

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Vývoj spotřeby a cen energie v ČR v průběhu
hospodářských krizí

Tereza Dohnalíková

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Tereza Dohnalíková

Ekonomika a management

Název práce

Vývoj spotřeby a cen energie v ČR v průběhu hospodářských krizí.

Název anglicky

Development of energy prices and consumption in the Czech Republic during economic crises

Cíle práce

Cílem diplomové práce je zjistit za pomocí strukturální ekonomicke analýzy jaké determinanty nejvíce ovlivňovaly cenu a spotřebu energií v České republice v době hospodářských krizí. Dílčím cílem bude popsat energetickou nezávislost České republiky a zaznamenat vývoj cen a spotřeby energií v ČR za posledních 20 let.

Metodika

V teoretické části budou zpracovány poznatky získané studiem vědeckých článků a publikací.

V praktické části bude vypracovaná strukturální ekonomicke analýza založená na konstrukci ekonometrického modelu a podkladových dat z mezinárodních databází – Eurostat, World Bank ve formě časových řad. Získané výsledky budou graficky a tabulkově zpracovány.

Doporučený rozsah práce

60 – 80 stran

Klíčová slova

elektrická energie, covid, hospodářská krize, vývoj, spotřeba energií, ekonomická krize

Doporučené zdroje informací

ARLT, Josef; ARLTOVÁ, Markéta. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.

HUERTA DE SOTO, Jesús; FRONĚK, Martin. *Peníze, banky a hospodářské krize*. Praha: Liberální institut, 2009. ISBN 978-80-7357-411-6.

HUŠEK, Roman; VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE. *Aplikovaná ekonometrie : teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3.

JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice. II, Měnová a kurzová politika*. Praha: Grada, 2013. ISBN 978-80-247-4516-9.

NEWTON, David E. *World energy crisis: a reference handbook*. Santa Barbara, Calif.: ABC-CLIO, c2013. ISBN 9781610691475.

POŠTA, Vít. *Makroekonomická analýza na příkladu české ekonomiky*. V Praze: C.H. Beck, 2018. ISBN 978-80-7400-720-0.

Předběžný termín obhajoby

2023/24 LS – PEF

Vedoucí práce

Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 5. 9. 2023

prof. Ing. Lukáš Čechura, Ph.D.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 3. 11. 2023

doc. Ing. Tomáš Šubrt, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 30. 03. 2024

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci „Vývoj spotřeby a cen energie v ČR v průběhu hospodářských krizí“ jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 31. března 2024

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala Ing. Pavlíně Hálové, Ph.D., za čas, který mi věnovala při psaní této práce, za odborné vedení a cenné rady, které mi poskytla. Její odborná pomoc, vstřícnost a trpělivost zásadně přispěla k dokončení této diplomové práce. Dále bych chtěla poděkovat mé rodině a přátelům za podporu během studia.

Vývoj spotřeby a cen energie v ČR v průběhu hospodářských krizí

Abstrakt

Práce se zabývá analýzou vývoje spotřeby a ceny elektrické energie v České republice během hospodářských krizí, konkrétně v době finanční krize, která vypukla v USA v roce 2007, poté v době celosvětové pandemie COVID-19 a v průběhu války na Ukrajině, která vypukla na začátku roku 2022.

V teoretické části je popsán energetický sektor v České republice, obchod s elektřinou na burze v Lipsku, jak a kdo určuje cenu elektřiny a spotřeba elektrické energie. Zájem o výrobu elektrické energie z obnovitelných zdrojů energie neustále roste, nejvýznamnější je výroba z vodních a větrných elektráren, dále z biomasy a bioplynu, všechny výroby jsou zmíněny a popsány. Na základě vědeckých publikací jsou shrnutы faktory, které ovlivnily cenu nebo spotřebu elektrické energie v jiných zemích.

V empirické části práce jsou vybrány validní proměnné, které jsou testovány na výskyt sezónní složky, pozitivní proměnné jsou sezónně očištěny a je testována stacionarita. V rámci ekonometrického modelování jsou vytvořeny dva jednorovnicové modely spotřeby a ceny elektrické energie. Za pomocí ekonometrických nástrojů bylo zjištěno, že za podmínek ceteris paribus, že statisticky významný vliv na spotřebu elektrické energie má spotřeba elektřiny minulého období. Zvýší-li se spotřeba minulý kvartál o 1 %, zvýší se současná spotřeba elektřiny o 0,505 %. Další statisticky významný vliv má výroba elektrické energie, pokud se zvýší výroba elektrické energie o 1 %, zvýší se spotřeba elektřiny o 0,287 %. Dojde-li k nárůstu průměrných teplot o 1 %, sníží se spotřeba elektrické energie o 0,058 %. Na cenu elektrické energie má statisticky významný vliv cena uhlí, v České republice je uhlí hlavní zdroj při výrobě elektrické energie, pokud dojde ke zvýšení ceny uhlí o 1 %, zvýší se cena elektrické energie o 0,728 %. Cenu elektrické energie za sledované období výrazně ovlivnila válka na Ukrajině a pandemie COVID-19, dvě globální události byly přidané do modelu za pomocí umělých dummy proměnných. Za použití Eulerovy konstanty bylo vypočteno, že po vypuknutí války na Ukrajině došlo k nárůstu ceny elektrické energie o 132,45 %. V průběhu pandemie COVID-19 došlo ke zvýšení ceny elektřiny o 45,63 %.

Klíčová slova: elektrická energie, COVID-19, pandemie, hospodářská krize, vývoj, spotřeba elektřiny, cena elektřiny, válka, finanční krize, ekonometrie

Development of energy consumption and prices in the Czech Republic during economic crises

Abstract

The thesis analyses the evolution of electricity consumption and prices in the Czech Republic during economic crises, namely during the financial crisis that broke out in the USA in 2007, then during the global pandemic COVID-19 and during the war in Ukraine that broke out in early 2022.

The theoretical part describes the energy sector in the Czech Republic, electricity trading on the Leipzig Stock Exchange, how and who determines the price of electricity, and electricity consumption. The interest in electricity generation from renewable energy sources is constantly growing, the most important being hydro and wind power, followed by biomass and biogas, all of which are mentioned and described. Based on scientific publications, factors that have influenced the price or consumption of electricity in other countries are summarised. In the empirical part of the paper, valid variables are selected and tested for the presence of a seasonal component, positive variables are seasonally adjusted and stationarity is tested. Two single-equation models of electricity consumption and price are developed in the econometric modelling. Using econometric tools, it is found under ceteris paribus conditions that past electricity consumption has a statistically significant effect on electricity consumption. If last quarter's consumption increases by 1%, current electricity consumption increases by 0.505%. Another statistically significant effect is electricity generation, if electricity generation increases by 1%, electricity consumption increases by 0.287%. If there is a 1% increase in average temperatures, electricity consumption decreases by 0.058%. The price of coal has a statistically significant effect on the price of electricity, in the Czech Republic coal is the main source of electricity generation, if there is a 1% increase in the price of coal, the price of electricity will increase by 0.728%. The price of electricity over the period under study was significantly affected by the war in Ukraine and the COVID-19 pandemic, two global events were added to the model using artificial dummy variables. Using Euler's constant, it was calculated that there was a 132.45% increase in electricity price after the outbreak of war in Ukraine. During the COVID-19 pandemic, there was a 45.63% increase in the price of electricity.

Keywords: electricity, COVID, pandemic, economic crisis, development, electricity consumption, electricity price, war, financial crisis, econometrics

Obsah

1	Úvod.....	11
2	Cíl práce a metodika	13
2.1	Cíl práce	13
2.2	Metodika	13
2.2.1	Konstrukce ekonometrického modelu	13
3	Teoretická východiska	26
3.1	Energetický sektor v České republice	26
3.1.1	Česká energetika ve 21. století – skládá se budoucnost energetiky z jaderných elektráren?	27
3.1.2	Budoucnost uhlíkových elektráren.....	29
3.1.3	Obchod s elektrinou na burze v Lipsku	31
3.1.4	Proč je důležité predikovat ceny elektriny a jaké jsou s predikcí spojené problémy.....	33
3.1.5	Čína – největší znečišťovatel planety	35
3.1.6	Energetická dovozní závislost ČR	36
3.2	Spotřeba energie.....	37
3.2.1	Typy celkové spotřeby elektrické energie	38
3.2.2	Energetická účinnost	39
3.2.3	Legislativa.....	39
3.3	Výroba elektrické energie z obnovitelných zdrojů	40
3.3.1	Výroba elektrické energie z bioplynu	40
3.3.2	Výroba elektrické energie z biomasy.....	40
3.3.3	Výroba elektrické energie z vodních elektráren	41
3.4	Faktory ovlivňující spotřebu elektrické energie.....	41
3.5	Faktory ovlivňující cenu elektrické energie	45
3.6	Hospodářské krize a jejich vliv na energetický sektor.....	47
3.6.1	Finanční krize 2008-2009	48
3.6.2	Pandemie Covid-19.....	51
3.6.3	Ruská invaze na Ukrajinu	54
4	Ekonometrická analýza spotřeby a ceny elektrické energie	56
4.1	Popis proměnných modelu	56
4.1.1	Spotřeba elektrické energie.....	56
4.1.2	Výroba elektrické energie	57
4.1.3	Cena elektrické energie.....	58
4.1.4	Vývoz elektrické energie	59
4.1.5	Celkový dovoz do České republiky	60
4.1.6	Průměrné teploty	61

4.1.7	Cena ropy	62
4.1.8	Cena uhlí	63
4.1.9	Výroba elektrické energie z biomasy	64
4.1.10	Výroba elektrické energie z bioplynu	65
4.1.11	Výroba elektrické energie z vodních elektráren	66
4.1.12	Dummy proměnné.....	67
4.2	Popisné statistiky, stacionarita a sezónnost proměnných.....	67
4.2.1	Popisné statistiky proměnných.....	67
4.2.2	Testování sezónní složky	69
4.2.3	Testování stacionarity sezónně očištěných dat	70
4.3	Jednorovnicový model spotřeby elektrické energie	72
4.4	Jednorovnicový model ceny elektrické energie	79
5	Výsledky a diskuse	86
6	Závěr.....	90
7	Seznam použité literatury.....	92
8	Seznam internetových zdrojů.....	93
9	Seznam obrázků, tabulek, grafů, příloh a zkratek.....	103
9.1	Seznam obrázků	103
9.2	Seznam tabulek.....	103
9.3	Seznam grafů.....	103
9.4	Seznam příloh.....	104
9.5	Seznam použitých zkratek.....	106
Přílohy	107	

1 Úvod

Energetický sektor je důležitý pro ekonomiku každé země z hlediska průmyslového rozvoje, ale i pro zabezpečení domácností a firem a jejich každodenního života. V odvětví energetiky je důležitý co nejmenší environmentální dopad a vysoká udržitelnost, o kterou by každý stát měl usilovat. Odolnost a dynamika energetického sektoru vůči vnějším vlivům, jakožto i hospodářské krize, mohou zásadně ovlivnit ekonomiku celé země. S energetickou krizí se nepotýká pouze Česká republika, ale momentálně celá Evropa i jiné části světa. Energetické problémy započaly již v době pandemie COVID-19. V současnosti je energetická krize vyvolaná především konfliktem na Ukrajině, který trvá od února 2022.

Diplomová práce je zaměřena na vývoj spotřeby energií v období tří významných hospodářských krizí. Práce za pomocí ekonometrické analýzy zkoumá, jaké determinanty měly na vývoj spotřeby a ceny největší vliv.

Teoretická část práce se zaměřuje na popis energetiky v České republice. Je popsána energetická bilance z pohledu největšího výrobce elektřiny ČEZ a je popsána budoucnost uhelných elektráren. V další kapitole je uvedeno, jak probíhá obchod s elektřinou na burze v Lipsku a co představovalo zastropování cen elektřiny.

Další kapitola je zaměřena na samotnou spotřebu elektrické energie. Její typy, co znamená energetická účinnost a legislativa. Na základě studia odborných článků jsou popsány faktory, které nejvíce ovlivnily spotřebu a cenu elektrické energie. Existuje mnoho odborníků z celého světa, kteří zjišťují, co v jejich zemi mělo největší vliv na vývoj spotřeby a ceny elektřiny. V práci jsou zmíněny nejvýznamnější studie, které danou problematiku zkoumají a které zjišťují, zda spotřeba elektřiny souvisí s hospodářským růstem a vývojem ekonomických veličin.

Dále jsou charakterizovány hospodářské krize. Stručně jsou popsány příčiny globální finanční krize, která započala v USA v roce 2007 a později se rozšířila do celého světa. Pandemie COVID-19 započala na konci roku 2019 v Číně, v roce 2020 se nákaza rozšířila po celém světě, včetně České republiky. V neposlední řadě se práce zaměřuje na aktuální dění na Ukrajině. Ruská invaze na Ukrajinu započala v únoru roku 2022 a trvá dodnes. Tato krize má na současnou energetiku největší vliv a jaké přesně způsobí dopady bude jasné až v následujících letech.

Empirická část diplomové práce je zaměřena na kompletní konstrukci ekonometrického modelu, pomocí kterého je zjištěno, jaké veličiny nejvíce ovlivnily vývoj ceny a spotřeby elektrické energie v České republice. Analýza pracuje s čtvrtletní frekvencí

pozorování dat od roku 2007 do roku 2023. Jednotlivé proměnné jsou popsány včetně grafického znázornění vývoje, dále jsou tabulkově zobrazeny popisné statistiky proměnných. Časové řady proměnných jsou testovány na sezónnost a stacionaritu. V další části jsou již vytvořeny dva jednorovnicové modely, v prvním modelu je endogenní proměnnou spotřeba elektrické energie a v druhém cena elektrické energie.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Cílem diplomové práce je provést ekonometrickou analýzu vývoje spotřeby a ceny energií v České republice v době hospodářských krizí, konkrétně v době globální finanční krize v roce 2008, pandemie COVID-19 a války na Ukrajině za účelem zjištění jaké determinanty vývoj ovlivnily. Práce identifikuje vybrané faktory ovlivňující spotřebu a cenu elektrické energie a za pomocí ekonometrického modelování je posouzen dopad vybraných determinant. Cílem je také zhodnotit korektnost ekonometrických modelů, které byly vytvořeny.

Dílčím cílem práce je popsat energetický sektor České republiky a jakou budoucnost mají uhelné elektrárny. Je popsáno, jakým způsobem se obchoduje s elektrickou energií na burze a co určuje její cenu. Dílčím cílem je charakterizovat spotřebu elektrické energie včetně jejich typů a popsat, jak probíhá výroba elektrické energie z obnovitelných zdrojů. Dále jsou podrobně identifikovány vybrané hospodářské krize a jejich vliv na energetický sektor.

2.2 Metodika

2.2.1 Konstrukce ekonometrického modelu

Němec (2009) definuje ekonometrii jako vědní disciplínu, která propojuje znalosti z ekonomie, matematiky a statistiky. Ekonomické teorii dává ekonometrie empirický rozdíl, při tom obvykle využívá matematickou formulaci určitého ekonomického problému.

Ekonometrický výzkum může poskytnout zásadní informace, které odhalí dopady jednotlivých rozhodnutí. Ekonomické modely je třeba upravit na ekonometrické z důvodu pravděpodobnostní povahy ekonomických dat (Hušek, 2007, s. 9).

Dle Cipry (2013) lze sestavení ekonometrického modelu rozdělit do následujících fází:

- a) Ekonomická teorie.
- b) Tvorba ekonomického modelu.
- c) Tvorba ekonometrického modelu.
- d) Sběr, zpracování a analýza výstupních dat.
- e) Odhad parametrů ekonometrického modelu.

- f) Ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace.
- g) Aplikace ekonometrického modelu nebo jeho zamítnutí, které vrací postup k bodu a).

Cipra (2013) uvádí, že ekonomický model je zjednodušenou abstrakcí reálného světa a je odvozen z ekonomické teorie. Lze ho zapsat slovně, graficky nebo algebraicky. Daný ekonomický model slouží k porovnání ekonomické teorie se statistickými daty. Ve formě algebraického zápisu znázorňuje model deterministický neboli přesný vztah mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou. Takového vztahu je málokdy dosaženo, jak již bylo zmíněno, kvůli pravděpodobnostní povaze ekonomických dat. Z tohoto důvodu je potřeba ekonomický model modifikovat.

Nejprve je důležité zvolit si správnou funkční formu modelu. Ekonomické teorii musí odpovídat správná matematická funkce, jinak by došlo ke zkreslení odhadu korelace mezi proměnnými a model by neodpovídal skutečnosti. Nejčastěji využívanou funkční formou je funkce lineární (Cipra, 2013).

Dalším krokem je dle Huška (2007, s. 12–13) určení a klasifikace všech proměnných, které jsou zahrnuty do modelu na základě informací ekonomické teorie. Základní rozdělení proměnných v ekonometrii je na endogenní a exogenní proměnné.

Endogenní jinými slovy vysvětlované proměnné jsou takové proměnné, jejichž hodnoty jsou generovány systémem či jeho modelem. Jsou zpravidla označovány písmenem y s příslušným indexem (identifikace proměnné) a její hodnoty v daném období. Obecný zápis y_{it} říká, že se jedná o i -tou endogenní proměnnou v čase t .

Exogenní neboli vysvětlující proměnné se zpravidla označují písmenem x . Exogenní proměnné na rozdíl od endogenních vždy vystupují jako vysvětlující proměnné. Stejně jako u endogenní proměnné obecný zápis x_{jt} vyjadřuje, že se jedná o j -tou exogenní proměnnou v čase t (Cipra, 2013)

Model můžeme dynamizovat za pomocí využití zpožděných proměnných. Další možnosti, jak lze model dynamizovat je například vyjádřením proměnných v postupných diferencích nebo relativně, zahrnutím časového vektoru nebo pomocí dummy proměnných. V ekonometrických modelech slouží dummy proměnné pro zachycení efektů, které se mění. Jedná se například o označení sledovaného jevu, zachycení sezónnosti apod. Označují se buď číslem 1 nebo 0, přičemž 0 znamená že jev nenastává a 1 že ano (Hušek, 2007).

Z ekonomického modelu se stane ekonometrický určením funkční formy a přidáním náhodné neboli reziduální složky. Pokud se přidá náhodná složka, je respektovaná stochastická povaha modelovaného vztahu. Náhodná složka obsahuje vlivy dalších proměnných, které nejsou v modelu zahrnuty. Také zahrnuje chyby měření a zkreslení vznikající při volbě typu funkce. Náhodná složka se označuje písmenem u (případně v) (Hušek, 2007).

Dle Huška (2007, s. 14) rozlišujeme tyto typy modelů:

- **Jednorovnicový model** – charakter stochastického regresního modelu, jedna vysvětlovaná endogenní proměnná, jedna nebo více vysvětlujících exogenních proměnných.

Obecná specifikace jednorovnicového lineárního ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \gamma_{10}x_0 + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_k x_{kt} + u_{1t}$$

Kde	y_{1t} vysvětlovaná endogenní proměnná
	x_0 jednotkový vektor
	x_{1t}, x_{kt} vysvětlující exogenní proměnné
	$\gamma_{10}, \gamma_{11}, \gamma_k$ konstanta a parametry proměnných
	u_{1t} náhodná složka

- **Vícerovnicový model zcela nebo zdánlivě nezávislých rovnic** – lze zkoumat každou rovnici zvlášť jako jednorovnicový stochastický model nebo dohromady jako vícerozměrný regresní model. O model zdánlivě nezávislých rovnic se jedná nejsou-li náhodné složky jednotlivých rovnic nezkorelované, ale neexistují vazby mezi endogenními proměnnými.

Obecná specifikace vícerovnicového modelu v ekonometrickém tvaru:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \beta_{12} y_{2t} + \gamma_{10} x_{0t} + \gamma_k x_{kt} + u_{1t} \\ y_{2t} &= \beta_{21} y_{1t} + \gamma_{20} x_{0t} + \gamma_k x_{kt} + u_{2t} \end{aligned}$$

Kde	y_{1t}, y_{2t} levá strana rovnice: vysvětlované endogenní proměnné
	x_0 jednotkový vektor
	x_{1t}, x_{kt} vysvětlující exogenní proměnné

$y_{1t}, y_{2t} \dots$ pravá strana rovnice: vysvětlující exogenní proměnné
 $\beta_{12}, \beta_{21}, \gamma_{10}, \gamma_{20}, \gamma_k \dots$ konstanta a parametry proměnných
 $u_{1t}, u_{2t} \dots$ Náhodná složka

Dle Gujaratiho a Portera, (2009) dělíme vícerovnicové modely jako:

- **Prosté modely** – neexistují vazby mezi endogenními proměnnými.
- **Rekurzivní modely** – mezi endogenními proměnnými existují buď dopředné či zpětné vazby.
- **Simultánní modely** – existují zde oba dva typy vazeb současně – dopředné i zpětné.

Důležité je shromáždění statistických dat pro provedení ekonometrické analýzy, protože data určují konečnou podobu ekonometrického modelu (Hušek, 2007). Pro kvantifikaci modelu se zpravidla využívají data, která mají neexperimentální charakter. To znamená, že nejsou generována speciálně pro daný ekonometrický model (Hušek, 2007). „Důležitým úkolem statistických analýz ekonomických jevů je zkoumání dynamiky. Empirická pozorování v ekonomické oblasti jsou často uspořádána do časové řady“ (Artl, 2009)

Časová řada představuje chronologicky zapisované hodnoty ukazatelů (Hančlová, Tvrď, 2003). Frekvence pozorování je dána délkou časového intervalu (týdenní, měsíční, roční...) nebo četnostní zapisování záznamu z pozorování (každý lichý týden...) V ekonometrických modelech by měly mít časové řady stejnou frekvenci pozorování. Pro celkový počet pozorování se používá velké písmeno T a pro časový index malé písmeno t (Klímek, 2006). Průřezová data jsou taková data, která se zjišťují v jeden moment na více subjektech. Uspořádání průřezových dat není důležité, mohou se řadit libovolně. Průřezový výběr se značí velkým písmenem N a průřezový index malým písmenem n (Klicnarová, Houda, 2020). Ve zvláštních případech je možné tyto dva druhy dat kombinovat, jelikož to přináší do modelu více informací (Hušek, 2007, s. 18). Kombinace se používá běžně pro pozorování více subjektů v různých časových období (Klímek, 2006).

Jak již bylo zmíněno, data jsou neexperimentální, což může vyvolat řadu problémů. Jedním z nich může být, že počet stupňů volnosti modelu, který ovlivňuje přesnost modelu, je nedostatečný kvůli nevyhovujícímu počtu disponibilních pozorování. Na rozdíl od experimentálních dat rozsah výběru pozorování jednotlivých proměnných nelze jednoduše zvětšit. Další problém může tvořit multikolinearita či neúnosné chyby měření.

Z toho důvodu je potřeba data nejdříve očistit nebo upravit. Avšak není vyloučeno, že odstranění jednoho problému, nevyvolá problém další (Hušek, 2007, s. 19).

Dle Cipry (2013) jsou odhadnuté parametry BMNČ ekonometrického modelu nejlepší, nestranné a konzistentní neboli mají požadované vlastnosti, jsou-li splněny dané předpoklady. U lineárních regresních modelů jsou podstatné předpoklady následující:

1. Specifikační předpoklady:
 - a. neopomenutí podstatné vysvětlující proměnné,
 - b. vypuštění irelevantních vysvětlujících proměnných,
 - c. volba správné funkční formy modelu,
 - d. stabilní odhadnuté parametry, časová invariantnost,
 - e. respektování simultánnosti vztahů mezi proměnnými.
2. Nulový průměr náhodné složky u_t .
3. Homoskedasticita.
4. Nepřítomnost autokorelace reziduí.
5. Nezávisle proměnné jsou nenáhodné a fixní v opakujících se souborech.
6. Neexistence perfektní multikolinearity.
7. Normální rozdělení náhodné složky.

Nejčastěji se pro odhad parametrů používá BMNČ neboli běžná metoda nejmenších čtverců. Výhodou této metody je, že poskytuje odhady s příznivými vlastnostmi i pro malé výběry pozorování a postup výpočtů je relativně jednoduchý (Hušek, 2007, s. 29–30). Pokud je kritérium (2.1) a výše zmíněné předpoklady splněny, poskytuje BMNČ nejlepší, nestranné a konzistentní odhady parametrů modelu.

BMNČ slouží pro nalezení parametrů, u endogenní proměnné, jejichž součet čtverců odchylek je co nejmenší od jejich skutečných hodnot. (Gujarati, Porter 2009).

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2$$

Provedením parciální derivace vztahu (2.3) podle odhadovaných parametrů se zjistí hodnoty, které se položí rovno nule a vytvoří se soustava rovnic. Hledané hodnoty parametrů se získají vyřešením soustavy rovnic. Zobecněním pro „k“ vysvětlujících proměnných

lzeze soustavy rovnic získat vztah, který představuje odhad parametrů modelu metodou BMNČ:

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y$$

Kde γ je vektor ($k \times 1$) odhadovaných parametrů
 X matice o rozměry $n \times k$, která obsahuje napozorované hodnoty „k“ vysvětlujících proměnných
 y je vektor ($n \times 1$) obsahující napozorované hodnoty vysvětlované proměnné (Gujarati, Porter 2009)

1. Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace ověřuje směr a intenzitu působení vysvětlujících proměnných na vysvětlované proměnné. Jinými slovy se ověruje správnost znamének a velikosti parametrů rovnic modelu. Model je vhodný pro aplikaci, jestliže jsou odhady v souladu s ekonomickou teorií. Naopak pokud odhady v souladu nejsou, model je považován za neadekvátní pro aplikaci. V tomto případě lze model specifikovat jinak nebo přezkoumat reálnost zvolených dat a ekonomických východisek (Hušek, 2007, s 20).

Dummy proměnné v diplomové práci jsou verifikovány za pomocí Eulerovo konstanty nebo Eulerovo-Mascheroniho konstanty. Šišoláková (2022) ve své práci uvádí, že se jedná o číslo e jakožto základ přirozených logaritmů, přičemž toho označení je správné pouze pokud se jedná o konstantu $gama$. Standardně se zavádí pomocí logaritmu a harmonické řady.

2. Statistická verifikace

Dle Huška (2007, s. 20) statistická verifikace ověřuje statistickou významnost celého ekonometrického modelu i jednotlivých odhadnutých hodnot parametrů. Reálnost ekonometrického modelu se v případě lineární funkce posuzuje za pomocí koeficientu determinace R^2 :

$$R^2 = 1 - \frac{S_u^2}{S_y^2}$$

Kde S_u^2 reziduální rozptyl vysvětlované proměnné
 S_y^2 celkový rozptyl vysvětlované proměnné

Koefficient determinace dosahuje hodnot od 0–100, přičemž čím je hodnota vyšší, tím je model vhodnější. Koefficient v procentech vyjadřuje z kolika procent jsou změny závislé proměnné vysvětleny změnami nezávislé proměnné. Pokud přidáme další proměnné do modelu, používá se korigovaný koefficient determinace, který má vlastnosti podobné jako koefficient determinace:

$$\overline{R^2} = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - p}$$

Kde n délka časové řady

p počet odhadovaných parametrů v dané rovnici (Cipra, 2013)

Pro testování statistické významnosti celého modelu se používá F-test. V rámci F-testu se porovnává F poměr s tabulkovou hodnotou F^* . Pokud nastane situace, že F poměr je větší než tabulková hodnota F^* na dané hladině významnosti a při počtu stupňů volnosti, zamítá se hypotéza o nevýznamnosti R^2 – shoda odhadnutého modelu s daty je statisticky významná (Gujarati, Porter 2009).

Pro určení statistické významnosti jednotlivých odhadnutých hodnot parametrů se využívá t-test. Konkrétně se používá korigovaný reziduální rozptyl při výpočtu testovacího kritéria t-hodnoty. Pro zjištění statistické významnosti se porovná vypočítaná t-hodnota s tabulkovou hodnotou t-testu na určené hladině významnosti a s přihlédnutím ke stupňům volnosti. Jeli $t > t_a$ je zamítnuta hypotéza o statistické nevýznamnosti – odhadnutý parametr je statisticky významný (Gujarati, Porter 2009).

3. Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace ověřuje podmínky, které jsou potřeba pro úspěšnou aplikaci jednotlivých ekonometrických metod, technik a testů. K testování statistických testů jsou využita ekonometrická kritéria, pomocí kterých se zkoumá platnost a oprávněnost použití statistických kritérií, obzvlášť u malého rozsahu testování (Hušek, 2007, s. 21). Mezi ekonometrická kritéria patří normální rozdělení náhodné složky, nepřítomnost autokorelace reziduí, heteroskedasticita, nepřítomnost perfektní multikolinearity nebo podmínky identifikovatelnosti interdependentních strukturních rovnic simultánního modelu. Z právě vyjmenovaného lze určit, že ověření reálnosti modelu je podstatná část ekonometrické analýzy, neboť výsledky k praktickému využití jsou vhodné pouze pokud

tyto výsledky kvantifikace ekonometrického modelu vyhovují všem zmíněným kritériím současně (Hušek, 2007, s. 21).

Normalita reziduí je určeno rozptylem σ^2 a střední hodnotou μ . Normálního rozdělení náhodných složek bývá dosaženo obvykle u větších výběrových souborů. Pro testování normality reziduí lze využít neparametrické statistické testy, například Jarque-Bera test, Kolmohorovův-Smirnovův test nebo χ^2 test dobré shody (Cipra, 2013).

Autokorelace nejčastěji nastává u modelu z údajů časových řad. V případě pozitivní autokorelace dochází k tomu, že jsou odhadovány rozptylu reziduí i standardních chyb odhadnutých parametrů podhodnocené neboli vychýleny směrem k nule, což znamená, že koeficient determinace R^2 je naopak nadhodnocen (Hušek, 2007, s. 84–85). Nejčastěji se pro testování autokorelace reziduí prvního řádu využívá Durbin-Watsonův test, definovaný ve vztahu:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}$$

Kde e_t reziduální odchylky hodnot náhodné složky (Hušek, 2007, s. 87)

Výsledek testu dosahuje hodnot $<0;4>$. Ve statistických tabulkách lze najít dvě kritické hodnoty, které DW statistika má – d_L dolní a d_U horní. Pomocí těchto hodnot lze pak ověřit přítomnost autokorelace (Cipra, 2013).

Prestože bylo řečeno, že autokorelace prvního řádu nejčastěji nastává u časových řad, ve čtvrtletích nebo měsíčních řadách se lze setkat s autokorelací vyšších řádů. Autokorelaci můžeme otestovat Bruesch-Godfreyovým testem. Pokud se potvrdí přítomnost autokorelace je třeba ji odstranit nebo je možné ji za určitých podmínek ignorovat. Lze případně přidat další proměnnou, která byla v původním modelu opomenuta nebo změnit funkční formu modelu (Hušek, 2007, s. 93).

Postup při významné autokorelaci prvního řádu

Jak uvádí Hušek (2007, str. 89) pokud se zjistí, že důvodem autokorelace prvního řádu není vynechání některé vysvětlující proměnné v modelu, je prvním krokem snaha autokorelaci zmírnit nebo eliminovat pomocí změn ve specifikaci modelu. Autokorelaci lze vyřešit změnou funkčního tvaru, pokud je autokorelace způsobená chybnou specifikací formy. Poté co je zjištěno, že autokorelace není zapříčiněna specifikačními chybami, je přijata hypotéza o sériové závislosti náhodných složek. Je provedena transformace modelu

a náhodné složky jsou již sériově nezávislé, pokud jsou splněny další podmínky, lze modifikovaný zobecněný lineární model odhadnout běžnou metodou nejmenších čtverců. Dalším postupem je Praisova-Winstenova (PW) transformace či approximace, kdy jednotlivé prvky y^* (sloupce matice X^*) mají podobu zobecněných diferencí (s výjimkou prvního sloupce). Cochrane a Orcutt (1949) použili upravený způsob této transformace. „*Pronásobením původních pozorování všech proměnných v matici T, z které se vynechá první řádek, takže se transformuje pouze T-1 pozorování*“ (Hušek 2007, s. 90). Při velkých výběrech nehraje ztráta jednoho pozorování velkou roli, problém by mohl nastat u menších pozorování, kde by mohlo dojít v důsledku této úpravy při odhadu parametrů modelu k jiným výsledkům.

Dalším požadavkem lineárního regresního modelu je zahrnutí konečného a konstantního rozptylu náhodných složek, a tudíž i reziduí modelu, jinými slovy označováno jako homoskedasticita. Pokud té není dosaženo, mluvíme o heteroskedasticitě. Nejčastěji se s tímto jevem lze setkat u modelu z průřezových dat, jestliže dochází k rapidním změnám v hodnotách vysvětlujících proměnných (Hušek, 2007, s. 74).

Jak uvádí Hušek (2007, s. 75) heteroskedasticitu lze testovat několika různými způsoby, vzhledem k tomu, že nemá univerzální charakter. Testovat jí můžeme za pomocí Spearmanova testu, Glejserova testu, Whiteova testu nebo Godfreyova testu. Výhodou je, že zmíněné testy jsou relativně jednoduché. Aby se zmírnila heteroskedasticita, lze všechny hodnoty původního pozorování nahradit jejich logaritmy neboli provést logaritmickou transformaci. Provedením transformace se rozdíl mezi původními hodnotami rapidně zmenší.

Dalším nežádoucím jevem je multikolinearita, která vyjadřuje závislost mezi dvěma či více vysvětlujícími proměnnými v rovnici. Vysoká multikolinearita je nežádoucí, protože při jejím výskytu není možné oddělovat vlivy jednotlivých vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou. Perfektní multikolinearita nastává, pokud je závislost mezi dvěma či více vysvětlujícími proměnnými deterministická, tzn. párový korelační koeficient nebo koeficient vícenásobné korelace je 1. Pokud se v modelu perfektní multikolinearita vyskytuje, nelze takový model odhadnout. Určitá míra multikolinearity se v modelu vyskytuje vždy, avšak vysoká míra se vyskytuje, pokud hodnoty vysvětlujících proměnných mají nízkou variabilitu (Gujarati, Porter 2009).

Odhalení přítomnosti vysoké multikolinearity lze za pomocí korelační matice. Ta obsahuje párové korelační koeficienty jednotlivých vysvětlujících proměnných a lze jí vyčíst z následujícího vztahu:

$$X' X$$

Kde X' matice normalizovaných vektorů

V modelu je přítomna vysoká multikolinearita, pokud hodnota párového korelačního koeficientu je vyšší nebo rovna 0,8, resp. 0,9 (Cipra, 2013). Odstranit vysokou multikolinearitu lze následujícími způsoby:

- Použitím dummy proměnných
- Vhodná transformace podkladových údajů (např. vyjádření proměnné v postupných diferencích)
- Vyřazením proměnné z modelu
- Pokud se jedná o statisticky významné parametry – lze multikolinearitu ignorovat (Cipra, 2013)

Testování výskytu nežádoucí kolinearita lze také za pomocí metody VIF hodnoty. Pro testování je použita VIF hodnota, který srovnává výsledky testování s hodnotou 10. Pokud je u exogenní proměnné VIF hodnota větší než 10, znamená to vysokou závislost mezi vysvětlujícími proměnnými. Pokud je hodnota menší než 10, není zde přítomna nežádoucí kolinearita (Cipra, 2013).

Výsledkem ekonometrického ověření je rozhodnutí o jeho praktickém využití. Aplikace modelu může být následující:

1. Strukturální analýza.
2. Prognostické využití ekonometrického modelu.
3. Použití modelu v simulaci efektů a výsledků různých scénářů.

V rámci strukturální analýzy se nejčastěji využívají pružnosti neboli elasticity. Pružnost umožňuje vyjádřit v procentech, jak příslušná proměnná působí na vysvětlovanou proměnnou. Odhadnutý parametr vyjadřuje absolutní vliv v jednotkách. Dalo by se říct, že odhadnutý parametr je absolutním vyjádřením vlivu vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou a pružnost je relativní (Cipra, 2013). Obecný vzorec na pružnost je následující:

$$E = \frac{\delta y}{\delta x_i} \frac{x_i}{\hat{y}}$$

Elasticita říká, o kolik se změní vysvětlovaná proměnná, změní-li se vysvětlující proměnná o 1 %.

Prognózování neboli predikce hodnot vysvětlovaných endogenních proměnných mimo interval pozorování je jedním z dalších cílů ekonometrického modelování. Za pomocí současné i minulé apriorní i výběrové informace vycházející z ekonomické teorie, statistických dat a ekonometrického modelu lze odhadnout budoucí hodnoty ekonomické veličiny. Kritérií pro prognózování je několik, Hušek (2007, s. 23–24), proto zmiňuje pouze ty, které mají podstatu v ekonometrii. Prognóza je označení pro extrapolaci modelu do budoucna, ale lze se setkat i s extrapolací modelu do minulosti neboli před intervalem pozorování, v takovém případě se hovoří o retrospektivě. Předpověď rozlišujeme na bodovou a intervalovou, přičemž v případě bodové se předpovídá jedna budoucí hodnota predikované proměnné pro dané období. „*Intervalová předpověď, představuje obdobu intervalu spolehlivosti odhadu, který obsahuje skutečnou hodnotu predikované proměnné v období předpovědi s předem požadovanou pravděpodobností*“ (Hušek, 2007, s. 23–2).

Hušek (2007, s. 23–2) rozlišuje dvě předpovědi – ex post a ex ante. Prognóza ex post vysvětlované proměnné se zjistí, pokud lze určit hodnoty jak vysvětlovaných, tak vysvětlujících predeterminovaných proměnných v období před prognózou, s jistotou. U předpovědi ex ante hodnotu vysvětlované proměnné ani část nebo všechny hodnoty vysvětlujících predeterminovaných proměnných nelze určit s jistotou. Je třeba je odhadnout nebo stanovit na základně apriorní informace. Pouze předpověď ex ante lze označit za prognózu v pravém slova smyslu. Prognóza ex post je spíše pseudopředpověď. Používá se z hodnocení prognostických vlastností modelu.

Stacionarita časových řad

Dle Huška (2007) se předpokládá, že dynamické modely ekonomických časových řad, které jsou tvořeny z pozorování ekonomických veličin, jsou stacionární. Pokud tomu tak není a časová řada je nestacionární, lze původní data transformovat na stacionární nejčastěji pomocí prvních nebo vyšších diferencí. Tyto časové řady se nazývají homogenní či integrované řady prvního, druhého nebo vyššího rádu. Pro kvalitu ekonometrické analýzy i predikce je stacionárnost časových řad důležitá, proto je nutné stacionaritu ověřovat neboli testovat.

Hodnotové ukazatele, které jsou vyjádřeny v nominálních cenách jako například HDP, osobní spotřeba, mzdy, investice, export, import, veřejné výdaje a podobně, mají časové řady nestacionární, a to kvůli tomu, že makrouďaje vykazují trend (rostoucí). V ekonometrické analýze je potřeba tento trend eliminovat buď zahrnutím časové proměnné mezi vysvětlující proměnné anebo nahradit původní data prvními nebo vyššími diferencemi.

Kromě trendu může být důvodem nestacionarity a tedy potřebou použití první difference zdánlivá regrese. Dvě proměnné například Y a Z mají téměř shodný trend, v důsledku nestacionarity vykazují významnou regresní závislost, ačkoliv jediná věc, kterou mají společnou je stejný trend.

Testovat stacionaritu lze například pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu. Nulová hypotéza říká, že daná proměnná obsahuje jednotkový kořen a není stacionární časovou řadou. Pokud je p-hodnota větší než $\alpha=0,05$ nezamítá se nulová hypotéza na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Výběr rozhodnutí pomocí vhodného pomocného modelu bez konstanty, s konstantou a s konstantou i trendem.

Sezónnost složka v časových řadách

„Klasická analýza časových řad vychází z předpokladu, že se časová řada skládá ze čtyř nepozorovatelných složek - trendové, cyklické, sezónní a reziduální. Trendovou složkou se rozumí dlouhodobá tendence ve vývoji časové řady. Cyklickou složkou se chápe dlouhodobé pravidelné či nepravidelné kolísání okolo trendu, někdy se také hovoří o fluktuacích okolo trendu. Délka jednotlivých cyklů, jakož i jejich intenzita, je proměnlivá. Sezónní složka popisuje periodické změny v časové řadě, které se odehrávají během jednoho kalendářního roku a každý rok se pravidelně opakují.“ (Arlt, Škuthanová, 1995).

Dle Arlta a Škuthanové (1995) je jedním z důvodů, proč dochází k sezónnosti v časové řadě změna ročních období, s tím souvisí změna počasí, délka dne a také lidské zvyky jako jsou prázdniny, svátky, výročí apod. Sezónní složku obsahují pouze krátkodobé časové řady – dlouhodobé časové řady nemohou obsahovat sezónní složku. Častým úkonem u časových řad je sezónní očištění časových řad. Pomocí sezónního očištění se odstraní sezónní složka a zbylé 3 zůstanou – trendová, cyklická a reziduální. Existují důvody, proč je nutné časové řady sezónně očistit, například tvoření předpovědí krátkodobých časových řad, použití očištěných dat při konstrukci ekonometrického modelu a získání srovnatelnosti hodnot za jednotlivé měsíce nebo čtvrtletí. Testování je provedeno za pomocí F-testu. Nulová hypotéza říká, že se v časových řadách nevyskytuje sezónnost,

pokud je hodnota testovacího kritéria větší než kritická hodnota, je zamítnuta nulová hypotéza a časové řady vykazují sezónnost.

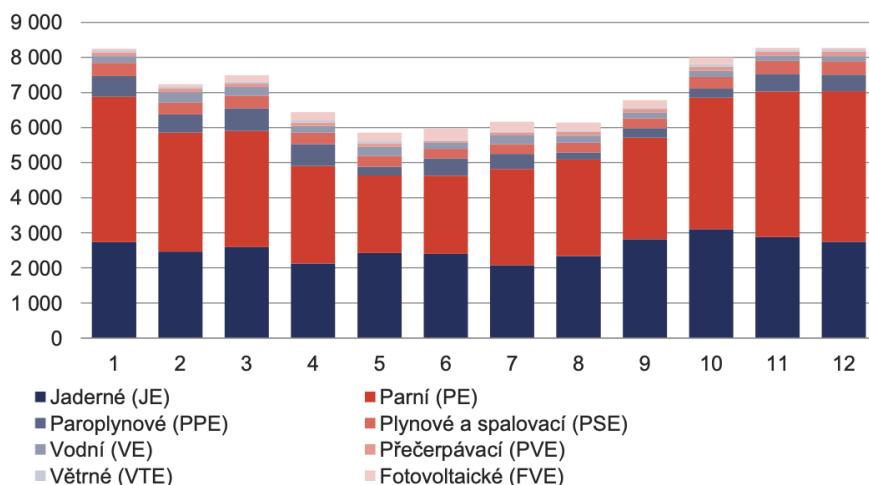
3 Teoretická východiska

3.1 Energetický sektor v České republice

Beran (2018, s. 29) hovoří o tom, že energetická bilance se neskládá pouze z energie a tepla, ale také z dalších primárních energetických surovin jako jsou ropa a plyn. K hlavním oblastem spotřeby energie se řadí také průmysl, budovy a doprava. Následující odstavce se věnují primárně elektřině a teplu a zaměřují se na problematiku v těchto oblastech.

Dále Beran (2018, s. 29) uvádí, že celkově Česká republika ročně vyrábí 85 TWh elektřiny (2021) (0,00085 GWh), z čehož 10 % spotřebují dané elektrárny. Elektrárna je továrna jako každá jiná, a tedy spotřebovává elektřinu svým provozem – mletí uhlí, odsíření nebo v případě jaderných elektráren se jedná o chemické provozy. Čistá domácí spotřeba (netto) je přibližně 60 TWh (0,0006 GWh), daný rozdíl mezi 10 (0,0001 GWh) až 17 TWh (0,00017 GWh) vyvážíme. Asi 15 TWh (0,00015 GWh) vyrábí jedna z našich dvou jaderných elektráren. Většina energie, tedy více jak polovina z již zmíněných 85 TWh (0,00085 GWh) se vyrábí pomocí uhlí, větší třetina z jádra a ten zbytek (10 %) z obnovitelných zdrojů (zahrnutý i zdroje využívající biomasu). Česká republika by si tak teoreticky mohla dovolit jednu jadernou elektrárnu, nebo alespoň část uhelných zavřít. Bilance ČR je stále vyrovnaná a jsme dále energeticky – z hlediska elektřiny, soběstační. Ropu a plyn budeme muset dovážet vždy. „*Vzniká však problém se stabilitou soustavy, protože exportující uhelné elektrárny dodávají regulační služby do soustavy, která je takto proexportně nastavena.*“ (Beran, 2018, s. 29–30)

Graf č. 1: Výroba elektřina brutto (GWh)



Zdroj: ERÚ, 2021, s. 8

3.1.1 Česká energetika ve 21. století – skládá se budoucnost energetiky z jaderných elektráren?

ČEZ uvádí, jak už bylo zmíněno, že elektrizační soustava České republiky se skládá převážně z uhelné výroby, která se podílí na výrobě s více než polovičním podílem. V následujících letech bude tak docházet k zavírání uhelných elektráren. Česká republika se zavázala v rámci EU k programu snižování emisí CO₂. V plánu bylo uzavřít tepelné elektrárny do roku 2033.

Na obrázku č. 1 lze vidět grafické znázornění úbytku energetických zdrojů v ČR z materiálů vládního zmocnence pro jadernou energetiku. První mapa představuje stav výroben elektřiny a tepla v roce 2020 a poslední mapa tento stav v roce 2040 (ČEZ, 2020).

V současné době instalovaný výkon hnědouhelných elektráren je přibližně 10 800 MW_e, což představuje více než poloviční podíl na celkové produkované elektřině a do konce roku 2035 podle Státní energetické koncepce ČR se sníží na 6 400 MW_e (35 %), dále do roku 2040 až na 12,7 %, což je 2 600 MW_e. Podle plánu bude využívání uhelných elektráren prudce klesat a jejich podíl ke konci roku 2040 bude mezi 11-21 %. V roce 2040 lze také počítat s postupným odstavováním stávajících bloků jaderné elektrárny Dukovany, čímž se opět sníží instalovaný výkon v ČR o 2 040 MW_e. Po sečtení se jedná o deficit až 12 040 MW_e (ČEZ, 2020).

Dle ČEZ se dále sníží i instalovaný výkon uhelných bloků vlastněných Skupinou ČEZ ze současných 6 200 MW_e na přibližně 700 MW_e. Česká uhelná komise a Evropská legislativa může urychlit tento proces odstavování uhelných zdrojů. Stále více se zdůrazňuje

potenciál dostupnosti ostatních zdrojů elektrické energické a dalších nástrojů energetické politiky, mezi to patří i význam obnovitelných zdrojů a rostoucí nutnost energetických úspor. Státní energetická koncepce tyto faktory zohledňuje. Obnovitelné zdroje jsou klíčové a budou hrát při přeměně energetiky důležitou roli. Problémem pro Českou republiku je, že má pro rozvoj a využívání obnovitelných zdrojů přirozeně omezený potenciál. Tento potenciál je určen přírodními podmínkami a požadavky na ochranu životního prostředí. Vzhledem k rostoucímu významu elektromobility a samotné spotřeby odběratelů lze předpokládat zvýšenou poptávku po elektrické energii. Z již řečených důvodů lze odvodit, že jaderná energetika zůstane jako hlavní pilíř českého energetického mixu ve 21. století. Při řízení přenosové soustavy je důležité, že jaderné zdroje zaručují stabilní výkon a rovněž poskytují spolehlivost dodávek elektřiny v době, kdy jiné zdroje nejsou schopné dodávat elektrickou energii. U jaderných elektráren jsou vysoké vstupní náklady, ale naopak velmi nízké provozní náklady.

V ekonomickém hodnocení LCOE („Levelized Cost of Electricity“, přeloženo jako strukturovaná cena elektřiny se nachází vstupní náklady, provozní náklady, náklady na vyřazení z provozu, ale také i šedesátiprůvodovaná plánovaná projektovaná životnost a další. Jaderné elektrárny jsou v České republice konkurenceschopné ostatním zdrojům. Pomocí jaderných elektráren lze vytvořit za určitých podmínek levnou elektřinu pro koncové spotřebitele. Jaderná energetika má tak pozitivní vliv na ekonomiku celého státu. Tato fakta potvrzuje i Společenství pro hospodářskou spolupráci a rozvoj – OECD NEA. Do roku 2050 se Česká republika zavázala naplnit uhlíkovou neutralitu, kterou vyhlásila EU v souvislosti s ochranou životního prostředí pro omezení následků klimatických změn. Stavba nových jaderných zdrojů je v souladu s tímto plánem. Ve srovnání s provozem jiných energetických zařízení, provoz jaderných elektráren vypouští emise s omezeným množstvím skleníkových plynů (CO_2 a metanu). Stále více odborníků tvrdí, že uhlíkové neutrality nebude možné dosáhnout bez užití jaderných zdrojů v energetice. Dle předpokladů ušetří během očekávaného šedesátiprůvodovaného provozu jaderné bloky vypuštění (při stejném výkonu) cca 1 miliarda tun CO_2 oproti uhelné a cca 500 milionů tun CO_2 oproti plynové elektrárně.

„Světová jaderná asociace (World Nuclear Association) uvádí pro jadernou energii hodnoty emisí skleníkových plynů ekvivalentu CO_2 v rozmezí 2 - 130 t/GWh, přičemž pro studie provedené po roce 2000 se rozptyl zmenší na 1,8 - 48 t/GWh. Ve srovnání

s ostatními zdroji, lze jadernou energetiku zařadit mezi zdroje s nejnižšími emisemi skleníkových plynů:

- *vodní elektrárny 0,35 - 60 t/GWh,*
- *větrné elektrárny 7,9 - 30 t/GWh,*
- *solární elektrárny 14 - 200 t/GWh,*
- *plynové 290 až 930 t/GWh),*
- *černouhelné 879 - 985 t/GWh,*
- *hnědouhelné elektrárny až 1700 t/GWh.“ (ČEZ, 2020)*

Jistě každého napadla otázka, co se dělá s radioaktivními opady a vyhořelým jaderným palivem. Tato problematika se v České republice řeší následovně. Nízko a středně aktivní radioaktivní opady se kompromituji a na několik desítek let se ukládají do úložiště radioaktivního odpadu v Dukovanech a dále se o ně stará stát. Vyhořelé jaderné palivo se považuje za surovinu, která lze v budoucnu znovu využít, a proto se zatím skladuje v kontejnerech a stát uvažuje o vybudování hlubinného úložiště, kde by mohla být tato surovina ukládána (ČEZ, 2020).

3.1.2 Budoucnost uhelných elektráren

V předchozí kapitole je uvedeno, z jakých důvodů by měla Česká republika začít stavět jaderné elektrárny po uzavření tepelných elektráren v roce 2033. Ačkoliv nová analýza v roce 2023 uvádí že k uzavření tepelných elektráren by mohlo dojít mnohem dříve, než se předpokládalo.

Jak uvádí Kubátová (2023) konec uhelných elektráren bude určen ekonomikou, nikoli politikou. Druhý největší výrobce elektřiny v Česku Pavel Tykač uvedl, že s tím, jak se momentálně vyvíjí trh s cenou elektřiny, pravděpodobně se České republice už v roce 2025 nevyplatí elektřinu vyrábět. Rok 2026 bude ztrátový a rok 2027 bude pro uhelnou elektriku velice kritický. Stejný názor sdílí i monopol ČEZ, jakmile začnou elektrárny prodělávat, bude nutné elektrárny zavřít nebo odstavit. Cena elektřiny klesá a rostou ceny emisních povolenek, v poslední době jejich cena sice klesla, ale očekává se další růst. „*Důvodem je ohlášená evropská regulace, plánované stahování povolenek z trhu a postupný konec jejich bezplatného přidělování do roku 2034*“ (Kubátová, 2023).

Pokud by Česká republika uzavřela uhelné elektrárny, představovalo by to závažný problém pro energetickou bezpečnost. Česká republika by tak ztratila velkou část stabilní výroby elektriny pro základní zatížení. Jakmile by se přestalo těžit uhlí, země by ztratila celý výkon pro regulaci a většinu kapacity centralizovaného zásobování teplem. Stát není na zrychlený útlum uhelných zdrojů připravený, značná část politiků a expertů se spoléhalo na to, že ztráta uhelných zdrojů bude podpořena kapacitními platbami. Tyto platby vyplácejí evropské státy majitelům elektráren za to, že je drží v rezervě v případě potřeby. Je nutné, aby tento program schválila (notifikovala) Evropská komise, která jednak hlídá, aby nebyla narušena férová soutěž na trhu a také plnění klimatických cílů. Podobný systém má zavedené Polsko od roku 2021. Evropská komise ale momentálně neschvaluje ani kapacitní platby ani plynové elektrárny, které jsou řazeny dle udržitelnosti mezi zelené. „*Větrníky a soláry je třeba zálohovat fosilními elektrárnami, které za ně zaskakují, když „nesvítí – nefouká“.* Jaderné bloky pro vyrovnanávání výkyvů v jejich produkci nejsou vhodné. Nejsou tak flexibilní a regulace jejich pomocí by byla velmi drahá. Hlavně tu je ale časový nesoulad. I když se podaří splnit harmonogram na stavbu nového reaktoru v Dukovanech, nerozjede se dřív než v roce 2036. Problém živelného uhelného útlumu už ve druhé půli 20. let tak neřeší ani jádro, ani obnovitelné zdroje“ (Kubátová, 2023). Plynárenský expert Vratislav Ludvík uvedl, že řešením by byly soustavy malých kogenerací o různém výkonu. Ty lze stavět relativně rychle a mohou je postavit nejen velké domácí energetické firmy ale i investoři, jako jsou majitelé tepláren, průmyslových firem nebo obce.

Kubátová (2023) uvádí, že ČEPS neboli Česká elektroenergetická přenosná soustava počítá s tím, že bude vykupovat energii od velkého počtu malých výrobců přes agregátory, aby vyrovnalala výkyvy v elektrizační síti. ČEPS zodpovídá za provoz české energizační soustavy a již nějaký čas varuje, že se investice do energetiky nezačnou vyvíjet bez schválených investičních pobídek v Bruselu. Jak již bylo zmíněno, kapacitní platby by podpořily investice do zdrojů sloužících jako záloha, ale Česká republika je nemá u Evropské komise vyjednané. A to i navzdory tomu, že pracovní skupina, která se měla touto problematikou zabývat, vznikla již před několika lety. Po nátlaku ČEPS začala pracovní skupina v nedávné době jednat. Získat kapacitní platby je neustále složitější, proces je náročný a podmínky pro získání jsou stále náročnější. Existují i další nástroje, které by investorům měly zajistit návratnost nových elektráren a kogenerací, například dlouhodobé smlouvy (PPA kontrakty) nebo "rozdílové kontrakty", které zajišťují na řadu let minimální hranici výkupní ceny energie z nového zdroje.

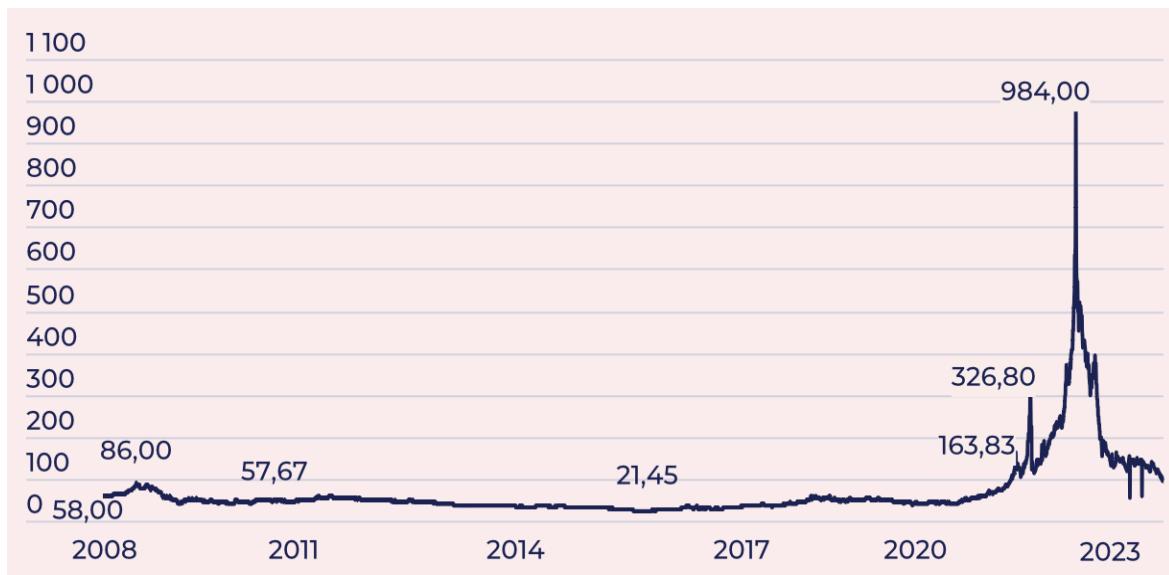
Pokud na trhu s elektřinou nedojde k obratu, například pokud se nezdraží plyn, což by vrátilo možnost pokračování uhelných elektráren, bude se muset Česká republika spolehnout na dovoz. Českou energetickou bezpečnost bude zajišťovat hlavně Německo. Na evropském trhu s neustále rostoucím podílem zelených elektráren budou ceny elektřiny kolísat. V létě nebo při větrném počasí na severu Německa bude elektřina levná, naopak pokud bude počasí nepříznivé bude cena vysoká. „*Pokud budeme muset kromě levné zelené elektřiny dovážet i „regulační“ energii v době nečinnosti solářů a větrníků, může to přijít české spotřebitele či daňové poplatníky velmi draho*“ (Kubátová, 2023).

