosahuje robustnosti a délky časových řad používaných analyticky pro rozbor situace v USA, kde tato primární data produkuje Fed a v "majetkových" intervalech se pracuje dokonce s percentily, je z nich možné analyticky zpracovat a vyhodnotit i investice do různých druhů aktiv uskutečňované takto strukturovanými typy domácností v členění podle majetku, apod.

Při neexistenci relevantních dat za ČR pro provedení analýzy majetkových nerovností jsme pracovali s „náhradní“ variantou. Ta sice nemůže z výše popsaných důvodů pracovat s majetkovou nerovností v ČR, nicméně může analyzovat kauzalitu mezi vývojem majetku domácností, resp. jeho meziročními přírůstky na straně jedné a vývojem HDP na straně druhé.

Zkoumat závislost jen na HDP však nestačí, neboť sektor domácností – jak již bylo při hodnocení nerovností zmíněno – představuje v českých podmínkách nominálně i reálně jen zhruba polovinu výdajové strany HDP, na rozdíl např. od USA, kde participují výdaje na konečnou spotřebu domácností na HDP zhruba dvěma třetinami. Změna v jejich chování tak může ovlivňovat vývoj ekonomiky oproti ČR významněji. Zjišťovali jsme tedy matematicko-statistickým modelem vazby a jejich intenzitu, zejména pokud jde o vývoj majetku domácností k vývoji např. čistých disponibilních příjmů v sektoru domácností a také k vývoji jejich výdajů na konečnou spotřebu.

Data o vývoji majetku domácností dosažitelná od roku 1993 (v některých položkách již od roku 1990) byla použita z příslušných účtů systému národního účetnictví ESA2010, resp. konečné rozvahy sektoru domácností (v širším pojetí těchto vztahů je např. možné určit vazbu čistých půjček/vypůjček sektoru domácností na velikost jejich čistého jmění, ale z makroekonomického hlediska i okolnost, do jaké míry je tento sektor schopen financovat svými přebytky ostatní institucionální sektory české ekonomiky, které hospodařily s deficitem).

7.1. Majetek (čisté jmění) českých domácností

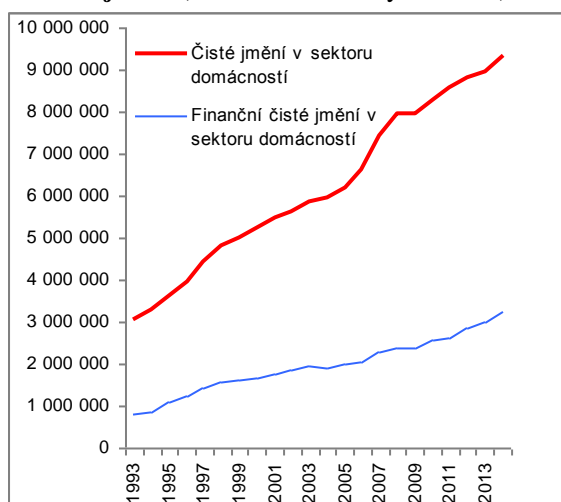
Sektorové účty v národním účetnictví (podle metodiky ESA 2010) neuvádějí ve zjišťovaných veličinách (indikátorech) údaje v reálném vyjádření, vždy jen v nominálním (v běžných cenách). Je totiž velmi obtížné většinu z nich defilovat (tj. převádět do reálného vyjádření očištěním o cenový vliv). Jak stav majetku (čistého jmění) domácností, tak i stavy veličin, z nichž se toto jmění skládá, uvádíme tedy nominálně, tj. v běžných cenách.

Koncem roku 2014 převyšovalo čisté jmění českých domácností devět bilionů korun (9 328,6 mld. korun). Z toho asi třetinu (3 242,6 mld. korun) činilo jejich finanční čisté jmění, tedy různé typy úspor charakteru finančních produktů snížené o závazky domácností v podobě půjček. Finanční aktiva domácností činila 4 716,8 mld. korun, závazky 1 474,2 mld. korun, takže uvedené čisté finanční jmění domácností představuje rozdíl mezi těmito indikátory.

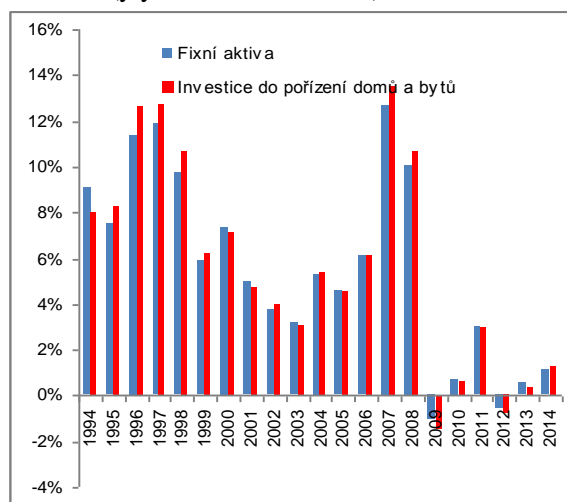
Zhruba stejnou hodnotu jako finanční aktiva mají ve struktuře majetku českých domácností aktiva fixní (4 461,5 mld. korun koncem roku 2014). Na jejich výši participují největší měrou nakumulované investice v hodnotě pořízených domů a bytů ve výši 4 047,8 mld. korun.¹⁴

Ve finančních závazcích domácností hrají hlavní roli dlouhodobé půjčky (především na bydlení, tj. hypoteční úvěry a úvěry od stavebních spořitelen). Jejich stav ke konci roku 2014 přesáhl bilion a čtvrt (1 245,1 mld. korun), tedy podstatně více než u půjček krátkodobých, jejichž stavy jsou podstatně nižší. To sice na jedné straně snižuje pro domácnosti jako celek riziko dluhové pasti, neboť úvěry na bydlení jsou jištěny zástavami a ceny nemovitostí začínají opět narůstat.¹⁵ Na druhé straně však, bohužel bez existence průkazných dat z oficiální statistiky, je známo, že úvěry na spotřebu jsou poskytovány bankami a nebankovními subjekty ve značné míře klientům s nižší bonitou a v regionech, kde je kupní síla nízká. Což už riziko představuje, zejména pokud se tito lidé ocitli se splácením v pasti (exekuce), což je opět podmiňováno značnou měrou jejich sociálním statutem.

Graf 15 Stav majetku (čistého jmění) domácností a jejich čistého finančního jmění (v mil. korun; stavy k 31.12.)



Graf 16 Vývoj fixních aktiv domácností a stavů kumulovaných investic do domů a bytů (y/y v %, z dat k 31.12.)



Zdroj: ČSÚ, vlastní propočty

Čisté jmění domácností rostlo zejména od počátku minulé dekády rychleji, než jejich finanční čisté jmění. Lze to připsat jak rostoucí úvěrové expanzi v sektoru domácností – která vrcholila během silné konjunktury české ekonomiky v letech 2006-2008 a čisté finanční jmění tak v růstu oslabovala –, ale svůj vliv měl i rychlý růst jejich fixních aktiv. K tomu docházelo především opět v letech konjunktury na přelomu minulého desetiletí, kdy investice do domů a bytů financovaly domácnosti především dluhem (zejména během let 2007 a 2008 rostl meziročně objem poskytovaných úvěrů na bydlení tempem vyšším než 30 %).

I přes významný nárůst fixních aktiv českých domácností po celé sledované období (tvořících zhruba polovinu hodnoty jejich majetku) nebyl jejich procentní přírůstek vyšší než přírůstek aktiv finančních, jak plyne z porovnání stavů z počátku a konce období 1993-2014. Hodnota

¹⁴ Zbytek do úhrnné výše majetku (čistého jmění) připadá na další hmotná a nehmotná aktiva (vyráběná i nevyráběná), jejichž výčet přesahuje rámec této analýzy.

¹⁵ Znamená to zároveň i nižší riziko pro bankovní systém.

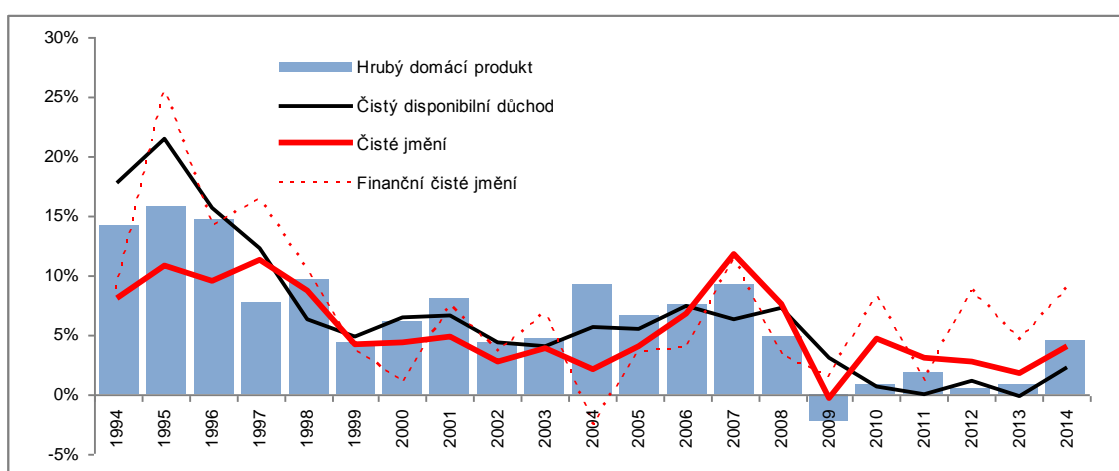
fixních aktiv domácností stoupla za toto období 3,1krát (samotná hodnota aktiv ve formě domů a bytů 3,2krát). Ve stejném rozsahu stoupl i majetek českých domácností v podobě jejich čistého jmění. Ovšem finanční aktiva se zvýšila výrazněji (4,8krát). Důvod, proč se takovýto růst úspor domácností nepromítl i do nárůstu jejich čistého finančního jmění, spočívá v tom, že velmi prudce rostly půjčky domácnostem – ty na bydlení byly za období 1993-2014 vyšší dokonce 13,6krát. V úhrnu lze tento vývoj vysvětlit tím, že odkládat peníze v podobě různých typů úspor je možné pozorovat obecně „napříč populací“ (dlouhodobě je patrný příklon domácností k netermínovaným vkladům), ale čerpat úvěry na bydlení mohou spíše domácnosti vysokopříjmové.

Vývoj majetku a HDP v grafu 17 je doplněn dokreslujícími křivkami jednak čistého disponibilního důchodu jako zdroje financování spotřeby a úspor českých domácností, jednak i čistého finančního jmění, které ukazuje jejich schopnost kumulovat úspory finančního charakteru a zároveň intenzitu zadlužování.

Graf 17 ukazuje relativně vysokou korelaci mezi vývojovými křivkami majetku (čistého jmění) českých domácností a HDP (prostý korelační koeficient těchto křivek udává hodnotu 0,75). Významnou – i když ne tak silnou – závislost mezi HDP a čistým jměním českých domácností však vykazaly také modelové výsledky, jak je patrné z přehledové tab. 4. Korelace v ní uvedené jsou však zjištěny náročnější metodou (stacionarizací časových řad), takže poskytují výsledky zjištěné sofistikovanějším způsobem.

Kromě vazby čistého jmění a HDP ukazuje tab. 4 modelové výsledky vzájemných vztahů i další indikátorů spjatých jistým způsobem s vývojem v sektoru domácností. (Více v příloze 3b).

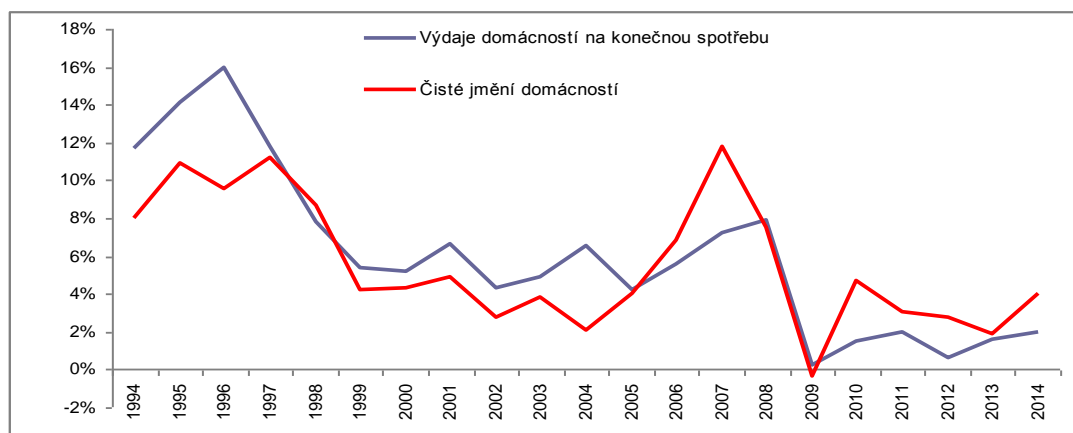
Graf 17: Vývoj majetku (čistého jmění) českých domácností, čistého finančního jmění, čistých disponibilních příjmů a HDP (y/y v %, z dat v nominálním vyjádření)



Zdroj: ČSÚ, vlastní propočty

Co se týká např. vývoje majetku domácností a jejich výdajů na konečnou spotřebu (graf 18), je zřejmá např. zřetelná „spotřební vlna“ českých domácností zasahující jejich výdaje již před silnou ekonomickou konjunkturou uprostřed minulé dekády. V letech 2005-2008 pak, při výrazných investicích do domů a bytů, byly patrné díky růstu jejich fixních aktiv vyšší přírůstky majetku (čistého jmění), přičemž spotřeba přitom ještě stále expandovala. Bylo to umožněno vysokými disponibilními příjmy domácností z té doby.

Graf 18: Vývoj majetku (čistého jmění) českých domácností a výdajů na jejich konečnou spotřebu (y/y v %, z dat v nominálním vyjádření)



Zdroj: ČSÚ, vlastní propočty

Tabulka 4: Přehledová tabulka pro analýzu hrubého domácího produktu s čistým jměním a dalšími makroagregáty

Časová řada	Časová řada	Dlouhodobý vztah	Krátkodobý vztah	Korelační koeficient
HDP ve stálých cenách 2010, absolutně	VKSD ve stálých cenách 2010, absolutně	ne	x	x
HDP ve stálých cenách 2010, absolutně, difference	VKSD ve stálých cenách 2010, absolutně, difference	x	ne	0,755
HDP ve stálých cenách 2010, tempa růstu	VKSD ve stálých cenách 2010, tempa růstu	x	ne	0,772
HDP v běžných cenách, absolutně, difference	ČDDD v běžných cenách, absolutně, difference	ano	x	x
HDP v běžných cenách, tempa růstu	ČDDD v běžných cenách, tempa růstu, difference	x	ne	0,062
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	ČJ v běžných cenách, absolutně	x	ano	0,307
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	ČFJ v běžných cenách, absolutně	x	ne	0,282
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	FIXA v běžných cenách, absolutně, difference	x	ne	0,746
HDP v běžných cenách, tempa růstu	FIXA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,410
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	FINA v běžných cenách, absolutně	x	ne	0,185
HDP v běžných cenách, tempa růstu	FINA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,012
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	FIXA + FINA v běžných cenách, absolutně, difference	x	ne	0,693

Zdroj: vlastní konstrukce

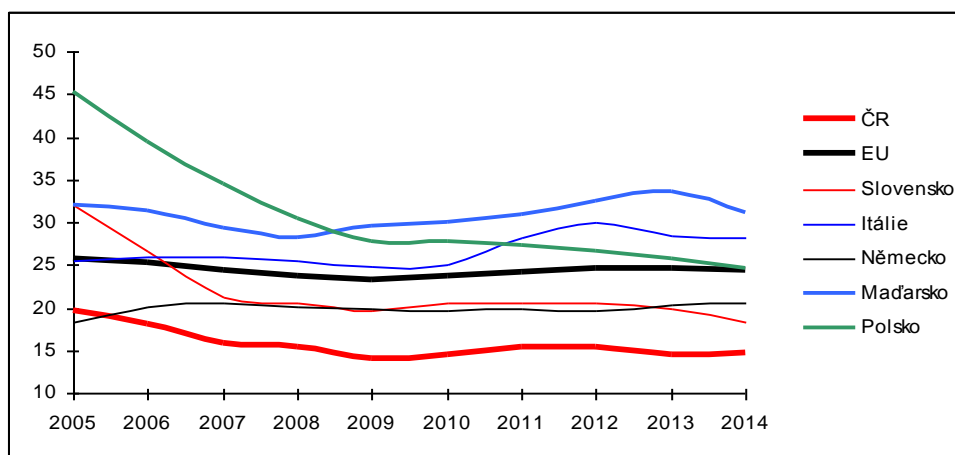
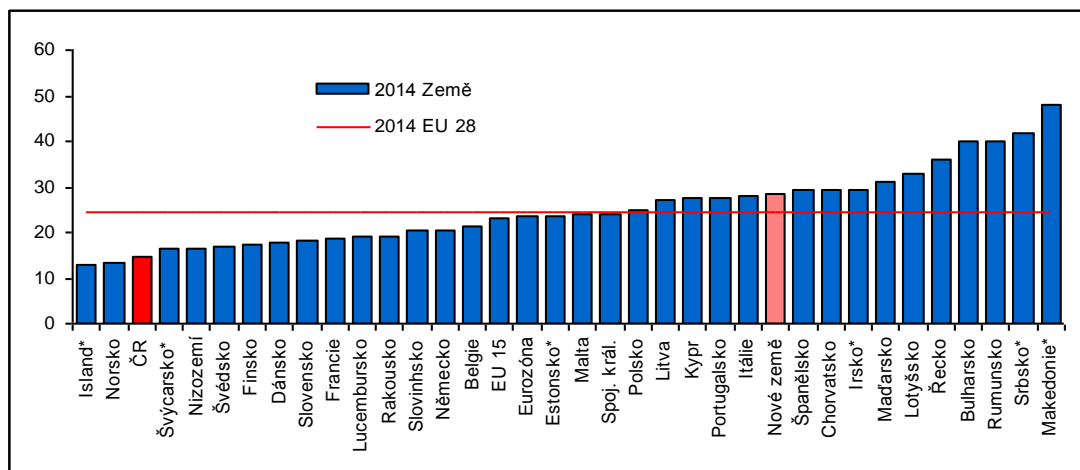
Literatura

1. BAUMAN, Z. (2000) *Liquid Modernity* [Vyšlo v roce 2008 v nakladatelství Academia pod názvem Tekuté časy. Život ve věku nejistoty.] Academia, Praha. ISBN 978-80-200-1656-0. Dostupné z: <http://www.academia.cz/autori/zygmunt-bauman.html>.
2. CINGANO, F.; FOERSTER, M. (2014) Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth. 2014. In *OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 163*, OECD Publishing 2014.
3. ČNB. 2004-2014. Zprávy o finanční stabilitě.
4. DI MEGLIO, E. (2013) Living standards falling in most Member States. *Statistics in Focus 8/2013*, ss.1-7. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/3433488/5585788/KS-SF-13-008-EN.PDF/24361d5e-9a66-4351-8e74-be07e33bb83d>.
5. DUBSKÁ, D. (2013) *Domácnosti v ČR: Příjmy, spotřeba, úspory a dluhy v letech 1993 až 2012*. Praha, Český statistický úřad, 2013. 41 s.
6. DUBSKÁ, D. (2005) *Změny v sektoru domácností ČR. Úspory a zadluženost v letech 1995-2005*. Praha, Český statistický úřad. 2005. 33 s.
7. DUBSKÁ, D. (2008) *Úspory a zadluženost: Ocitly se české domácnosti v dluhové pasti?* Praha, Český statistický úřad. 2008. 27 s.
8. DUBSKÁ, D. (2005) *Net balance of the Czech households' property income decreases*. Czech Statistical Office, Analyses and Commentaries, 2005.
9. DUBSKÁ, D. (2008) *Mandatorní výdaje státního rozpočtu: Jaká je cena lidského kapitálu*. Příspěvek na konferenci VŠE. Prosinec 2008.
10. FESSEAU, M.; WOLFF, F.; MATTANETTI, M. L. (2013) A Cross-country comparison of household income, consumption and wealth between micro sources and national accounts aggregates, *OECD Statistics Directorate Working Paper, No. 52*, Paris. Dostupné z: <http://dx.doi.org/10.1787/5k3wdjrn7mv-en>.
11. GALBRAITH, J. K. (1981) *A Life in Our Times*. Boston, Houghton Mifflin Company 1981. 563 s. ISBN 0-395-30509-8.
12. GALBRAITH, J. K. (1967) *Společnost hojnosti*. Praha, Svoboda 1967, 335 s.
13. HALL, R. E. (1978) Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 971-987 ss.
14. HARVEY, R. (2004) Comparison of household saving ratios: Euroarea, United States/Japan. *OECD Statistics Breves*, June 2004. 8 s.
15. MLČOCH, L.; MACHONIN, P.; SOJKA, M. (2000) *Ekonomické a společenské změny v české společnosti po roce 1989: alternativní pohled*. Praha: Karolinum. 2000. 273 s.
16. MYRDAL, G. (1970) *The Challenge of World Poverty: A World Anti-Poverty Program in Outline (The Christian A. Herter Lecture Series)*. Random House Trade Paperbacks, June 1970. ISBN-13: 978-0394711706.
17. MAESTRI, V.; BOGLIACINO, F.; SALVERDA, W. (2014) *Wealth inequality and the accumulation of debt*, in Salverda, Nolan, Checchi, Marx, Mc Knight, Ióth, and van de Werfhorst: *Changing Inequalities in Rich Countries: Analytical and Comparative Perspectives*, Oxford University Press, Chapter 4.
18. OECD (2015), *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*, OECD Publishing, Paris. Dostupné z: www.oecd.org/social/in-it-together-why-lessinequality-benefits-all-9789264235120-en.htm.