3.1.3 Obchod s elektřinou na burze v Lipsku

Burza European Energy Exchange v Německu, konkrétně v Lipsku je pro obchod s energií vyrobenou v České republice velice důležitá. Právě zde se obchoduje s energiami pro střední Evropu. Nejedná se o jedinou burzu v Evropě, pro ČR je ale nejzásadnější. Jednotný trh buduje Evropa již více než 20 let. Jako každý jiný trh i trh s elektřinou stojí na principu nabídky a poptávky. Jedná se o nejzásadnější princip, který stanovuje cenu elektřiny a plynu (ČEZ, 2023).

ČEZ (2023) uvádí, že s elektřinou se obchoduje 24/7, jedná se o nejvíce obchodovanou komoditou na trhu. Trh je primárně hodinový, jednotlivé elektrárny na něj přicházejí a nabízejí elektřinu za danou cenu. Sudová (2023) uvádí, že je klíčové, aby se nabídka vyrovnila poptávce, protože elektřinu není zatím možné efektivně skladovat. Všechny nabídky se na burze seřadí a závěrná elektrárna poté určí cenu i pro ostatní. Tato cena se označuje jako marginální cena elektřiny. Závěrná elektrárna je poslední akceptovaná elektrárna, to znamená, že i elektrárny, které přišly s nabídkou nižší ceny, obdrží sazbu posledního zdroje. Čím vyšší je poptávka po energiích, tím je vyšší cena, protože cenu určují dražší elektrárny. Jak zmiňuje ČEZ (2023), především uhelné a plynové elektrárny stanovují ve středoevropském regionu cenu. Pokud je poptávka po elektřině vysoká, mají hlavní slovo. Jak už bylo řečeno, obnovitelné zdroje energie jsou nespolehlivé kvůli počasí, ale jsou nejlevnější. Plynové elektrárny slouží k tomu, aby pokryly výpadky dodávek obnovitelných zdrojů, ale také pokryly odstavení řady evropských uhelných, ale i některých jaderných elektráren. Plynové elektrárny se dají postavit relativně rychle a levně. Rovněž mají plynové elektrárny mnohem nižší emise skleníkových plynů než uhelné elektrárny. Všechny tyto důvody vysvětlují, proč cenu na trhu určují právě plynové elektrárny (Sudová, 2023).

Graf č. 2: Cena elektřiny na burze 2008-2023 (V EU, MWh)



Zdroj: PXE, Kubátová 2023

Sudová (2023) uvádí, že cena na burze se mění několikrát denně, nákupčí elektřiny musí proto sledovat situaci a hledat optimální čas pro nákup. Kromě burzy je možné nakupovat i u výrobců, přes brokery zprostředkovávající transakce nebo na spotovém trhu organizovaném Operátorem trhu s energiemi (OTE). Zde probíhá nákup okamžitý na aktuální den. Velcí dodavatelé si na burze často zajišťují cenu na stanovené období, například na několik měsíců nebo i let. Z toho důvodu se snižování nebo růst cen na burzách projevuje u cen běžných spotřebitelů se zpožděním. U svého dodavatele si tak lze zajistit fixaci ceny na několik následujících let. Skutečný problém nastává potom, co fixace skončí a do nově nastavených cen se propíšou aktuální zpravidla několikanásobně vyšší sazby.

Emisní povolenky mají velký vliv na koncovou cenu elektřiny. Jedná se o ekvivalent jedné tuny oxidu uhličitého, dusného nebo perfluorovaných uhlovodíků vypouštěných do ovzduší. Emisní povolenka je nástroj, jak do roku 2030 snížit emise v Evropě, jinými slovy je to určitá daň za znečištěné ovzduší (ČEZ, 2023).

Zastropování cen elektřiny

V září roku 2022 proběhlo zasedání evropských ministrů energetiky, kde vznikla evropská dohoda o zastropování cen elektřiny. Zastropování cen se týká elektřiny, která pochází z jiných než plynových zdrojů, dalším opatřením jsou povinné úspory ve spotřebě energie a zdanění mimořádných zisků producentům fosilních paliv. Cena elektřiny v roce 2023 tak nemohla stát více, než určila vláda. Cenový strop platí

pro domácnosti a firmy a představuje 6000 Kč za jednu MWh elektriny včetně DPH a distribučních poplatků (Sudová, 2023).

Jak uvádí Divinová (2023) nejpozději 1. ledna 2024 končí cenové stropy a elektrickou energii. Pro některé spotřebitele, kteří si v době kdy byla cena nejvyšší zafixovali cenu na delší dobu, mohlo zrušení cenového stropu neboli to, že za ně část ceny přestane platit stát, znamenat cenovou zátěž. Energetický regulační úřad přesně neví, kolika lidí se tato skutečnost týká, momentálně provádí šetření a kontaktování dodavatelů, aby zmapovali situaci a zjistili přehled o plánech jednotlivých dodavatelů při postupu vůči zákazníkům. Koncem roku 2023 bude jasné, kolik smluv s cenou dohodnutou na dobu určitou fixovanou nad vládním stropem bude aktivní. Dodavatelé již po uplynutí fixace svým zákazníkům nabídlí změnu tarifu. Nemusí se jednat o nejvýhodnější nabídku na trhu, například je většinou nabídka spojená s tím, že se zákazník musí na čas znova uvázat, že bude i nadále brát energie od stejného dodavatele. Ale i tak se jedná o lepší nabídku než platit cenu nad vládním stropem nebo hradit poplatky za předčasné ukončení smlouvy.

3.1.4 Proč je důležité predikovat ceny elektřiny a jaké jsou s predikcí spojené problémy

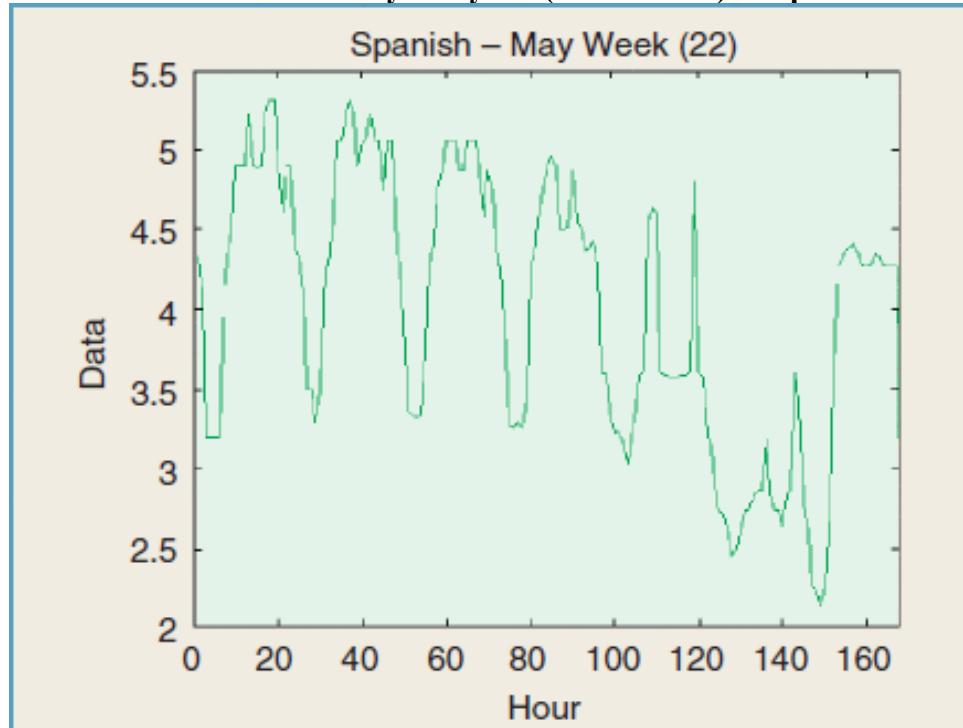
Autoři Amjadi a Hemmati (2006) zmiňují proč jsou významné předpovědi cen na trhu s elektřinou při nabídce nebo ochraně proti volatilitě. Trh s deregulovanou elektřinou je aukční trh a ceny na něm jsou velmi proměnlivé. Předpovídání cen se tak stalo velmi cenným nástrojem kvůli zmatkům z deregulace trhu s elektřinou. Všechny společnosti, které obchodují na trhu s elektřinou využívají predikce ceny kvůli nabídce a také jaké ochranu proti volatilitě. Při nabídce v systému „pool“ jsou účastníci trhu požádání, aby určili svou nabídku včetně cen a množství. „Pool“ znamená systém, ve kterém nabídky na výrobu a poptávky po elektřině jsou shromažďovány dohromady s cílem zjistit tržní cenu. V tomto systému výrobci elektřiny podávají nabídky, ve kterých specifikují, kolik elektřiny jsou ochotni dodat a za jakou cenu. Nabídky jsou seřazeny od nejnižší po nejvyšší, elektřina se pak nakupuje od nejlevnějších zdrojů, dokud není splněna celková poptávka. Společnost, která dokáže předpovědět cenu, si může přizpůsobit svůj vlastní cenový/produkční plán v závislosti na hodinových cenách a vlastních výrobních nákladech. Pomocí kvalitní predikce ceny na trhu a odhad jejího intervalu spolehlivosti může pomoci dodavatelům a nezávislým výrobcům elektřiny podávat efektivní nabídky s nízkými riziky. V rámci

bilaterálních kontraktů je předem oběma stranami, jak prodávajícím, tak nakupujícím, cena dohodnuta také za pomocí predikcí.

V článku Amjadi a Hemmati (2006) uvádí, že jedním z klíčových aspektů tržní vyvolávací ceny je její volatilita, která je zásadní pro výpočet průměrných ročních cen a odvození z nich cen bilaterálních kontraktů. Predikce tržní vyvolávací ceny a odhad intervalu spolehlivosti jsou velmi složité, protože strategie, kterou používají účastníci trhu jsou komplikované a jsou spojeny s nejistotou. Ve valné většině trhu s elektrinou vykazuje hodinová cena následující vlastnosti:

- vysoká frekvence,
- nestálý průměr a variace – nestacionarita,
- sezónnost,
- kalendářní efekty (víkendy a svátky),
- vysoká volatilita,
- vysoký podíl neobvyklých cen (obzvlášť, pokud je vysoká poptávka) způsobený neočekávanými a nekontrolovatelnými událostmi na trzích s elektrinou.

Obrázek č. 1: Hodinové ceny 22. týden (květen 2002) na španělském trhu

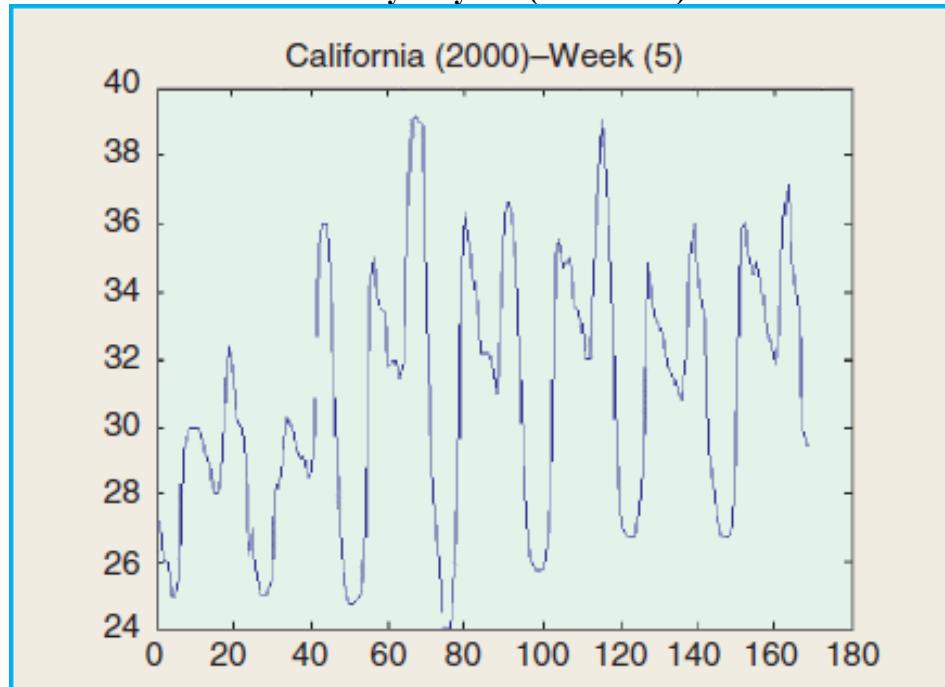


Zdroj: Ajmady a Hemmati, 2006

Amjadi a Hemmati (2006) jak důkaz uvádí příklad španělského a kalifornského trhu. Oba trhy jsou zobrazeny v obrázcích č. 1 a 2. Horizontální osy jsou vyjádřeny v hodinách,

na vertikálních osách jsou znázorněny hodnoty ceny vyjádřeny v a/KWh pro Španělsko a USD/MWh pro Kalifornii. Na obrázcích jsou vidět výše zmíněné vlastnosti hodinové ceny, časové řady jsou vysoce stochastické, což představuje problém při předvídání jejich budoucích hodnot.

Obrázek č. 2: Hodinové ceny 5. týden (únor 2000) na kalifornském trhu



Zdroj: Ajmady a Hemmati, 2006

3.1.5 Čína – největší znečišťovatel planety

Dle portálu ČT24 (2023) ohledně snižování emisí uhlíků půjde Čína vlastní cestou, jak uvedl čínský vůdce Si Ťin-pching. Čína je vzhledem k její velikosti klíčová v boji s klimatickou krizí a je zároveň největším znečišťovatelem i výrobcem zelené energie. Samotná Čína vypustí 29,9 % celosvětových emisí oxidu uhličitého a třetinu světových emisí skleníkových plynů. Pro porovnání Indie vypouští 6,7 %, Evropa 8,2 % a Severní Amerika 13,7 % celosvětových skleníkových plynů (Fakta o klimatu, 2022).

Čína provozuje 3092 uhelných elektráren a je zodpovědná za polovinu celosvětové spotřeby uhlí. Země musí přejít na nízkouhlíkové hospodářství, aby byla schopná dosáhnout globálních cílů v oblasti klimatu. „*Zpráva Mezivládního panelu pro klima (IPCC) uvádí řadu výhod, které by jí umožnily proměnit klimatickou výzvu v příležitost: rostoucí výnosy z výroby a vývoje nízkouhlíkových technologií, jako je větrná energie a skladování elektřiny, vysoká míra domácích úspor a vedoucí postavení v oblasti ekologického financování*

a schopnost vytvářet vysoce kvalifikovaná pracovní místa v odvětvích s vysokou produktivitou“ (ČT24, 2023).

Dle portálu ČT24 (2023) odhadem v Číně existuje již 54 milionů „zelených pracovních míst“. Z toho celé 4 miliony jsou v oblasti obnovitelných zdrojů energie. Země také uvedla, že končí s výstavbou uhelných elektráren v zahraničí a spíše se zaměří na podporu ostatních států v oblasti zelené a nízkouhlíkové energetiky. V posledních letech země investovala do čisté energie, také má solární kapacitu s větší kapacitou než zbytek celého světa a vede v oblasti větrné energie a elektromobilů. Zároveň země zrychlila schvalování nových uhelných elektráren kvůli „energetické bezpečnosti“, tento krok ale vyvolává obavy ekologů, že nové projekty mohou zpomalit a ztížit odklon od uhlí.

3.1.6 Energetická dovozní závislost ČR

Ministerstvo průmyslu a obchodu uvádí, že celková dovozní závislost měla rostoucí tendenci mezi lety 2008 až 2021. V roce 2008 představovala dovozní závislost 27,5 % a za 13 let vzrostla hodnota na 40,2 % v roce 2021. Tento trend byl způsoben poklesem spotřeby energie, útlumem primární produkce a také navýšením dovozů paliv a energií. Česká republika je silně závislá na dovozu zemního plynu a surové ropy, v roce 2021 představovala dovozní závislost u zemního plynu 92,1 % a u surové ropy 96,2 %.

Podle metodiky EUROSTAT je energetická dovozní závislost pro primární zdroje energie definovaná jako:

$$\text{energetická dovozní závislost} = \frac{\text{čistý dovoz}}{\text{celkové množství energie}}$$

$$\text{čistý dovoz} = \text{celkový dovoz} - \text{celkový vývoz}$$

(MPO, 2023, s. 2)

Tabulka č. 1: Zdrojová část energetické bilance – celkem

	Primární produkce (tuzemské zdroje)	Z jiných zdrojů & recyklované produkty	Dovoz	Vývoz	Celkové množství energie	Dovozní závislost
jednotky	PJ	PJ	PJ	PJ	PJ	%
2008	1 337	3	880	377	1 826	27,5
2009	1 289	0	852	381	1 743	27,0
2010	1 334	3	864	381	1 894	25,5
2011	1 355	4	895	368	1 826	28,8
2012	1 354	4	823	362	1 820	25,3
2013	1 269	3	852	350	1 801	27,9
2014	1 234	4	883	351	1 758	30,2
2015	1 195	4	918	352	1 759	32,1
2016	1 131	5	905	332	1 736	33,0
2017	1 145	4	1 000	323	1 815	37,3
2018	1 143	4	966	292	1 821	37,0
2019	1 112	4	1 004	270	1 801	40,8
2020	983	2	886	231	1 682	39,0
2021	1 020	3	999	282	1 783	40,2

Zdroj: MPO, 2023; CZS

Česká republika patří v porovnání s ostatními zeměmi EU mezi země s nízkou energetickou dovozní závislostí. Velkou dovozní závislost má ČR s Ruskem, v roce 2021 dosáhla hodnoty 25,4 %. Dále se zvyšovala dovozní závislost na Německu a Polsku. Mezi vybranými evropskými zeměmi dosahovalo nejnižší energetické dovozní závislosti v roce 2021 Norsko, zároveň bylo Norsko významným dovozem sировé ropy a zemního plynu (MPO, 2023).

3.2 Spotřeba energie

Hanzal (2017) ve své práci zmiňuje, že spotřebou elektrické energie je myšleno množství energie spotřebované v elektrickém zařízení a el. energie spotřebovaná při dopravě k danému zařízení. Spotřeba je vyjádřena ve watthodinách (Wh). Watthodina je jednotka, která vyjadřuje, jaké množství elektrické energie je potřeba pro provoz zařízení po dobu jedné hodiny. Další jednotky energie jsou kilowatthodiny (kWh), megawatthodiny (MWh), gigawatthodiny (GWh) a terawatthodiny (TWh). Elektrickou energii nelze ve větším množstvím skladovat, proto je potřeba pružně reagovat na aktuální potřebu vhodnou výrobou. Jsou v tomto momentě velice důležité predikce spotřeby energie

jak v krátkodobém, tak dlouhodobém horizontu. Z krátkodobého hlediska jsou predikce důležité kvůli zajištění dostačující výrobní kapacity zdrojů, aby se udržela rovnováha v soustavě. Z dlouhodobého hlediska jsou predikce potřeba pro výstavbu nových zdrojů energie a naopak.

3.2.1 Typy celkové spotřeby elektrické energie

Energetický regulační úřad uvádí, že celkovou spotřebovanou elektřinu lze rozdělit na dva základní typy, podle toho, jaké faktory jsou do celkové spotřeby zahrnuty. Jedná se o spotřebu brutto a spotřebu netto. Pojmem brutto označujeme hrubou spotřebu a netto čistou spotřebu. Podrobněji lze tyto dva pojmy definovat následovně:

- **Spotřeba brutto** zahrnuje spotřebu netto, technologickou vlastní spotřebu na výrobu elektřiny, spotřebu na přečerpávání v přečerpávacích vodních elektrárnách a ztráty v sítích (ERÚ, 2022).
- **Spotřeba netto** zahrnuje spotřebu všech odběratelů elektřiny (jak velkoodběratelé, tak maloodběratelé) dále spotřebu provozovatelů přenosové a distribuční soustavy, lokální spotřebu a technologické vlastní spotřebu energie na výrobu tepla (Hanzal, 2017).

Podle Energetického regulačního úřadu (ERÚ, 2022) je spotřeba brutto a netto definovaná takto:

- „**Tuzemská brutto spotřeba (TBS)** = TNS (tuzemská netto spotřeba) + spotřeba na přečerpávání PVE (prečerpávacích vodních elektráren) + celkové ztráty + $TVSe$ (technologická vlastní spotřeba na výrobu elektřiny).
- **Tuzemská netto spotřeba (TNS)** = $VO_z\ vvn + VO_z\ vn$ (celková spotřeba velkoodběratelů z napěťové hladiny velmi vysokého napětí + MOO (maloodběratelé obyvatelé - domácnosti) + MOP (maloodběratelé podnikatele) + spotřeba PPS a PDS (provozovatelé přenosové soustavy a provozovatelé distribuční soustavy) + lokální spotřeba (spotřeba subjektů přímo napojených na výrobu) + $TVSt$ (technologická vlastní spotřeba elektřiny na výrobu tepla)“ (ERÚ, 2022).

3.2.2 Energetická účinnost

Jedním z legislativních nástrojů je energetická účinnost. „*Energetická účinnost je míra množství energie použité k dosažení účelu, jako je vytápění místnosti. Energetická účinnost je optimální, pokud je možné dosáhnout přínosu s minimálním využitím vynaložené nebo obnovitelné energie a bez jakékoli ztráty. Čím je zařízení energeticky účinnější, tím více šetří energii, snižuje náklady a snižuje emise CO₂, které poškozují klima*“ (Vaillant, 2022).

Dle Evropského parlamentu (2023) energetická účinnost slouží jako nástroj pro dosažení udržitelných dodávek energie, snížení emisí skleníkových plynů, zlepšení bezpečnosti dodávek, snížení výdajů za dovoz, ale hlavně ke zlepšení konkurenceschopnosti v Evropě. Právní předpisy Evropské unie, které se týkají energetické účinnosti se za posledních 15 let zásadně změnily. V roce 2018 byl stanoven cíl do roku 2030 na snížení spotřeby energie v Evropské Unii o 32,5 %. V březnu 2023 bylo dohodnuto, že se sníží spotřeba primární energie o 38 % a konečná spotřeba energie o 40,5 % do konce roku 2030. „*Energetická účinnost představuje tudíž strategickou prioritu pro energetickou unii, která stojí na zásadě „energetická účinnost v první řadě“. Budoucí rámec politiky v oblasti energetiky pro období do roku 2030 a po tomto roce je předmětem jednání*“ (Evropský parlament, 2023).

3.2.3 Legislativa

Existuje velké množství faktorů, které ovlivňují spotřebu elektrické energie. Jak již bylo zmíněno, jedná se o faktory ekonomické, jako je HDP, příjem nebo cena energie, ale také klimatické – teplota. Spotřebu elektřiny lze dále ovlivňovat i jinými nástroji v rámci legislativy.

Jak zmiňuje Tichý (2020), tím, jak roste životní úroveň populace, zvyšuje se i nárůst spotřeby elektrické energie. Postupně se zvyšuje i technologická úroveň a rozvíjejí se elektrické spotřebiče, které jsou i čím dál tím více cenově dostupné. Dále roste poptávka po materiálu potřebnému k výrobě daných spotřebičů a tím se prodlužuje životní cyklus. Vychází z toho negativní i pozitivní důsledky. Pozitivním důsledkem je například nárůst HDP a zvýšení poptávky po el. energii. Negativním a závažným důsledkem je větší znečišťování životního prostředí, vypouštění většího množství skleníkových plynů a urychlování tak globálního oteplování. Pomocí legislativních nástrojů se snažíme tyto problémy řešit.

3.3 Výroba elektrické energie z obnovitelných zdrojů

Podle ČEZ (2024) patří k obnovitelným zdrojům energie v České republice využívání vodní energie, větru, slunečních paprsků, biomasy, bioplynu atd. Skupina ČEZ nejvíce vyrábí z vodních elektráren, poté z větrných elektráren, a nakonec spalováním biomasy. V České republice nemají zatím obnovitelné zdroje energie velké zastoupení, ačkoliv se předpokládá že jejich význam poroste.

3.3.1 Výroba elektrické energie z bioplynu

Jak uvádí portál Kalkulátor.cz (2021) využití bioplynu není žádnou novinkou. Bioplyn vzniká při přirozených procesech, když se organická hmota rozkládá bez přístupu kyslíku. Se zemním plynem má bioplyn společnou hlavní složku což je metan, v bioplynu je přítomný ze 70 % ačkoliv na rozdíl od zemního plynu je bioplyn obnovitelným zdrojem, který vzniká a tvoří se neustále. Bioplyn je tedy využití biologického odpadu, který vzniká především v zemědělství při chovu hospodářských zvířat. Při výrobě bioplynu vzniká odpadní látka, která se dále využívá jako velmi kvalitní hnojivo.

Bioplyn vzniká v bioplynové stanici, když je bioplyn po vyčištění spalován v kogenerační jednotce vytváří se elektrická energie a teplo. Jediným negativem bioplynu může být zápach, který by mohl ovlivnit obydlené oblasti. Jinak je výroba z bioplynu velice ekonomická a ekologická alternativa při výrobě elektrické energie.

3.3.2 Výroba elektrické energie z biomasy

Dle portálu O Energetice.cz (2017) je výroba elektrické energie spalováním biomasy vůbec nejstarší metodou výroby elektřiny. Biomasa se jako palivo pro získávání tepelné energie používá už od poloviny 18. století, fosilní paliva ji nahradili až v 19. století a momentálně se kvůli narůstajícímu důrazu na obnovitelné zdroje energie opět vrací. Pro energetiku je podstatná biomasa, která je energeticky využitelná. Energii je možné získávat teoreticky ze všech forem biomasy, vzhledem k tomu že každá živá hmota má jako základ uhlík a vazby uhlíku obsahují energii.

Jak uvádí portál ČEZ (2024) nejstarší formou získávání energie z biomasy je spalování, při tomto procesu dochází k rozkladu biomasy (organického materiálu) na hořlavé plyny. Následně se při oxidaci uvolňuje energie, CO₂ a voda. Ačkoliv na rozdíl od fosilních paliv při spalování biomasy dochází k téměř nulové bilanci oxidu uhličitého. Podíl těkavé hořlaviny u biomasy je velmi vysoký – u dřeva 70 % a u slámy 80 % a plyny,

které vznikají mají různé spalovací teploty. Proto aby se palivo spálilo celé je potřeba vysoká teplota, účinné míchání se vzduchem a dostatečný prostor, aby plyny shořely tam, kde je potřeba a nezačaly hořet například až v komíně.

Dle portálu O Energetice.cz (2017) je výhodou výroby elektrické energie z biomasy využití odpadu, dostupnost technologií pro spalování, vyrovnaná bilance CO₂ apod. Mezi nevýhody patří účinnost při výrobě elektřiny, někdy nutná úprava paliva, vysoké náklady na některé typy úprav, náklady na dopravu a nutnost skladovacích prostor. Výroba z biomasy je tedy ekologická ale není již tolik ekonomická, protože se s ní pojí vysoké náklady.