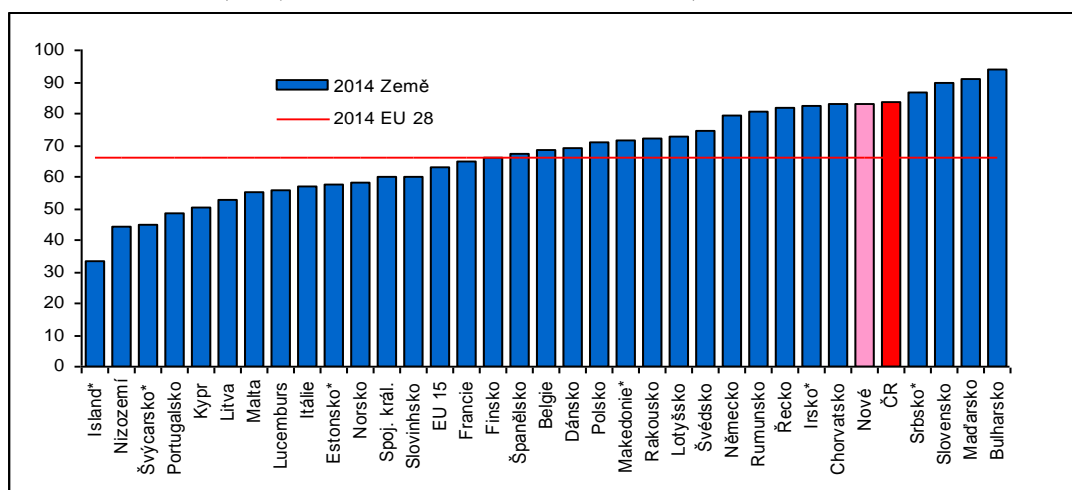
19. PETRUSEK, M. (1992) *Alternativní sociologie: úvahy o smyslu sociologie v nealternativní společnosti*. Praha: Klub osvobozeného samizdatu (KOS), 1992. 221 s. ISBN 80-901093-5-7.
20. POTŮČEK, M. (1995) *Sociální politika*. Sociologické nakladatelství 1995. Studijní texty, 7. Svazek. Praha. ISBN 80 85850-01-X.
21. WEBER, M. (1997) *Autorita, etika a společnost: pohled sociologa do dějin*. Praha: Mladá fronta.
22. WRIGHT, E. O. et al. (1998) *Debate on Classes*. VERSOclassic. Srpen 1998. 368 s. ISBN: 978-18-598-4280-5. Dostupné z: <http://www.versobooks.com/books/650-the-debate-on-classes>.
23. ARLT, J., ARLTOVÁ, M. *Ekonomické časové řady (Economic Time Series)*. Prague: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.
24. ARLT, J. (1997) *Kointegrace v jednorovnicových modelech*. Politická ekonomie, 1997, Vol. 45, No. 5, pp. 733-746. ISSN 0032-3233.
25. ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 1987 (March), Vol. 55, No. 2, pp. 251–276. ISSN 1468-0262.
26. EUROPEAN COMMISSION (2014) *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys: List of 'Best Practice' for the Conduct of Business and Consumer Surveys*. Brussels, 2014.

Pozice ČR ve vybraných indikátorech nerovností v žebříčku evropských zemí
Indikátory nerovností podle EU SILC 2014 (zdroj Eurostat, *= SILC 2013))

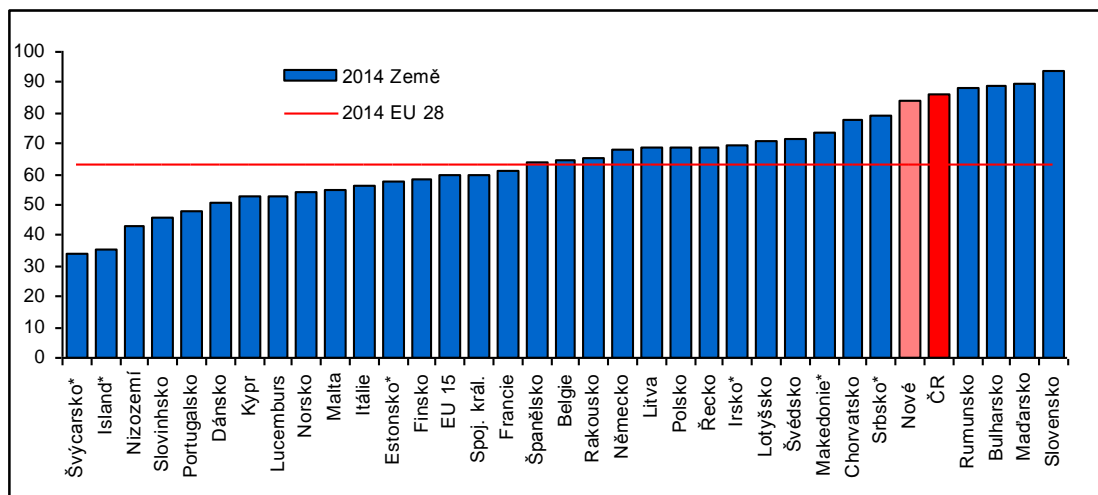
Riziko příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení – v % celkové populace



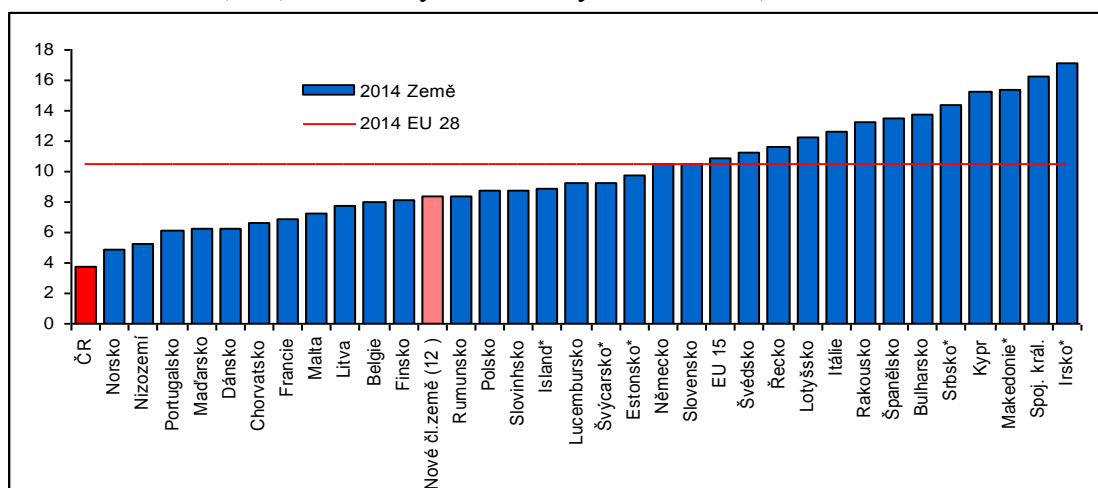
Riziko příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení – děti do 6 let věku podle úrovně vzdělání rodičů (v %, rodiče se základním vzděláním)



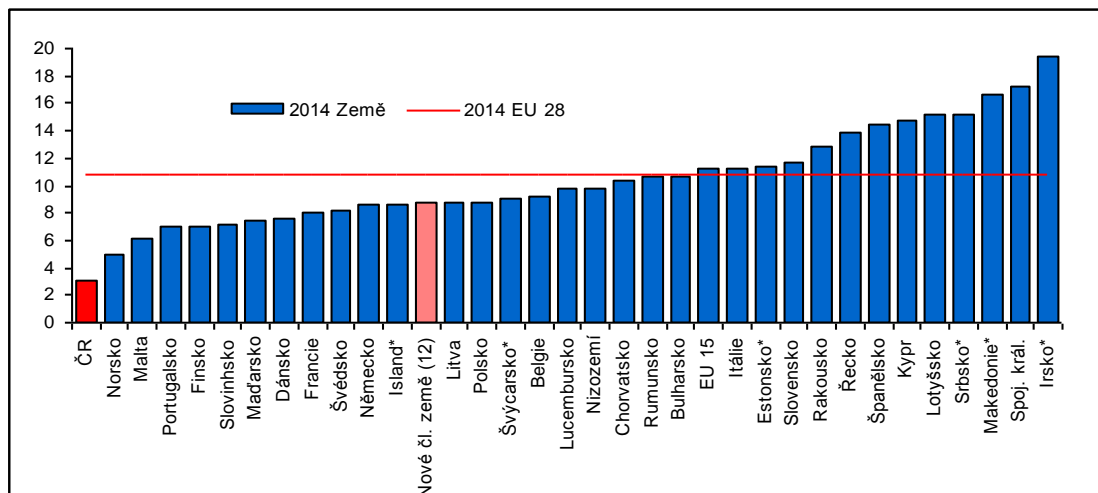
Riziko příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení – děti a mladí do 18 let podle úrovně vzdělání rodičů (v %, rodiče se základním vzděláním)



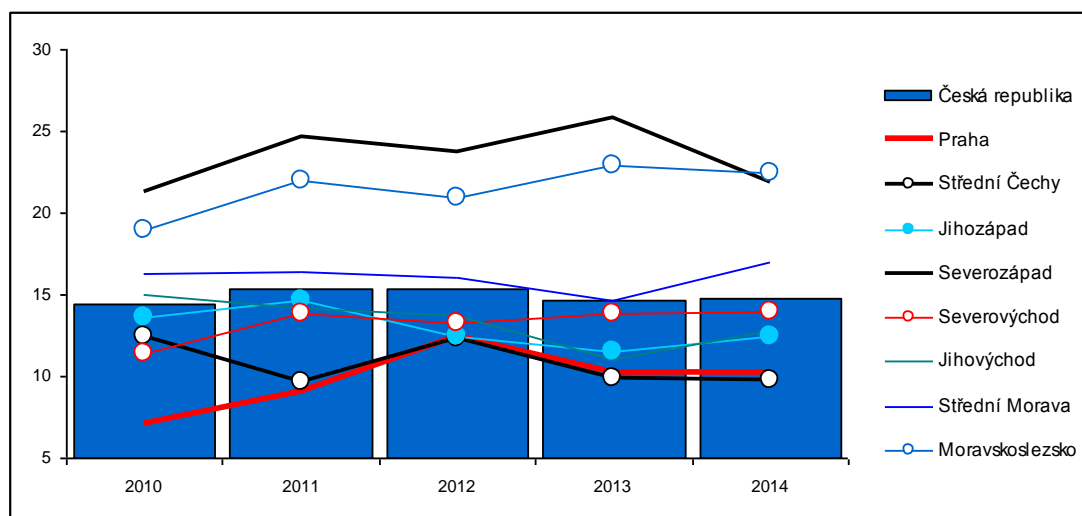
Riziko příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení - děti do 6 let věku podle úrovně vzdělání rodičů (v %, rodiče s vysokoškolským vzděláním)



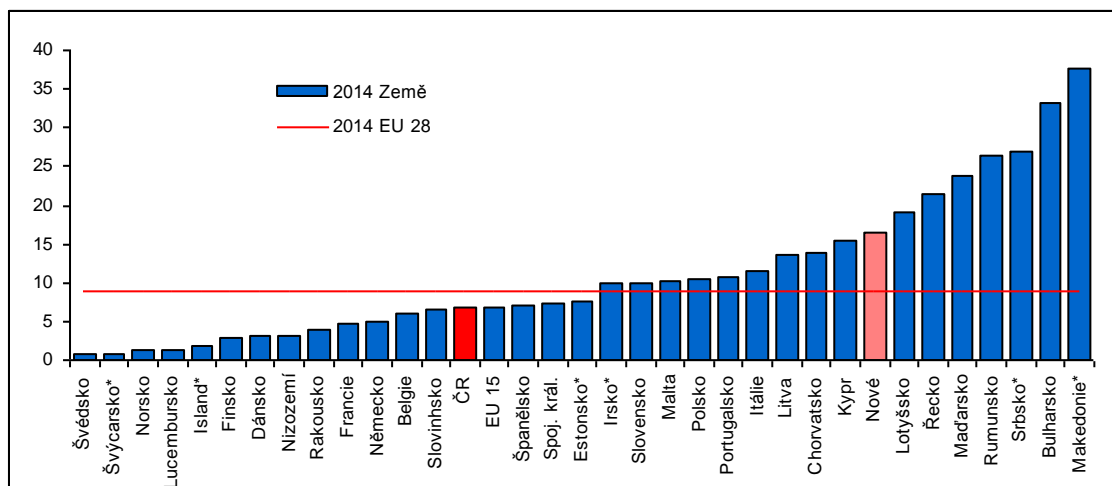
Riziko příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení - děti a mladí do 18 let věku podle úrovně vzdělání rodičů (v %, rodiče s vysokoškolským vzděláním)



Riziko příjmové chudoby nebo sociálního vyloučení – v %, regiony České republiky

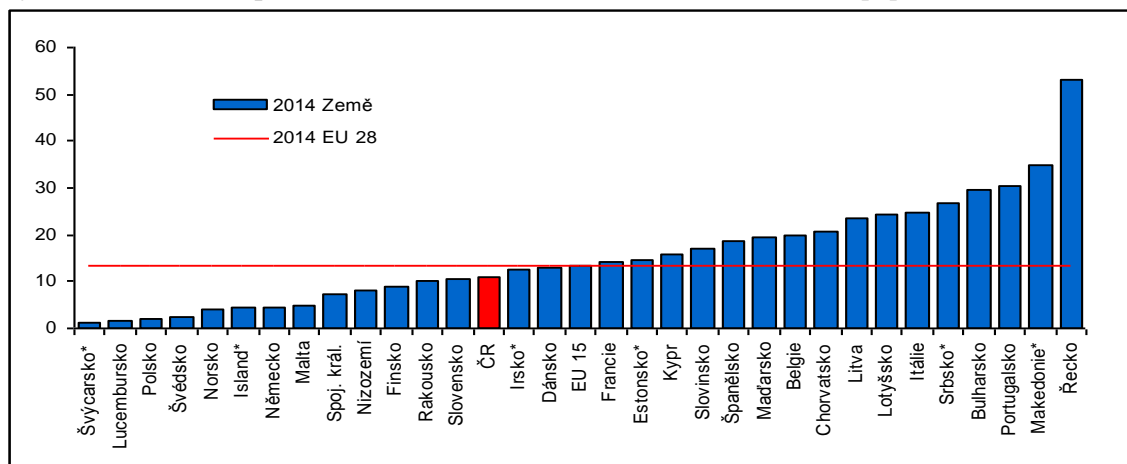


Vysoce materiálně deprivovaní* (v % celkové populace)

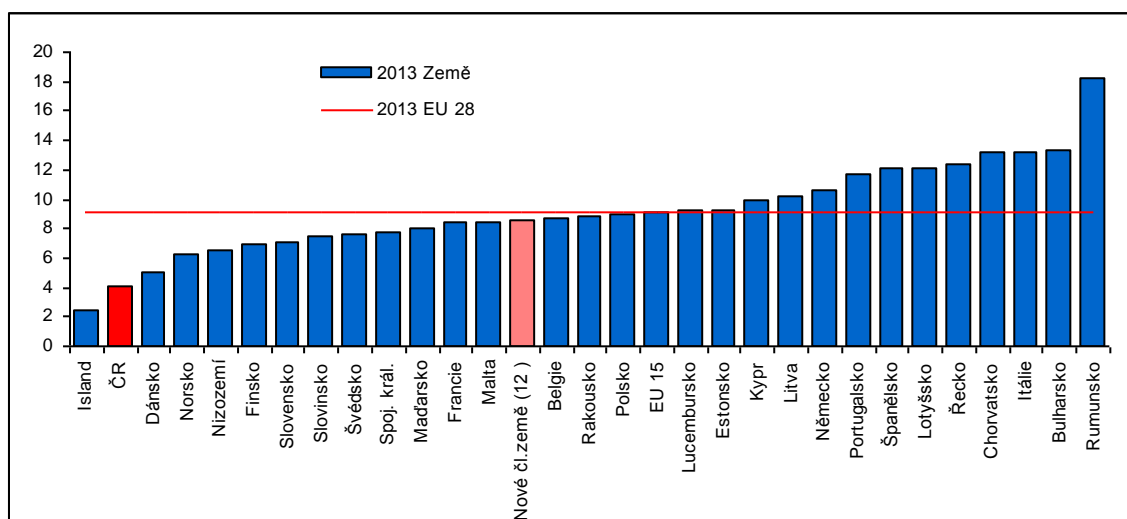


Pozn.:* Za lidi v hmotné nouzi (materiálně deprivovaní) jsou podle EU SILC považovány osoby, které si nemohou dovolit tři z devíti definovaných položek deprivace: platit za nájem a služby, mít doma teplo, čelit neočekávaným výdajům, jíst obden maso, ryby (či jejich proteinový ekvivalent), týdenní dovolenou mimo domov, auto, automatickou pračku, barevnou televizi a telefon. Pokud si nemohou dovolit čtyři z těchto položek, jsou podle EU SILC pokládáni za vysoce materiálně deprivovaní.

Vysoce materiálně deprivovaní občané cizích zemí, nad 18 let věku (v % populace)

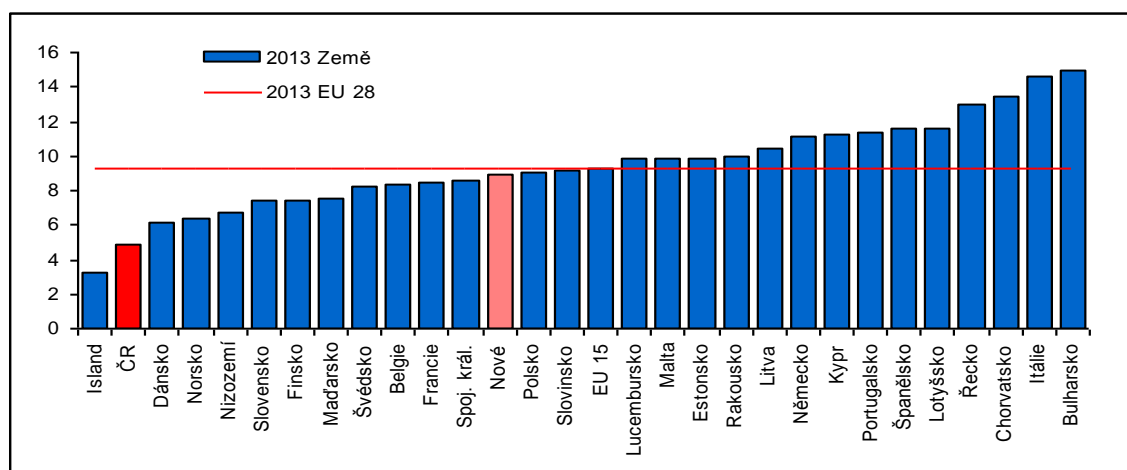


Přetrvávající riziko příjmové chudoby (v % populace celkem)



Pozn: *V riziku příjmové chudoby daný rok a alespoň dva roky ze tří předchozích let.

Přetrvávající riziko příjmové chudoby žen (v % ženské populace)



Křížové korelace

Tabulka č. 1 – Hrubý domácí produkt (stálé ceny 2010) / Převýšení (absolutně)

Lag	Cross Correlation	Std. Error
-7	-,058	,243
-6	-,042	,236
-5	-,126	,229
-4	-,185	,224
-3	-,183	,218
-2	,178	,213
-1	,125	,209
0	,409	,204
1	,007	,209
2	-,224	,213
3	-,017	,218
4	,247	,224
5	,189	,229
6	,119	,236
7	-,072	,243

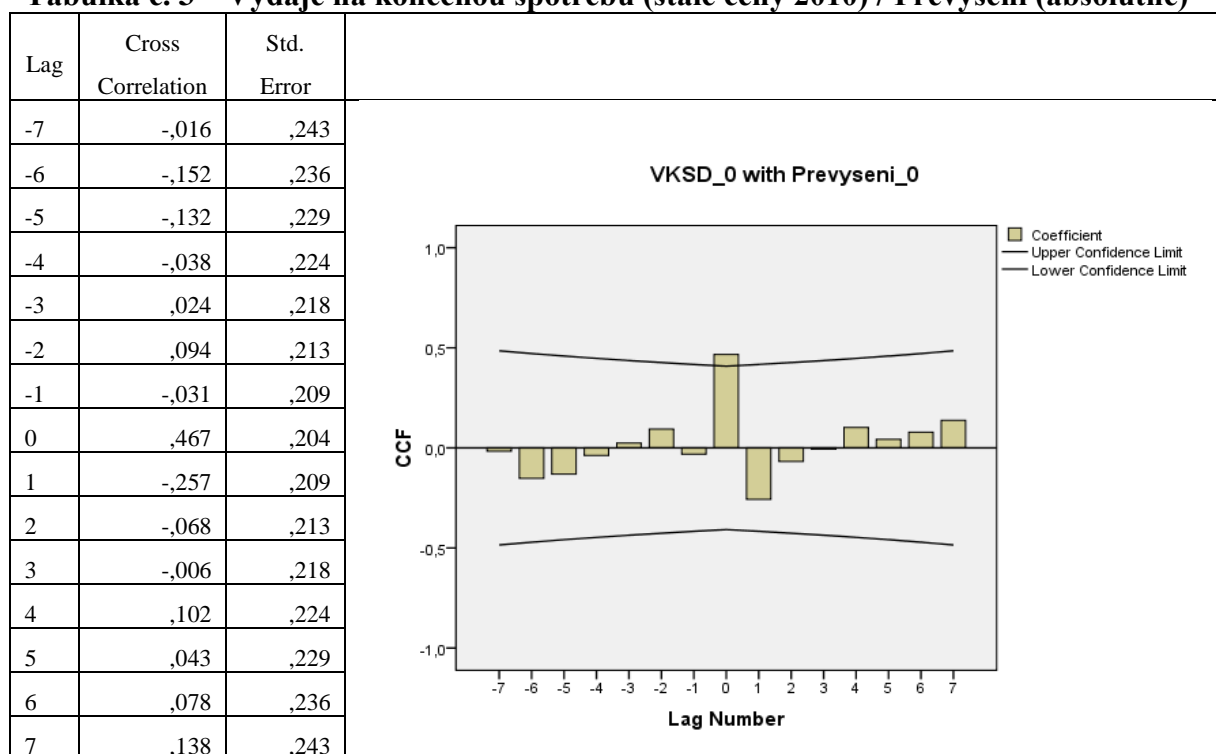
Tabulka č. 2 – Hrubý domácí produkt (stálé ceny 2010, relativně) / Převýšení (relativně)

Lag	Cross Correlation	Std. Error
-7	-,023	,243
-6	-,035	,236
-5	-,167	,229
-4	-,180	,224
-3	-,119	,218
-2	,153	,213
-1	,185	,209
0	,379	,204
1	-,159	,209
2	-,221	,213
3	-,039	,218
4	,205	,224
5	,163	,229
6	,144	,236
7	-,055	,243

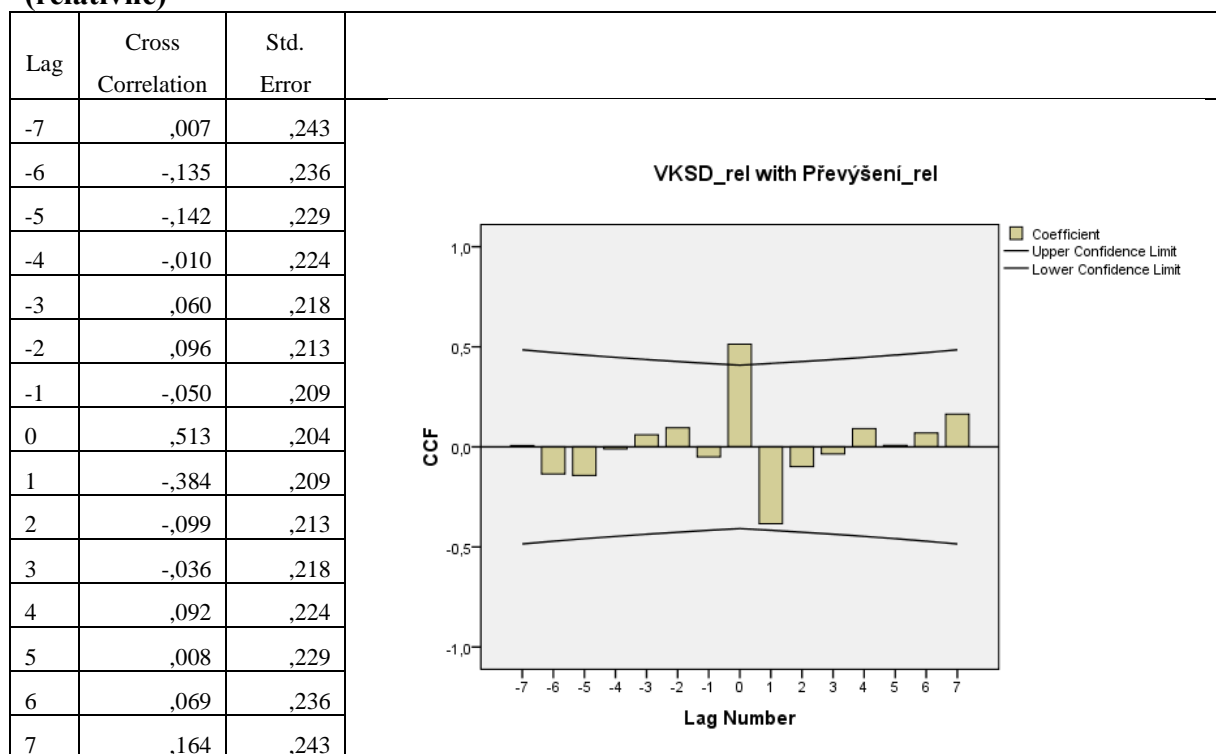
ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1990) PRO HDP (stálé ceny 2010) = +48,43 %
 ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1990) PRO PŘEVÝŠENÍ = +43,08 %

Pozn.: změny koncového období k počátečnímu jsou počítány z původních nestacionárních řad

Tabulka č. 3 – Výdaje na konečnou spotřebu (stálé ceny 2010) / Převýšení (absolutně)



Tabulka č. 4 – Výdaje na konečnou spotřebu (stálé ceny 2010, relativně) / Převýšení (relativně)

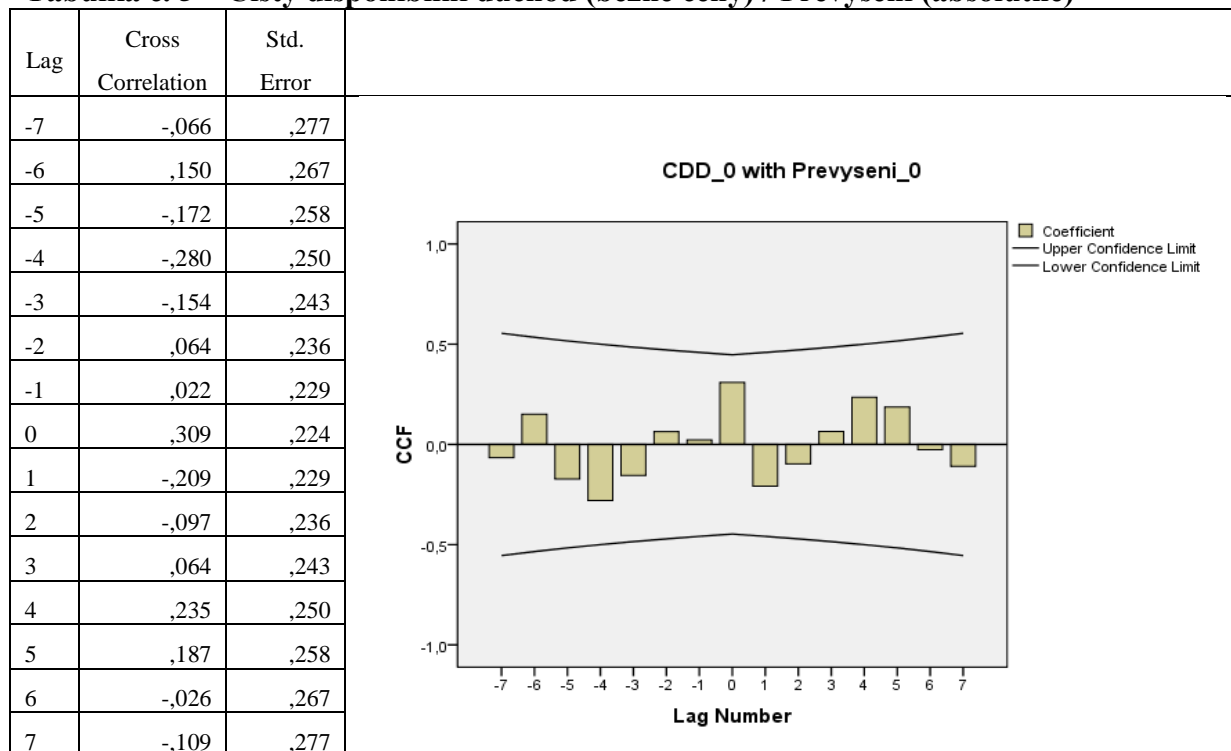


ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1990) PRO VKS (stálé ceny 2010) = +41,63 %

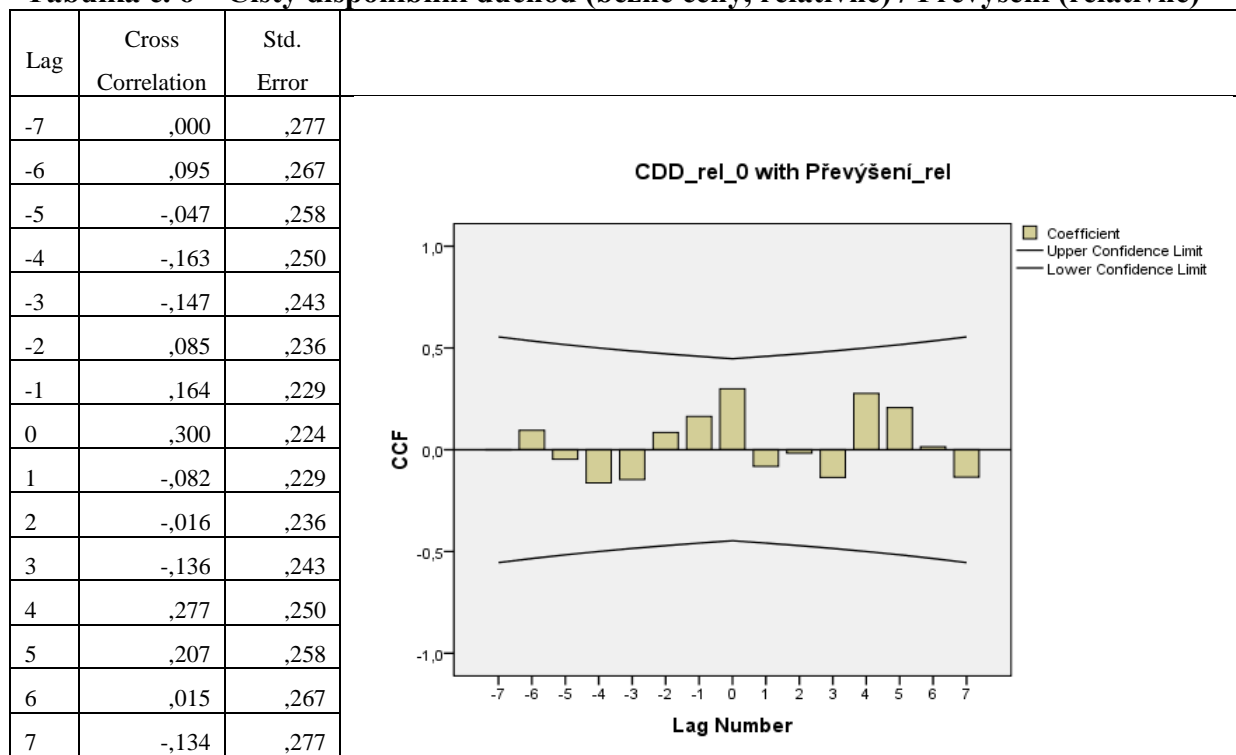
ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1990) PRO PŘEVÝŠENÍ = +43,08 %

Pozn.: změny koncového období k počátečnímu jsou počítány z původních nestacionárních řad

Tabulka č. 5 – Čistý disponibilní důchod (běžné ceny) / Převýšení (absolutně)



Tabulka č. 6 – Čistý disponibilní důchod (běžné ceny, relativně) / Převýšení (relativně)

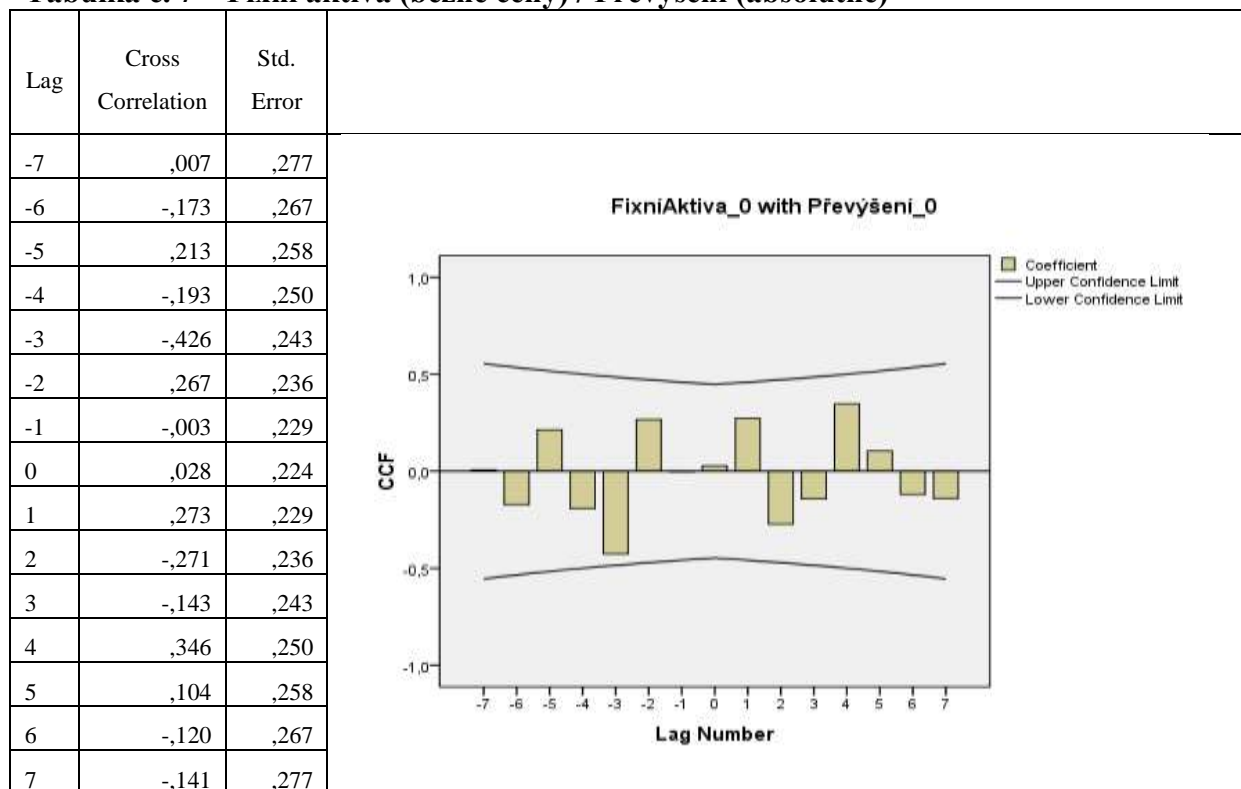


ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1993) PRO ČDD (běžné ceny) = +272,83 %

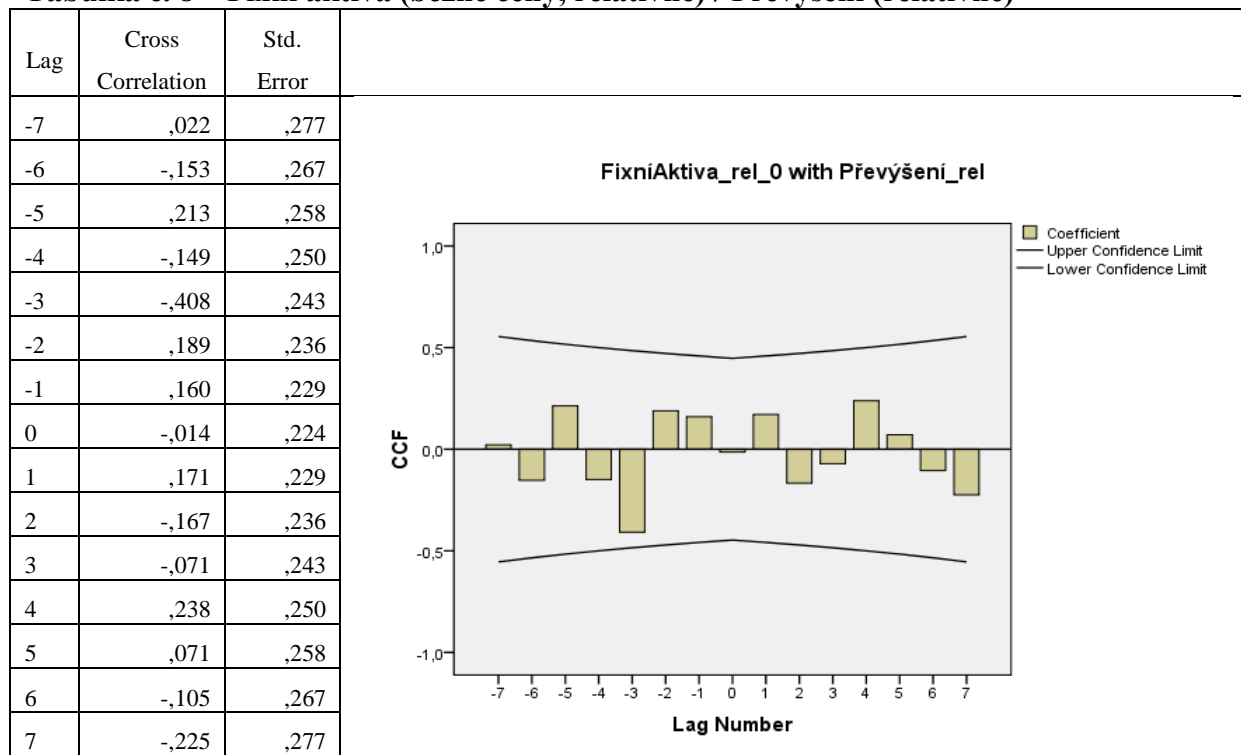
ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1993) PRO PŘEVÝŠENÍ = +34,43 %