3.3.3 Výroba elektrické energie z vodních elektráren

Dle portálu ČEZ (2024) představuje výroba elektřiny z vodních elektráren řadu výhod – nezatěžují životní prostředí, je to levný zdroj elektrické energie a energie je rychle dostupná. Ačkoliv podmínky pro výrobu elektrické energie z vodních elektráren nejsou v České republice ideální, i tak hrají důležitou roli. Problémem jsou geografické podmínky, jelikož v ČR nemají toky dostatečný spád a není zde dostatečné množství vody. I přesto, že podíl výroby elektřiny z vodních elektráren není příliš vysoký, i tak vodní elektrárny slouží jako doplňkový zdroj výroby elektrické energie. „Využívají především své schopnosti rychlého najetí na velký výkon, a tedy operativního vyrovnání okamžité energetické bilance v elektrizační soustavě ČR.“ (ČEZ, 2024)

Portál ČEZ (2024) uvádí, že velké vodní elektrárny jsou umístěny na toku Vltavy, kromě Dalešic, Mohelna, Dlouhých Strání a Střekova. Společně tvoří vltavskou kaskádu. Ve Štěchovicích je dispečink, který vodní elektrárny řídí a jejich provoz je automatický.

Jak uvádí portál O Energetice.cz (2016) u vodních elektráren jsou velké počáteční investice, do kterých je započítána výstavba přehrady, zajištění lokality, nákup materiálu a zajištění infrastruktury. Velkým pozitivem jsou minimální provozní náklady, a to hlavně díky absenci paliva. Oproti ostatním elektrárnám představují vodní elektrárny levný zdroj energie a elektřinu jsou pak schopné nabízet za podstatně nižší cenu.

3.4 Faktory ovlivňující spotřebu elektrické energie

Pro sledování vývoje spotřeby elektřiny je třeba znát faktory, které mají na spotřebu vliv jak České republice, tak mezinárodně. Je třeba rozlišovat časové intervaly, ve kterých by mohly mít tyto faktory neopomenutelný vliv na spotřebu elektrické energie.

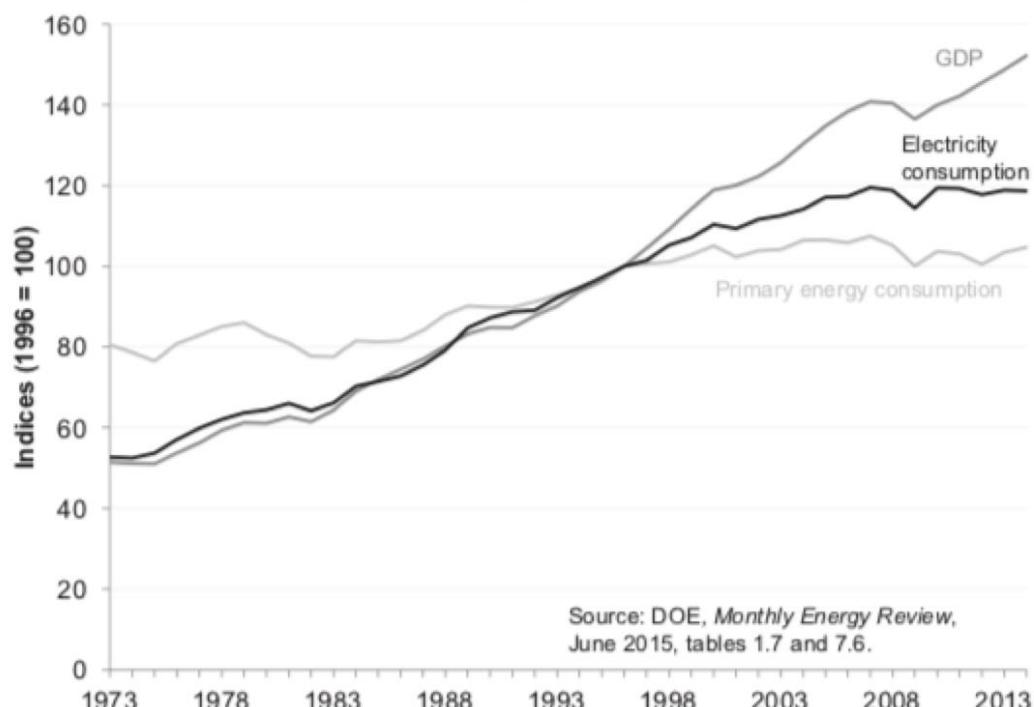
Z krátkodobého hlediska se jedná o časový interval v řádech několika dnů. Z dlouhodobého hlediska se jedná o interval, který dosahuje měsíců až několika let. Tato diplomová práce se bude věnovat zkoumání v dlouhodobém horizontu a faktory budou zaměřeny pouze na delší časový interval. Tři hospodářské krize, které jsou v práci rozebírány trvaly roky a faktory tak ovlivňovaly vývoj spotřeby a cen energie dlouhodobě.

Existuje mnoho prací, které analyzují korelace mezi spotřebou energie a hospodářským růstem. Většina těchto prací je zaměřena na určitou zemi nebo země. Málo z nich, až skoro žádné nepohlíží na problematiku všeobecně. Článek s názvem „*Electricity consumption-growth nexus: Evidence from panel data for transition countries*“ pojednává o výzkumu, při kterém bylo zkoumáno 15 evropských zemí - Albánie, Bělorusko, Bulharsko, Česká republika, Estonsko, Litva, Lotyšsko, Makedonie, Moldavsko, Polsko, Rumunsko, Ruská federace, Srbsko, Slovenská republika a Ukrajina v letech 1990 až 2006. Výzkum ukázal že neexistuje dlouhodobá závislost mezi spotřebou energie na obyvatele a reálnym HDP na obyvatele. Navíc vzhledem k tomu, že nebyla nalezena žádná kointegrace, nelze provádět další testy jako například test kauzality, které by zkoumaly, zda má spotřeba energie vliv na hospodářský růst a naopak. Celkově z článku vychází, že v dlouhodobém horizontu nemá HDP vliv na spotřebu elektrické energie, alespoň ne v těchto evropských zemích. Ačkoliv je nutné podotknout, že autor zde zmiňuje, že se názory, fakta a výsledky analýz v tomto směru často rozdělují a je potřeba se dané problematice v budoucnu více věnovat (Acaravci, Ozturk, 2010).

Článek s názvem „*Electricity Consumption and Economic Growth: A New Relationship with Significant Consequences?*“ také zkoumá ekonomické faktory ovlivňující spotřebu energie v USA. Ve článku je zobrazen graf č. 3, který znázorňuje vývoj spotřeby elektřiny a HDP v USA v letech 1973 do roku 2013. Z grafu č.3 lze vidět, že křivky spotřeby elektřiny a HDP se vyvíjí dlouhé období stejně, až se v jednom bodu začnou oddělovat. Článek pojednává o hypotézách, proč k tomuto oddělení došlo. Jedna z hypotéz říká, že došlo ke zlepšení energetické účinnosti, což způsobilo zmírnění růstu spotřeby elektřiny, ale HDP se neustále navyšovalo. Energetická účinnost představuje důležitou roli moderních budov a zařízení, které fungují na elektřinu. Další hypotéza hovoří o tom, že se v daný moment zvýšilo využití informačních a komunikačních technologií. Ačkoliv se může na první pohled zdát, že by měl být efekt opačný, není tomu tak. Tím, že se komunikační technologie zaměřují na vysokou efektivitu, dbají i na efektivní využití ICT při nízké spotřebě el. energie. Další hypotéza, která je v článku napsaná, zmiňuje myšlenku,

že při snížení nárůstu spotřeby elektřiny při stejném nárůstu HDP znamenalo navýšení cen elektřiny. Tato hypotéza je založena na tom, že pokud se zvýší ceny energií, donutí to spotřebitele ke koupi elektrických spotřebičů s vyšší energetickou účinností. Tento krok se projeví v dlouhodobém horizontu jako snížení spotřeby energie (Hirsh, Koomey, 2015).

Graf č. 3: Vývoj spotřeby elektrické energie a HDP v USA v letech 1973 až 2013



Zdroj: Hirsh, Koomey, 2015

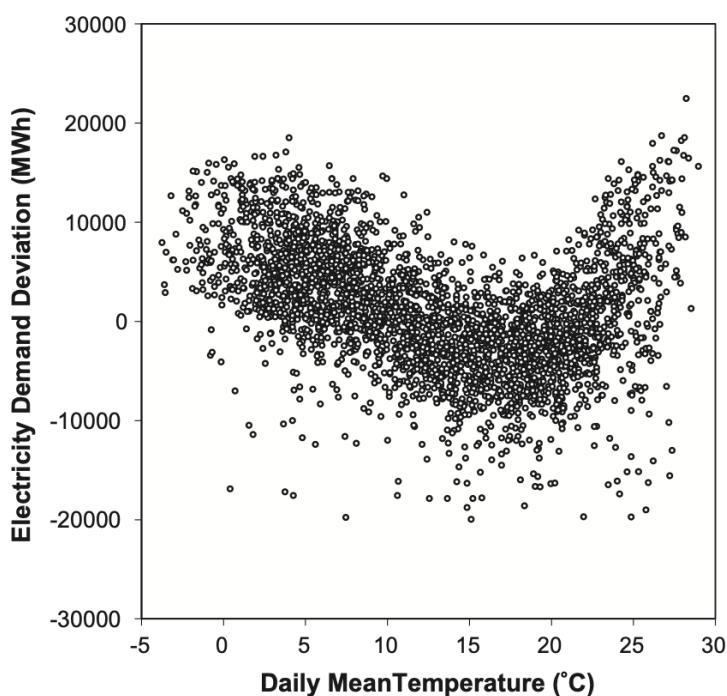
Další podobný článek nese název „*The long-run causal relationship between electricity consumption and real GDP: Evidence from Japan and Germany*“, který je primárně zaměřen na statistickou analýzu dlouhodobých vztahů mezi celkovou spotřebou elektřiny a reálným HDP v období 1996 až 2015 v Německu a Japonsku. V tomto případě bylo zjištěno, že mezi celkovou spotřebou elektřiny a reálným HDP existuje silný kointegrační vztah (Ikegami, Wang, 2010).

Na základě zmíněných článku lze předpokládat, že HDP může ovlivňovat spotřebu elektrické energie. Odpověď ale není tak jednoduchá a je nutné zahrnout všechny faktory, které by mohly mít dále významný vliv.

Další důležitou skupinou faktorů jsou klimatické podmínky. Klima patří mezi parametry, které dlouhodobě ovlivňují spotřebu elektrické energie. I na toto téma lze najít mnoho dostupných článků. Jeden z nich se jmenuje „*Is temperature change a key*

“driver of the regional differences in electricity consumption of the economic sectors in Spain (2000–2016)?“ V tomto článku je popisovaná studie, která zkoumala, jaký vliv měla klimatická změna na spotřebu elektřiny ve Španělsku mezi lety 2000 až 2016. Španělsko je zemí s mnoha teplotními pásy, práce tak analyzuje spotřebu elektřiny na obyvatele v jednotlivých pásmech prostřednictvím časoprostorové dekompoziční analýzy. Výsledky ukázaly, že klimatické změny ovlivnily spotřebu el. energie na obyvatele (Román-Collado, Colinet-Carmona, Fárez-Plasencia, 2023).

Graf č. 4: Vztah mezi teplotou a odchylkou v poptávce po elektřině v Itálii



Zdroj: Apadula, Bassini, Elli, Scapin, 2012

Článek s názvem „Relationships between meteorological variables and monthly electricity demand“ rovněž pojednává o dané problematice. Hlavním cílem této studie je analyzovat vliv meteorologické proměnlivosti na měsíční poptávku po elektřině v Itálii. Zkoumá se, jak faktory teplota, větrnost, oblačnost a vlhkost ovlivňují poptávku po elektřině v jednotlivých měsících. V práci je znázorněn následující graf ukazující, jak teplota ovlivňuje odchylku v poptávce po elektřině. Z grafu je patrné že poptávka byla vyšší při maximálních a minimálních teplotách. Studie je zakončená použitím regresního prognostického modelu, díky kterému je možno předpovědět poptávku po elektřině

v následujících měsících. Práce potvrzuje, že klimatické teploty zásadně ovlivňují poptávku po elektřině a tím i její spotřebu (Apadula, Bassini, Elli, Scapin, 2012).

Autoři Dedeogl a Kaya (2013) ve své práci s názvem „*Energy use, exports, imports and GDP: New evidence from the OECD countries*“ zkoumají vztah mezi spotřebou energie a HDP, spotřebou energie a vývozem a spotřebou energie a dovozem na agregátní úrovni v zemích OECD. Za pomocí panelové kointegrace a Granferovo teorému se zkoumá přítomnost dlouhodobé závislosti mezi dvojicemi proměnných. Bylo zjištěno, že dovoz vyžaduje elektrickou energii na přepravu dováženého zboží, proto zvýšení přílivů obchodní toků znamená zvýšení spotřeby elektrické energie. Dovoz zvyšuje spotřebu elektrické energie zejména pokud se jedná o energeticky náročné výrobky jako jsou automobily, stroje atd.

3.5 Faktory ovlivňující cenu elektrické energie

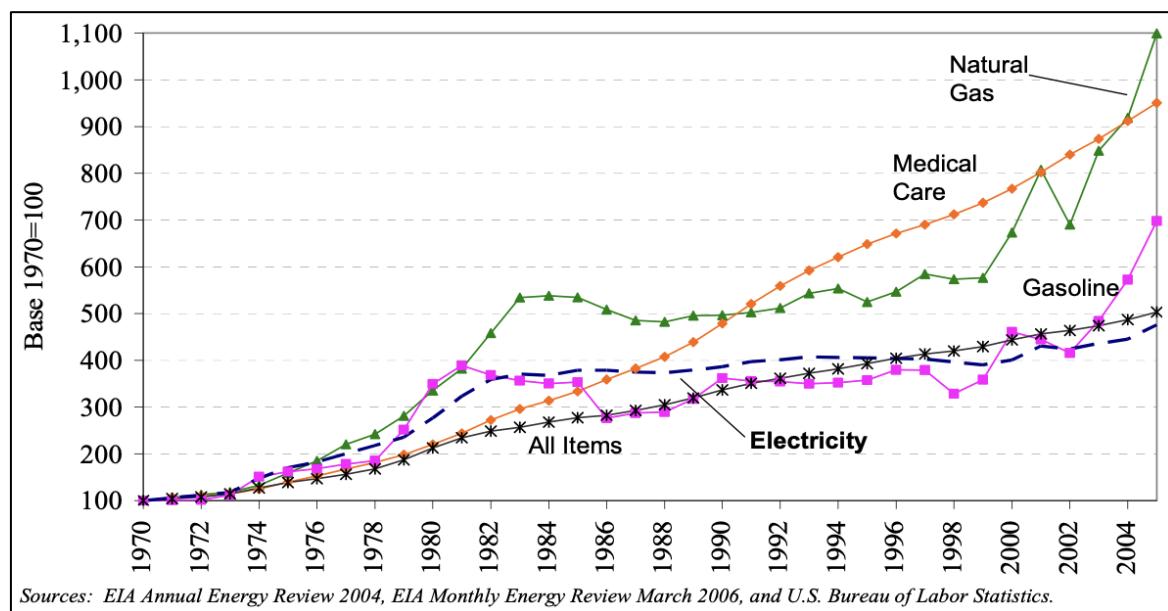
V předchozí kapitole byly podrobně popsány faktory, které ovlivňují spotřebu elektrické energie. Na spotřebu elektrické energie má podstatný vliv cena elektrické energie. V následující kapitole jsou rozebrány faktory ovlivňující cenu elektřiny.

Autor Hirth (2018) publikoval článek s názvem „*What Caused the Drop in European Electricity Prices? A Factor Decomposition Analysis*“ rozebírá, co způsobilo pokles elektrické energie mezi lety 2008–2015 v Německu a Švédsku. V Německu bylo zjištěno, že výrazný vliv na cenu elektřiny měla expanze obnovitelné energie (větrné, solární a také bioenergie). Cenu dále ovlivnila cena pohonných hmot, ceny černého uhlí a zemního plynu. Další výrazný vliv měl kolaps cen EU ETS (European Union Emissions Trading Systém), poptávka po elektřině a investice do uhelných elektráren a elektráren na zemní plyn. U Švédska byly výsledky podobné, až na faktor ceny zemního plynu, který neměl na cenu vliv.

Analýza vydaná The Battle Group (2006) s názvem, „*Why Are Electricity Prices Increasing?*“ vypovídá o tom, proč roste cena elektrické energie, a navíc zmiňuje i faktory, které mají na cenu vliv. Konkrétně zkoumá cenu elektrické energie ve Spojených státech amerických. Uvádí, že hlavním důvodem, proč roste cena za elektřinu je růst nákladů na palivo. V rámci celého odvětví bylo zjištěno, že náklady na palivo představují přibližně 95% růstu nákladů, které americké energetické společnosti zaznamenaly od roku 2000 do 2005. Cenu elektřiny tak ovlivňuje cena zemního plynu – vysoké ceny zemního plynu mají obrovský dopad na cenu elektřiny, protože na mnoha krátkodobých a spotových

trzích s elektrinou v celé zemi určují ceny výrobců elektřiny spalující zemní plyn. Dále cena ropy, tak ovlivňuje náklady na další palivo, například náklady na těžbu a přepravu uhlí. Cena uhlí bezprostředně ovlivňuje cenu elektrické energie, obzvlášť země, které mají energetický sektor složený převážně z tepelných elektráren. Posledním faktorem je cena uranu, což je primární složka jaderného paliva, které je rovněž hojně využíváno pro výrobu elektřiny.

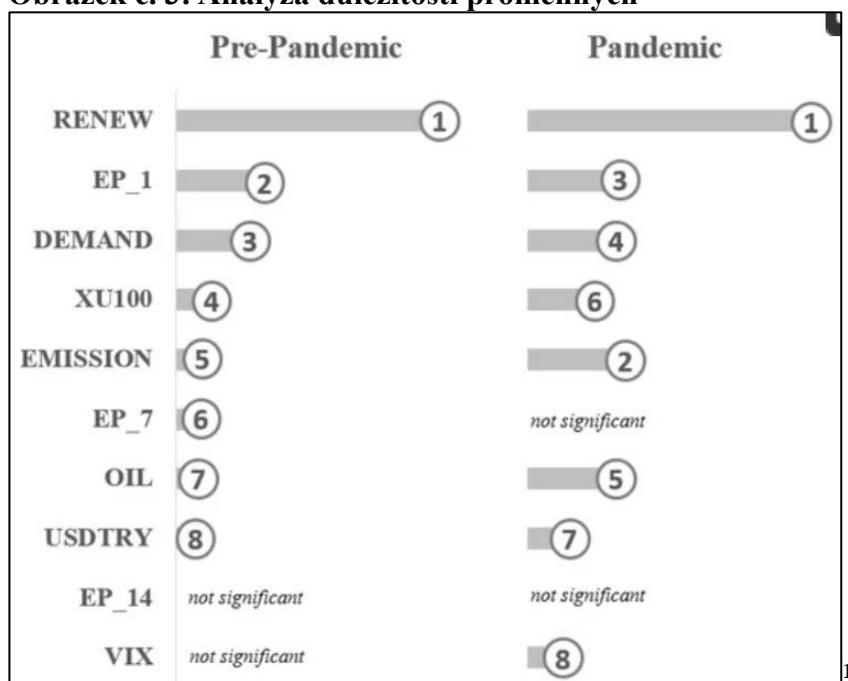
Graf č. 5: Srovnání vývoje cen elektřiny a ostatních spotřebitelských cen v USA od roku 1970 do 2004



Zdroj: The Battle Group, 2006

Autoři Ertugul, Kartal, Depren a Soytas (2022) publikovali analýzu s názvem „*Determinants of Electricity Prices in Turkey: An Application of Machine Learning and Time Series Models*“ ve které zkoumají predikční výkonnost alternativních algoritmů strojového učení a ekonometrický modelů časových řad pro denní ceny elektřiny v Turecku. Analýza dále definuje determinanty cen elektřiny s ohledem na sedm globálních, národních a s elektřinou souvisejících proměnných, jako například i pandemii COVID-19. V práci je provedena analýza důležitosti proměnných k určení faktoru, který nejvíce ovlivňuje cílovou proměnnou neboli cenu, viz obrázek č. 3. Z analýzy vyplývá že před pandemií i po pandemiích nejvíce ovlivňuje cenu elektřina z obnovitelných zdrojů, druhý a třetí faktor měl téměř stejnou důležitost a je to jednodenní zpoždění ceny elektřiny a spotřeba elektřiny v předpandemickém období. Cena ropy ovlivnila cenu více po pandemii stejně jako emise peněž CBRT. Dále je z obrázku č. 1 vidět, jaké faktory neměly statisticky významný vliv.

Obrázek č. 3: Analýza důležitosti proměnných



Zdroj: Ertugul, Kartal, Depren a Soytas, 2022

Článek s názvem „*Impacts of Imports and Natural Gas on Electricity Prices: The Case of Ontario*“ zkoumá vzájemné působení cen elektřiny a zemního plynu a také jaký vliv má obchod (import) na cenu elektřiny. Za pomocí ekonometrického modelování se zjišťuje, do jaké míry se zemní plyn podílí na výrobě elektřiny a také zda cena zemního plynu ovlivňuje cenu elektrické energie v Ontariu v Kanadě. Analýza prokázala, že cena zemního plynu ovlivňuje cenu elektřiny (Kharbach, Pineau, Fredettem, 2010).

3.6 Hospodářské krize a jejich vliv na energetický sektor

V následujících kapitolách jsou rozepsány tři velké hospodářské krize, které zasáhly celý svět včetně České republiky. Jedná se o globální finanční krizi, která započala v USA v roce 2007, pandemii COVID-19, která započala v Číně v roce 2019 a válku na Ukrajině, která trvá od února 2022.

¹ Číselné označení představuje největší vliv na cenu elektrické energie; RENEW – obnovitelné zdroje, EP_1 – zpožděná cena elektřiny o jeden den, DEMAND – spotřeba elektřiny, XU100 – index, EMISSION – emise peněz CBRT, EP_7 – zpoždění ceny el. o 7 dní, OIL – cena ropy, USDTRY – převod měny, EP_14 – zpoždění cen el. o 14 dní, VIX – index volatility

3.6.1 Finanční krize 2008–2009

Finanční krize se řadí mezi systematickou finanční krizi, zpočátku se jednalo pouze o hypoteční krizi v USA, postupem času se z ní stala krize celosvětová.

V prosinci 2007 předpovídal recesi, která zasáhne nejenom USA, americký ekonom Nouriel Roubini. I prezident Světové banky poukazoval na vážné ekonomické zpomalení i na možnost rozšíření do evropských zemí začátkem roku 2008, rovněž i člen bankovní rady ECB Erkki Liikanen, který tvrdil, že se mezinárodní ekonomika nachází před významným poklesem (Dvořák, 2008, s. 309, 311). I když existovalo mnoho prognóz, které se o finanční krizi mýlily, tito pánové měli ve svých prognózách pravdu a ke globálnímu úpadku ekonomiky skutečně došlo arovňěž i k celosvětové recesi.

Mráček (2009) říká, že příčiny finanční krize jsou spletité a existuje celý komplex faktorů, které ji vyvolaly. Nedostatky regulatorního prostředí měly značný vliv na průběh a vznik krize. V mezinárodním měřítku byl slabý podíl finančních produktů, služeb podléhající regulaci a finanční inovace. Vznik finanční krize byl umocněn propojením řady faktorů a okolností v americké ekonomice a společnosti. Jedná se o:

- „snahy o vyšší výnosy spojené s rizikovějšími investicemi v podmírkách nízké inflace a nízkých úrokových sazeb (dlouhodobé přehřívání americké ekonomiky),
- politické zájmy na širší dostupnosti vlastnického bydlení,
- oslabení pozornosti věnované riziku ve finančním sektoru (subprime klienti, sekuritizace, nedostatečný monitoring úvěrového procesu), selhání ratingových agentur, de-intermediation a posilování „stínového“ bankovního sektoru,
- psychologické a sociologické aspekty (rostoucí „chamtvost“ bankéřů, silící styl žití na dluh často ve spojení se snižující se odpovědností značné části nových generací“ (Mráček, 2009 s. 36).

Dle Mráčka (2009) jsou hlavními faktory, které vedly k selhání finančních trhů následující: propojení makroekonomických příčin a závažných nedostatků při řízení rizika, také nedostatky v činnosti ratingových agentur, v corporate governance, v regulaci a dohledu a také v globální institucionální slabosti.

Průběh finanční krize

Problémy začaly již na počátku roku 2007 v USA. Nejdříve byl zasažen hypoteční trh, kde vznikaly nesplacené investice společností Fannie Mae a Freddie Mac. Tyto dvě hypoteční investice poskytovaly tzv. subprime hypotéky neboli dávaly hypotéky lidem z chudší vrstvy obyvatel, kteří neměli příliš vysokou finanční gramotnost. Jednalo se o rizikovou skupinu obyvatel, např. ti kteří měli špatnou kreditní historii nebo u nich hrozilo vysoké riziko ztráty zaměstnání. Velkou roli sehrály nízké úrokové sazby, které zapříčinily úrokovou expanzi (Adamová, 2010, s. 13). Od poloviny roku 2007 začaly problémy se splácením dluhů a úvěrů, což vyvolalo řetězovou reakci zhoršení bankovních bilancí, úpadku cen nemovitostí, zbavování se akcií a k uchovávání spíše peněžní hotovosti (Fárek, 2009, s. 4–5).

Dle Dvořáka (2008, s. 311, 321–322) velké množství půjček způsobilo nedostatečnou likviditu, což způsobilo na peněžním trhu úpadek mezibankovního půjčování. Americká bankovní asociace oznámila začátkem roku 2008, že v posledním čtvrtletí roku 2007 dosáhla míra nesplacených úvěrů nejvyšší úrovňě za posledních 15 let. Důsledkem toho se snížil počet dlouhodobých úvěrů a začaly upadat investiční banky v Americe. Bear Stearns se dostala do problému v březnu roku 2008, které pomohli k záchraně americké ministerstvo financí a Federální rezervní fond (Fed), který poskytnul úvěr ve výši 30 mld. USD. Vláda a Fed zachránili také pojišťovnu AIG – Fed poskytl úvěr 85 mld. USD a vláda převzala 80 % akcií (Holman, Loužek, 2008, s. 63).

Jak je zmíněno v článku s názvem „*Economic Crisis in Europe: Causes, Consequences and Responses*“ pomoci se nedostalo investiční bance Merril-Lynch a také Lehman Brothers. Právě úpadek Lehman Brothers v říjnu 2008 zesílil úvěrovou krizi a je považován na dovršení finanční krize. ECB, Fed, Anglická centrální banka a další centrální banky snížily základní úrokové sazby jako reakce na setrvávající problémy. Toto snižování přetrvávalo i další měsíce. Vláda brzo zjistila, že pro obnovu normálního fungování bankovního systému není snižování sazby pro poskytnutí likvidity dostačující (Szekely, van den Noord, 2011, s. 9–10).

Finanční krizi a její negativní důsledky pocítila hlavně západní Evropa. Finanční instituce zaznamenaly úpadek zisků a mnohdy i velké ztráty. Do největších problémů se dostaly banky s hospodařením napojené na USA – britské a švýcarské (Čermák, 2008). Jak zmiňuje Adamová (2010, s. 14) na začátku roku 2007 započala v Německu podobná situace jako v USA – hypoteční krize zasáhla největší německou banku Deutsche Bank.

Banka byla nucena z části rozprodat své podíly v jiných firmách, aby získala potřebné finanční zdroje.

Dle Dvořáka (2008, s. 297, 304) dorazila v dubnu 2008 hypoteční krize do Velké Británie. Objem úvěrů překročil objem vkladů asi o 530 mld. GBP – předpokládala anglická centrální banka. Northern Rock byla první banka, která nebyla schopná dostát svým závazkům. Zachránila ji anglická centrální banka intervencí ve výši 4,4 mld. GBP, později ji zestátnila britská vláda (Aktuálně.cz, 2008).

UBS – největší švýcarská banka skončila také v krizi. Podle ekonoma Patria Finance Davida Marka doplatila tato banka na americkou finanční krizi nejvíce ze všech evropských bank. Kvůli investicím do cenných papírů krytých rizikovými hypotékami z USA se dostala banka do problémů. Od singapurské vládní investiční společnosti dostala banka podporu ve výši 13 mld. USD, rovněž získala finanční pomoc od švýcarské centrální banky. Banka byla také nucena propustit 1500 pracovníků a zrušila vyplácení dividend (Cvrček, Králíček, 2008).

Zmíněné banky představují pouze malou část bank, které zasáhla finanční krize. Další bankovní instituce, které žádaly o pomoc byla například belgická bankovní jednička Fortis, britská hyporeční banka Bradford & Bigley, německá Hypo Real Estate, islandská Glintr nebo francouzská Société Générale (Stuchlík, 2008).