Pozn.: změny koncového období k počátečnímu jsou počítány z původních nestacionárních řad

Tabulka č. 7 – Fixní aktiva (běžné ceny) / Převýšení (absolutně)



Tabulka č. 8 – Fixní aktiva (běžné ceny, relativně) / Převýšení (relativně)

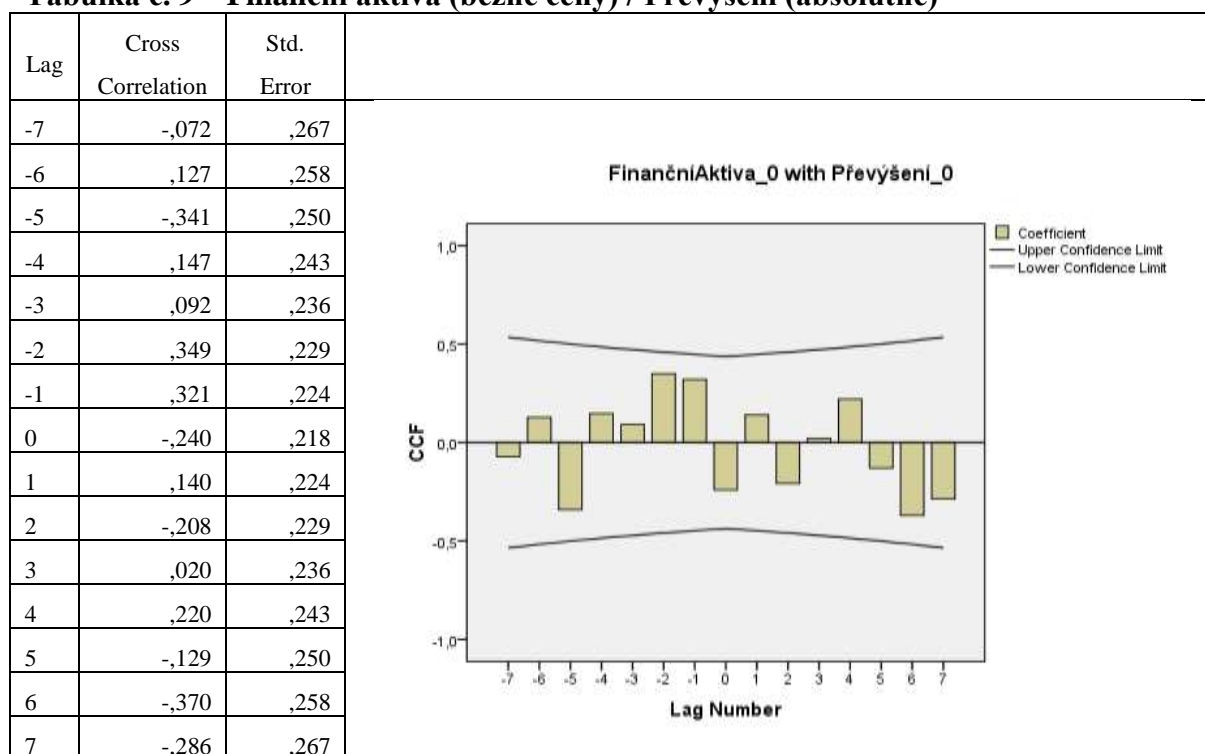


ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1993) PRO Fixní Aktiva (běžné ceny) = +208,15 %

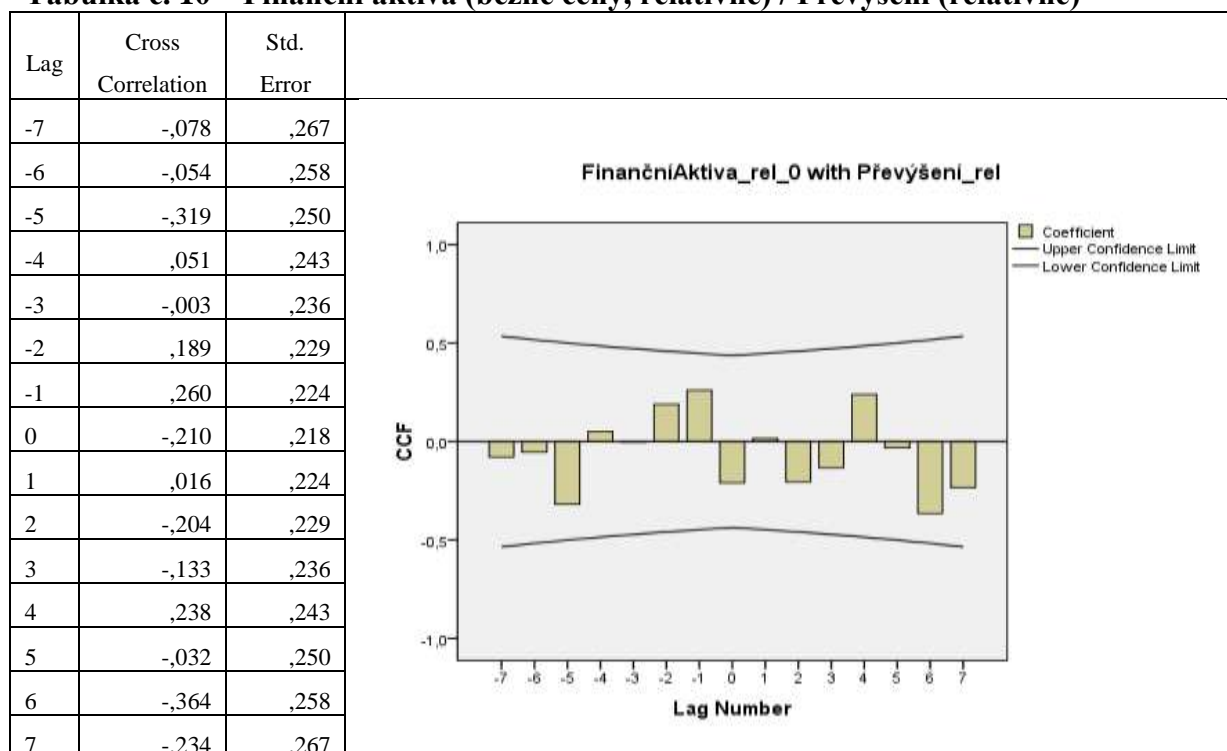
ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1993) PRO PŘEVÝŠENÍ = +34,43 %

Pozn.: změny koncového období k počátečnímu jsou počítány z původních nestacionárních řad

Tabulka č. 9 – Finanční aktiva (běžné ceny) / Převýšení (absolutně)



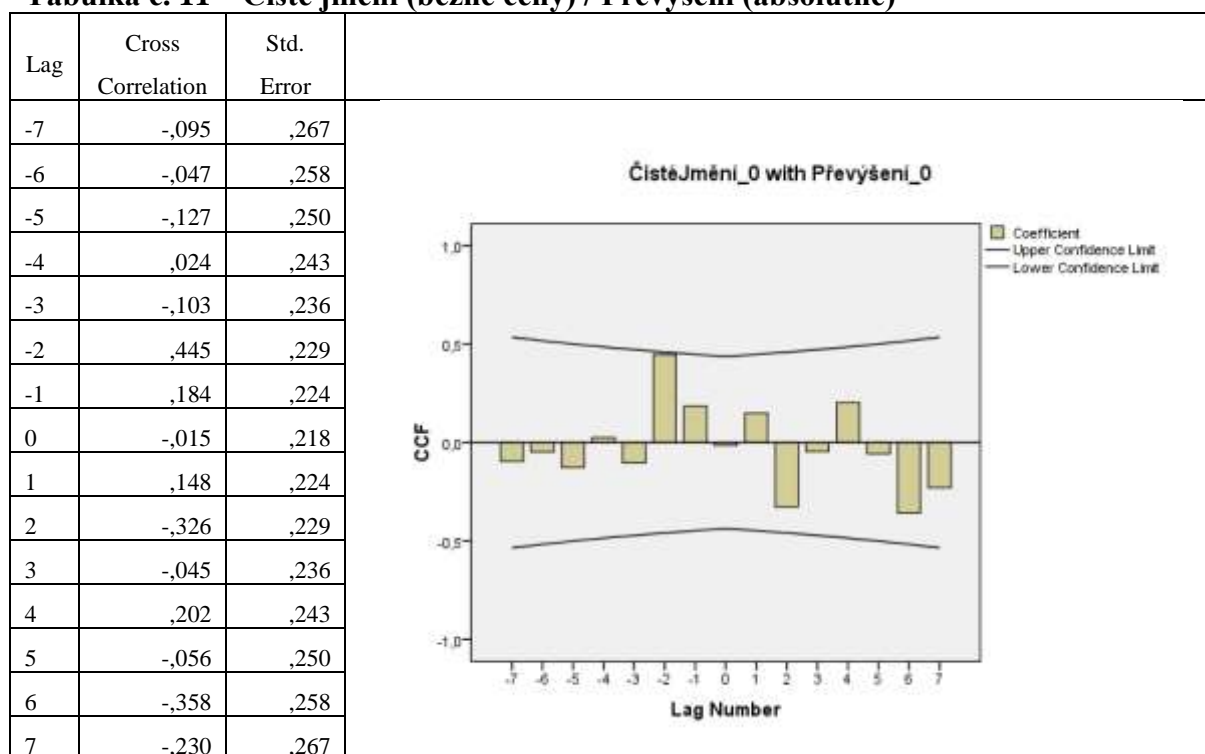
Tabulka č. 10 – Finanční aktiva (běžné ceny, relativně) / Převýšení (relativně)



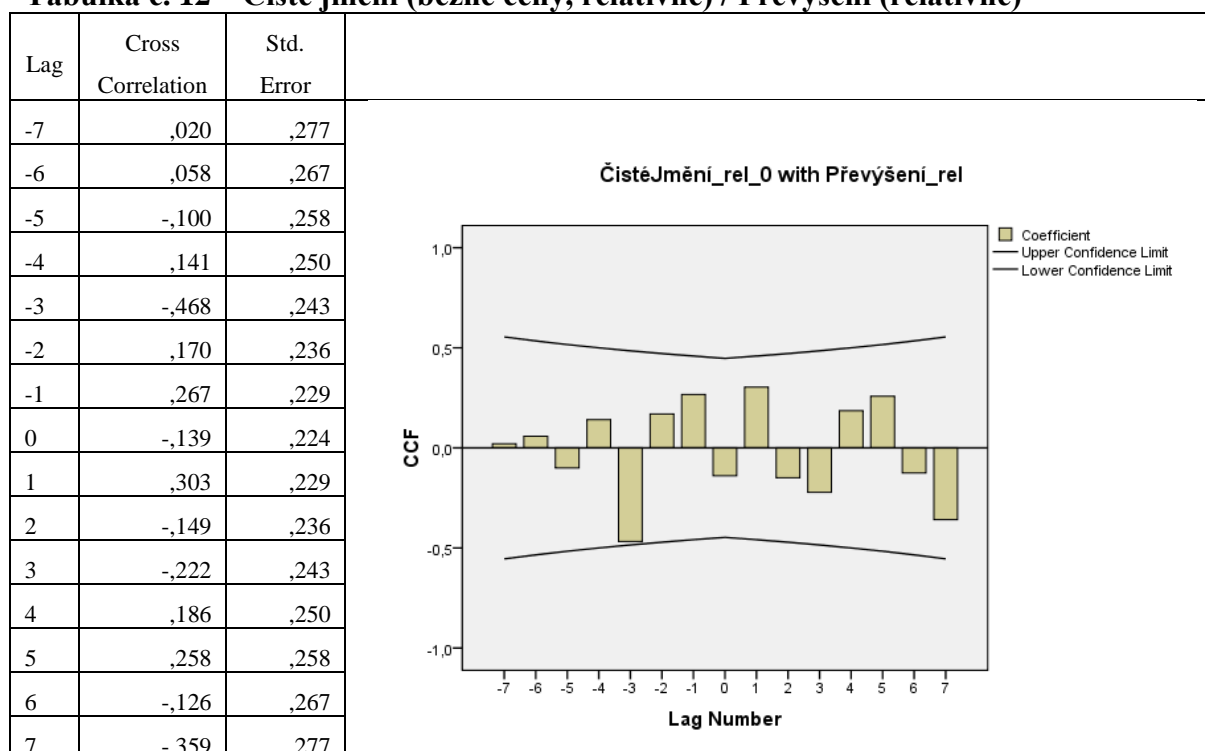
ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1993) PRO Finanční Aktiva (běžné ceny) = +382,51 %
 ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1993) PRO PŘEVÝŠENÍ = +34,43 %

Pozn.: změny koncového období k počátečnímu jsou počítány z původních nestacionárních řad

Tabulka č. 11 – Čisté jmění (běžné ceny) / Převýšení (absolutně)



Tabulka č. 12 – Čisté jmění (běžné ceny, relativně) / Převýšení (relativně)



ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1993) PRO Čisté Jmění (běžné ceny) = +207,74 %
 ZMĚNA KONCOVÉHO OBDOBÍ K POČÁTEČNÍMU (1993) PRO PŘEVÝŠENÍ = +34,43 %

Pozn.: změny koncového období k počátečnímu jsou počítány z původních nestacionárních řad

Testování přítomnosti dlouhodobých vztahů (kointegrace)

Pojem kointegrace představuje situaci, kdy odklon směrů vývoje časových řad je pouze krátkodobý, časem se vytrácí a existuje mez, za kterou nemůže jít, potom říkáme, že časové řady jsou v ekvilibriu. Jestliže časové řady nejsou kointegrované, neobsahují žádný společný element a jejich zkoumání jako systému je bezpředmětné, neboť se dlouhodobě vyvíjejí nezávisle na sobě (Arlt, 1997).

Abychom mohli prokázat přítomnost dlouhodobých vztahů mezi řadami (tj. že řady jsou kointegrované), je potřeba nejprve otestovat každou řadu zvlášť z hlediska toho, zda je řada stacionární (očištěná od vlivu času), či nestacionární.

K uvedenému lze využít často požívaný tzv. rozšířený Dickeyho-Fullerův test (ADF test). V tomto testu je testována hypotéza, že daná časová řada je nestacionární - obsahuje jednotkový kořen, tedy je integrovaná řádu d , kdy platí, že $d > 0$, což lze zapsat jako $I(d)$, proti alternativní hypotéze, že řada je stacionární, tedy že řada jednotkový kořen neobsahuje a je integrovaná řádu 0, což lze zapsat jako $I(0)$. Nestacionární řady lze stacionarizovat například diferencováním. Kolik diferencí je potřeba ke stacionarizaci, takové hodnoty nabývá d .

Následující tabulka obsahuje výsledky ADF testů pro uvažované časové řady, které budou předmětem analýzy:

Název časové řady	Výsledek ADF testu	Řád integrace
Hrubý domácí produkt (stálé ceny roku 2010, absolutně)	nestacionární	I(1)
Hrubý domácí produkt (stálé ceny roku 2010, tempa růstu)	stacionární	I(0)
Výdaje na konečnou spotřebu domácností (stálé ceny roku 2010, absolutně)	nestacionární	I(1)
Výdaje na konečnou spotřebu domácností (stálé ceny roku 2010, tempa růstu)	stacionární	I(0)
Čistý disponibilní důchod domácností (běžné ceny, absolutně)	nestacionární	I(2)
Čistý disponibilní důchod domácností (běžné ceny, tempa růstu)	nestacionární	I(1)
Fixní aktiva (běžné ceny, absolutně)	nestacionární	I(1)
Fixní aktiva (běžné ceny, tempa růstu)	stacionární	I(0)
Finanční aktiva (běžné ceny, absolutně)	stacionární	I(0)
Finanční aktiva (běžné ceny, tempa růstu)	stacionární	I(0)
Čisté jmění (běžné ceny, absolutně)	stacionární	I(0)
Čisté jmění (běžné ceny, tempa růstu)	stacionární	I(0)
Převýšení hrubých peněžních příjmů dolního decilu domácností horním decilem domácností podle čistého peněžního příjmu (absolutně)	nestacionární	I(1)
Převýšení hrubých peněžních příjmů dolního decilu domácností horním decilem domácností podle čistého peněžního příjmu (tempa růstu)	stacionární	I(0)

Zdroj: vlastní konstrukce a výpočty

Pro zhodnocení přítomnosti kointegračních vztahů testujeme vždy dvojice řad, z nich jednou je ukazatel převýšení a druhou je pak vybraný agregát. Zároveň jsou obě řady buď v absolutním vyjádření, nebo jsou obě v relativním vyjádření (ve formě meziročních temp růstu v podobě indexu). Převýšení tak můžeme a priori pokládat za závisle proměnnou, resp. vysvětlovanou proměnnou. Obě řady musí být integrované stejného řádu.

Přítomnost dlouhodobých vztahů ověřujeme dvěma způsoby:

1) Sestavíme jednoduchou regresní rovnici s uvažovanými řadami (jedna ve formě vysvětlované a druhá ve formě vysvětlující proměnné), následně jsou otestována ADF testem rezidua (tj. jejich lineární kombinace). Pokud by se prokázalo, že řada reziduí je stacionární, tedy $I(0)$, pak bychom mohli hovořit o přítomnosti kointegračních vztahů mezi řadami. Jestliže řada reziduí je nestacionární, pak nelze hovořit o přítomnosti kointegračních vztahů. V takovém případě však nelze s řadami pracovat v jejich nestacionární podobě, jelikož bychom se při modelování regresního vztahu mezi nimi dopustili tzv. zdánlivé (či nesmyslné) regrese, což je situace, kdy modelujeme závislost řad, které spolu nesouvisejí. Odhady se mohou jevit jako statisticky významné s vysokým indexem determinace, avšak tento vztah je pouze zdánlivý a nevyovídá o skutečném vztahu obou časových řad.

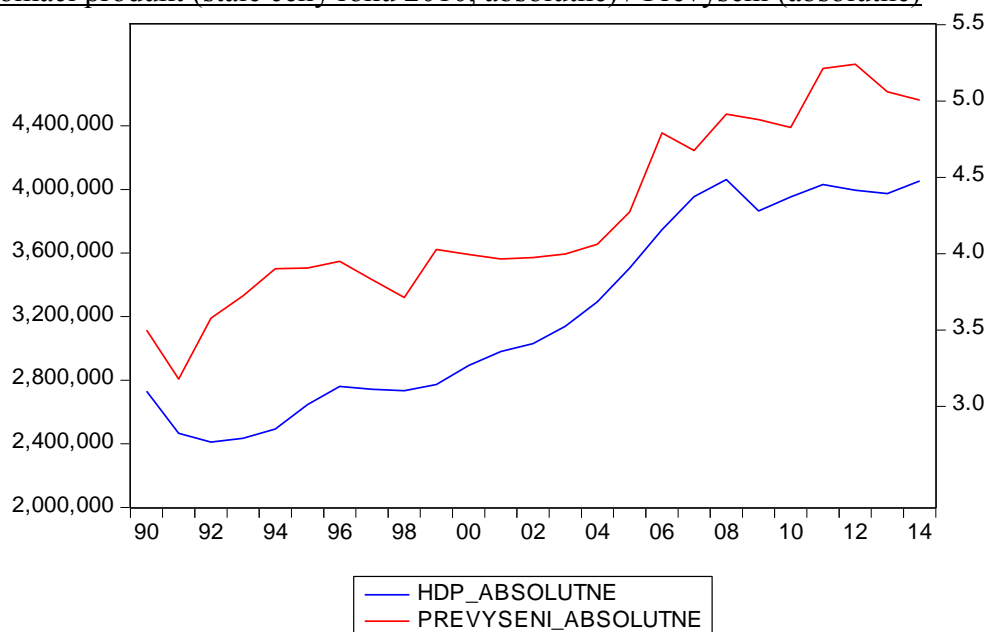
2) Pro druhý způsob zhodnocení, zda mezi řadami lze prokázat dlouhodobé vztahy, jsme využili jednorovnicové kointegrační testy, konkrétně Engel-Grangerův test. Jistou alternativou by mohl být i tzv. Johansenův kointegrační test, který je vhodnější spíše pro testování kointegračních vztahů mezi více než dvěma řadami. Engel-Grangerův jednorovnicový test je založen na testování hypotézy, že řady kointegrované nejsou proti alternativě, která tuto hypotézu popírá. Rozhodnutí o výsledku testu závisí na velikosti tzv. p-hodnoty, která je porovnána s velikostí hladiny významnosti (zvolena 5 %). Pokud je p-hodnota menší než hladina významnosti, pak testovanou hypotézu zamítáme. V opačném případě hypotézu nezamítáme.

Na následujících stránkách 3-6 jsou obsaženy výsledky a výstupy ze software *EViews 8 SV*. Ve všech případech došlo Engel-Grangerovým testem k nezamítnutí hypotézy o tom, že řady kointegrované nejsou. Ke stejnému výsledku jsme došli i testováním stacionarity časových řad reziduí vzešlých z regresních rovnic, do kterých byly dané časové řady zahrnuty.

Můžeme tedy konstatovat, že mezi žádnou dvojicí testovaných řad nebyly prokázány dlouhodobé vztahy. Tento výsledek je do jisté míry ovlivněn i skutečností, že časová řada sestává z poměrně nízkého počtu pozorování v roční periodicitě. Další skutečností, která může negativně ovlivnit tyto výsledky je to, že některé časové řady (Čistý disponibilní důchod domácností, Fixní aktiva, Finanční aktiva a Čisté jmění domácností) jsou k dispozici pouze v běžných cenách a hodnoty tak nejsou v čase srovnatelné.

Nyní již víme, že mezi řadami dlouhodobé vztahy prokázány nebyly a můžeme tak přistoupit alespoň k identifikaci a modelování vztahů krátkodobých pomocí VAR modelů a Grangerovy kauzality. Výstupy těchto analýz jsou uvedeny v druhé části tohoto dokumentu (od strany 7).

Hrubý domácí produkt (stálé ceny roku 2010, absolutně) / Převýšení (absolutně)



Jednorovnicový test kointegrace

Date: 11/15/15 Time: 16:19

Series: HDP_ABSOLUTNE PREVYSENI_ABSOLUTNE

Sample: 1990 2014

Included observations: 25

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministic: C @TREND

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
HDP_ABSOLUTNE	-3.007479	0.3251	-9.141570	0.6396
PREVYSENI_ABSOLUTNE	-2.895073	0.3728	-12.79931	0.3506

*MacKinnon (1996) p-values.

Warning: p-values may not be accurate for fewer than 25 observations.

Intermediate Results:

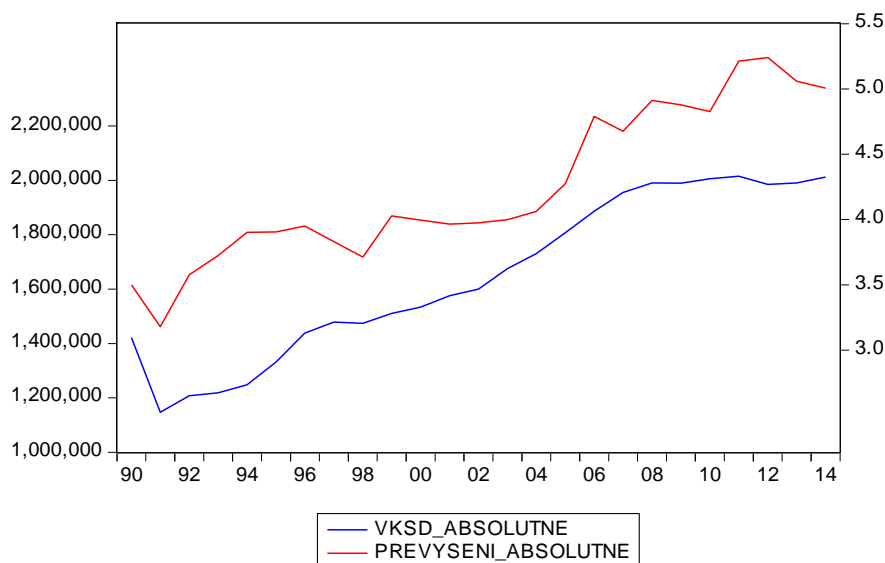
	HDP_ABSOLUTNE	PREVYSENI_ABSOLUTNE
Rho - 1	-0.380899	-0.533305
Rho S.E.	0.126650	0.184211
Residual variance	9.72E+09	0.024852
Long-run residual variance	9.72E+09	0.024852
Number of lags	0	0
Number of observations	24	24
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

P-hodnoty jsou vyšší než hodnota 0,05 (hladina významnosti), nezamítáme testovanou hypotézu o tom, že řady nejsou kointegrované.

Stejný výsledek byl prokázán testem stacionarity řady reziduí jednoduché regresní rovnice s testovanými proměnnými. Řada reziduí je nestacionární typu I(1).

Výdaje na konečnou spotřebu domácností (stálé ceny roku 2010, absolutně) / Převýšení (absolutně)



Jednorovnicový test kointegrace

Date: 11/15/15 Time: 16:33
 Series: VKSD_ABSOLUTNE PREVYSENI_ABSOLUTNE
 Sample: 1990 2014
 Included observations: 25
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministic: C @TREND
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
VKSD_ABSOLUTNE	-1.613298	0.9114	-5.377287	0.9085
PREVYSENI_ABSOLUTNE	-2.505157	0.5584	-10.37612	0.5367

*MacKinnon (1996) p-values.
 Warning: p-values may not be accurate for fewer than 25 observations.

Intermediate Results:

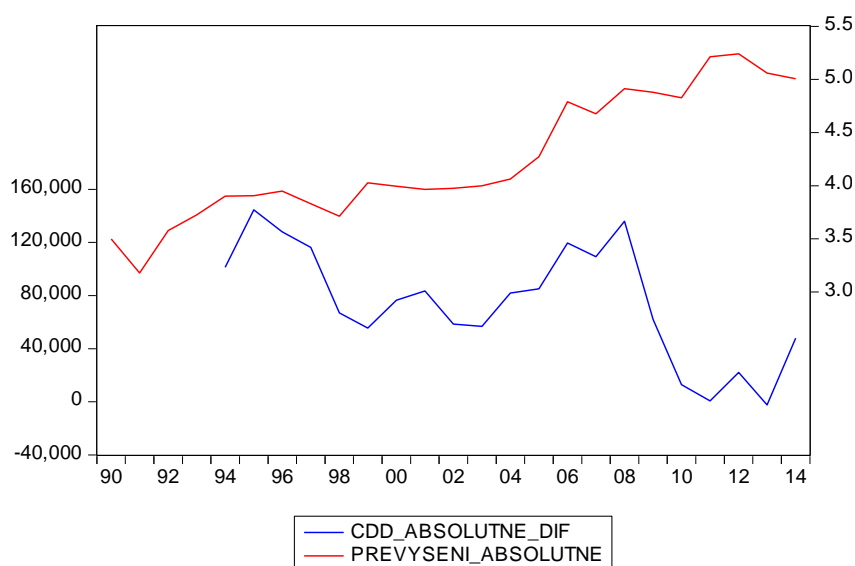
	VKSD_ABSOLUTNE	PREVYSENI_ABSOLUTNE
Rho - 1	-0.189843	-0.432338
Rho S.E.	0.117674	0.172579
Residual variance	1.01E+09	0.026536
Long-run residual variance	1.53E+09	0.026536
Number of lags	1	0
Number of observations	23	24
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

P-hodnoty jsou vyšší než hodnota 0,05 (hladina významnosti), nezamítáme testovanou hypotézu o tom, že řady nejsou kointegrované.

Stejný výsledek byl prokázán testem stacionarity řady reziduí jednoduché regresní rovnice s testovanými proměnnými. Řada reziduí je nestacionární typu I(1).

Čistý disponibilní důchod domácností (běžné ceny, absolutně, diference) / Převýšení (absolutně)



Jednorovnicový test kointegrace

Date: 11/16/15 Time: 20:05
 Series: CDD_ABSOLUTNE_DIF PREVYSENI_ABSOLUTNE
 Sample (adjusted): 1994 2014
 Included observations: 21 after adjustments
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
CDD_ABSOLUTNE_DIF	-1.543676	0.4382	-4.375739	0.4811
PREVYSENI_ABSOLUTNE	-0.951757	0.7177	-2.380190	0.7073

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

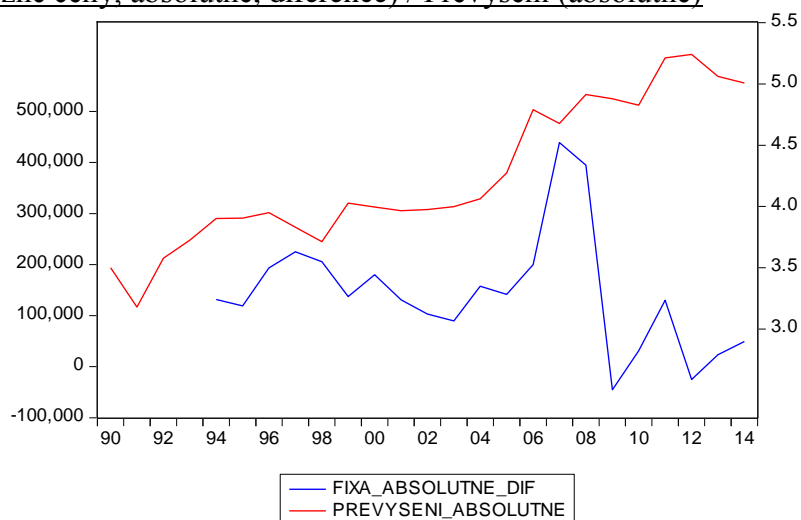
	CDD_ABSOLUTNE_DIF	PREVYSENI_ABSOLUTNE
Rho - 1	-0.218787	-0.119010
Rho S.E.	0.141731	0.125042
Residual variance	9.05E+08	1.793168
Long-run residual variance	9.05E+08	1.793168
Number of lags	0	0
Number of observations	20	20
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

P-hodnoty jsou vyšší než hodnota 0,05 (hladina významnosti), nezamítáme testovanou hypotézu o tom, že řady nejsou kointegrované.

Stejný výsledek byl prokázán testem stacionarity řady reziduí jednoduché regresní rovnice s testovanými proměnnými. Řada reziduí je nestacionární typu I(1).

Fixní aktiva (běžné ceny, absolutně, diference) / Převýšení (absolutně)



Jednorovnicový test kointegrace

Date: 11/16/15 Time: 19:55

Series: FIXA_ABSOLUTNE_DIF PREVYSENI_ABSOLUTNE

Sample (adjusted): 1994 2014

Included observations: 21 after adjustments

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
FIXA_ABSOLUTNE_DIF	-2.593152	0.0914	-10.85445	0.0831
PREVYSENI_ABSOLUTNE	-1.689789	0.3698	-6.039353	0.3270

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	FIXA_ABSOLUTNE_DIF	PREVYSENI_ABSOLUTNE
Rho - 1	-0.542722	-0.301968
Rho S.E.	0.209291	0.178701
Residual variance	1.25E+10	4.963028
Long-run residual variance	1.25E+10	4.963028
Number of lags	0	0
Number of observations	20	20
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

P-hodnoty jsou vyšší než hodnota 0,05 (hladina významnosti), nezamítáme testovanou hypotézu o tom, že řady nejsou kointegrované.

Stejný výsledek byl prokázán testem stacionarity řady reziduí jednoduché regresní rovnice s testovanými proměnnými. Řada reziduí je nestacionární typu I(1).

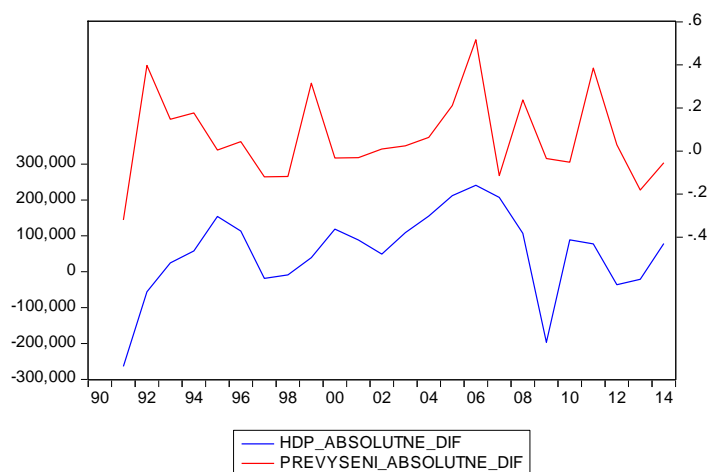
Identifikace a modelování krátkodobých vztahů (Grangerova kauzalita)

Pro každou dvojici uvažovaných řad nejprve testujeme, zda jedna řada na druhou působí v Grangerově smyslu. Jestliže řada X působí v Grangerově smyslu na řadu Y, pak hodnoty řady X poskytují statisticky významnou informaci o budoucích hodnotách řady Y. Jde tedy o nástroj, který hodnotí schopnost jedné řady předpovídat budoucí hodnoty řady jiné. Je testována hypotéza, že uvažovaná řada na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu proti alternativní hypotéze, která testovanou hypotézu popírá. Vzhledem ke skutečnosti, že pracujeme s daty v roční periodicitě, je testována Grangerova kauzalita pouze ve zpoždění max. 1 rok. Uvažujeme hladinu významnosti 5 %.

Při konstrukci VAR modelu a hodnocení Grangerovy kauzality je potřeba pracovat s řadami stacionárními (jsou očištěné od vlivu času). V případě, že máme k dispozici řadu nestacionární, je potřeba ji stacionarizovat. Toho dosáhneme diferencováním. Např. pokud je řada typu $I(1)$, pak dosáhneme řady $I(0)$ pomocí první diference.

ČASOVÉ ŘADY – absolutně

Hrubý domácí produkt (stále ceny 2010, absolutně, difference) / Převýšení (absolutně, difference)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/16/15 Time: 13:53
Sample: 1990 2014
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF does not Granger Cause HDP_ABSOLUTNE_DIF	23	0.03529	0.8529
HDP_ABSOLUTNE_DIF does not Granger Cause PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF		0.23488	0.6332

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/16/15 Time: 13:54

Sample (adjusted): 1992 2014

Included observations: 23 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	HDP_ABSOLU TNE_DIF	PREVYSENI_A BSOLUTNE_DI F
HDP_ABSOLUTNE_DIF(- 1)	0.375971 (0.18065) [2.08124]	1.80E-07 (3.7E-07) [0.48464]
PREVYSENI_ABSOLUTNE _DIF(-1)	-20115.40 (107085.) [-0.18784]	-0.237381 (0.22033) [-1.07739]
C	49995.98 (21541.6) [2.32090]	0.085834 (0.04432) [1.93660]
R-squared	0.196619	0.054919
Adj. R-squared	0.116280	-0.039589
Sum sq. resids	1.73E+11	0.730471
S.E. equation	92884.89	0.191111
F-statistic	2.447388	0.581108
Log likelihood	-294.1280	7.034360
Akaike AIC	25.83722	-0.350814
Schwarz SC	25.98533	-0.202706
Mean dependent	68960.57	0.079458
S.D. dependent	98807.03	0.187437
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.95E+08
Determinant resid covariance		2.23E+08
Log likelihood		-286.3209
Akaike information criterion		25.41921
Schwarz criterion		25.71543

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED

Estimation Method: Least Squares

Date: 11/16/15 Time: 13:54

Sample: 1992 2014

Included observations: 23

Total system (balanced) observations 46

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.375971	0.180647	2.081244	0.0439

C(2)	-20115.40	107085.3	-0.187845	0.8519
C(3)	49995.98	21541.63	2.320901	0.0255
C(4)	1.80E-07	3.72E-07	0.484641	0.6306
C(5)	-0.237381	0.220329	-1.077394	0.2878
C(6)	0.085834	0.044322	1.936601	0.0599
Determinant residual covariance		2.23E+08		

Equation: $HDP_ABSOLUTNE_DIF = C(1)*HDP_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(2)*PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(3)$

Observations: 23

R-squared	0.196619	Mean dependent var	68960.56
Adjusted R-squared	0.116280	S.D. dependent var	98807.03
S.E. of regression	92884.89	Sum squared resid	1.73E+11
Durbin-Watson stat	1.852011		

Equation: $PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF = C(4)*HDP_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(5)*PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(6)$

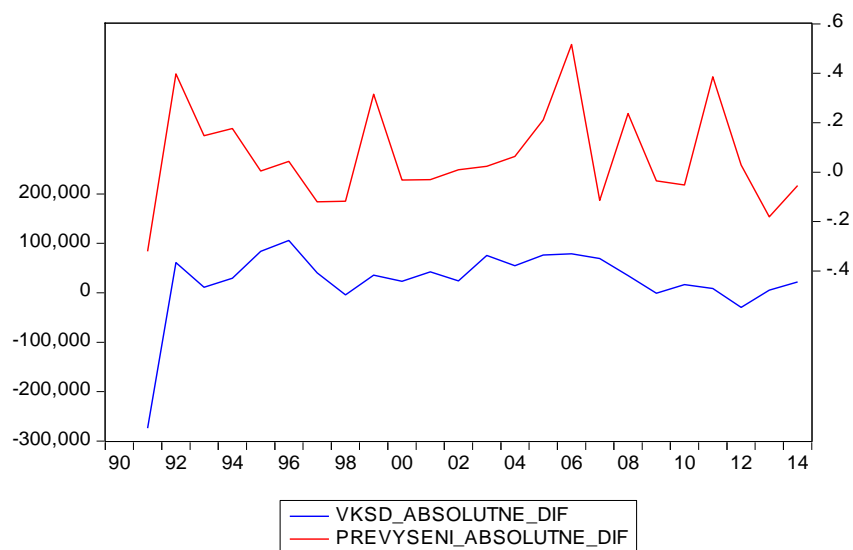
Observations: 23

R-squared	0.054919	Mean dependent var	0.079458
Adjusted R-squared	-0.039589	S.D. dependent var	0.187437
S.E. of regression	0.191111	Sum squared resid	0.730471
Durbin-Watson stat	1.565106		

Z výsledků vyplývá, že pro HDP ve formě diferencí absolutních hodnot v postavení vysvětlované proměnné vychází jako statisticky významná proměnná HDP ve formě diferencí absolutních hodnot se zpožděním 1 rok.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisí.