Důsledky krize na energetický sektor ČR

Dle Euro.cz (2009) ovlivnila finanční krize výrazně také energetický sektor. Vliv měla především na vývoj cen energetických surovin i energií. Od roku 2008 do roku 2009 klesly meziročně ceny energií až o 40 %. V únoru 2009 byl zaznamenán nejvyšší propad ceny elektřiny – o 18 %. „*Spekulace na energetických burzách, nedostatek likvidity, nedostatečné zabezpečení rizik a nízké obchodní marže v důsledku konkurenčního boje o velkého zákazníka způsobily značné potíže většině nových nezávislých obchodníků na českém elektroenergetickém trhu. Největší problémy potkaly společnost Moravia Energo, která byla dříve často označována za „štiku v českém energetickém rybníku“.* V březnu 2009 však společnost Moravia Energo skončila v konkurzu a zanechala po sobě dluhy ve výši téměř pěti miliard korun.“ (Euro.cz, 2009). V případě krachu Moravia Energo využila společnost „dodavatele poslední instance“, což znamená že zákazníci krachujícího dodavatele využijí předem domluveného dodavatele, a to i včetně cen za podmínek stanovených Energetickým regulačním úřadem. ERÚ společně s ČEZ, PRE a E.ON vyřešil

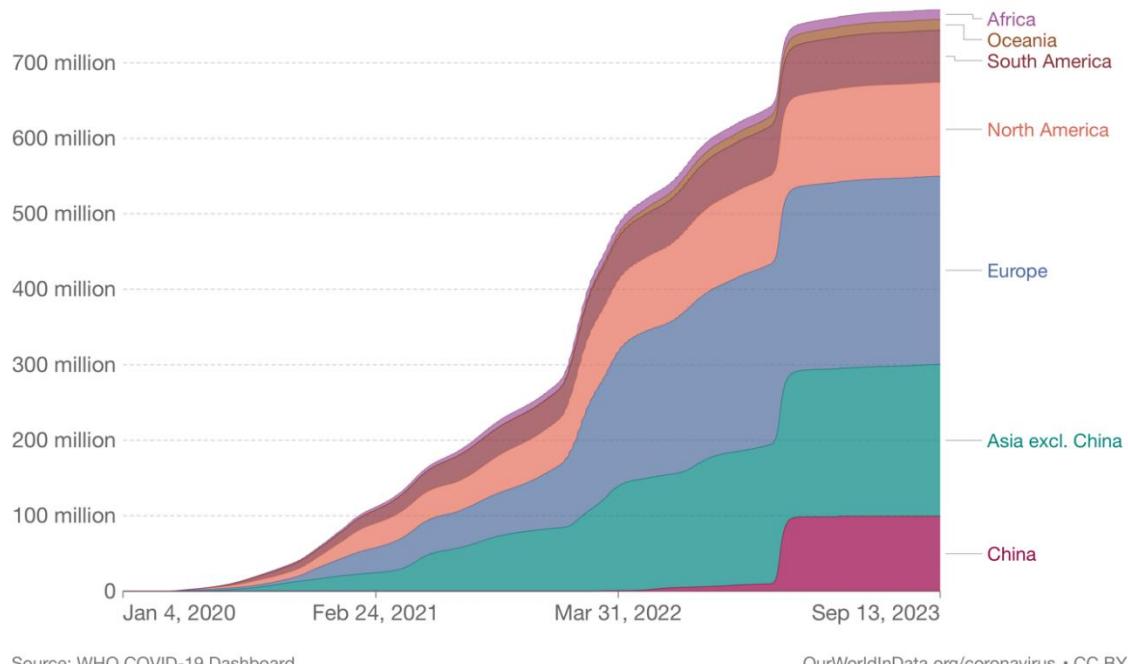
situaci takovým způsobem, že zákazníci ani nevěděli, že v České republice zkrachoval čtvrtý největší dodavatel elektřiny.

Mnoho zákazníků si v roce 2008 nasmlouvalo cenu energie na dva až tři roky dopředu, protože očekávali další růst ceny energií. Smluvní cena byla okolo 80 EUR za megawatthodinu, ačkoliv elektrická energie na jaře 2009 byla dostupná za 50 EUR za megawatthodinu. Kvůli snížení ceny došlo k přetlaku nabídky.

3.6.2 Pandemie Covid-19

COVID-19 byla celosvětová pandemie koronavirové choroby způsobena respiračním syndromem SARS-CoV-2. První případ dle světové zdravotnické organizace (WHO) byl identifikován 1. prosince 2019 v čínském městě Wu-Chan. Nelze s jistotou určit, kde přesně došlo k první infekci. Za místo, kde došlo k prvotní nákaze člověka, se považuje velkoobchodní trh s mořskými plody Chua-nan. S největší pravděpodobností jsou původem viru netopýři, ti nakazili jiné zvíře. Původně se myslelo, že se jednalo o luskouny, nové studie ukazují, že to byli toulaví psi. Organizace WHO sestavila tým, který provádí řadu výzkumů, aby zjistili odkud vir pochází (Mallapaty, 2020). Vědět původ viru je velice důležité pro prevenci nakažení dalšími jinými viry.

Graf č. 6: Kumulativní potvrzené případy COVID-19 podle světových regionů



Source: WHO COVID-19 Dashboard

OurWorldInData.org/coronavirus • CC BY

Zdroj: Our World in Data, 2023

Prvotní dopady pandemie na českou ekonomiku

Vláda v reakci na pandemii zavedla opatření, která v některých odvětvích dočasně zastavila ekonomickou aktivitu. Tato rozhodnutí bylo podpořeno, když některé firmy spontánně dočasně přerušily výrobu. V další fázi vyhlásila vláda nouzový stav a přijala řadu dalších opatření, aby zamezila šíření nákazy (Ambriško, Gec, Michálek, Šolc, 2020). „Postupně byly uzavřeny školy, restaurace, hotely, poskytovatelé služeb a většina obchodů a byly zrušeny všechny hromadné akce“ (Ambriško, Gec, Michálek, Šolc, 2020). Dále také došlo k uzavření hranic pro osobní přepravu. V českém automobilovém průmyslu, a i v ostatních průmyslových odvětvích bylo na firemní úrovni rozhodnuto o dočasném pozastavení či výrazném omezení výroby.

Adam a Michl (2021) od začátku pandemie sledovali pomocí Rushin indexu jaké dopady má pandemie na českou ekonomiku. Od dubna 2020 se na stránkách ČNB sleduje vývoj české ekonomiky, včetně spotřeby elektřiny, která je úzce závislá na hospodářské aktivitě. „Rushin index agreguje vývoj v následujících 10 ukazatelích: spotřeba elektřiny, výroba ve zpracovatelském průmyslu, mýto vybrané na českých a německých dálnicích, předstihové ukazatele Ifo Business Climate Indicator a OECD composite leading indicator, tržby v maloobchodě a ve službách, frekvence vyhledávání

pojmů souvisejících s vývojem na trhu práce na internetu a index pražské burzy PX“ (Adam, Michl, ČNB, 2021).

Rushin index za druhý kvartál roku 2020 ukazuje na mezičtvrtletní expanzi ekonomiky o 1,5 %. Data o vývoji spotřeby elektřiny jsou očištěné o vliv venkovní teploty. Očištěná spotřeba elektřiny za druhý kvartál vzrostla o 6,9 %. Spotřeba vzrostla oproti předchozímu čtvrtletí pouze o 0,2 %. Tento nízký mezičtvrtletní nárůst může být způsoben vysokou spotřebou na začátku roku kvůli extrémně nízkým teplotám. Další faktor, který na to mohl mít vliv je zpomalení průmyslu kvůli nedostatku komponentů (polovodičů) (Michl, 2021).

Dopady pandemie COVID-19 na energetický sektor ČR

Jak zmiňuje Habrnálová (2021), jedno z hlavních opatření v boji proti koronaviru bylo omezování kontaktů. Lidé měli zůstávat doma co nejvíce to šlo. V mnoha zaměstnáních lidé začali převážně pracovat z domu. Toto opatření pomohlo snížit šíření koronaviru, ačkoliv přeneslo vytváření větších emisí z kanceláří do rodinných a bytových domů. Změnil se vzorec spotřeby energií, a to zvýšení denní spotřeby energie o 7-23 %.

Dle Habrnálové (2021) pandemie měla výrazný vliv na energetický sektor ČR. Tím, jak se ekonomika nejdříve zpomalila kvůli omezením ve firmách, snížila se i poptávka po elektřině, což vyvolalo snížení cen za elektrickou energii. V lednu 2020 se megawatthodina (MWh) na spotovém trhu v průměru za 1 300 Kč, v dubnu 2020 cena klesla na 580 Kč. Počátek pandemie ceny energie zlevňoval, postupným hospodářským poklesem však ale začaly ceny zase růst. Pro porovnání, v říjnu roku 2021 na pražské energetické burze se prodávala jedna MWh za 4 166 Kč. Situace začala být vážná, když jeden z dodavatelů energie – Bohemia Energy ukončil svou činnost, poté muselo cca 900 tisíc odběratelů přejít k dodavateli poslední instance. Tento dodavatel nebyl schopen odběratelům zajistit stejné ceny energií, mnoho domácnostem se tak několikanásobně zvýšily zálohy na energie. V roce 2021 bylo v České republice ohroženo energetickou chudobou až 10 % obyvatel, na vině ale nebyly pouze vysoké náklady na energie a nízké příjmy, ale také vysoká energetická náročnost budov. Tento stav neprožívá pouze tento stát, ale všechny v EU, například Německo zaznamenalo nárůst nákladů na vytápění v roce 2021 oproti minulému roku o celých 33 %.

3.6.3 Ruská invaze na Ukrajinu

Válka na Ukrajině trvá již dva roky a doposud byly napáchané obrovské škody. Nejen na lidských životech, ale i materiální. Zatím, jak uvádí Kříž (2023), válka vyhnala z domovů 7,5 milionu lidí, ukrajinské úřady uvádí, že byly uneseny statisíce ukrajinských dětí a zemřelo již přes 200 000 lidí. Materiální škody jdou do stamiliard amerických dolarů. Ruská invaze na Ukrajinu je považována za největší a nejhorší ozbrojený konflikt v Evropě od druhé světové války, a to kvůli tomu, že proti sobě stojí dvě největší pozemní armády, které mají k dispozici velké množství soudobé techniky. Ruský jaderný arzenál je srovnatelný s tím, který má k dispozici USA. Ukrajina a Rusko mají neslučitelné politické cíle, ani jedna země nechce ustoupit – kompromis není možný. „*Ukrajina chce přežít a Rusko jí to nechce dovolit*“ (Kříž, 2023). Ve válce proti sobě stojí dva největší slovanské státy, které by se i bez válečného konfliktu potýkaly s výzvami v budoucí době 21. století. „*Oba jenom těžce překonávají negativní důsledky dekád marxistické diktatury, trpí hlubokou demografickou krizí a hledají způsoby, jak zachytit moderní ekonomické trendy. Bohužel tento konflikt je veden s intenzitou, která překonává války v rámci násilného rozpadu Jugoslávie v 90. letech minulého století. Komplexní znalost brutality války, jež je podle mnoha indicií značná, získáme až po jejím skončení a vyšetření alespoň těch největších válečných zločinů. Již nyní se ale Buča stala dalším symbolem vraždění civilistů*“ (Kříž, 2023).

Kříž (2023) uvádí, že za poslední dobu se válka dostala do centra pozornosti nejen analytiků, ale i médií a veřejných debat. Detaily války a její prozkoumání bude možné až skončí. Prozatím je možné nastínit chronologii a periodizaci za rok 2022.

Vliv války na energetický sektor

Valynets (2023) ve svém článku zmiňuje, že dle zprávy IEA (Mezinárodní energetické agentury) vydané v roce 2023 válka na Ukrajině vyvolala globální energetickou krizi. Cena energie (včetně zemního plynu a uhlí) dosáhla v roce 2022 rekordní výše. V důsledku toho došlo ke zvýšení nákladů na výrobu elektriny, což způsobilo nárůst inflace a hospodářský pokles. V letech 2015–2019 rostla poptávka po elektrině průměrně o 2,4 %, dle zprávy IEA vzrostla v roce 2022 poptávka pouze o 2 %. Od roku 2021 se růst průměrných velkoobchodních cen elektriny v Evropě zdvojnásobil. V roce 2022 se kvůli vysokým cenám snížila spotřeba energie v EU o 3,5 %. „*Tento pokles spotřeby je srovnatelný s finanční krizí v letech 2008–2009 a během pandemie Covid-19 v roce 2020*“ (Valynets, 2023)

Dle Valynets (2023) ke zvýšení cen elektřiny došlo hlavně kvůli zvýšení cen zemního plynu a uhlí. „*Ceny zemního plynu dosáhly rekordních hodnot a trvale přesahovaly ekvivalent 250 amerických dolarů za barrel ropy*“ (Valynets, 2023). Cena uhlí dosáhla také rekordních hodnot – v září 2022 stálo uhlí 457 dolarů za metrickou tunu. Vzrostla také cena ropy v polovině roku 2022 nad 100 dolarů za barrel, cena ale poté klesla. Tyto faktory vysvětlují nárůst nákladů na elektřinu v roce 2022 o rekordních 90 %, polovinu z nárůstu vyvolaly ceny plynu. Celkové výdaje na dovoz plynu se zdvojnásobil, podle skupiny Zero Carbon Group Evropská unie zaplatila v prvních třech čtvrtletích roku 2022 celých 252 miliard EUR, což je o 186 miliard více než tomu bylo v předchozím roce, jedná se o zvýšení o 286 %. Evropské země vynaložily 500 až 768 miliard EUR, aby se vyrovnaly s rychlým nárůstem cen a energetickou krizí. Ochránily tak spotřebitele před krátkodobými dopady extrémně vysokých cen energie.

4 Ekonometrická analýza spotřeby a ceny elektrické energie

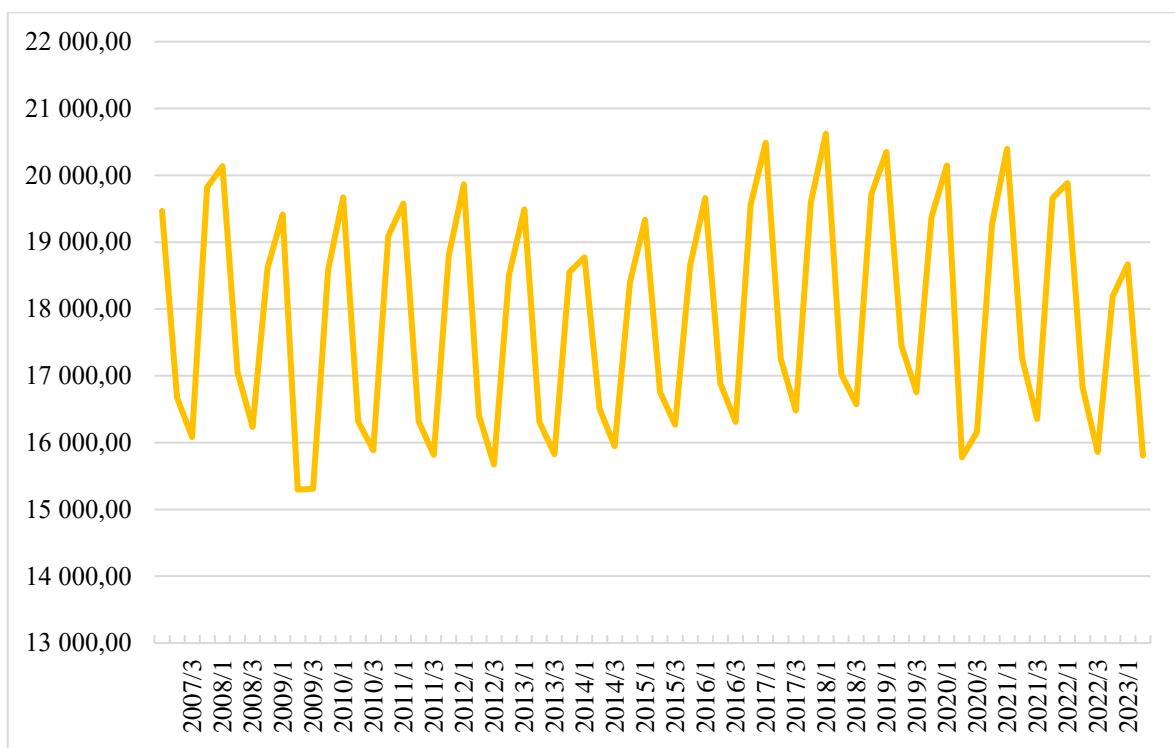
4.1 Popis proměnných modelu

V následující kapitole jsou popsány jednotlivé proměnné použité při odhadu parametrů. Endogenní proměnné jsou spotřeba elektrické energie a cena elektrické energie. Mezi exogenní proměnné patří export elektrické energie, cena ropy, výroba elektrické energie z bioplynu, výroba elektrické energie z vodních elektráren, výroby elektrické energie z biomasy, výroba elektrické energie a cena uhlí. Je analyzován vývoj od třetího čtvrtletí roku 2007 do druhého čtvrtletí roku 2023.

4.1.1 Spotřeba elektrické energie

Na grafu č. 7 lze vidět vývoj spotřeby elektrické energie. Již z grafu lze poznat, že data vykazují sezónní vzorce, maxima a minima, které se opakují každý rok. Během zimních semestrů spotřeba elektřiny dosahuje nejvyšších hodnot, vzhledem k větší potřebě vytápění a osvětlení během krátkých zimních dnů. Naopak nejnižších hodnot spotřeba dosahuje během letních měsíců.

Graf č. 7: Vývoj spotřeby elektriny od třetího čtvrtletí 2007 do druhé čtvrtletí 2023 v GWh – brutto



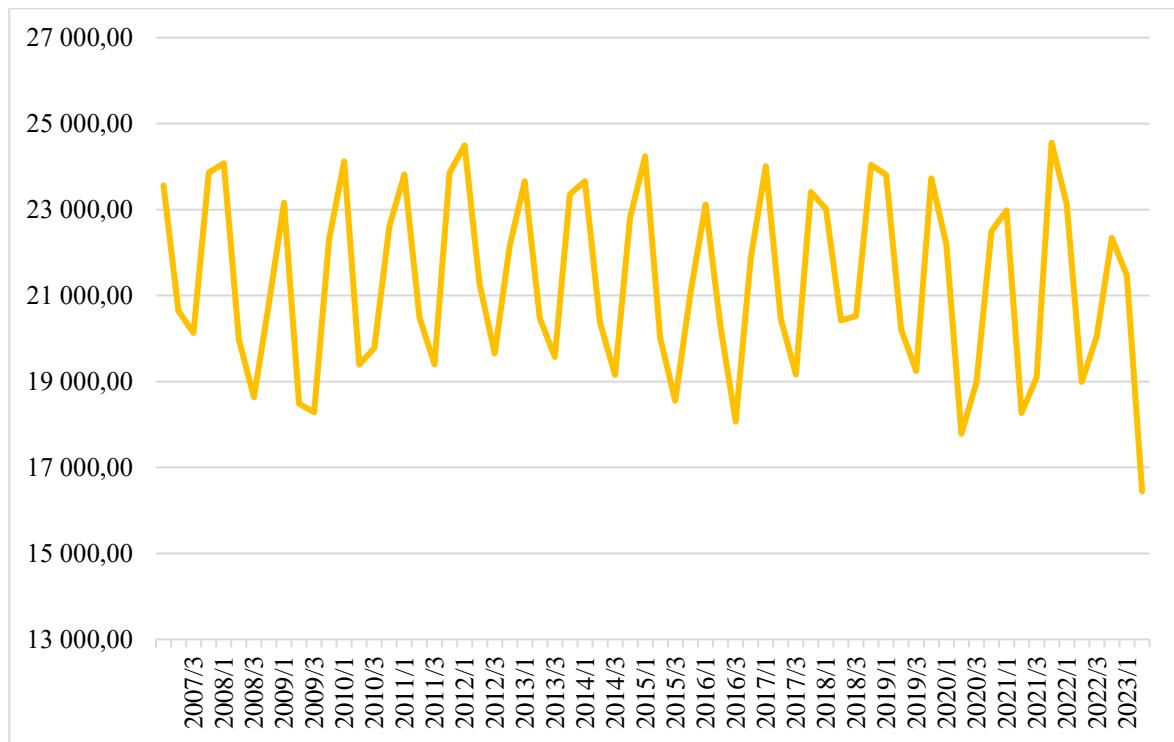
Zdroj: vlastní zpracování, data ERÚ

Celkově nejsou ve spotřebě zaznamenané větší výkyvy, hodnota spotřeby se pohybuje přibližně od 15 000 GWh do 21 000 GWh, spotřeba elektřiny tak byla mezi lety 2007 až 2023 vcelku stabilní. Nejnižší hodnota byla zaznamenána ve druhém čtvrtletí 2009 a to 15 297 GWh a nejvyšší 20 622 GWh v prvním čtvrtletí 2018.

4.1.2 Výroba elektrické energie

Na grafu č. 8 je zobrazen vývoj výroby elektrické energie v GWh. Podobně, jako u spotřeby elektrické energie i na vývoji výroby elektřiny lze na první pohled vidět sezónnost. Výkyvy opět ukazují maxima a minima, což vyjadřuje vyšší a nižší výrobní aktivity v průběhu roku. To může způsobovat změnu poptávky po elektřině nebo dostupnost výrobních zdrojů. Na rozdíl od vývoje spotřeby elektřiny v tomto vývoji lze pozorovat pokles v několika posledních čtvrtletí kdy množství vyrobené elektřiny kleslo na hodnotu 16 447,06 GWh ve druhém čtvrtletí 2023. Naopak nejvyšších hodnot dosahovala výroba elektřiny ve čtvrtém čtvrtletí 2021 a to konkrétně 24 556 GWh.

Graf č. 8: Vývoj výroby elektriny od třetího čtvrtletí 2007 do druhé čtvrtletí 2023 v GWh



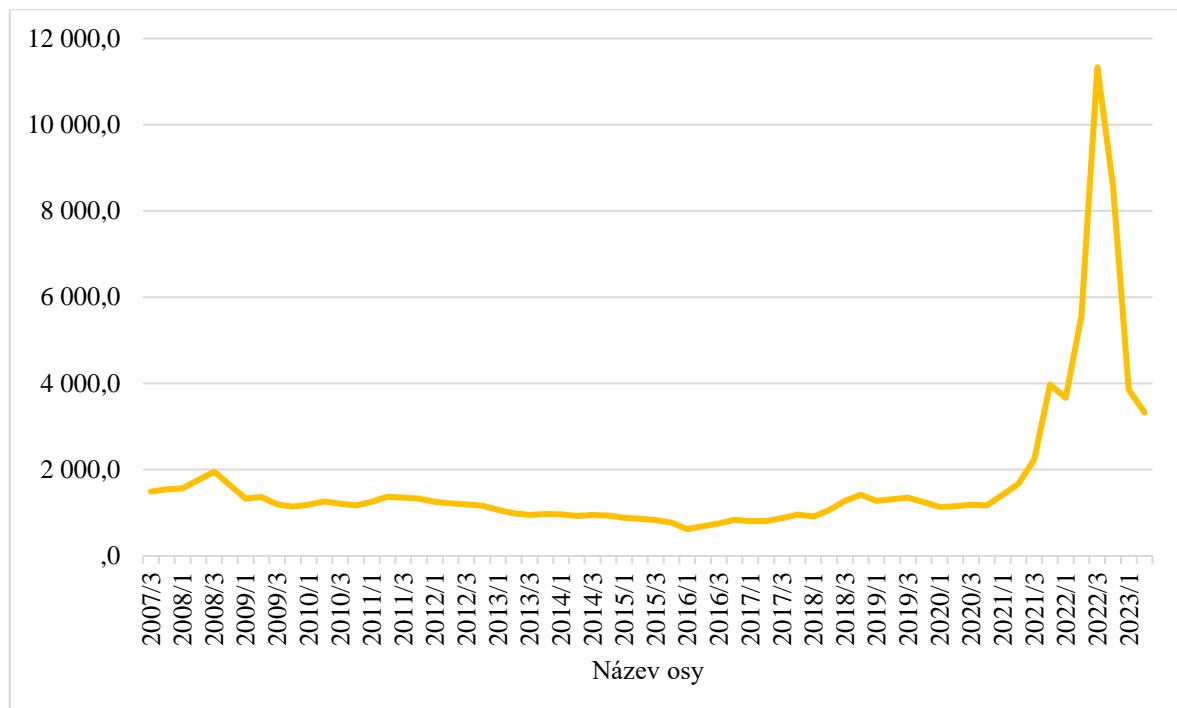
Zdroj: vlastní zpracování, data: ERÚ

Maxima jsou v každém roce na přibližně stejné výši, což by mohlo naznačovat, že maximální výrobní kapacita zůstává každý rok konzistentní, naopak minima se každý rok mění.

4.1.3 Cena elektrické energie

Z grafu č. 9 je patrné, jak se vyvíjela cena elektřiny za 1 MWh v českých korunách. Většinu sledovaného období je cena vcelku stabilní, kdy se cena pohybovala okolo 1 000 Kč-2 000 Kč/MWh. Pokles byl zaznamená v roce 2016, kdy cena klesla na 620,1Kč. Od prvního čtvrtletí 2021 začala cena růst, až na mírný pokles ve druhém čtvrtletí 2022, kdy cena klesla z 3 973,7 Kč na 3 669,5 Kč, dále rostla. Rekordních hodnot cena dosáhla ve třetím čtvrtletí 2022 a to na 11 333 Kč. Vysoká byla cena i ve čtvrtém čtvrtletí 2022 a to na hodnotě 8 557,2 Kč, poté začala mírně klesat.

Graf č. 9: Vývoj ceny elektřiny od třetího čtvrtletí 2007 do druhé čtvrtletí 2023 v CZK/ 1 MWh



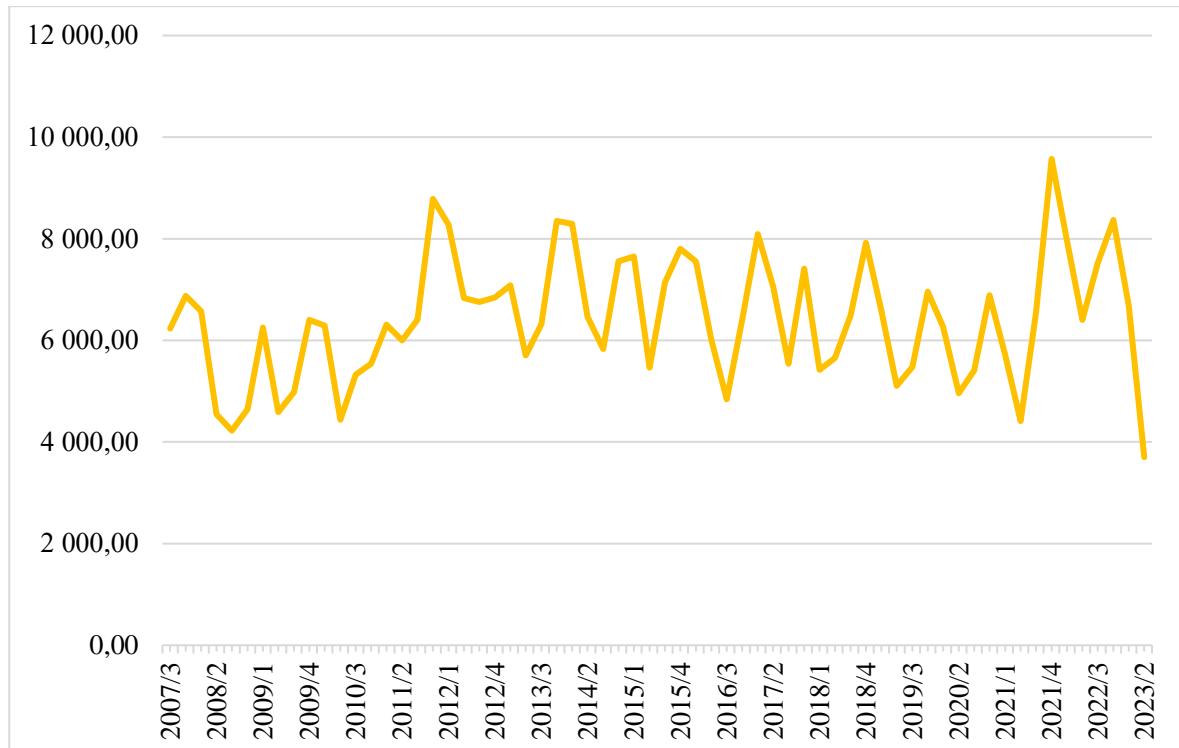
Zdroj: vlastní zpracování, data: kurz.cz

Tento extrémní nárůst představuje energetickou krizi, která v České republice propukla v důsledku pandemie COVID-19. Také v to období propukla válka na Ukrajině, která měla a má negativní dopady na energetický sektor v České republice.