Výdaje na konečnou spotřebu domácností (stálé ceny 2010, absolutně, diference) / Převýšení (absolutně, diference)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/16/15 Time: 13:57

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF does not Granger Cause VKSD_ABSOLUTNE_DIF	23	0.39231	0.5382
VKSD_ABSOLUTNE_DIF does not Granger Cause PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF		0.94731	0.3420

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/16/15 Time: 14:02

Sample (adjusted): 1992 2014

Included observations: 23 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	VKSD_ABSOLUTNE_DIF	PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF
VKSD_ABSOLUTNE_DIF(-1)	0.075631 (0.11466) [0.65963]	-6.03E-07 (6.2E-07) [-0.97330]
PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1)	-25826.28 (41233.4) [-0.62634]	-0.091026 (0.22278) [-0.40859]
C	37511.13 (7809.50) [4.80327]	0.100570 (0.04219) [2.38349]
R-squared	0.027419	0.087062
Adj. R-squared	-0.069839	-0.004232
Sum sq. resids	2.42E+10	0.705627
S.E. equation	34764.87	0.187833
F-statistic	0.281923	0.953649
Log likelihood	-271.5247	7.432288
Akaike AIC	23.87171	-0.385416
Schwarz SC	24.01982	-0.237308
Mean dependent	37630.65	0.079458
S.D. dependent	33611.00	0.187437
Determinant resid covariance (dof adj.)		39258013
Determinant resid covariance		29684698
Log likelihood		-263.1418
Akaike information criterion		23.40364
Schwarz criterion		23.69985

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 11/16/15 Time: 14:02
 Sample: 1992 2014
 Included observations: 23
 Total system (balanced) observations 46

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.075631	0.114656	0.659630	0.5133
C(2)	-25826.28	41233.39	-0.626344	0.5346
C(3)	37511.13	7809.497	4.803271	0.0000
C(4)	-6.03E-07	6.19E-07	-0.973298	0.3363
C(5)	-0.091026	0.222782	-0.408587	0.6850
C(6)	0.100570	0.042194	2.383485	0.0220
Determinant residual covariance		29684698		

$$\text{Equation: VKSD_ABSOLUTNE_DIF} = C(1)*\text{VKSD_ABSOLUTNE_DIF}(-1) + C(2)*\text{PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF}(-1) + C(3)$$

Observations: 23

R-squared	0.027419	Mean dependent var	37630.65
Adjusted R-squared	-0.069839	S.D. dependent var	33611.00
S.E. of regression	34764.87	Sum squared resid	2.42E+10
Durbin-Watson stat	1.005077		

$$\text{Equation: PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF} = C(4)*\text{VKSD_ABSOLUTNE_DIF}(-1) + C(5)*\text{PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF}(-1) + C(6)$$

Observations: 23

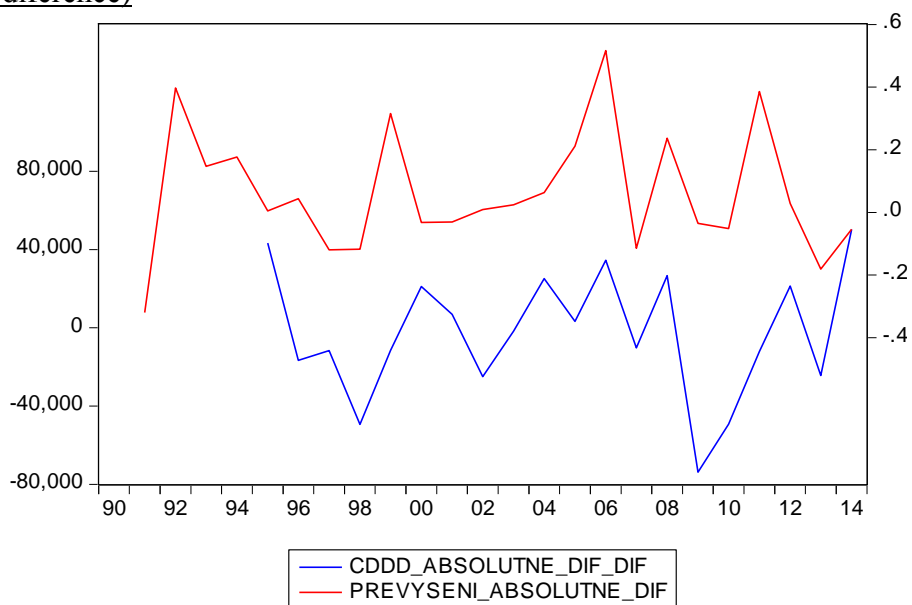
R-squared	0.087062	Mean dependent var	0.079458
Adjusted R-squared	-0.004232	S.D. dependent var	0.187437
S.E. of regression	0.187833	Sum squared resid	0.705627
Durbin-Watson stat	1.907053		

Z výsledků vyplývá, že pro VKSD ve formě diferencí absolutních hodnot v postavení vysvětlované proměnné vychází jako statisticky významná pouze konstanta.

Pro převýšení ve formě diferencí absolutních hodnot v postavení vysvětlované proměnné vychází jako statisticky významná pouze konstanta.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisí.

Čistý disponibilní důchod domácností (běžné ceny, absolutně, 2. diference) / Převýšení (absolutně, diference)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/16/15 Time: 14:06

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF does not Granger Cause CDDD_ABSOLUTNE_DIF_DIF	19	0.02224	0.8833
CDDD_ABSOLUTNE_DIF_DIF does not Granger Cause PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF		0.62820	0.4396

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/16/15 Time: 14:08

Sample (adjusted): 1996 2014

Included observations: 19 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	CDDD_ABSOL UTNE_DIF_DIF	PREVYSENI_A BSOLUTNE_DI F
CDDD_ABSOLUTNE_DIF_ DIF(-1)	-0.037384 (0.27769) [-0.13463]	-1.29E-06 (1.6E-06) [-0.79259]
PREVYSENI_ABSOLUTNE _DIF(-1)	6808.967 (45653.7) [0.14914]	-0.037763 (0.26717) [-0.14134]
C	-5710.010 (8483.64) [-0.67306]	0.053229 (0.04965) [1.07216]
R-squared	0.001810	0.051795
Adj. R-squared	-0.122964	-0.066730
Sum sq. resids	1.78E+10	0.609788
S.E. equation	33359.56	0.195222
F-statistic	0.014508	0.436997
Log likelihood	-223.2141	5.711450
Akaike AIC	23.81202	-0.285416
Schwarz SC	23.96114	-0.136294
Mean dependent	-5090.526	0.057952
S.D. dependent	31480.20	0.189018
Determinant resid covariance (dof adj.)		36992429
Determinant resid covariance		26232858
Log likelihood		-216.2036
Akaike information criterion		23.38986
Schwarz criterion		23.68810

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED

Estimation Method: Least Squares

Date: 11/16/15 Time: 14:08

Sample: 1996 2014

Included observations: 19

Total system (balanced) observations 38

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.037384	0.277688	-0.134627	0.8937
C(2)	6808.967	45653.72	0.149144	0.8824
C(3)	-5710.010	8483.643	-0.673061	0.5057
C(4)	-1.29E-06	1.63E-06	-0.792591	0.4339
C(5)	-0.037763	0.267169	-0.141345	0.8885
C(6)	0.053229	0.049647	1.072157	0.2917
Determinant residual covariance		26232858		

Equation: CDDD_ABSOLUTNE_DIF_DIF = C(1)*CDDD_ABSOLUTNE_DIF_DIF(-1) + C(2)*PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(3)

Observations: 19

R-squared	0.001810	Mean dependent var	-5090.526
Adjusted R-squared	-0.122964	S.D. dependent var	31480.20
S.E. of regression	33359.56	Sum squared resid	1.78E+10
Durbin-Watson stat	1.772464		

Equation: PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF = C(4)*CDDD_ABSOLUTNE_DIF_DIF(-1) + C(5)*PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(6)

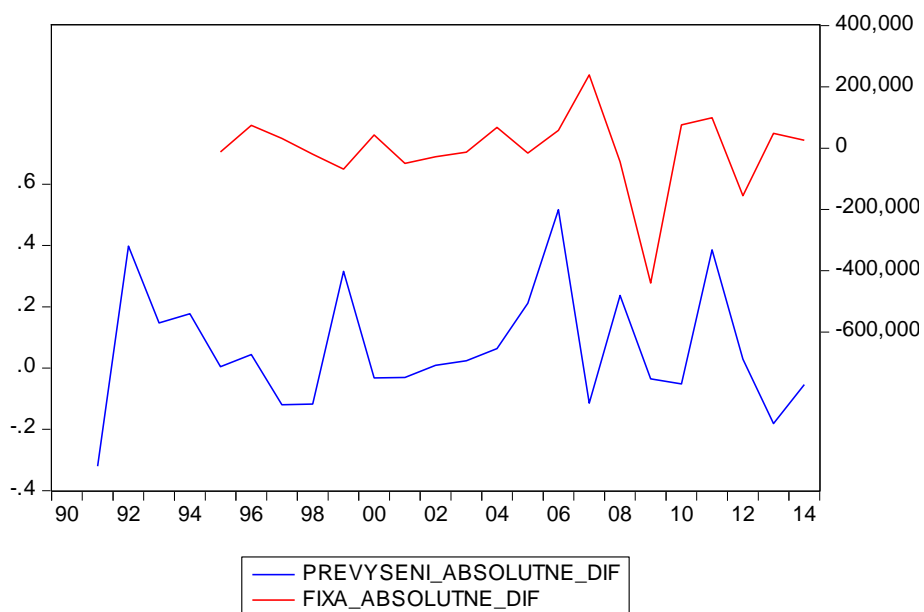
Observations: 19

R-squared	0.051795	Mean dependent var	0.057952
Adjusted R-squared	-0.066730	S.D. dependent var	0.189018
S.E. of regression	0.195222	Sum squared resid	0.609788
Durbin-Watson stat	2.008834		

Žádná z vysvětlujících proměnných není statisticky významná.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisí.

Fixní aktiva (běžné ceny, absolutně, diference) / Převýšení (absolutně, diference)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/18/15 Time: 20:05

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FIXA_ABSOLUTNE_DIF does not Granger Cause PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF	19	1.36294	0.2601
PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF does not Granger Cause FIXA_ABSOLUTNE_DIF		6.2E-08	0.9998

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/18/15 Time: 20:05

Sample (adjusted): 1996 2014

Included observations: 19 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	PREVYSENI_A BSOLUTNE_DI F	FIXA_ABSOLU TNE_DIF
PREVYSENI_ABSOLUTNE _DIF(-1)	-0.131624 (0.24023) [-0.54791]	-44.06685 (177096.) [-0.00025]
FIXA_ABSOLUTNE_DIF(- 1)	3.95E-07 (3.4E-07) [1.16745]	-0.091396 (0.24946) [-0.36637]
C	0.068240 (0.04628) [1.47455]	-4193.645 (34116.1) [-0.12292]
R-squared	0.091920	0.008330
Adj. R-squared	-0.021590	-0.115628
Sum sq. resids	0.583984	3.17E+11
S.E. equation	0.191047	140838.7
F-statistic	0.809797	0.067203
Log likelihood	6.122211	-250.5793
Akaike AIC	-0.328654	26.69256
Schwarz SC	-0.179532	26.84168
Mean dependent	0.057952	-3674.474
S.D. dependent	0.189018	133340.6
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.22E+08
Determinant resid covariance		5.12E+08
Log likelihood		-244.4289
Akaike information criterion		26.36094
Schwarz criterion		26.65918

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 11/18/15 Time: 20:06
 Sample: 1996 2014
 Included observations: 19
 Total system (balanced) observations 38

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.131624	0.240230	-0.547907	0.5876
C(2)	3.95E-07	3.38E-07	1.167450	0.2517
C(3)	0.068240	0.046278	1.474553	0.1501
C(4)	-44.06685	177095.7	-0.000249	0.9998
C(5)	-0.091396	0.249461	-0.366373	0.7165
C(6)	-4193.645	34116.06	-0.122923	0.9029

Determinant residual covariance 5.12E+08

Equation: PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF = C(1)*PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(2)*FIXA_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(3)

Observations: 19

R-squared	0.091920	Mean dependent var	0.057952
Adjusted R-squared	-0.021590	S.D. dependent var	0.189018
S.E. of regression	0.191047	Sum squared resid	0.583984
Durbin-Watson stat	1.875584		

Equation: FIXA_ABSOLUTNE_DIF = C(4)*PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(5)*FIXA_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(6)

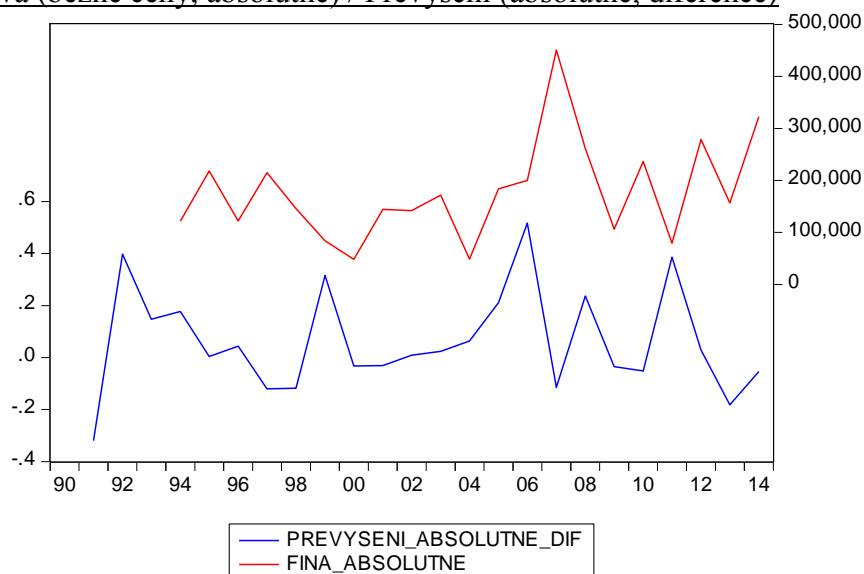
Observations: 19

R-squared	0.008330	Mean dependent var	-3674.474
Adjusted R-squared	-0.115628	S.D. dependent var	133340.6
S.E. of regression	140838.7	Sum squared resid	3.17E+11
Durbin-Watson stat	2.072639		

Žádná z vysvětlujících proměnných není statisticky významná.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisí.

Finanční aktiva (běžné ceny, absolutně) / Převýšení (absolutně, diference)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/18/15 Time: 20:11

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FINA_ABSOLUTNE does not Granger Cause PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF	20	0.27228	0.6085
PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF does not Granger Cause FINA_ABSOLUTNE		2.33995	0.1445

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/18/15 Time: 20:11

Sample (adjusted): 1995 2014

Included observations: 20 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	PREVYSENI_A BSOLUTNE_DI F	FINA_ABSOLU TNE
PREVYSENI_ABSOLUTNE _DIF(-1)	-0.102299 (0.24375) [-0.41969]	188909.2 (123495.) [1.52969]
FINA_ABSOLUTNE(-1)	2.52E-07 (4.8E-07) [0.52180]	0.147207 (0.24456) [0.60192]
C	0.019087 (0.09723) [0.19631]	143107.6 (49260.4) [2.90513]
R-squared	0.031979	0.124929
Adj. R-squared	-0.081906	0.021980
Sum sq. resids	0.625160	1.60E+11
S.E. equation	0.191766	97157.82
F-statistic	0.280802	1.213500
Log likelihood	6.276024	-256.4354
Akaike AIC	-0.327602	25.94354
Schwarz SC	-0.178243	26.09290
Mean dependent	0.055279	180877.4
S.D. dependent	0.184364	98243.50
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.31E+08
Determinant resid covariance		2.39E+08
Log likelihood		-249.6754
Akaike information criterion		25.56754
Schwarz criterion		25.86626

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 11/18/15 Time: 20:12
 Sample: 1995 2014
 Included observations: 20
 Total system (balanced) observations 40

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.102329	0.243749	-0.419811	0.6773
C(2)	2.52E-07	4.83E-07	0.521534	0.6054
C(3)	0.019121	0.097228	0.196661	0.8453
C(4)	188909.2	123495.2	1.529688	0.1353
C(5)	0.147207	0.244563	0.601918	0.5512
C(6)	143107.6	49260.39	2.905125	0.0064
Determinant residual covariance		2.39E+08		

Equation: PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF = C(1)*PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(2)*FINA_ABSOLUTNE(-1) + C(3)

Observations: 20

R-squared	0.031979	Mean dependent var	0.055279
Adjusted R-squared	-0.081906	S.D. dependent var	0.184364
S.E. of regression	0.191766	Sum squared resid	0.625160
Durbin-Watson stat	1.947611		

Equation: FINA_ABSOLUTNE = C(4)*PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(5)*FINA_ABSOLUTNE(-1) + C(6)

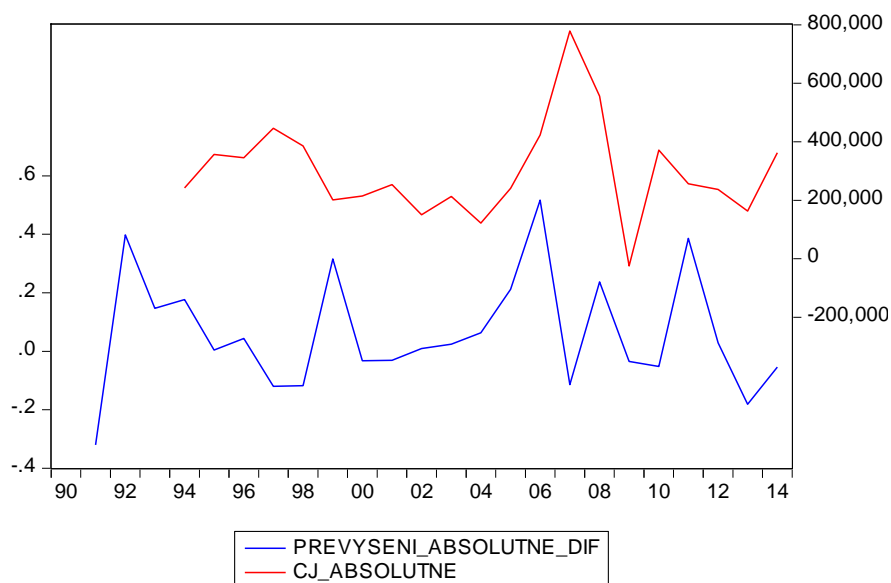
Observations: 20

R-squared	0.124929	Mean dependent var	180877.4
Adjusted R-squared	0.021980	S.D. dependent var	98243.49
S.E. of regression	97157.82	Sum squared resid	1.60E+11
Durbin-Watson stat	2.082021		

Pro vysvětlovanou proměnnou Finanční aktiva (absolutně) je statisticky významnou pouze konstanta.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisí.

Čisté jmění domácností (běžné ceny, absolutně) / Převýšení (absolutně, diference)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/18/15 Time: 20:13

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
CJ_ABSOLUTNE does not Granger Cause PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF	20	0.39450	0.5383
PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF does not Granger Cause CJ_ABSOLUTNE		0.64903	0.4316

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/18/15 Time: 20:13

Sample (adjusted): 1995 2014

Included observations: 20 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	PREVYSENI_A BSOLUTNE_DI F	CJ_ABSOLUTN E
PREVYSENI_ABSOLUTNE _DIF(-1)	-0.127926 (0.23775) [-0.53807]	174458.6 (216550.) [0.80563]
CJ_ABSOLUTNE(-1)	1.59E-07 (2.5E-07) [0.62809]	0.241614 (0.23117) [1.04517]
C	0.016526 (0.08807) [0.18766]	219384.0 (80215.3) [2.73494]
R-squared	0.038781	0.092696
Adj. R-squared	-0.074304	-0.014046
Sum sq. resids	0.620768	5.15E+11
S.E. equation	0.191091	174052.1
F-statistic	0.342937	0.868414
Log likelihood	6.346538	-268.0958
Akaike AIC	-0.334654	27.10958
Schwarz SC	-0.185294	27.25894
Mean dependent	0.055279	302732.7
S.D. dependent	0.184364	172842.4
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.11E+09
Determinant resid covariance		7.99E+08
Log likelihood		-261.7463
Akaike information criterion		26.77463
Schwarz criterion		27.07335

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 11/18/15 Time: 20:14
 Sample: 1995 2014
 Included observations: 20
 Total system (balanced) observations 40

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.127926	0.237749	-0.538072	0.5940
C(2)	1.59E-07	2.54E-07	0.628094	0.5341
C(3)	0.016526	0.088068	0.187656	0.8523
C(4)	174458.6	216550.3	0.805626	0.4261
C(5)	0.241614	0.231172	1.045170	0.3033
C(6)	219384.0	80215.26	2.734941	0.0098
Determinant residual covariance		7.99E+08		

Equation: PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF = C(1)*PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(2)*CJ_ABSOLUTNE(-1) + C(3)

Observations: 20

R-squared	0.038781	Mean dependent var	0.055279
Adjusted R-squared	-0.074304	S.D. dependent var	0.184364
S.E. of regression	0.191091	Sum squared resid	0.620768
Durbin-Watson stat	1.905708		

Equation: CJ_ABSOLUTNE = C(4)*PREVYSENI_ABSOLUTNE_DIF(-1) + C(5)*CJ_ABSOLUTNE(-1) + C(6)

Observations: 20

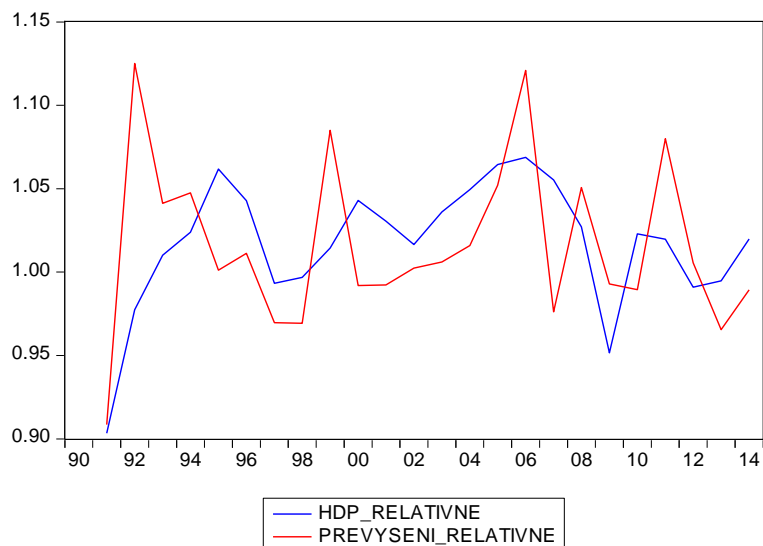
R-squared	0.092696	Mean dependent var	302732.7
Adjusted R-squared	-0.014046	S.D. dependent var	172842.4
S.E. of regression	174052.0	Sum squared resid	5.15E+11
Durbin-Watson stat	1.983309		

Pro vysvětlovanou proměnnou Čisté jmění (absolutně) je statisticky významnou pouze konstanta.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisejí.

ČASOVÉ ŘADY – relativně

Hrubý domácí produkt (stálé ceny roku 2010, relativně) / Převýšení (relativně)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/16/15 Time: 11:06

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PREVYSENI_RELATIVNE does not Granger Cause HDP_RELATIVNE	23	0.06040	0.8084
HDP_RELATIVNE does not Granger Cause PREVYSENI_RELATIVNE		0.18364	0.6728

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/16/15 Time: 11:20

Sample (adjusted): 1992 2014

Included observations: 23 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	HDP_RELATIV NE	PREVYSENI_R ELATIVNE
HDP_RELATIVNE(-1)	0.377381 (0.15844) [2.38183]	-0.121299 (0.28306) [-0.42853]
PREVYSENI_RELATIVNE(-1)	0.028922 (0.11769) [0.24576]	-0.180637 (0.21025) [-0.85917]
C	0.608943 (0.15983) [3.80987]	1.328092 (0.28554) [4.65111]
R-squared	0.265976	0.065920
Adj. R-squared	0.192574	-0.027487
Sum sq. resids	0.013912	0.044401
S.E. equation	0.026374	0.047117
F-statistic	3.623537	0.705726
Log likelihood	52.58534	39.23928
Akaike AIC	-4.311769	-3.151242
Schwarz SC	-4.163661	-3.003134
Mean dependent	1.022230	1.020928
S.D. dependent	0.029351	0.046483
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.43E-06
Determinant resid covariance		1.08E-06
Log likelihood		92.74519
Akaike information criterion		-7.543060
Schwarz criterion		-7.246844

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 11/16/15 Time: 11:21
 Sample: 1992 2014
 Included observations: 23
 Total system (balanced) observations 46

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.377381	0.158442	2.381829	0.0221
C(2)	0.028922	0.117685	0.245761	0.8071
C(3)	0.608943	0.159833	3.809873	0.0005
C(4)	-0.121299	0.283058	-0.428529	0.6706
C(5)	-0.180637	0.210246	-0.859171	0.3954
C(6)	1.328092	0.285543	4.651111	0.0000
Determinant residual covariance		1.08E-06		

Equation: $HDP_RELATIVNE = C(1)*HDP_RELATIVNE(-1) + C(2)*PREVYSENI_RELATIVNE(-1) + C(3)$

Observations: 23

R-squared	0.265976	Mean dependent var	1.022231
Adjusted R-squared	0.192574	S.D. dependent var	0.029351
S.E. of regression	0.026374	Sum squared resid	0.013912
Durbin-Watson stat	1.759960		

Equation: $PREVYSENI_RELATIVNE = C(4)*HDP_RELATIVNE(-1) + C(5)*PREVYSENI_RELATIVNE(-1) + C(6)$

Observations: 23

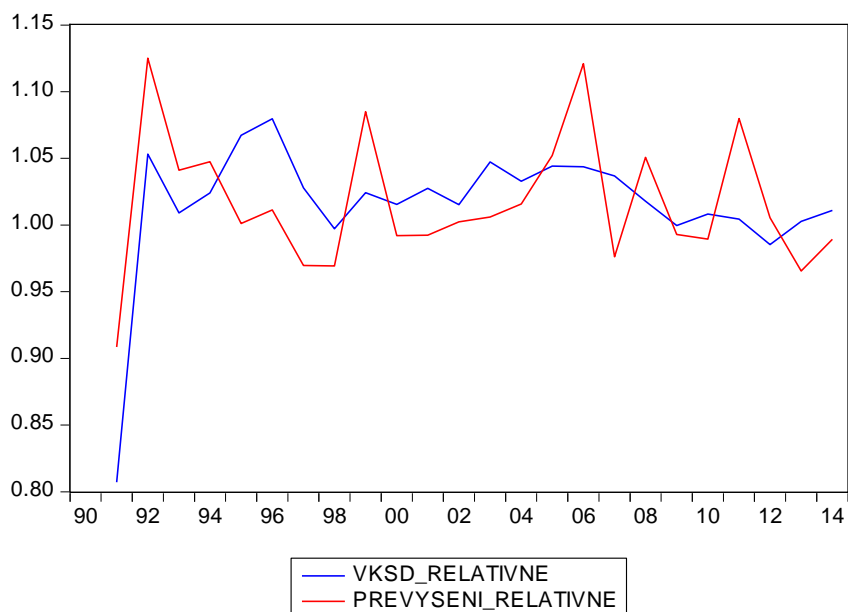
R-squared	0.065920	Mean dependent var	1.020928
Adjusted R-squared	-0.027487	S.D. dependent var	0.046483
S.E. of regression	0.047117	Sum squared resid	0.044401
Durbin-Watson stat	1.589488		

Z výsledků vyplývá, že pro HDP ve formě temp růstu v postavení vysvětlované proměnné vychází jako statisticky významná proměnná pouze o jedno období zpožděný HDP ve formě temp růstu.

Pro proměnnou převýšení ve formě temp růstu vychází jako statisticky významná pouze konstanta.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisejí.

Výdaje na konečnou spotřebu domácností (stálé ceny roku 2010, relativně) / Převýšení (relativně)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/16/15 Time: 11:34

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PREVYSENI_RELATIVNE does not Granger Cause VKSD_RELATIVNE	23	0.31543	0.5806
VKSD_RELATIVNE does not Granger Cause PREVYSENI_RELATIVNE		3.14799	0.0912

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/16/15 Time: 11:36

Sample (adjusted): 1992 2014

Included observations: 23 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	VKSD_RELATI VNE	PREVYSENI_R ELATIVNE
VKSD_RELATIVNE(-1)	0.022133 (0.11766) [0.18812]	-0.380137 (0.21425) [-1.77426]
PREVYSENI_RELATIVNE(-1)	-0.065191 (0.11607) [-0.56163]	-0.022462 (0.21137) [-0.10627]
C	1.068831 (0.11728) [9.11337]	1.430051 (0.21357) [6.69600]
R-squared	0.016191	0.185540
Adj. R-squared	-0.082190	0.104093
Sum sq. resids	0.011675	0.038715
S.E. equation	0.024161	0.043997
F-statistic	0.164573	2.278067
Log likelihood	54.60085	40.81519
Akaike AIC	-4.487030	-3.288277
Schwarz SC	-4.338922	-3.140169
Mean dependent	1.024996	1.020928
S.D. dependent	0.023226	0.046483
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.03E-06
Determinant resid covariance		7.82E-07
Log likelihood		96.44050
Akaike information criterion		-7.864392
Schwarz criterion		-7.568176

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 11/16/15 Time: 11:37
 Sample: 1992 2014
 Included observations: 23
 Total system (balanced) observations 46

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.022133	0.117657	0.188117	0.8517
C(2)	-0.065191	0.116074	-0.561629	0.5775
C(3)	1.068831	0.117282	9.113374	0.0000
C(4)	-0.380137	0.214251	-1.774257	0.0836
C(5)	-0.022462	0.211369	-0.106271	0.9159
C(6)	1.430051	0.213568	6.696003	0.0000
Determinant residual covariance		7.82E-07		

Equation: VKSD_RELATIVNE = C(1)*VKSD_RELATIVNE(-1) + C(2)
 *PREVYSENI_RELATIVNE(-1) + C(3)

Observations: 23

R-squared	0.016191	Mean dependent var	1.024996
Adjusted R-squared	-0.082190	S.D. dependent var	0.023226
S.E. of regression	0.024161	Sum squared resid	0.011675
Durbin-Watson stat	0.923277		

Equation: PREVYSENI_RELATIVNE = C(4)*VKSD_RELATIVNE(-1) + C(5)
 *PREVYSENI_RELATIVNE(-1) + C(6)

Observations: 23

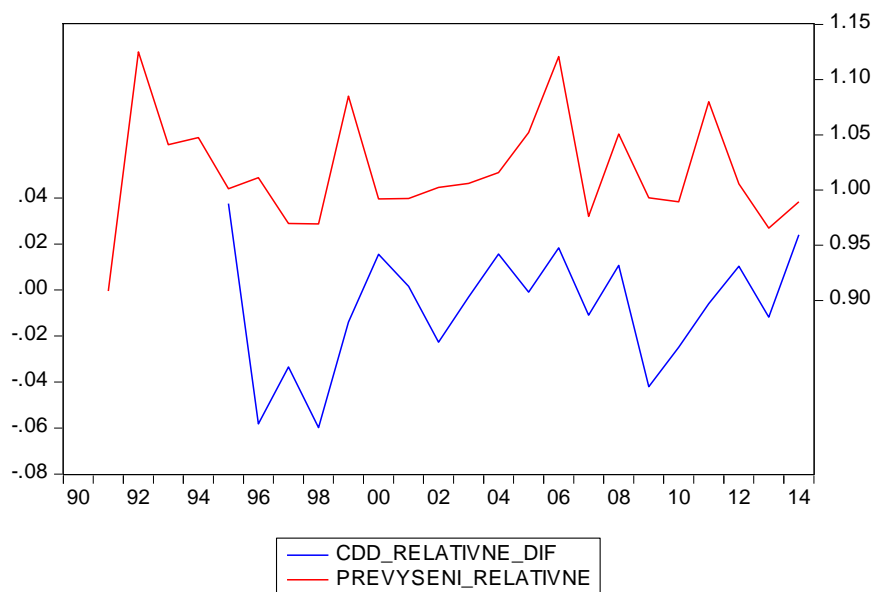
R-squared	0.185540	Mean dependent var	1.020928
Adjusted R-squared	0.104093	S.D. dependent var	0.046483
S.E. of regression	0.043997	Sum squared resid	0.038715
Durbin-Watson stat	1.957809		

Z výsledků vyplývá, že pro VKSD ve formě temp růstu v postavení vysvětlované proměnné vychází jako statisticky významná proměnná pouze konstanta.

Pro proměnnou převýšení ve formě temp růstu vychází jako statisticky významná pouze konstanta.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisí.

Čistý disponibilní důchod (běžné ceny, relativně, diference) / Převýšení (relativně)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/16/15 Time: 11:58

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PREVYSENI_RELATIVNE does not Granger Cause CDD_RELATIVNE_DIF	19	0.53239	0.4762
CDD_RELATIVNE_DIF does not Granger Cause PREVYSENI_RELATIVNE		0.03552	0.8529

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/16/15 Time: 11:59

Sample (adjusted): 1996 2014

Included observations: 19 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	CDD_RELATIV NE_DIF	PREVYSENI_R ELATIVNE
CDD_RELATIVNE_DIF(-1)	-0.021763 (0.25074) [-0.08680]	-0.083574 (0.44342) [-0.18847]
PREVYSENI_RELATIVNE(-1)	0.110190 (0.15102) [0.72965]	-0.097795 (0.26707) [-0.36617]
C	-0.122089 (0.15419) [-0.79179]	1.112465 (0.27269) [4.07960]
R-squared	0.034178	0.015384
Adj. R-squared	-0.086549	-0.107693
Sum sq. resids	0.010788	0.033741
S.E. equation	0.025967	0.045922
F-statistic	0.283104	0.124995
Log likelihood	44.04061	33.20822
Akaike AIC	-4.320064	-3.179813
Schwarz SC	-4.170943	-3.030691
Mean dependent	-0.010081	1.014021
S.D. dependent	0.024911	0.043632
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.21E-06
Determinant resid covariance		8.57E-07
Log likelihood		78.79584
Akaike information criterion		-7.662720
Schwarz criterion		-7.364476

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 11/16/15 Time: 11:59
 Sample: 1996 2014
 Included observations: 19
 Total system (balanced) observations 38

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.021763	0.250736	-0.086796	0.9314
C(2)	0.110190	0.151018	0.729648	0.4709
C(3)	-0.122089	0.154194	-0.791791	0.4343
C(4)	-0.083574	0.443423	-0.188475	0.8517
C(5)	-0.097795	0.267074	-0.366172	0.7166
C(6)	1.112465	0.272690	4.079603	0.0003
Determinant residual covariance		8.57E-07		

Equation: $CDD_RELATIVNE_DIF = C(1)*CDD_RELATIVNE_DIF(-1) + C(2)*PREVYSENI_RELATIVNE(-1) + C(3)$

Observations: 19

R-squared	0.034178	Mean dependent var	-0.010081
Adjusted R-squared	-0.086549	S.D. dependent var	0.024911
S.E. of regression	0.025967	Sum squared resid	0.010788
Durbin-Watson stat	1.309776		

Equation: $PREVYSENI_RELATIVNE = C(4)*CDD_RELATIVNE_DIF(-1) + C(5)*PREVYSENI_RELATIVNE(-1) + C(6)$

Observations: 19

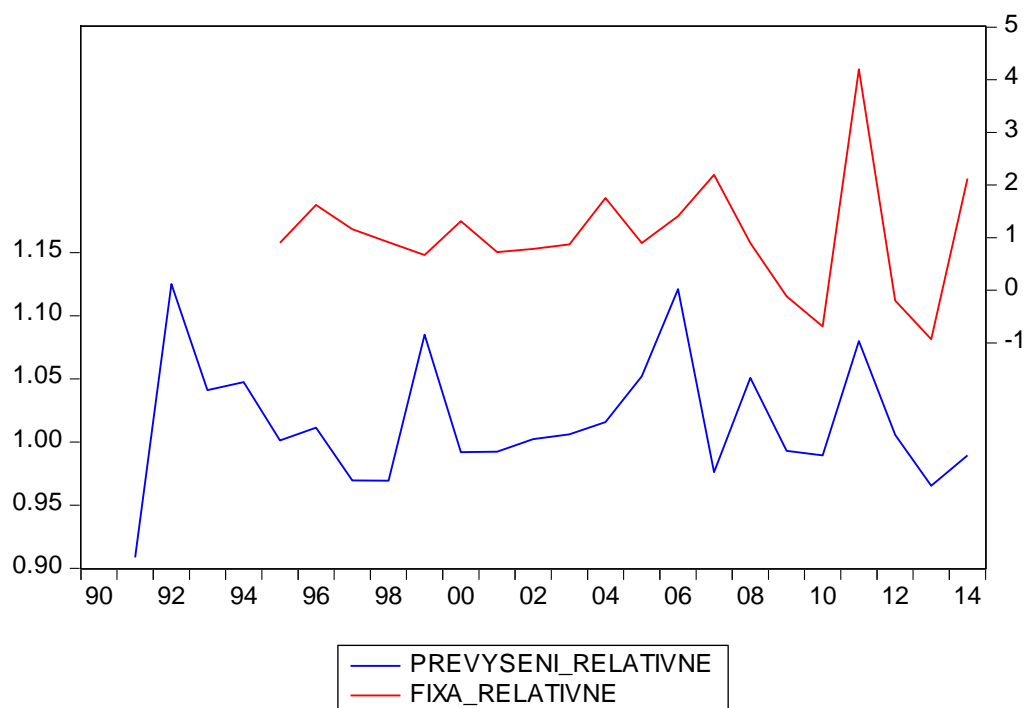
R-squared	0.015384	Mean dependent var	1.014021
Adjusted R-squared	-0.107693	S.D. dependent var	0.043632
S.E. of regression	0.045922	Sum squared resid	0.033741
Durbin-Watson stat	2.002698		

Z výsledků vyplývá, že pro ČDD ve formě prvních diferencí temp růstu v postavení vysvětlované proměnné nevychází jako statisticky významná žádná proměnná.

Pro proměnnou převýšení ve formě temp růstu vychází jako statisticky významná pouze konstanta.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisejí.

Fixní aktiva (běžné ceny, relativně) / Převýšení (relativně)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/18/15 Time: 19:47

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FIXA_RELATIVNE does not Granger Cause PREVYSENI_RELATIVNE	19	0.05723	0.8140
PREVYSENI_RELATIVNE does not Granger Cause FIXA_RELATIVNE		0.22623	0.6408

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/18/15 Time: 19:48

Sample (adjusted): 1996 2014

Included observations: 19 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	PREVYSENI_R ELATIVNE	FIXA_RELATIVNE
PREVYSENI_RELATIVNE(-1)	-0.141664 (0.27222) [-0.52040]	3.247514 (6.82767) [0.47564]
FIXA_RELATIVNE(-1)	0.002530 (0.01057) [0.23922]	-0.360796 (0.26524) [-1.36028]
C	1.155308 (0.27248) [4.24002]	-1.912583 (6.83414) [-0.27986]
R-squared	0.016715	0.103935
Adj. R-squared	-0.106196	-0.008073
Sum sq. resids	0.033695	21.19726
S.E. equation	0.045891	1.151012
F-statistic	0.135993	0.927923
Log likelihood	33.22107	-27.99944
Akaike AIC	-3.181166	3.263099
Schwarz SC	-3.032044	3.412221
Mean dependent	1.014021	1.032918
S.D. dependent	0.043632	1.146394
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.002355
Determinant resid covariance		0.001670
Log likelihood		6.833974
Akaike information criterion		-0.087787
Schwarz criterion		0.210457

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 11/18/15 Time: 19:48
 Sample: 1996 2014
 Included observations: 19
 Total system (balanced) observations 38

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.141664	0.272219	-0.520404	0.6064
C(2)	0.002530	0.010575	0.239225	0.8125
C(3)	1.155308	0.272477	4.240022	0.0002
C(4)	3.247514	6.827672	0.475640	0.6376
C(5)	-0.360796	0.265236	-1.360283	0.1832
C(6)	-1.912583	6.834144	-0.279857	0.7814
Determinant residual covariance		0.001670		

Equation: PREVYSENI_RELATIVNE = C(1)*PREVYSENI_RELATIVNE(-1) + C(2)*FIXA_RELATIVNE(-1) + C(3)

Observations: 19

R-squared	0.016715	Mean dependent var	1.014021
Adjusted R-squared	-0.106196	S.D. dependent var	0.043632
S.E. of regression	0.045891	Sum squared resid	0.033695
Durbin-Watson stat	2.009529		

Equation: FIXA_RELATIVNE = C(4)*PREVYSENI_RELATIVNE(-1) + C(5)*FIXA_RELATIVNE(-1) + C(6)

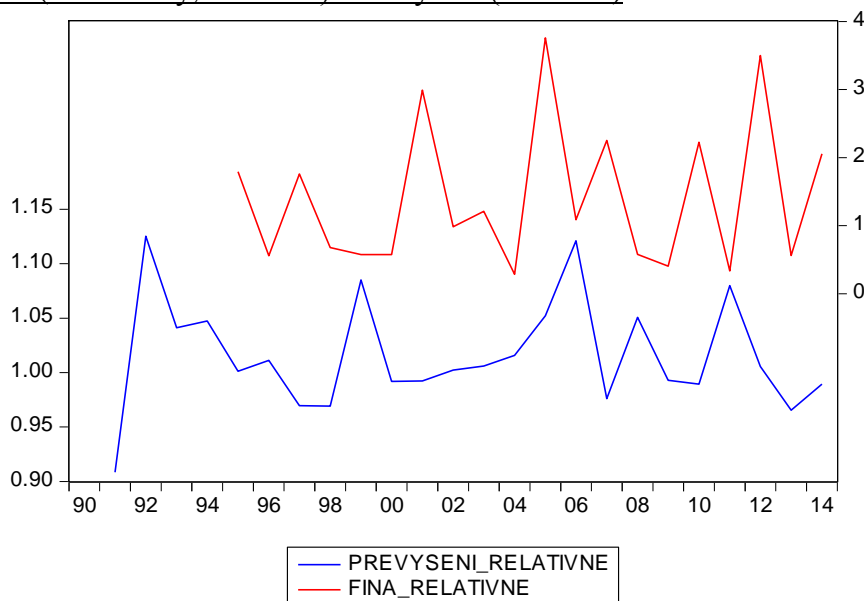
Observations: 19

R-squared	0.103935	Mean dependent var	1.032918
Adjusted R-squared	-0.008073	S.D. dependent var	1.146394
S.E. of regression	1.151012	Sum squared resid	21.19726
Durbin-Watson stat	2.321210		

Z výsledků vyplývá, že pro Převýšení (relativně) v postavení vysvětlované proměnné vychází jako statisticky významná pouze konstanta.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisí.