4.1.4 Vývoz elektrické energie

V následujícím grafu č. 10 je zobrazen vývoj vývozu elektrické energie z České republiky v GWh. Na první pohled jsou vidět pravidelné výkyvy maxima a minima, což naznačuje sezónnost. To znamená, že u vývozu od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 není zaznamenán dlouhodobý vzestupný nebo sestupný trend. Ve druhém čtvrtletí v roce 2011 nedošlo ke stejnemu výkyvu jako u minulých let a hodnota se snížila pouze na 5 997 GWh. Následoval prudký nárůst na konci roku 2011, kdy se hodnota vývozu vyšplhala na 8 768 GWh. Vývoz elektrické energie byl nejnižší na konci pozorovaného období v roce 2023 (druhé čtvrtletí), hodnota dosahovala 3 702 GWh. Nejvyšší nárůst byl zaznamenán v roce 2021, ve druhém čtvrtletí dosahoval vývoz 4 412 GWh, zatímco na konci byla zaznamenána nejvyšší hodnota 9 570 GWh.

Graf č. 10: Vývoj vývozu elektrické energie od třetího čtvrtletí 2007 do druhé čtvrtletí 2023 v GWh



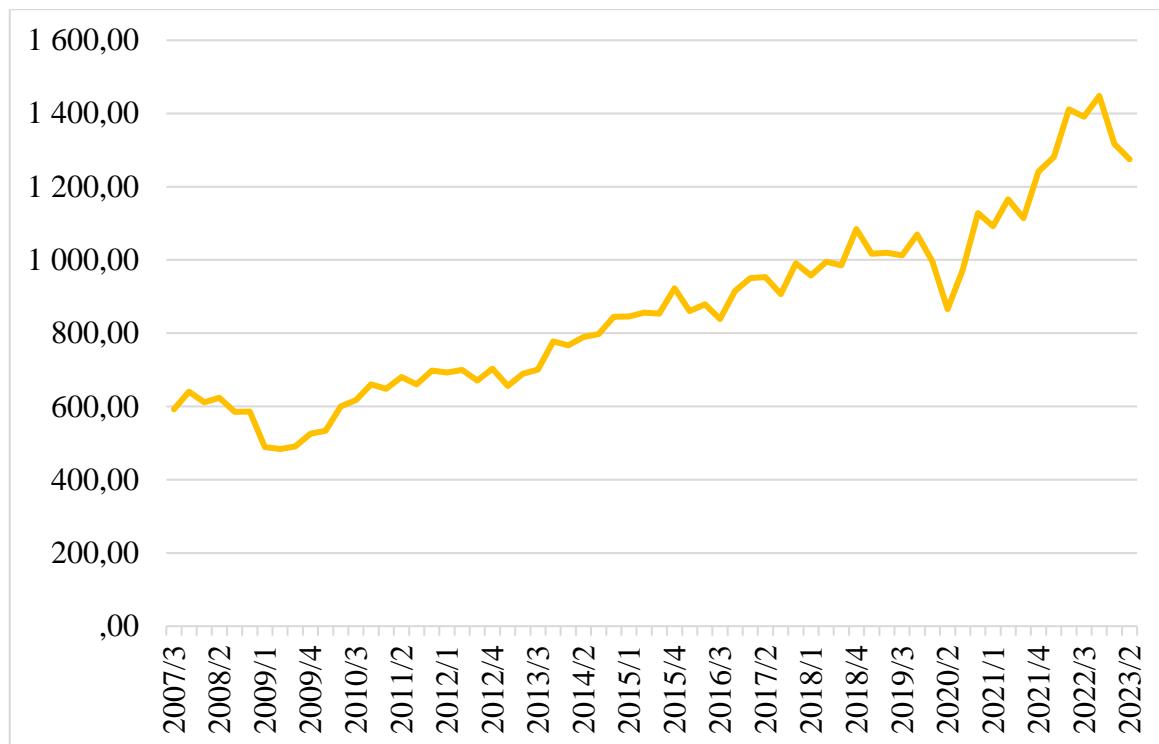
Zdroj: vlastní zpracování, data: ERÚ

Pravidelně lze pozorovat nižší hodnoty na začátku a na konci každého roku, což znamená, že se export elektrické energie snižuje v období zimních měsíců.

4.1.5 Celkový dovoz do České republiky

Na grafu č. 11 je zobrazen vývoj dovozu do České republiky za sledované období v miliardách Kč. Na první pohled je vidět stoupající trend - import až na drobná kolísání neustále rostl. Pokles je zaznamenán v roce 2009, kdy hodnota importu klesla přibližně o 100 mld. Kč z 586 mld. Kč na 488 mld. Kč. Od té doby trend opět rostl až do počátku roku 2013. Větší pokles byl zaznamenán v průběhu pandemie COVID-19, tedy první čtvrtletí 2020. Hodnota importu klesla z 1 069 mld. Kč na 997 mld. Kč, další čtvrtletí hodnota klesla ještě více na 866 mld. Kč. Od dalšího čtvrtletí import opět stoupal. Po pečlivém prozkoumání grafu lze vidět lehké sezónní vzorce, časová řada importu do České republiky pravděpodobně vykazuje sezónnost.

Graf č. 11: Vývoj celkového dovozu do ČR od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v mld. Kč

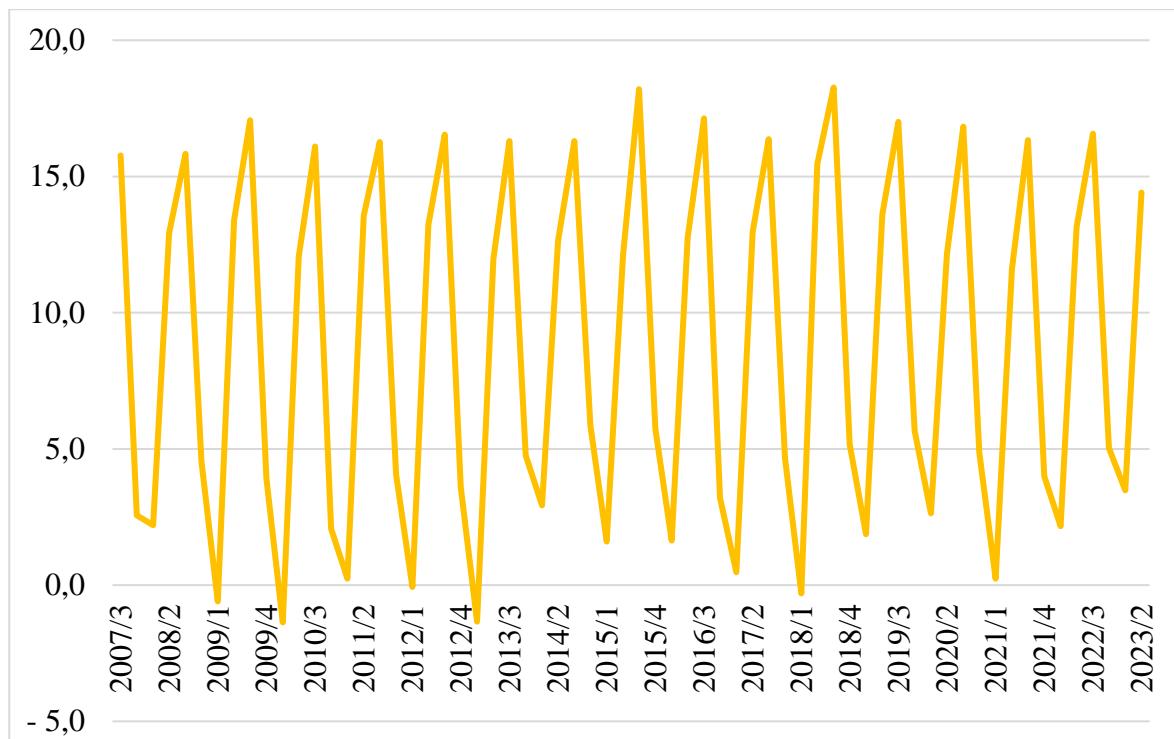


Zdroj: vlastní zpracování, data: ČSÚ, 2024

4.1.6 Průměrné teploty

Již na první pohled jsou na grafu č. 12 vidět silné sezónní vzorce. Průměrná teplota se mění každý kvartál. Vývoj průměrných teplot se za sledované období příliš nemění a trend zůstává stejný. Nejtepleji na území České republiky bylo ve třetím čtvrtletí v roce 2018 a to 18,3 °C. Nejnižších teplot bylo dosaženo v prvním kvartále v roce 2010, teploty dosahovaly průměrně -1,4 °C. Nejnižší teploty jsou zpravidla na začátku každého roku v prvním čtvrtletí a nejtepleji zase třetí čtvrtletí každého roku. Nejstudenější roky byly 2009, 2010, 2013, 2018 a 2021, kdy teploty první kvartál pokaždé dosahovaly průměrně záporných hodnot.

Graf č. 12: Vývoj průměrných teplot v ČR od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v °C

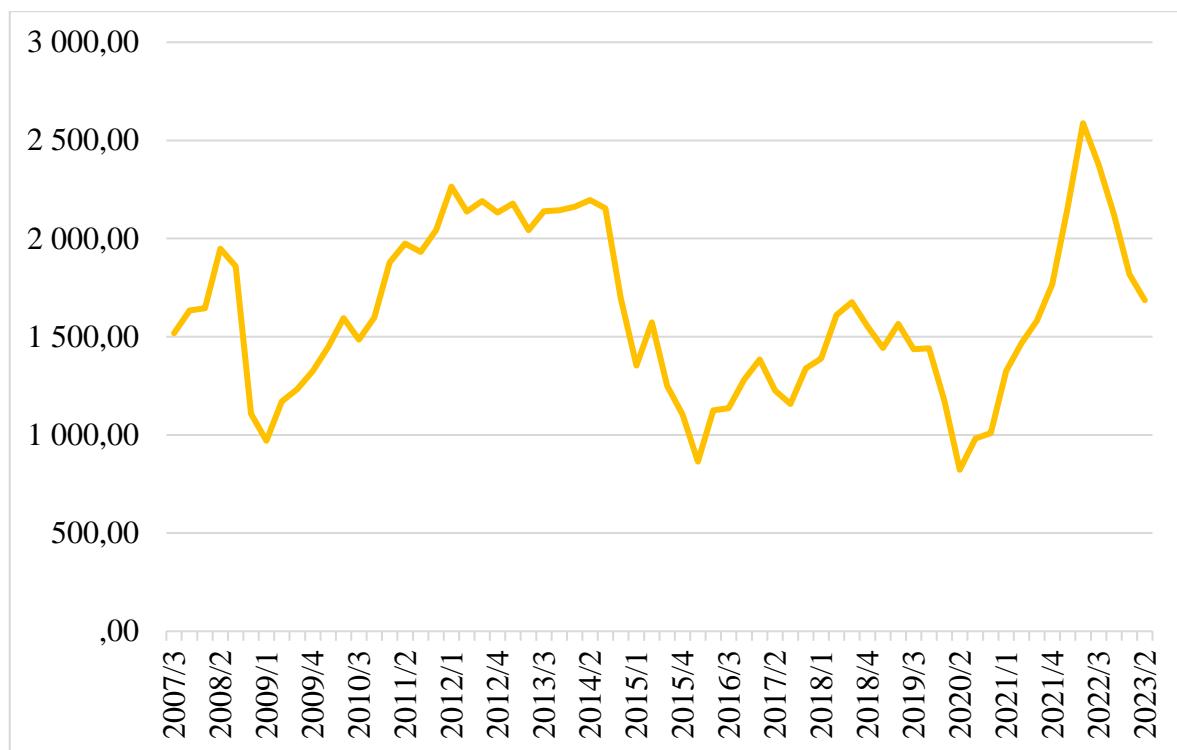


Zdroj: vlastní zpracování, data: Český hydrometeorologický ústav, Meteorologická stanice Brno-Židenice

4.1.7 Cena ropy

Je sledován vývoj ceny ropy Brent v českých korunách za jeden barel. Z grafu č. 13 je patrné, že výrazný pokles byl zaznamenán na začátku sledovaného období v roce 2009 v prvním čtvrtletí, kdy cena ropy Brent klesla na 970 Kč za 1 barel. Od té doby je vidět rostoucí trend až na slabý výkyv ve třetím čtvrtletí v roce 2010. Hodnota ceny ropy začala kolísat od začátku roku 2012. Dále lze pozorovat prudký pokles od druhého čtvrtletí 2012, cena ropy klesla až na hodnotu 864 Kč/1 barel za dané sledované období. Od té doby cena opět kolísala až do druhé čtvrtletí 2020, kdy cena klesla na nejnižší hodnotu sledovaného období – 823 Kč/1 barel. Prudký nárůst lze pozorovat ve druhém čtvrtletí 2022, kdy cena dosáhla nejvyšší hodnoty za sledované období a to 2 588 Kč za 1 barel.

Graf č. 13: Vývoj ceny ropy Brent od třetího čtvrtletí 2007 do druhé čtvrtletí 2023 v CZK za 1 barel

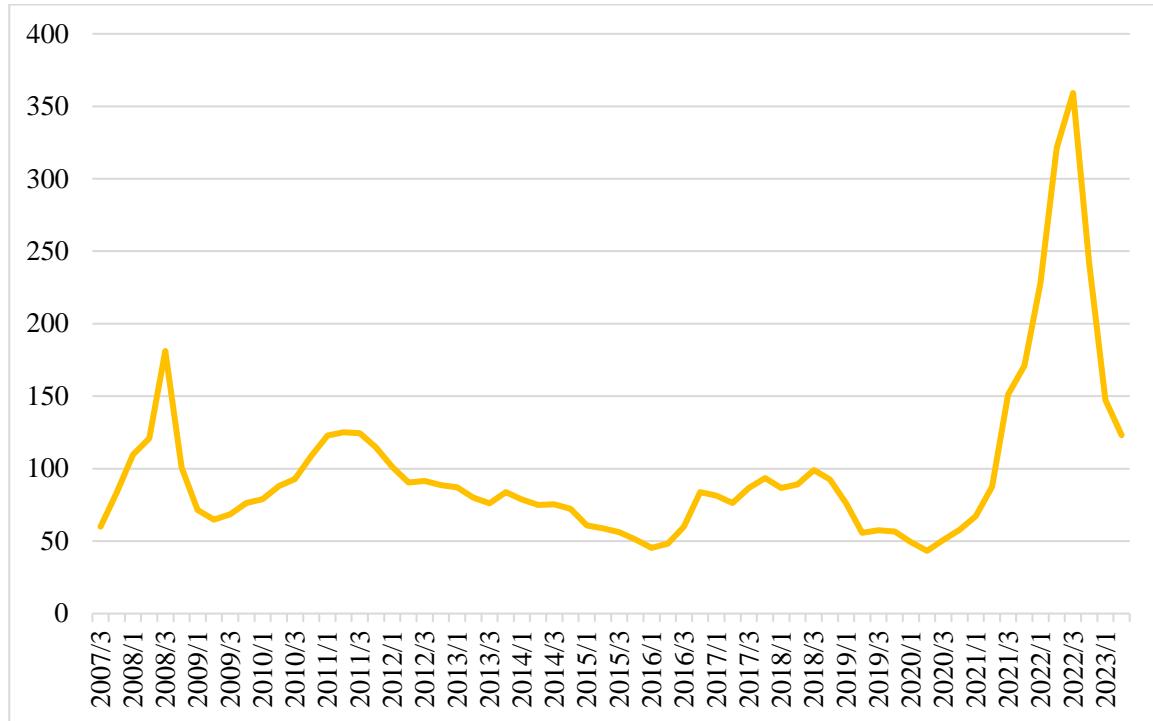


Zdroj: vlastní zpracování, data: kurz.cz

4.1.8 Cena uhlí

Další sledovanou proměnnou je cena uhlí. Na grafu č. 14 je zaznamenán vývoj ceny uhlí v amerických dolarech za 1 tunu uhlí. Na začátku sledovaného období dosahovala cena relativně nízkých hodnot 59,84 USD/1t a postupně rostou. Ve třetím čtvrtletí v roce 2008 se dostala cena uhlí na hodnotu 181,16 USD/1t, což je více než trojnásobek od začátku sledovaného období. Za rok cena uhlí opět klesla na hodnotu 68,51 USD/1t. Tento pokles mohl být způsobem globální finanční krizí. Poté cena opět kolísá a během následujících let postupně klesá, na začátku roku 2016 klesla hodnota na 45,33 USD/1t. Na nejnižší hodnotu se cena dostala ve druhém čtvrtletí v roce 2020 - 43,26 USD/1t. Od té doby je vidět silný nárůst, kdy se cena vyšplhala na rekordní hodnotu a zároveň největší za sledované období a to 359,17 USD/1t. Této hodnoty dosáhla cena ve třetím čtvrtletí 2022. Zvýšení bylo pravděpodobně způsobeno dopady pandemie COVID-19.

Graf č. 14: Vývoj ceny uhlí od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v USD za 1t



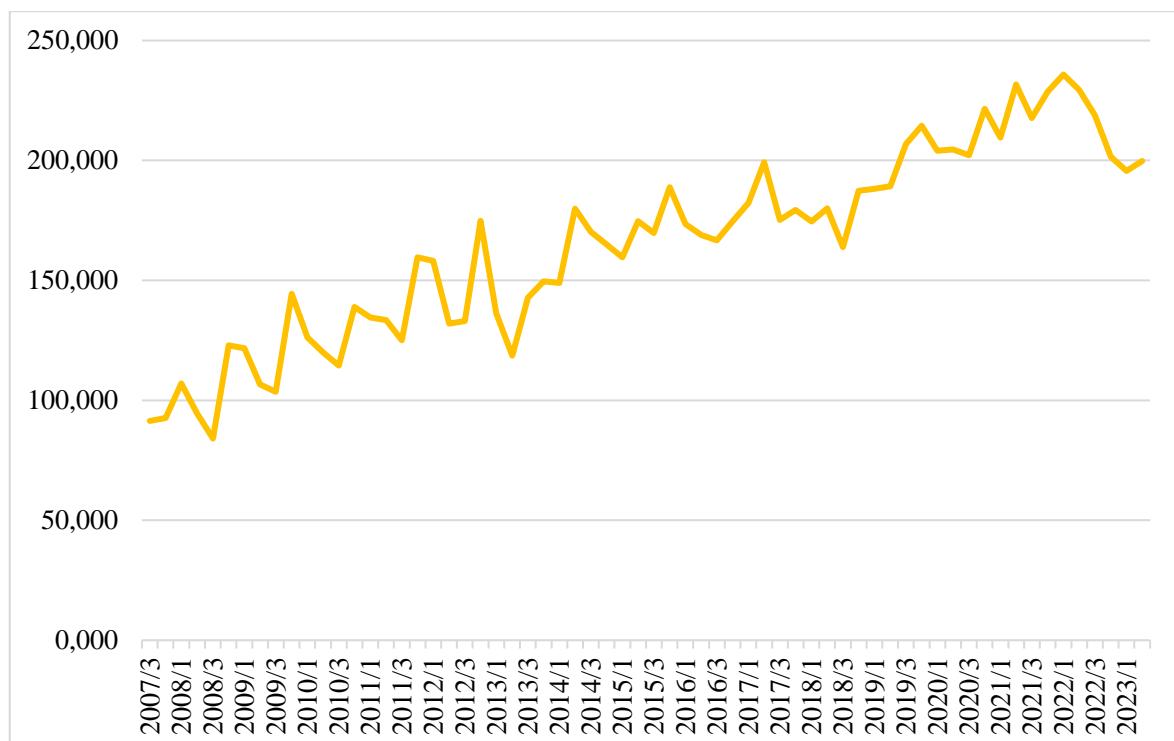
Zdroj: vlastní zpracování, data: Businessinsider

4.1.9 Výroba elektrické energie z biomasy

Na grafu č. 15 je pozorován vývoj výroby elektrické energie z biomasy v GWh. Podobně jako u celkové výroby elektrické energie i u výroby z biomasy lze lehce vidět kolísání minimálních a maximálních hodnot naznačující sezónnost časové řady. Ačkoliv na rozdíl od celkové výroby u výroby elektřiny z biomasy lze vidět ve sledovaném období rostoucí trend.

Nízkých hodnot dosahuje výroba elektřiny z biomasy na začátku sledovaného období v roce 2007. Na přelomu let 2008 a 2009 lze vidět mírný nárůst na hodnotu okolo 122 GWh. Následující roky až do roku 2012 se objevují sezónní výkyvy, přičemž největší hodnoty lze pozorovat ve čtvrtém čtvrtletí každého roku. Silný a největší pokles je zaznamenán ve druhém čtvrtletí v roce 2013 na hodnotu 118,6 GWh. V dalších letech výroba pokračuje ve vzestupném trendu.

Graf č. 15: Vývoj výroby elektrické energie z biomasy od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v GWh



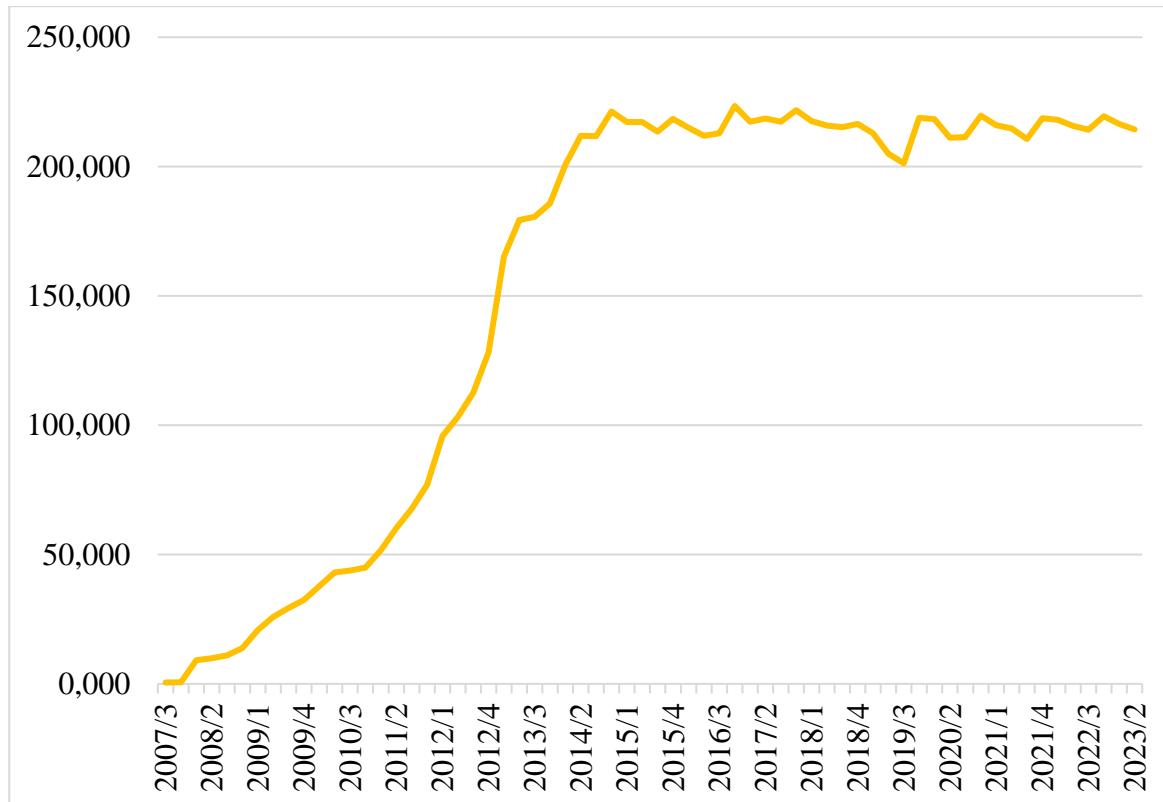
Zdroj: vlastní zpracování, data: ERÚ

Přes některá kolísání lze říci, že došlo od roku 2007 do roku 2023 k postupnému nárůstu výroby elektrické energie z biomasy. Nárůst může být zapříčiněn rostoucím důrazem na obnovitelné zdroje energie.

4.1.10 Výroba elektrické energie z bioplynu

V následujícím grafu č.16 je zobrazen vývoj výroby elektřiny z bioplynu. Na začátku sledovaného období byly hodnoty výroby téměř nulové. Hodnoty výroby v roce 2007 se pohybovaly okolo 0,5 GWh. Od roku 2007 došlo ke konzistentnímu růstu až do začátku roku 2014, kdy hodnoty výroby elektřiny z bioplynu dosáhly 200 GWh, což je téměř desetinásobek oproti začátku roku 2009. Lze vidět, že výroba z bioplynu se stávala více a více populární mezi lety 2007 a 2013. Po roce 2014 se růst ustálil a hodnoty zůstávají téměř konzistentní. Lehký pokles lze vidět ve třetím čtvrtletí 2019, kdy hodnoty opět klesly na 201 GWh. Další čtvrtletí zase výroba vzrostla na 219 GWh.

Graf č. 16: Vývoj výroby elektrické energie z bioplynu od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v GWh



Zdroj: vlastní zpracování, data: ERÚ

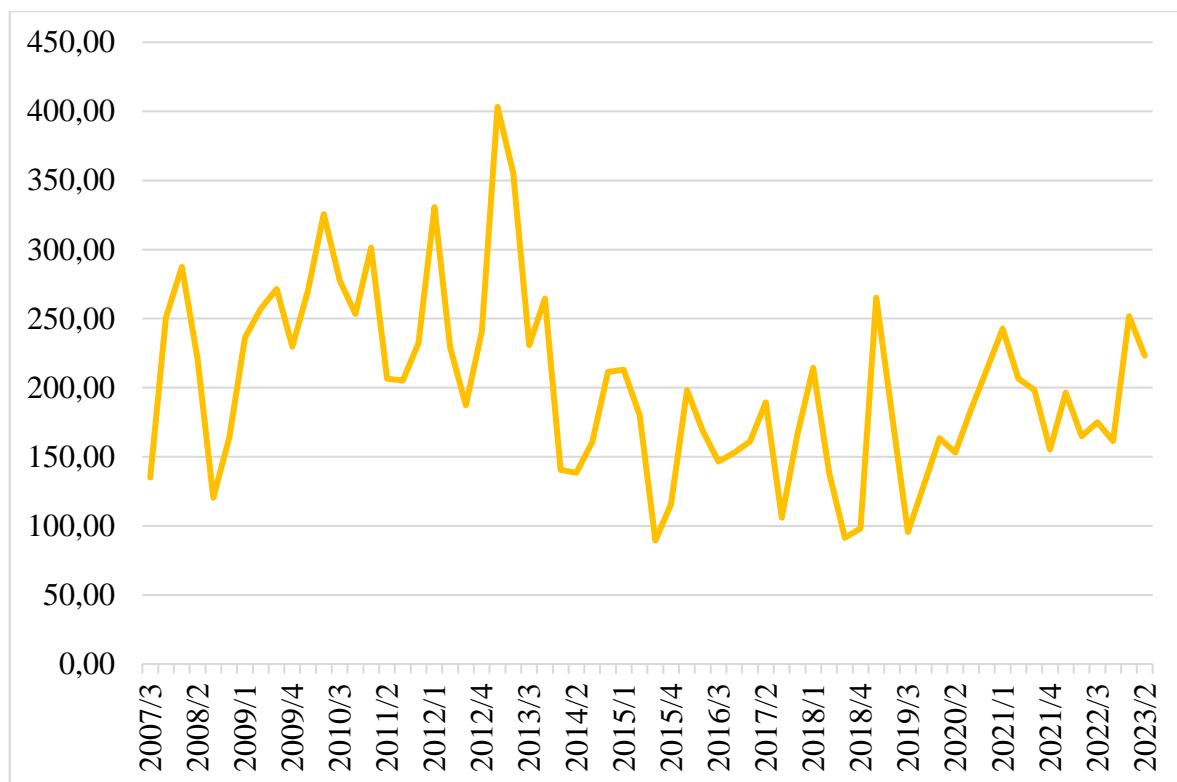
Za takovým ustáleným růstem může být stabilizace výroby elektrické energie z bioplynu, pravděpodobně nastaly určité technologické regulační limity.