Finanční aktiva (běžné ceny, relativně) / Převýšení (relativně)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/18/15 Time: 19:50

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FINA_RELATIVNE does not Granger Cause PREVYSENI_RELATIVNE	19	1.55488	0.2304
PREVYSENI_RELATIVNE does not Granger Cause FINA_RELATIVNE		0.68905	0.4187

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/18/15 Time: 19:51

Sample (adjusted): 1996 2014

Included observations: 19 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	PREVYSENI_R ELATIVNE	FINA_RELATIV NE
PREVYSENI_RELATIVNE(-1)	-0.077593 (0.24061) [-0.32248]	4.522713 (5.44845) [0.83009]
FINA_RELATIVNE(-1)	0.011816 (0.00948) [1.24695]	-0.484402 (0.21458) [-2.25741]
C	1.076506 (0.24633) [4.37018]	-2.534429 (5.57799) [-0.45436]
R-squared	0.100602	0.284520
Adj. R-squared	-0.011823	0.195085
Sum sq. resids	0.030821	15.80390
S.E. equation	0.043890	0.993853
F-statistic	0.894836	3.181302
Log likelihood	34.06822	-25.21010
Akaike AIC	-3.270339	2.969484
Schwarz SC	-3.121217	3.118606
Mean dependent	1.014021	1.388598
S.D. dependent	0.043632	1.107764
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.001900
Determinant resid covariance		0.001347
Log likelihood		8.871535
Akaike information criterion		-0.302267
Schwarz criterion		-0.004023

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 11/18/15 Time: 19:51
 Sample: 1996 2014
 Included observations: 19
 Total system (balanced) observations 38

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.077593	0.240609	-0.322485	0.7492
C(2)	0.011816	0.009476	1.246949	0.2215
C(3)	1.076506	0.246330	4.370178	0.0001
C(4)	4.522713	5.448448	0.830092	0.4126
C(5)	-0.484402	0.214584	-2.257405	0.0309
C(6)	-2.534429	5.577991	-0.454362	0.6526
Determinant residual covariance		0.001347		

$$\text{Equation: PREVYSENI_RELATIVNE} = C(1)*\text{PREVYSENI_RELATIVNE}(-1) + C(2)*\text{FINA_RELATIVNE}(-1) + C(3)$$

Observations: 19

R-squared	0.100602	Mean dependent var	1.014021
Adjusted R-squared	-0.011823	S.D. dependent var	0.043632
S.E. of regression	0.043890	Sum squared resid	0.030821
Durbin-Watson stat	1.971602		

$$\text{Equation: FINA_RELATIVNE} = C(4)*\text{PREVYSENI_RELATIVNE}(-1) + C(5)*\text{FINA_RELATIVNE}(-1) + C(6)$$

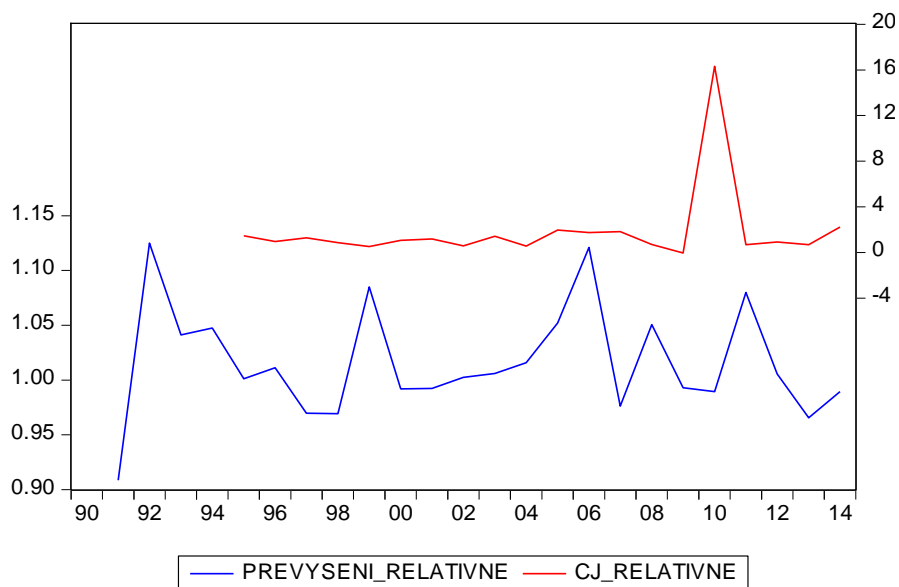
Observations: 19

R-squared	0.284520	Mean dependent var	1.388598
Adjusted R-squared	0.195085	S.D. dependent var	1.107764
S.E. of regression	0.993853	Sum squared resid	15.80390
Durbin-Watson stat	2.094140		

Z výsledků vyplývá, že pro Převýšení (relativně) v postavení vysvětlované proměnné vychází jako statisticky významná pouze konstanta. Pro vysvětlovanou proměnnou Finanční aktiva (relativně) vychází jako statisticky významná proměnná Finanční aktiva (relativně, zpoždění 1 rok).

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisejí.

Čisté jmění domácností (běžné ceny, relativně) / Převýšení (relativně)



Test Grangerovy kauzality

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/18/15 Time: 19:59

Sample: 1990 2014

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
CJ_RELATIVNE does not Granger Cause PREVYSENI_RELATIVNE	19	3.02103	0.1014
PREVYSENI_RELATIVNE does not Granger Cause CJ_RELATIVNE		0.21483	0.6493

Na základě p-hodnot, které jsou vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), hypotézu nezamítáme. Ani jedna z řad na druhou nepůsobí v Grangerově smyslu.

VAR model

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/18/15 Time: 20:00

Sample (adjusted): 1996 2014

Included observations: 19 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	PREVYSENI_R ELATIVNE	CJ_RELATIVN E
PREVYSENI_RELATIVNE(-1)	-0.065608 (0.23108) [-0.28391]	-9.378336 (20.2339) [-0.46350]
CJ_RELATIVNE(-1)	0.004911 (0.00283) [1.73811]	-0.165762 (0.24740) [-0.67002]
C	1.071592 (0.23537) [4.55285]	11.69147 (20.6090) [0.56730]
R-squared	0.169928	0.035891
Adj. R-squared	0.066169	-0.084623
Sum sq. resids	0.028445	218.0860
S.E. equation	0.042164	3.691933
F-statistic	1.637715	0.297814
Log likelihood	34.83024	-50.14411
Akaike AIC	-3.350552	5.594117
Schwarz SC	-3.201430	5.743239
Mean dependent	1.014021	1.872099
S.D. dependent	0.043632	3.544985
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.024064
Determinant resid covariance		0.017065
Log likelihood		-15.24752
Akaike information criterion		2.236581
Schwarz criterion		2.534825

Testování statistické významnosti vysvětlujících proměnných

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 11/18/15 Time: 20:00
 Sample: 1996 2014
 Included observations: 19
 Total system (balanced) observations 38

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.065608	0.231084	-0.283912	0.7783
C(2)	0.004911	0.002825	1.738112	0.0918
C(3)	1.071592	0.235367	4.552845	0.0001
C(4)	-9.378336	20.23391	-0.463496	0.6461
C(5)	-0.165762	0.247397	-0.670024	0.5076
C(6)	11.69147	20.60898	0.567300	0.5745
Determinant residual covariance		0.017065		

Equation: PREVYSENI_RELATIVNE = C(1)*PREVYSENI_RELATIVNE(-1) + C(2)*CJ_RELATIVNE(-1) + C(3)

Observations: 19

R-squared	0.169928	Mean dependent var	1.014021
Adjusted R-squared	0.066169	S.D. dependent var	0.043632
S.E. of regression	0.042164	Sum squared resid	0.028445
Durbin-Watson stat	2.006751		

Equation: CJ_RELATIVNE = C(4)*PREVYSENI_RELATIVNE(-1) + C(5)*CJ_RELATIVNE(-1) + C(6)

Observations: 19

R-squared	0.035891	Mean dependent var	1.872099
Adjusted R-squared	-0.084623	S.D. dependent var	3.544985
S.E. of regression	3.691933	Sum squared resid	218.0860
Durbin-Watson stat	1.981519		

Z výsledků vyplývá, že pro Převýšení (relativně) v postavení vysvětlované proměnné vychází jako statisticky významná pouze konstanta.

Můžeme konstatovat, že krátkodobé vztahy mezi řadami identifikovány nebyly a řady spolu tedy nesouvisí.

Souhrn výsledků:

Mezi žádnou z dvojic řad, které byly ADF testem identifikovány jako nestacionární (tj. řady, mezi kterými může existovat kointegrační vztah), nebyly dlouhodobé vztahy identifikovány.

Na základě testu Grangerovy kauzality bylo na 5% hladině významnosti prokázáno, že žádná z dvojic časových řad **v absolutním vyjádření** není vhodná pro předpovídání hodnot jiné časové řady v absolutním vyjádření, tedy že nepůsobí v Grangerově smyslu jedna na druhou.

Na základě testu Grangerovy kauzality bylo na 5% hladině významnosti prokázáno, že žádná z dvojic časových řad **v relativním vyjádření** není vhodná pro předpovídání hodnot jiné časové řady v relativním vyjádření, tedy že nepůsobí v Grangerově smyslu jedna na druhou.

Při konstrukci VAR modelů pro jednotlivé dvojice časových řad absolutních hodnot (stacionarizovaných či stacionárních) **nebyly identifikovány statisticky významné krátkodobé vztahy.**

Při konstrukci VAR modelů pro jednotlivé dvojice relativizovaných časových řad (stacionárních) nebyly identifikovány statisticky významné krátkodobé vztahy.

Prekážky, kterým bylo v analýze čeleno, a které mají na analýzu a výsledky dopad:

- a) relativně krátké časové řady,
- b) nízká periodičita sledování časových řad (pouze roční data),
- c) některé ukazatele dostupné pouze v běžných cenách, což znesnadňuje srovnatelnost hodnot v čase a může tak mít dopad na výsledky analýzy (fixní aktiva, finanční aktiva, čisté jmění domácností, čistý disponibilní důchod domácností),
- d) pomocí nástroje křížových korelací bylo zjištěno, že časové řady spolu nejvíce korelují ve stejném čase, tedy v situaci, kdy jedna časová řada oproti druhé časové řady není ani v předstihu, ani ve zpoždění (s tímto souvisí výše uvedený nedostatek, a to nízká periodičita ve sledování časových řad, s kterými pracujeme).

Vyjdeme-li z analýzy křížových korelací, ve které se prokázalo, že časové řady (stacionarizované) spolu nejvíce korelují bez toho, aby jedna řada byla oproti druhé v předstihu (resp. ve zpoždění), můžeme konstatovat, že **bylo potvrzeno původní očekávání, tedy že žádný z nástrojů časových řad, které byly v této analýze využity, nepotvrdil vztahy mezi řadami založené na určitém časovém zpoždění.** V takovém případě se jeví jako vhodné sestavit jednoduché lineární regresní modely (regresní přímky) stacionarizovaných či stacionárních časových řad. Tento postup je však pro tuto práci neperspektivní. Je to dáno tím, že jedním z kritérií vhodnosti regresního modelu je index determinace, který je v případě přímkové regrese shodný s korelačním koeficientem (mezi řadami bez posunů). Z toho vyplývá, že analýza křížových korelací podává dostatečnou informaci o těsnosti lineární závislosti mezi uvedenými časovými řadami.

Přehledové tabulky

– modelové výsledky plynoucí z rozboru uvedeného v přílohách 3a a 3b

Metodika - zkratky:

HDP – Hrubý domácí produkt

VKSD – Výdaje na konečnou spotřebu domácností

ČDDD – Čistý disponibilní důchod domácností

FIXA – Fixní aktiva

FINA – Finanční aktiva

FZ – Finanční závazky

ČJ – Čisté jmění

ČFJ – Čisté finanční jmění

SPD – Saldo prvotních důchodů

Převýšení – Převýšení hrubých peněžních příjmů na osobu v domácnostech horního decilu nad hrubými peněžními příjmy na osobu v domácnostech dolního decilu

Metodika - poznámky k tabulkám:

Symbol „x“ znamená, že daný vztah testován nebyl.

V případě, že byl testován dlouhodobý vztah, není uveden korelační koeficient (označeno „x“).

Jestliže byl prokázán dlouhodobý vztah, je v příslušném modelu zahrnut i vztah krátkodobý, který již nebyl samostatně ověřován a modelován.

V případě, že nebyl identifikován ani krátkodobý vztah, vypovídá o vztahu obou časových řad příslušný korelační koeficient.

Korelační koeficienty se vztahují k situaci, kdy řady vůči sobě nejsou ve zpoždění, resp. předstihu.

Přehledová tabulka pro analýzu hrubého domácího produktu s dalšími makroagregáty

Časová řada	Časová řada	Dlouhodobý vztah	Krátkodobý vztah	Korelační koeficient
HDP ve stálých cenách 2010, absolutně	VKSD ve stálých cenách 2010, absolutně	ne	x	x
HDP ve stálých cenách 2010, absolutně, difference	VKSD ve stálých cenách 2010, absolutně, difference	x	ne	0,755
HDP ve stálých cenách 2010, tempa růstu	VKSD ve stálých cenách 2010, tempa růstu	x	ne	0,772
HDP v běžných cenách, absolutně, difference	ČDDD v běžných cenách, absolutně, difference	ano	x	x
HDP v běžných cenách, tempa růstu	ČDDD v běžných cenách, tempa růstu, difference	x	ne	0,062
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	ČJ v běžných cenách, absolutně	x	ano	0,307
HDP v běžných cenách, tempa růstu	ČJ v běžných cenách, tempa růstu	x	ano	-0,169
HDP v běžných cenách, tempa růstu	ČFJ v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	-0,102
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	ČFJ v běžných cenách, absolutně	x	ne	0,282
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	FIXA v běžných cenách, absolutně, difference	x	ne	0,746
HDP v běžných cenách, tempa růstu	FIXA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,410
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	FINA v běžných cenách, absolutně	x	ne	0,185
HDP v běžných cenách, tempa růstu	FINA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,012
HDP v běžných cenách, absolutně, difference	FIXA + FINA v běžných cenách, absolutně	ne	x	x
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	FIXA + FINA v běžných cenách, absolutně, difference	x	ne	0,693
HDP v běžných cenách, tempa růstu	FIXA + FINA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	-0,026
HDP v běžných cenách, absolutně, difference	FZ v běžných cenách, absolutně	ne	x	x
HDP v běžných cenách, absolutně, 2. difference	FZ v běžných cenách, absolutně, difference	x	ano	0,390
HDP v běžných cenách, tempa růstu	FZ v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	-0,368

Zdroj: vlastní konstrukce

(HLAVNÍ PROBLÉM S ODLIŠNOSTMI V PROPOČTECH Z ABSLUTNÍCH ÚDAJŮ A Z TEMP!)

Přehledová tabulka pro analýzu výdajů na konečnou spotřebu domácností s dalšími makroagregáty

Časová řada	Časová řada	Dlouhodobý vztah	Krátkodobý vztah	Korelační koeficient
VKSD v běžných cenách, absolutně, diference	ČDDD v běžných cenách, absolutně, diference	ano	x	x
VKSD v běžných cenách, tempa růstu	ČDDD v běžných cenách, tempa růstu	ano	x	x
VKSD v běžných cenách, absolutně, diference	FIXA v běžných cenách, absolutně	ano	x	x
VKSD v běžných cenách, tempa růstu, diference	FIXA v běžných cenách, tempa růstu	x	ano	0,247
VKSD v běžných cenách, absolutně, 2. diference	FINA v běžných cenách, absolutně	x	ne	0,172
VKSD v běžných cenách, tempa růstu, diference	FINA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,107
VKSD v běžných cenách, absolutně, diference	FIXA + FINA v běžných cenách, absolutně	ne	x	x
VKSD v běžných cenách, absolutně, 2. diference	FIXA + FINA v běžných cenách, absolutně, diference	x	ne	0,601
VKSD v běžných cenách, tempa růstu, diference	FIXA + FINA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,289
VKSD v běžných cenách, absolutně, 2. diference	FZ v běžných cenách, absolutně, diference	x	ne	0,270
VKSD v běžných cenách, tempa růstu, diference	FZ v běžných cenách, tempa růstu	x	ano	0,311

Zdroj: vlastní konstrukce

Přehledová tabulka pro analýzu čistého disponibilního důchodu domácností s dalšími makroagregáty

Časová řada	Časová řada	Dlouhodobý vztah	Krátkodobý vztah	Korelační koeficient
ČDDD v běžných cenách, absolutně, diference	FIXA v běžných cenách, absolutně	ano	x	x
ČDDD v běžných cenách, tempa růstu, diference	FIXA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,162
ČDDD v běžných cenách, absolutně, 2. diference	FINA v běžných cenách, absolutně	x	ne	0,223
ČDDD v běžných cenách, tempa růstu, diference	FINA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,255
ČDDD v běžných cenách, absolutně, diference	FIXA + FINA v běžných cenách, absolutně	ano	x	x
ČDDD v běžných cenách, tempa růstu, diference	FIXA + FINA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,075
ČDDD v běžných cenách, absolutně, diference	FZ v běžných cenách, absolutně	ne	x	x
ČDDD v běžných cenách, absolutně, 2. diference	FZ v běžných cenách, absolutně, diference	x	ne	0,306
ČDDD v běžných cenách, tempa růstu, diference	FZ v běžných cenách, tempa růstu	x	ano	-0,201
ČDDD v běžných cenách, absolutně, 2. diference	ČJ v běžných cenách, absolutně	x	ne	0,247
ČDDD v běžných cenách, tempa růstu, diference	ČJ v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,214
ČDDD v běžných cenách, absolutně, 2. diference	ČFJ v běžných cenách, absolutně	x	ne	0,116
ČDDD v běžných cenách, tempa růstu, diference	ČFJ v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,160

Zdroj: vlastní konstrukce

Přehledová tabulka pro analýzu nerovností s makroagregáty

Časová řada	Časová řada	Dlouhodobý vztah	Krátkodobý vztah	Korelační koeficient
Převýšení, absolutně	HDP ve stálých cenách 2010, absolutně	ne	x	x
Převýšení, absolutně, diference	HDP ve stálých cenách 2010, absolutně, diference	x	ne	0,409
Převýšení, tempa růstu	HDP ve stálých cenách 2010, tempa růstu	x	ne	0,379
Převýšení, absolutně, diference	VKSD ve stálých cenách 2010, absolutně, diference	x	ne	0,467
Převýšení, tempa růstu	VKSD ve stálých cenách 2010, tempa růstu	x	ne	0,513
Převýšení, absolutně	ČDDD v běžných cenách, absolutně, diference	ne	x	x
Převýšení, absolutně, diference	ČDDD v běžných cenách, absolutně, 2. diference	x	ne	0,309
Převýšení, tempa růstu	ČDDD v běžných cenách, tempa růstu, diference	x	ne	0,300
Převýšení, absolutně	FIXA v běžných cenách, absolutně, diference	ne	x	x
Převýšení, absolutně, diference	FIXA v běžných cenách, absolutně, diference	x	ne	0,028
Převýšení, tempa růstu	FIXA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	0,355
Převýšení, absolutně, diference	FINA v běžných cenách, absolutně	x	ne	-0,240
Převýšení, tempa růstu	FINA v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	-0,143
Převýšení, absolutně, diference	ČJ v běžných cenách, absolutně	x	ne	-0,015
Převýšení, tempa růstu	ČJ v běžných cenách, tempa růstu	x	ne	-0,127

Zdroj: vlastní konstrukce