4.1.11 Výroba elektrické energie z vodních elektráren

Je sledován vývoj výroby elektrické energie z vodních elektráren na grafu č. 17. Opět je na první pohled vidět, že data vykazují značnou variabilitu s výraznými sezónními výkyvy, které jsou pro vodní elektrárny typické, protože jsou ovlivněny proměnlivostí srážek v průběhu roku.

Rekordních hodnot dosáhla výroba v prvním čtvrtletí v roce 2013 – 403 GWh. Poté následoval prudký pokles až do druhého čtvrtletí roku 2014. Nejnižších hodnot za sledované období bylo dosaženo ve třetím čtvrtletí 2015, kdy výroba klesla na 90 GWh. Tento pokles mohl být důsledkem sucha nebo jiných sezónních vlivů.

Graf č. 17: Vývoj výroby elektrické energie z vodních elektráren od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v GWh



Zdroj: vlastní zpracování, data: ERÚ

V dlouhodobém horizontu za sledované období není vidět jasné klesající, nebo rostoucí trend. Celkově data odrážejí dynamickou povahu vodní energetiky, která je silně závislá na proměnlivých environmentálních podmírkách.

4.1.12 Dummy proměnné

Dummy proměnné slouží k tomu, aby bylo možné určit, zda cenu a spotřebu elektrické energie ovlivnily vybrané hospodářské krize – globální finanční krize v období od třetího čtvrtletí 2007 do čtvrtletého čtvrtletí 2009. Poté pandemie COVID-19, konkrétně celostátní lockdown, který trval v České republice od prvního čtvrtletí 2020 do druhého čtvrtletí 2021 a nakonec válka na Ukrajině, která započala v prvním čtvrtletí 2022 a trvala do konce sledovaného období druhého čtvrtletí 2023.

4.2 Popisné statistiky, stacionarita a sezónnost proměnných

4.2.1 Popisné statistiky proměnných

V tabulce č. 2 jsou zaznamenány vybrané popisné charakteristiky proměnných, které zahrnují střední hodnotu, medián, minimum, maximum, směrodatnou odchylku,

variační koeficient, šíkmost a špičatost. Data byla vypočítána za pomocí softwaru Gretl. Popisné statistiky nabízejí komplexní pohled na charakteristiky a tendence v datech, což umožňuje lepší pochopení zkoumaného jevu.

Tabulka č. 2: Popisné statistiky vybraných proměnných

	STŘ HOD	MEDIÁN	MIN	MAX	SMĚR ODCH	VAR KOEF	ŠIKM	ŠPIČ
<i>Spotřeba elektriny (Sp_El)</i>	17 870,00	17 818,35	15 296,90	20 622,31	1 659,70	0,09	0,08	-1,53
<i>Výroba el.(V_El)</i>	21 279,00	20 952,03	16 447,06	24 556,31	2 113,70	0,10	-0,09	-1,19
<i>Cena el. (C_El)</i>	1 678,86	1 203,05	620,07	11 333,00	1 745,60	1,04	3,92	16,51
<i>Dovoz (I)</i>	2 988,67	2 833,77	1 355,70	5 432,70	944,08	0,32	0,41	-0,37
<i>Vývoz (X)</i>	6 401,13	6 402,53	3 701,50	9 569,81	1 233,70	0,19	0,13	-0,34
<i>HDP</i>	1 227,25	1 152,99	923,74	1 849,35	246,71	0,20	0,80	-0,41
<i>Průměrné teploty (PT)</i>	8,76	8,73	-1,37	18,27	6,48	0,74	-0,02	-1,60
<i>Cena zemního plynu (C_ZP)</i>	268,73	236,52	149,11	660,49	105,98	0,39	2,00	4,16
<i>Cena ropy (C_R)</i>	1 618,60	1 578,20	822,67	2 587,70	421,48	0,26	0,17	-0,89
<i>Cena uhlí (C_UH)</i>	98,53	83,84	43,26	359,18	58,64	0,60	2,66	7,84
<i>Cena uranu (C.UR)</i>	40,18	37,31	19,76	108,70	16,22	0,40	1,73	4,35
<i>Výroba el. z biomasy (V_BM)</i>	164,84	169,92	84,07	235,81	39,61	0,24	-0,17	-0,87
<i>Výroba el. z bioplynů (V_BP)</i>	148,05	211,58	0,53	223,42	84,72	0,57	-0,57	-1,47

<i>Výroba z vod. Elektráren (VE)</i>	201,96	198,26	89,47	403,20	65,68	0,33	0,57	0,36
<i>Výroba z větrn. Elektráren (VTE)</i>	41,47	36,75	8,60	89,51	17,67	0,43	0,61	-0,10
<i>Export ČR (X_C)</i>	940,03	943,66	522,85	1 495,9	264,05	0,28	0,24	-0,86
<i>Import ČR (I_C)</i>	861,44	849,51	483,76	1 448,0	244,70	0,28	0,54	-0,43

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Největší rozpětí hodnot lze pozorovat u jedné z endogenních proměnných, ceny elektřiny. Rovněž u ceny elektřiny je největší hodnota variačního koeficientu, což znamená, že variabilita této proměnné je v porovnání se střední hodnotou velmi vysoká a data jsou rozptýlená. Naopak nejmenší rozpětí dat lze vidět u další endogenní proměnné spotřeby elektřiny. Také variační koeficient je nejmenší, což znamená, že data jsou ve srovnání se střední hodnotou stabilní a nedochází k tak velkým výkyvům jako u ceny elektřiny. Větší hodnota variačního koeficientu značí nejistotu a riziko výkyvů na druhou stranu nižší variační koeficient představuje stabilitu a předvídatelnost.

Extrémní hodnoty špičatosti a šikmosti lze pozorovat opět u ceny elektřiny. Nejnižší hodnota šikmosti je u proměnné výroba elektřiny z biomasy, což znamená že data proměnné jsou nakloněná k nižším hodnotám, než je medián. Nejnižší hodnota špičatosti je u spotřeby elektřiny.

4.2.2 Testování sezónní složky

Pro rozpoznání a odstranění sezónních vlivů v časových řadách je použita X-12 ARIMA analýza. Tato metoda je speciálně navržena pro analýzu a předpověď ekonomických časových řad, které vykazují sezónnost. V této diplomové práci jsou použity čtvrtletní data, která sezónnost většinou vykazují.

V následující tabulce č. 3 je za pomocí X-12 ARIMA analýzy vyhodnoceno, zda se v časových řadách vyskytuje sezónnost. Nulová hypotéza říká, že sezónnost v časové řadě nemá význam. Autoři McDonald Johanson a další (2010) zmiňují, že při testování sezónnosti za pomocí F-testu je doporučeno jako kritickou hodnotu používat hodnotu 7.

Pokud je tedy testové kritérium větší, než kritická hodnota 7, je zamítnuta nulová hypotéza a časová řada vykazuje statisticky významnou sezónnost.

Tabulka č. 3: Testování sezónnosti pomocí X-12 ARIMA analýzy

PROMĚNNÁ	NÁZEV	TESTOVÉ KRITÉRIUM	SEZÓNOST
Sp_EL	Spotřeba el. energie	2 315,43	ano
V_EL	Výroba el. energie	219,56	ano
C_EL	Cena el. energie	17,72	ano
I	Import el. energie	46,12	ano
X	Export el. energie	56,28	ano
HDP	Hrubý domácí produkt	776,90	ano
PT	Průměrné teploty	1 784,69	ano
C_ZP	Cena zemního plynu	11,32	ano
C_R	Cena ropy	4,42	ne
C_UH	Cena uhlí	11,88	ano
C_UR	Cena uranu	1,35	ne
V_BM	Výroba el. energie z biomasy	9,92	ano
V_BP	Výroba el. energie z bioplynu	10,365	ano
VE	Výroba el. energie z vodních elektráren	45,78	ano
VTE	Výroba el. energie z větrných elektráren	92,80	ano
X_C	Export z ČR	43,547	ano
I_C	Import do ČR	74,876	ano

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl – X-12 ARIMA analýza

Z tabulky č. 3 je vidět, že téměř většina časových řad proměnných vykazují statisticky významné sezónní vzorce, což je indikováno velmi vysokými hodnotami testového kritéria F-testu, některé dosahují hodnot v tisících, což naznačuje silnou sezónní složku. Například spotřeba elektřiny s hodnotou 2 315,43 a průměrné teploty s hodnotou 1 784,69. Proměnné, u kterých byla zjištěna sezónnost, byly očištěny za pomocí X-12 ARIMA analýzy a dále se v modelu pokračuje se sezónně adjustovanými daty.

4.2.3 Testování stacionarity sezónně očištěných dat

Při analýze dat v čase je klíčovým prvkem testování stacionarity časových řad. Proměnné, u kterých byla prokázána sezónnost se očistily a je potřeba otestovat stacionaritu

těchto časových řad. Sezonné očištění odstraní sezónní složku, která může ovlivňovat vlastnosti časové řady, ale sama o sobě nezaručuje stacionaritu dat. Proměnné cena ropy a cena uranu se testují s původními daty, protože u těchto dvou proměnných nebyla prokázána sezónnost.

Tabulka č. 4: Výsledky rozšířeného Dickey-Fullerova testu (ADF test)

PROMĚNNÁ	NÁZEV	P-HODNOTA	VYHODNOCENÍ
Sp_EL_d11	Spotřeba el. energie	0,0403	stacionární
V_EL_d11	Výroba el. energie	0,008233	stacionární
C_EL_d11	Cena el. energie	0,3459	nestacionární
I_d11	Import el. energie	0,002369	stacionární
X_d11	Export el. energie	0,01374	stacionární
HDP_d11	Hrubý domácí produkt	1	nestacionární
PT_d11	Průměrné teploty	<0,01	stacionární
C_ZP_d11	Cena zemního plynu	0,01374	stacionární
C_UH_d11	Cena uhlí	0,2811	nestacionární
V_BM_d11	Výroba el. energie z biomasy	0,03661	stacionární
V_BP_d11	Výroba el. energie z bioplynu	0,243	nestacionární
VE_d11	Výroba el. energie z vodních elektráren	0,0115	stacionární
VTE_d11	Výroba el. energie z větrných elektráren	0,2419	nestacionární
X_C_d11	Export z ČR	0,0372	stacionární
I_C_d11	Import do ČR	0,02635	stacionární
C_R	Cena ropy	0,07729	nestacionární
C_UR	Cena uranu	0,01379	stacionární

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

V tabulce č. 4 jsou znázorněny výsledky testu stacionarity. Jako stacionární časové řady vyšly proměnné spotřeba elektrické energie, výroba elektrické energie, import, export, průměrné teploty, cena zemního plynu, výroba elektrické energie z biomasy, výroba el. energie z vodních elektráren, export ČR, import ČR, které jsou sezónně očištěné a cena uranu. Zbylé proměnné se jeví jako nestacionární.

K odhadu parametrů modelu za pomocí BMNČ lze pracovat dohromady buď pouze se stacionárními časovými řadami, nebo nestacionárními. Již teď lze usoudit, že navzdory

předpokladům, v České republice neexistuje vztah mezi spotřebou elektrické energie a HDP, neboť každá řada má jiné ekonomické vlastnosti s ohledem na stacionaritu.

4.3 Jednorovnicový model spotřeby elektrické energie

Ekonometrická analýza je provedena za pomocí dvou jednorovnicových modelů. První jednorovnicový model se skládá z endogenní proměnné spotřeby elektrické energie v České republice v GWh (brutto). Spotřeba elektrické energie je stacionární časovou řadou, proto jsou v modelu predeterminované proměnné pouze stacionární proměnné. Jako exogenní proměnné byly zvoleny výroba elektrické energie v České republice v GWh (brutto), průměrné teploty v °C, celkový dovoz do České republiky v mld. Kč, o jedno období zpožděný export elektrické energie v GWh a zpožděná spotřeba elektrické energie o jedno období v GWh.

Data byla čerpána především z měsíčních, čtvrtletních a ročních zpráv o provozu elektrizační soustavy Energetického regulačního úřadu, z portálu kurzy.cz, portálu Businessinsider, Fred, Českého hydrometeorologického ústavu a z Meteorologické stanice Brno-Židenice. Data modelu jsou zobrazena v příloze v příloze 1 a 2. Také jsou zobrazeny upravená data pro software Gretl. V obou modelech byly časové řady zlogaritmovány jednoduchým logaritmem.

Ekonomický model

Ekonomický model vychází z následujících ekonomických předpokladů:

- a) **Výroba elektrické energie** je exogenní proměnnou modelu. Mezi výrobou a spotřebou elektrické energie se předpokládá přímá závislost. Při zvýšení výroby elektrické energie dojde ke zvýšení spotřeby elektrické energie. Výroba se pečlivě plánuje podle očekávané spotřeby, vzhledem k tomu, že není možné elektrickou energii skladovat.
- b) **Průměrné teploty** jsou exogenní proměnnou. Předpokládá se nepřímá závislost mezi spotřebou elektrické energie a průměrnými teplotami, jelikož pokud dojde ke zvýšení teploty obvykle v letních měsících, lidé budou méně topit a dojde ke snížení spotřeby elektrické energie.
- c) **Import ČR** je další exogenní proměnnou modelu. Pokud dojde ke zvýšení dovozu do České republiky, vyvolá to zvýšení spotřeby elektrické energie. Mezi proměnnými se předpokládá nepřímá závislost. Dovoz zboží do České

republiky je spojen s vyšší potřebou elektrické energie, proto dochází k růstu spotřebě elektriny.

- d) **Export elektriny** je v modelu zpožděnou exogenní proměnnou o jedno období. Dojde-li ke zvýšení exportu elektrické energie v minulém čtvrtletí, dojde ke snížení současné spotřeby elektrické energie. Česká republika má uzavřené smlouvy ohledně vývozu elektriny, z toho důvodu, pokud dojde ke zvýšení vývozu elektriny, může to ovlivnit dynamiku domácí spotřeby, která se začne snižovat.
- e) **Spotřeba elektrické energie** je v modelu zpožděnou endogenní proměnnou o jedno období. Mezi spotřebou elektriny minulého období a spotřebou elektriny se předpokládá přímá závislost. Pokud se zvýší spotřeba minulého období, zvýší se současná spotřeba elektrické energie.

Spotřeba elektrické energie je závislá na výrobě elektrické energie, průměrných teplotách, importu do České republiky a exportu elektriny minulého období a spotřebou elektrické energie minulého čtvrtletí.

Tabulka č. 5: Deklarace proměnných v modelu spotřeby elektrické energie

označení	proměnná	název proměnné	typ proměnné	jednotky
y ₁	l_Sp_EL	Spotřeba elektrické energie	endogenní	GWh
x ₀			konstanta	
x ₁	l_V_EL	Výroba elektrické energie	exogenní	GWh
x ₂	l_PT	Průměrné teploty	exogenní	°C
x ₃	l_I_C	Import do České republiky	exogenní	v mld. Kč
x _{4(t-1)}	l_X_1	Export elektrické energie	exogenní zpožděná	GWh
y _{1(t-1)}	l_Sp_EL_1	Spotřeba elektrické energie	endogenní zpožděná	GWh
u ₁			náhodná složka	GWh

Zdroj: vlastní zpracování

Ekonometrický model

Před formulací a tvorbou ekonometrického modelu je potřeba exogenní proměnné otestovat na výskyt nežádoucí kolinearity. Testování je provedeno za pomocí metody VIF hodnoty. V následující tabulce č. 6 lze vidět testování vysvětlujících proměnných na přítomnost kolinearity.

Tabulka č. 6: Testování výskytu multikolinearity pomocí metody VIF hodnoty

proměnná	VIF hodnota	multikolinearita
l_V_EL	1,314	ne
l_PT	1,227	ne
l_I_C	1,863	ne
l_X_1	1,478	ne
l_Sp_EL_1	1,408	ne

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Výsledky testu prokázaly, že ani u jedné z vysvětlujících proměnných se nevyskytuje multikolinearita. Z ekonomického modelu se vytvoří ekonometrický model přidáním jednotlivých parametrů k proměnným v modelu a přidáním konstanty a náhodné složky. Na pravé straně rovnice je endogenní proměnná a na levé straně jsou exogenní proměnné.

Testování stacionarity reziduí

Za pomoci rozšířeného Dickey-Fullerova testu je testováno, zda rezidua v modelu spotřeby elektrické energie jsou stacionární. Nulová hypotéza říká, že rezidua obsahují jednotkový kořen a nejsou stacionární na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Výsledná p-hodnota je znázorněna v tabulce č. 7 a činí hodnotu $<0,01$, čímž se zamítá nulová hypotéza a rezidua modelu jsou stacionární.

Tabulka č. 7: Rozšířený Dickey-Fullerův test pro testování stacionarity reziduí

H₀	Rezidua nejsou stacionární
p-hodnota	$<0,01$
α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Odhad parametrů modelu

Pro odhad parametrů modelu spotřeby elektrické energie v České republice byla vyžita běžná metoda nejmenších čtverců. Pro odhad modelu byla použita zlogaritmovaná data, protože se prokázalo, že výsledky v modelu v nelineární formě představují statisticky lepší výsledky než ve formě lineární. Výstup modelu byl proveden za pomocí softwaru Gretl a výsledky jsou zobrazeny v tabulce č. 8.

V rámci ekonometrické analýzy bylo zvažováno zahrnutí zmíněných dummy proměnných do modelu s cílem zachytit vliv hospodářských krizí na vývoj spotřeby elektrické energie. Po důkladném testování a analýze bylo zjištěno, že dummy proměnné jsou statisticky nevýznamné pro model spotřeby elektrické energie. Bylo tak posouzeno po

porovnání p-hodnot na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Což znamená, že zahrnutí dummy proměnných by nepřineslo statisticky významný přínos pro vysvětlení variací závislé proměnné. Aby byla zachována přesnost a relevance konečného modelu, ani jedna z dummy proměnných nebyla do modelu zahrnuta. Výsledek testu včetně zahrnutých dummy proměnných je zobrazen v příloze č. 42.

Tabulka č. 8: Odhad parametrů modelu spotřeby elektrické energie pomocí BMNČ

parametr	proměnná	koeficient	směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota	význa mnost
γ_0	const	1,67758	0,886106	1,893	0,0634	*
γ_1	1_V_EL	0,287389	0,0662060	4,341	0,0000588	***
γ_2	1_PT	-0,0575554	0,0204268	-2,818	0,0066	***
γ_3	1_I_C	0,0386704	0,0109362	3,536	0,0008	***
γ_4	1_X_1	-0,0418182	0,0187059	-2,236	0,0293	**
β_1	1_Sp_EL_1	0,505085	0,0942524	5,359	0,00000157	***

Koeficient determinace	0,662151
Adjustovaný koeficient determinace	0,632516
P-hodnota (F)	<0,01
Akaikovo kritérium	-323,8171
Schwarzovo kritérium	-310,9583
Hannan-Quinnovo kritérium	-318,7596
Rho (koeficient autokorelace)	0,096843
Durbinovo h	1,158363

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Z odhadu je patrné, že všechny predeterminované proměnné jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Odhadem parametrů byly zjištěny hodnoty jednotlivých parametrů.

Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace posuzuje směr a intenzitu vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou. Zjištěné hodnoty parametrů pomocí běžné metody nejmenších čtverců jsou porovnány s ekonomickými předpoklady. Odhad modelu spotřeby elektrické energie byl proveden se zlogaritmovanými časovými řadami, výsledné koeficienty jsou koeficienty pružnosti a jsou vyjádřeny v %.

Parametr γ_1 – hodnota koeficientu u první exogenní proměnné výroby elektrické energie vysla 0,287. Pokud se zvýší výroba elektrické energie v České republice o 1 %, dojde ke zvýšení spotřeby elektrické energie o 0,287 %, ceteris paribus. Parametr odpovídá

ekonomické verifikaci, protože zvýšení výroby elektřiny vyvolá zvýšení spotřeby elektrické energie, mezi proměnnými existuje přímý vztah.

Parametr γ_2 – u druhé exogenní proměnné průměrné teploty činí hodnota koeficientu -0,058. Pokud se zvýší průměrná teplota o 1 %, dojde ke snížení spotřeby elektrické energie o 0,058 %, ceteris paribus. Parametr odpovídá ekonomické verifikaci, protože s rostoucí teplotou dojde ke snížení spotřeby elektřiny, mezi proměnnými existuje nepřímá závislost.

Parametr γ_3 – hodnota koeficientu u proměnné dovoz do České republiky činí 0,039, to znamená že pokud dojde ke zvýšení dovozu do České republiky o 1 %, zvýší se spotřeba elektrické energie o 0,039 %, ceteris paribus. Mezi proměnnými existuje přímá závislost a parametr tak odpovídá ekonomické verifikaci, protože se zvýšením celkového dovozu dojde ke zvýšení spotřeby elektrické energie.

Parametr γ_4 – u zpožděné exogenní proměnné export elektrické energie o jedno období činí hodnota parametru -0,042. Mezi proměnnými platí nepřímá závislost, pokud dojde ke zvýšení exportu elektřiny minulého období o 1 %, sníží se spotřeba elektrické energie o 0,042 %, cetetris paribus. Parametr tak odpovídá ekonomické verifikaci, protože při zvýšení exportu elektrické energie minulého čtvrtletí se očekává snížení současné spotřeby elektrické energie.

Parametr β_1 - poslední proměnnou je zpožděná endogenní proměnná spotřeba elektrické energie zpožděná o jedno čtvrtletí. Hodnota koeficientu proměnné vyšla 0,505. Mezi touto proměnnou a endogenní proměnnou platí přímá závislost. Pokud dojde ke zvýšení spotřeby elektrické energie minulého čtvrtletí o 1 %, vyvolá to zvýšení spotřeby elektrické energie o 0,505 %, ceteris paribus. Parametr odpovídá ekonomické verifikaci, protože pokud dojde minulé období ke zvýšení spotřeby elektrické energie, lze očekávat zvýšení současné spotřeby elektrické energie.

Statistická verifikace

V rámci statistické verifikace se ověřuje statistická významnost parametrů porovnáním p-hodnoty na hladině významnosti $\alpha=0,05$. P-hodnoty parametrů byly získány při odhadu parametrů modelu pomocí BMNČ. V modelu spotřeby elektrické energie vyšly všechny parametry statisticky významné. Dalším ukazatelem, který byl zjištěn, je koeficient determinace. Koeficient determinace vyjadřuje z kolika procent je v modelu závislá proměnná vysvětlená nezávislými proměnnými. V modelu spotřeby elektrické energie vyšel

koeficient determinace 0,662151, to znamená že, variabilita spotřeby elektrické energie je vysvětlená z 66 % variabilitou vysvětlujícími proměnnými. Adjustovaný koeficient determinace vyšel 63 %.

V modelu se dále posuzuje statistická významnost modelu, která se testuje za pomocí F-testu. V rámci F-testu je porovnána p-hodnota na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Pokud je p-hodnota menší, než hladina významnosti $\alpha=0,05$ je model statisticky významný. U modelu spotřeby elektrické energie p-hodnota činí <0,01, p-hodnota je velice nízká a model lze považovat za statisticky významný.

Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace je poslední verifikací modelu, která se provádí testováním předpokladů. Mezi předpoklady patří nepřítomnost autokorelace reziduí, normalita reziduí a nepřítomnost heteroskedasticity. Za pomocí testů je zjištěna p-hodnota, která je porovnána na hladině významnosti $\alpha=0,05$ a následně je zamítnuta nebo není zamítnuta nulová hypotéza.

Pro testování autokorelace reziduí je použit Durbin-Watsonův test autokorelace reziduí. Nulová hypotéza říká, že v modelu není přítomná autokorelace reziduí. Výsledky testu jsou zobrazeny v tabulce č. 9. P-hodnota činí 0,089913, to znamená že nulová hypotéza není zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$ a v modelu není přítomna autokorelace reziduí.

Tabulka č. 9: Durbin-Watsonův test autokorelace reziduí

H₀	Nepřítomnost autokorelace reziduí
p-hodnota	0,089913
α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Dalším testovaným předpokladem je normalita reziduí. Nulová hypotéza říká, že rezidua (chyby) v modelu jsou normálně rozdělená na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Výsledky testu jsou zobrazeny v tabulce č. 10. P-hodnota činí 0,190088, což znamená, že není zamítnuta nulová hypotéza a chyby jsou normálně rozdělené.

Tabulka č. 10: Test normality reziduí

H₀	Chyby jsou normálně rozdělené
p-hodnota	0,190088
α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

V modelu spotřeby elektrické energie bylo otestováno, zda se v modelu nachází heteroskedasticita. Pro testování byl využit Whiteův test nepřítomnosti heteroskedasticity. Nulová hypotéza říká, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Výsledky testu jsou zobrazeny v tabulce č. 11. P-hodnota činí 0,18297, tudíž není zamítnuta nulová hypotéza na hladině významnosti $\alpha=0,05$ a v modelu není přítomna heteroskedasticita.

Tabulka č. 11: Whiteův test nepřítomnosti heteroskedasticity

H₀	Není přítomna heteroskedasticita
p-hodnota	0,18297
α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Koefficienty pružnosti

U jednotlivých exogenních proměnných byly za pomocí odhadu parametrů zjištěny také koefficienty pružnosti, které říkají o kolik se změní vysvětlovaná proměnná, změní-li se vysvětlující proměnná o 1 %.

Největší vliv na spotřebu elektrické energie má spotřeba elektrické energie minulého období, tedy čtvrtletí. Pokud dojde minulé čtvrtletí ke zvýšení spotřeby elektrické energie o 1 %, současná spotřeba elektrické energie se zvýší 0,505 %, ceteris paribus. Mezi proměnnými platí přímá závislost, kdy zvýšení jedné proměnné vyvolá zvýšení druhé proměnné. Druhý největší vliv na spotřebu elektrické energie má výroba elektrické energie. Mezi spotřebou a výrobou existuje přímá závislost. Pokud dojde ke zvýšení výroby elektrické energie o 1 %, dojde ke zvýšení spotřeby elektrické energie o 0,287 %, ceteris paribus.

Zbylé proměnné mají podobně silný vliv. Koefficient pružnosti u proměnné průměrné teploty vyšel -0,058, to znamená že pokud dojde ke zvýšení průměrných teplot o 1 %, sníží se spotřeba elektrické energie o 0,058 %, ceteris paribus. Mezi proměnnými tak existuje nepřímá závislost, kdy zvýšení jedné vyvolá snížení druhé. O trochu méně činí koefficient u proměnné export elektrické energie zpožděně o jedno období, pokud dojde ke zvýšení

exportu elektřiny minulého období o 1 %, sníží se spotřeba elektrické energie o 0,042 %, ceteris paribus. Nejmenších hodnot nabývá koeficient pružnosti u proměnné celkový import do České republiky, který činí 0,039, pokud dojde ke zvýšení dovozu o 1 %, zvýší se spotřeba elektrické energie o 0,039 %, ceteris paribus. Všechny zjištěné koeficienty jsou neelastické, protože nabývají hodnot menších než 1.

4.4 Jednorovnicový model ceny elektrické energie

U druhého jednorovnicového modelu je endogenní proměnnou cena elektrické energie v českých korunách za 1 MWh. Cena elektrické energie je nestacionární časovou řadou, proto predeterminované proměnné jsou nestacionární proměnné integrované řádu I. Mezi exogenní proměnné patří cena uhlí v USD/1t, umělá dummy proměnná válka na Ukrajině a umělá dummy proměnná pandemie COVID-19.

Obdobně jako u modelu spotřeby elektrické energie i u modelu ceny elektrické energie byly časové řady zlogaritmovány jednoduchým logaritmem.

Ekonomický model

Ekonomický model vychází z následujících předpokladů:

- a) **Cena uhlí** je první exogenní proměnnou modelu ceny elektrické energie. Mezi spotřebou a cenou elektřiny se předpokládá přímá závislost. Uhlí je důležitým zdrojem pro výrobu elektrické energie. V České republice většina vyrobené energie pochází z uhelných elektráren, tudíž pokud dojde ke zvýšení ceny uhlí, bude to mít přímý vliv na cenu elektrické energie, která se také zvýší.
- b) **Dummy proměnná pandemie COVID-19** je umělá proměnná, která znázorňuje období pandemie COVID-19, konkrétně „lockdown“, který trval v České republice. Cena elektrické energie nejdříve klesala, ale pak začala prudce růst. Mezi proměnnými se tak předpokládá přímá závislost, nebo pandemie zapříčinila nárůst cen elektrické energie.
- c) **Dummy proměnná válka na Ukrajině** je umělá proměnná, která zobrazuje období trvajícího konfliktu na Ukrajině. Válka narušila dodávky plynu a ropy z Ruska, což mohlo vést k ovlivnění ceny energie. Předpokládá se, že mezi cenou elektrické energie a dummy proměnnou existuje přímá závislost, neboť válka na Ukrajině zapříčinila zvýšení cen elektrické energie.

Cena elektrické energie je závislá na ceně uhlí, dummy proměnné válce na Ukrajině, a dummy proměnné pandemie COVID-19.

Tabulka č. 12: Deklarace proměnných v modelu cena elektrické energie

označení	proměnná	název proměnné	typ proměnné	jednotky
y ₁	l_C_EL	Cena elektrické energie	endogenní	CZK/ 1 MWh
x ₀			konstanta	
x ₁	l_C_UH		exogenní	USD/1t
x ₂	D_C	Dummy pandemie COVID-19	umělá/exogenní	
x ₃	D_V	Dummy válka na Ukrajině	umělá/exogenní	

Zdroj: vlastní zpracování

Ekonometrický model

Před sestavením ekonometrického modelu je třeba exogenní proměnné v modelu ceny elektrické energie otestovat na přítomnost nežádoucí kolinearity. Testování je provedeno za pomocí metody VIF hodnoty.

Tabulka č. 13: Testování výskytu multikolinearity metodou VIF hodnoty

proměnná	VIF hodnota	multikolinearita
l_C_UH	2,140	ne
D_C	1,965	ne
D_V	1,128	ne

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

V tabulce č. 13 lze vidět, že u žádné exogenní proměnné se neobjevuje nežádoucí kolinearita a proměnné jsou vhodné k použití v ekonometrickém modelu. Ekonomický model je vytvořen přidáním parametrů k proměnným, přidáním konstanty a náhodné složky.

Testování stacionarity reziduů

Test je proveden za pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu. Nulová hypotéza říká, že rezidua obsahují jednotkový kořen a jsou tak nestacionární. Výsledek testu je zobrazen v následující tabulce č. 14, p-hodnota vyšla 0,007518. Nulová hypotéza je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$ a rezidua v modelu ceny elektrické energie jsou stacionární.

Tabulka č. 14: Rozšířený Dickey-Fullerův test pro testování stacionarity reziduí

H₀	Rezidua nejsou stacionární
p-hodnota	0,007518
α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Odhad parametrů

Odhad parametrů modelu ceny elektrické energie byl proveden za pomocí běžné metody nejmenších čtverců. Hodnoty parametrů byly zjištěny za pomocí softwaru Gretl a pro model byla použita zlogaritmovaná data, výsledky jsou zobrazeny v tabulce č. 15.

Do modelu ceny elektrické energie byly zahrnuty pouze dvě dummy proměnné pandemie COVID-19 a Válka na Ukrajině. Statisticky lepších výsledků bylo dosaženo bez dummy proměnné finanční krize.

Tabulka č. 15: Odhad parametrů modelu ceny elektrické energie pomocí BMNČ

proměnná	koeficient	směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota	významnost
const	3,83101	0,421721	9,084	<0,01	***
l_C_UH	0,727997	0,0951863	7,648	<0,01	***
D_C	0,375892	0,103029	3,648	0,0006	***
D_V	0,843503	0,135992	6,203	<0,01	***

Koeficient determinace	0,840922
Adjustovaný koeficient determinace	0,832968
P-hodnota (F)	<0,01
Akaikovo kritérium	-4,742224
Schwarzovo kritérium	3,893308
Hannan-Quinnovo kritérium	-1,340252
Rho (koeficient autokorelace)	0,553074
Durbin-Watsonova statistika	0,815902

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Dle výsledků odhadu parametrů modelu jsou všechny predeterminované proměnné statisticky významné.

Ekonomická verifikace

Běžnou metodou nejmenších čtverců byly zjištěny hodnoty parametrů, které jsou porovnány s ekonomickými předpoklady. Ekonomická verifikace posuzuje intenzitu a směr nezávislých proměnných na proměnnou závislou. Hodnota parametru konstanty říká, o kolik procent se změní endogenní proměnná budou-li všechny predeterminované proměnné

v modelu nulové. Časové řady modelu ceny elektrické energie byly zlogaritmovány, proto výsledné hodnoty parametrů jsou vyjádřeny v % a jsou zároveň koeficienty pružnosti.

Parametr γ_1 – u exogenní proměnné ceny uhlí vyšla hodnota koeficientu 0,728. Pokud se zvýší cena uhlí o 1 %, dojde ke zvýšení ceny elektrické energie o 0,728 %, ceteris paribus. Parametr odpovídá ekonomické verifikaci, neboť se předpokládalo, že pokud se zvýší cena uhlí, budou vyšší náklady na výrobu elektrické energie a tím se zvýší cena elektrické energie.

Parametr γ_2 - u dummy proměnné pandemie COVID-19 činí hodnota koeficientu 0,376. Pro ekonomickou verifikaci dummy proměnné je použita exponenciální funkce na koeficient dummy proměnné k převedení na multiplikativní efekt na závislou proměnnou. Přepočet se provádí následovně: $e^{(0,375892)} - 1 = 0,456289846$. Pandemie COVID-19 vyvolala zvýšení ceny elektrické energie o 45,63 %, ceteris paribus. Parametr tak odpovídá ekonomické verifikaci, neboť pandemie COVID-19 započala v České republice energetickou krizi a došlo ke zvýšení cen elektrické energie.

Parametr γ_3 – hodnota koeficientu u dummy proměnné válka na Ukrajině činí 0,843. Je použita exponenciální funkce na koeficient dummy proměnné k převedení na multiplikativní efekt na závislou proměnnou: $e^{(0,843503)} - 1 = 1,324495439$. To znamená, že krize války na Ukrajině, vyvolala zvýšení ceny elektrické energie o 132,45 %, ceteris paribus. Parametr odpovídá ekonomické verifikaci, neboť válka na Ukrajině posílila energetickou krizi a způsobila zvýšení cen elektrické energie.

Statistická verifikace

V tabulce č. 15 je vidět odhad parametrů modelu ceny elektrické energie včetně p-hodnot. P-hodnoty jsou porovnány na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Všechny parametry proměnných vyšly jako statisticky významné na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Dalším zjištěným ukazatelem je koeficient determinace, který říká z kolika procent je endogenní proměnná vysvětlena exogenními proměnnými. V modelu ceny elektrické energie vyšel koeficient determinace 0,840922, to znamená že variabilita ceny elektrické energie je z 84 % vysvětlená variabilitou vysvětlujícími proměnnými. Adjustovaný koeficient, který je přesnější vyšel 0,832968 neboli přibližně 83 %.

Dále je posouzena statistická významnost modelu za pomocí F-testu. V rámci F-testu je porovnána p-hodnota na hladině významnosti $\alpha=0,05$. P-hodnota u modelu ceny elektrické

energie vyšla $<0,01$, což je velmi nízká hodnota. Model je tak statisticky významný na hladině významnosti $\alpha=0,05$.

Ekonometrická verifikace

V rámci ekonomické verifikace je provedeno testování předpokladů, konkrétně nepřítomnost autokorelace reziduí, normalita reziduí a nepřítomnost heteroskedasticity. Výsledkem testu je p-hodnota, která je porovnána na hladině významnosti $\alpha=0,05$, poté je rozhodnuto, zda se zamítá nebo nezamítá nulová hypotéza.

Výsledek Durbin-Watsonovo testu autokorelace reziduí je zobrazen v tabulce č. 16 P-hodnota činí $<0,01$, to znamená že je zamítnuta nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace reziduí na hladině významnosti $\alpha=0,05$ a v modelu je přítomna autokorelace reziduí.

Tabulka č. 16: Durbin-Watsonův test autokorelace reziduí

H₀	Nepřítomnost autokorelace reziduí
p-hodnota	$<0,01$
α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Dalším testovaným předpokladem je normalita reziduí. Nulová hypotéza říká, že rezidua (chyby) v modelu jsou normálně rozdělená na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Výsledky testu jsou zobrazeny v tabulce č. 17. P-hodnota činí 0,0108056, což znamená, že je zamítnuta nulová hypotéza a chyby nejsou normálně rozdělené. V tabulce č. 14 jsou zobrazeny výsledky testování stacionarity reziduí, a bylo potvrzeno, že rezidua modelu ceny elektrické energie jsou stacionární.

Tabulka č. 17: Test normality reziduí

H₀	Chyby jsou normálně rozdělené
p-hodnota	0,0108056
α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Dále bylo v modelu ceny elektrické energie otestováno, zda se v modelu vyskytuje heteroskedasticita. Je použit Whiteův test nepřítomnosti heteroskedasticity. Nulová hypotéza říká, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti $\alpha=0,05$. Výsledek testu je zobrazen v tabulce č. 18. P-hodnota činí 0,0789229, což znamená, že není zamítnuta nulová hypotéza na hladině významnosti $\alpha=0,05$ a v modelu není přítomna heteroskedasticita.

Tabulka č. 18: Whiteův test nepřítomnosti heteroskedasticity

H_0	Není přítomna heteroskedasticita
p-hodnota	0,0789229
α	0,05

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Řešení problému přítomnosti autokorelace reziduů

V rámci ekonometrické verifikace byla v modelu potvrzena autokorelace reziduů. V následující tabulce č. 19 je proveden odhad za pomocí BMNČ za použití HAC standardní chyby, přičemž hodnoty parametrů a statistická významnost zůstala stejná.

Tabulka č. 19: Odhad parametrů modelu – HAC standardní chyby

proměnná	koeficient	směrodatná chyba	t-podíl	p-hodnota	významnost
const	3,83101	0,600264	6,382	<0,01	***
1_C_UH	0,727997	0,134421	5,416	<0,01	***
D_C	0,375892	0,0704839	5,333	<0,01	***
D_V	0,843503	0,197444	4,272	<0,01	***

Koeficient determinace	0,840922
Adjustovaný koeficient determinace	0,832968
P-hodnota (F)	<0,01
Akaikovo kritérium	-4,742224
Schwarzovo kritérium	3,893308
Hannan-Quinnovo kritérium	-1,340252
Rho (koeficient autokorelace)	0,553074
Durbin-Watsonova statistika	0,815902

Zdroj: vlastní zpracování, dle výstupu ze softwaru Gretl

Koeficienty pružnosti

V rámci ekonometrické analýzy bylo při odhadu parametrů pro model ceny elektrické energie použito logaritmování časových řad pomocí přirozeného logaritmu. Výsledkem toho, odhadnuté hodnoty parametrů reprezentují koeficienty pružnosti vyjádřené v procentech.

Koeficient pružnosti ceny uhlí vyšel 0,728, to znamená, že pokud dojde ke zvýšení ceny uhlí o 1 %, zvýší se cena elektrické energie o 0,728 %, ceteris paribus. Koeficient pružnosti je neelastickejší, jelikož dosahuje hodnot menších než 1.

Cenu elektrické energie nejvíce ovlivnila válka na Ukrajině. Za pomocí Eulerovo konstanty bylo vypočteno, že po vypuknutí války na Ukrajině došlo ke zvýšení ceny elektrické energie o 132,45 %, ceteris paribus. K vysokému nárůstu došlo také v průběhu

pandemie COVID-19, stejným způsobem bylo zjištěno, že pandemie vyvolala zvýšení ceny elektrické energie o 45,63 %, *ceteris paribus*.

5 Výsledky a diskuse

V diplomové práci bylo zkoumáno, jaké determinanty ovlivnily vývoj spotřeby a ceny elektrické energie v České republice v průběhu globální finanční krize v období od třetího čtvrtletí 2007 do čtvrtého čtvrtletí 2009. Dále v době pandemie COVID-19 konkrétně v období celostátního lockdownu v České republice od prvního čtvrtletí 2020 do druhého čtvrtletí 2021. Nakonec v období války na Ukrajině, která začala v prvním čtvrtletí 2022 a trvá do konce sledovaného období druhého čtvrtletí 2023.

V rámci literární rešerše byly zkoumány již publikované analýzy v jiných zemích a bylo zjištěno jaké faktory ovlivňují cenu a spotřebu elektrické energie. K vybraným faktorům byla nalezena potřebná data ve sledovaném období. Data byla primárně čerpána z pravidelných publikací Energetického regulačního úřadu České republiky, konkrétně se jedná o roční, čtvrtletní a měsíční zprávy o provozu elektrizační soustavy v ČR. Dále z portálu kurzy.cz, Českého statistického úřadu, Českého hydrometeorologického ústavu, Meteorologické stanice Brno-Židenice, portálu Businessinsider a Fred.

Všechny vybrané proměnné byly otestovány na výskyt sezónní složky za pomocí X_12 ARIMA analýzy, poté byly časové řady sezónně očištěny a byla otestována stacionarita časových řad. Stacionární byla data proměnné spotřeba elektrické energie, výroba elektrické energie, průměrná teplota, cena zemního plynu, cena uranu, výroba el. energie z biomasy, výroba el. energie z vodních elektráren, vývoz a dovoz elektrické energie, celkový dovoz a vývoz v České republice. Mezi nestacionární byla zařazena data proměnných cena elektrické energie, HDP, cena uhlí, cena ropy, výroba elektrické energie z bioplynu a výroba el. energie z větrných elektráren. Při odhadu parametrů modelu pomocí BMNC lze dohromady pracovat buď pouze se stacionárními nebo nestacionárními časovými řadami. Pro zjištění vlivu proměnných na spotřebu elektrické energie v období třech zmíněných hospodářských krizí byly vytvořeny 3 dummy proměnné. Za pomocí ekonometrického modelování byly odhadnuty rovnice spotřeby a ceny elektrické energie.

Kvůli rozdílným ekonomickým vlastnostem s ohledem na stacionaritu nebylo možné porovnat, zda spotřebu elektrické energie v České republice ovlivnilo HDP. Zatímco HDP vyšlo jako nestacionární, spotřeba elektrické energie je stacionární časovou řadou. Toto zjištění potvrzuje tvrzení Acaravciho a Ozurka (2010), kteří ve své práci zkoumali 15 evropských zemí a došli k závěru, že neexistuje dlouhodobá závislost mezi spotřebou elektrické energie a HDP. Výsledek není v souladu s tvrzením Ikegamiho a Wanga (2010), kteří zkoumali dlouhodobý vztah mezi spotřebou elektrické energie a reálným HDP

v Japonsku a Německu a zjistili, že mezi spotřebou a HDP existuje velmi silný kointegrační vztah. Rozdílných výsledků bylo dosaženo i v porovnání se studií s názvem „*Is temperature change a key driver of the regional differences in electricity consumption of the economic sectors in Spain (2000–2016)?*“ Studie potvrdila, že ve Španělsku klimatické změny ovlivňují spotřebu elektrické energie. Bylo potvrzeno, že po očištění sezónní složky existuje statisticky významná závislost mezi spotřebou elektrické energie a průměrnými teplotami. Bylo částečně potvrzeno zjištění autorů Dedeogl a Kaya (2013), kteří zkoumali dlouhodobou závislost mezi dvojicemi proměnných – import země a spotřeba elektrické energie, dále zkoumali, jak je spotřeba elektřiny ovlivněna vývozem a HDP. U všech proměnných prokázali dlouhodobý kointegrační vztah. V této analýze nebyl potvrzen vztah spotřeby elektřiny a HDP nebo exportu, ale byl potvrzen statisticky významný vztah mezi importem a spotřebou elektrické energie. Pokud dojde ke zvýšení dovozu do České republiky o 1 %, zvýší se spotřeba elektrické energie o 0,039 %. Ukázalo se, že globální finanční krize, pandemie COVID-19, ani válka na Ukrajině neovlivnily spotřebu elektrické energie v České republice. Analýza prokázala, že ani jedna dummy proměnná není statisticky významná, a proto ani jedna nebyla do modelu zahrnuta. Pro model spotřeba elektrické energie jsou statisticky významné proměnné výroba elektrické energie v České republice v GWh, průměrné teploty ve °C, import do České republiky v mld. Kč, export elektrické energie v GWh minulého období a spotřeba elektrické energie minulého čtvrtletí v GWh. Nejvýraznější spojitost byla zjištěna mezi zpožděnou proměnnou spotřeba elektrické energie o jedno čtvrtletí. Dojde-li ke zvýšení spotřeby před jedním obdobím o 1 %, vyvolá to zvýšení současné spotřeby elektrické energie o 0,505 %, ceteris paribus. Naopak nejslabší závislost je mezi proměnnou dovoz do České republiky. Pokud dojde ke zvýšení dovozu o 1 %, zvýší se spotřeba elektrické energie o 0,039 %, ceteris paribus.

V diplomové práci bylo provedeno důkladné zkoumání dat cen elektrické energie a analýza potvrdila předchozí zjištění Amjadi a Hemmati (2006), kteří poukázali na značné problémy při predikci cen elektrické energie. Dle jejich tvrzení vykazuje cena elektrické energie specifické charakteristiky, které značně komplikují jejich předpověď. Tyto vlastnosti zahrnují například sezónnost nebo nestacionaritu, obě vlastnosti byly potvrzené i v této diplomové práci. Kvůli rozdílným vlastnostem s ohledem na stacionaritu nebylo možné otestovat jaký vliv měla výroba elektrické energie z biomasy nebo z vodních elektráren na cenu elektrické energie. Výroba elektrické energie z bioplynu nebo z větrných elektráren se ukázala jako statisticky nevýznamná. V publikaci od autora Hintha (2018) s názvem

„What Caused the Drop in European Electricity Prices? A Factor Decomposition Analysis“, autor zjistil, že na cenu elektrické energie má vliv hlavně expanze obnovitelné energie, jako je větrná, solární a také bioenergie. Dále potvrdili, že cenu elektřiny ovlivnila cena pohonného hmot, ceny černého uhlí a zemního plynu. S ohledem na stacionaritu nebylo možné otestovat, zda cenu elektřiny ovlivnila cena zemního plynu. Bylo prokázáno, že cenu elektrické energie za sledované období ovlivnila cena uhlí. Česká republika využívá uhlí jako jeden z hlavních zdrojů při výrobě elektrické energie. Velká část elektřiny je vyrobena právě z uhlí, což znamená, že cena uhlí má na cenu elektrické energie přímý vliv. Koeficient pružnosti proměnné ceny uhlí činí 0,728, dojde-li ke zvýšení ceny uhlí o 1 %, vyvolá to zvýšení ceny elektrické energie o 0,728 %, ceteris paribus. Růst ceny elektrické energie způsobuje růst nákladů na palivo – v případě České republiky se jedná o uhlí. Toto tvrzení odpovídá publikaci s názvem „Why Are Electricity Prices Increasing?“, ve které autoři zkoumali determinanty ovlivňující cenu elektrické energie ve Spojených státech amerických. V závěru uvádí, že nárůst ceny elektřiny způsobuje růst nákladů na palivo. Konkrétně cenu elektřiny ovlivnila cena zemního plynu, cena ropy a cena uranu. Cenu uranu, stejně jako cenu zemního plynu nebylo možné zahrnout do modelu ceny elektrické energie. Cena ropy se prokázala jako statisticky nevýznamná a v České republice za sledované období nezpůsobila nárůst ceny elektrické energie. Autoři Ertugul, Kartal, Depren a Soytas (2022) provedli analýzu, ve které mimo jiné zkoumali faktory ovlivňující cenu elektřiny s ohledem na sedm globálních a s cenou souvisejících proměnných, včetně pandemie COVID-19. V rámci analýzy byly zahrnuty dvě klíčové globální události, které měly potenciál významně ovlivnit cenu elektrické energie. Pro tento účel byly do ekonometrického modelu zahrnuty dvě umělé dummy proměnné pandemie COVID-19 a válka na Ukrajině. Zahrnutím těchto dvou proměnných do modelu se podařilo získat větší porozumění pro vliv mimořádných událostí na cenu elektrické energie. Obě události měly statisticky významný dopad na cenu elektřiny. Větší vliv měla válka na Ukrajině., Za pomocí Eulerovy konstanty bylo vypočteno, že po vypuknutí války na Ukrajině došlo ke zvýšení ceny elektrické energie o 132,45 %, ceteris paribus. V období pandemie COVID-19 došlo ke zvýšení ceny elektrické energie o 45,63 %, ceteris paribus. Zahrnutí umělé dummy proměnné finanční krize se prokázalo jako statisticky nevýznamné, a proto tato dummy proměnná nebyla do modelu ceny elektrické energie zahrnuta.

Navzdory úspěšnému začlenění dummy proměnných pro pandemii a válku na Ukrajině je nutné zdůraznit, že určení přesných determinantů, které ovlivnily cenu

elektrické energie, popřípadě určit predikci ceny, je složité. Jak již bylo zmíněno od autorů Amjadi a Hemmati (2006), cena elektrické energie vykazuje vlastnosti jako nestacionaritu, sezónnost, vysokou volatilitu a zejména vysoký podíl neobvyklých cen, které jsou způsobeny neočekávanými a nekontrolovatelnými událostmi na trzích s elektřinou. Zmíněné vlastnosti komplikují snahu určit jaké faktory cenu ovlivňují. Obzvlášť při zkoumání dopadů mimořádných událostí, jako je pandemie nebo geopolitické konflikty, které přinášejí neobvyklé a často nepředvídatelné cenové výkyvy. Důležité je si uvědomit, že válka na Ukrajině, je událost, která stále trvá, a její plný dopad na energetické trhy a ceny elektrické energie není zcela znám. Dá se předpokládat, že přesnější a ucelenější analýzu vlivu války na Ukrajině na cenu elektrické energie bude pravděpodobně možné učinit až s odstupem času, kdy budou k dispozici další data a bude možné lépe pochopit dlouhodobé ekonomické důsledky tohoto konfliktu. V této souvislosti je třeba hledet na interpretaci s určitým nadhledem, přestože diplomová práce poskytuje důležité poznatky o tom, jak celosvětové události mohou ovlivnit cenu elektrické energie, je zřejmé že energetický trh je extrémně dynamický a ovlivněn mnoha faktory, jejichž dopady se mohou časem měnit.

6 Závěr

Diplomová práce se věnovala vývoji spotřeby a ceny energie v České republice v průběhu hospodářských krizí. Konkrétně v období globální finanční krize, pandemie COVID-19 a války na Ukrajině. Hlavním cílem práce bylo zjistit, jaké faktory ovlivnily vývoj spotřeby a ceny elektrické energie. Empirická část práce je zaměřena na tvorbu ekonometrických modelů, pomocí kterých byly kvantifikovány významné faktory, které měly vliv na dva klíčové aspekty energetického trhu.

Teoretická část práce se zaměřuje na popis energetického sektoru v České republice, který se skládá převážně z uhelných elektráren. Dle plánu Evropské unie by mělo dojít k uzavření uhelných elektráren do roku 2033. ČEZ přišel s návrhem, že by uhelné elektrárny mohly být nahrazeny jadernými, ačkoliv dle nové analýzy se uhelné elektrárny budou potýkat s problémy mnohem dříve, než se předpokládalo a jejich uzavření bude ovlivněno hlavně ekonomikou, nikoli politikou. Dále je v teoretické části vysvětleno, jakým způsobem probíhá obchod s elektrickou energií na burze v Lipsku a jak a kdo určuje cenu elektřiny, která je na burze obchodována. Energetická krize, která započala po pandemii COVID-19 představovala výzvu pro celý svět včetně České republiky. Pandemie sama o sobě způsobila výkyvy v poptávce po energii, kdy počáteční pokles kvůli uzavření ekonomik byl následován prudkým nárůstem, což silně zatížilo energetický trh. Energetická situace se ještě více zkomplikovala po vypuknutí války na Ukrajině, které měla na energetický sektor přímý vliv, zejména na dodávky plynu a ropných produktů do Evropy. Kvůli obavám z přerušení dodávek došlo ke zvýšení cen elektrické energie, válka rovněž urychlila diskuse o energetické bezpečnosti, snahy diverzifikovat energetické zdroje a zvýšení podílu produkce z obnovitelných zdrojů energie v energetickém mixu.

Empirická část práce je zaměřená na popis vývoje zvolených faktorů, které mají potenciál ovlivnit spotřebu a cenu elektrické energie. Vybrané faktory jsou otestovány na výskyt sezónní složky, následně jsou očištěny a u časových řad je otestována stacionarita. Dle nestacionárních a stacionárních dat jsou vytvořeny dva jednorovnicové modely, přičemž u jednoho modelu je endogenní proměnnou cena a u druhého spotřeba elektrické energie. Za pomocí ekonometrických nástrojů jsou identifikovány klíčové determinanty, které ovlivnily spotřebu elektrické energie. Bylo prokázáno, že v době finanční krize, pandemie koronaviru a války na Ukrajině nebyla ovlivněna spotřeba elektrické energie. Cena elektrické energie byla silně ovlivněna válkou na Ukrajině a pandemií COVID-19. U obou modelů byla provedena ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace.

Jednotlivé modely pomohly určit a identifikovat vzájemnou závislost faktorů ovlivňující spotřebu a cenu elektrické energie. Diplomová práce poskytuje kompletní přehled o energetickém trhu a faktorech, které jej ovlivňují. Poskytuje užitečné nástroje pro další analýzu energetiky, kdy další výzkum v této oblasti by mohl prohloubit znalosti vlivu nových technologií, klimatických změn a mezinárodních trendů na energetický trh.

7 Seznam použité literatury

1. ARLT J., ARLTOVÁ M. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
2. BERAN, H., Vladimír WAGNER a Václav PAČES, ed. *Česká energetika na křižovatce*. V Praze: Management Press, 2018. 240 s. ISBN 978-80-7261-560-5.
3. CIPRA, T. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 542 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
4. DVORÁK, P. *Veřejné finance, fiskální nerovnováha a finanční krize*. V Praze: C.H. Beck, 2008. Beckova edice ekonomie. 343 s. ISBN 978-80-7400-075-1.
5. FÁREK, J.: *Transformace finanční krize v globální hospodářský útlum: poučení, výzvy a geopolitické souvislosti*, Mezinárodní politika, roč. XXXIII., ISSN 0543-7962 č. 2, 2009, 59 s. s. 4–7.
6. GUJARATI D., PORTER N., Dawn C. *Basic Econometrics*. 5. vydání. New York: McGraw-Hill Irwin, 2009. 946 s. ISBN 978-0-07-337577-9.
7. HOLMAN, R., LOUŽEK, M., ed. *Americká finanční krize: hrozba pro světovou ekonomiku?: sborník textů*. Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2008. Ekonomika, právo, politika. 87 s. ISBN 978-80-86547-65-7.
8. HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. 368 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
9. KLÍMEK, P. *Úvod do ekonometrie a hospodářské statistiky*. Zlín: Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně, 2006. 143 s. ISBN 80-7318-427-3.
10. KŘÍŽ, Z. *Cesta z Ruska: Ruská agrese proti Ukrajině a její důsledky*. 1. Brno: Masarykova univerzita. 180 s. ISBN 978-80-280-0261-9.
11. MRÁČEK, K., kapitola: *Příčiny, důsledky a řešení současné krize ve finančním sektoru*. Zvládání finančních krizí: evropský a americký model: souhrnná publikace z vědeckopopularizačního semináře realizovaného v rámci projektu Podpora šíření poznatků výzkumu evropské integrace (reg. č. CZ.1.07/2.3.00/09.0128), který je spolufinancován Evropským sociálním fondem a státním rozpočtem České republiky : NEWTON College, Brno, 13. listopadu 2009. Praha: Vzdělávací středisko na podporu demokracie, 2009. 182 s. ISBN 978-80-904281-2-6.

8 Seznam internetových zdrojů

1. ACARAVCI A., OZTURK I., *Electricity consumption-growth nexus: Evidence from panel data for transition countries*. Scopus [online]. 2010, 604-608 [cit. 2023-08-25]. ISSN 01409883. Dostupné z: <[doi:10.1016/j.eneco.2009.10.016](https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.10.016)>.
2. ADAMOVÁ, K. *Opatření Evropské unie v reakci na boj s ekonomickou krizí v letech 2008–2009* [online]. Brno, 2010 [cit. 2023-09-19]. (61 s.) Dostupné z: <https://is.muni.cz/th/vthgg/Adamova_bakalarska_prace.pdf>. Bakalářská práce. MASARYKOVA UNIVERZITA>.
3. Aktuálně.cz *Londýn znárodní banku Northern Rock, hasí krizi hypoték*. 2008 [online]. [cit. 2023-09-19]. Dostupné z: <<https://zpravy.aktualne.cz/ekonomika/svetova-ekonomika/londyn-znarodni-banku-northern-rock-hasi-krizi-hypotek/r~i:article:521627/>>.
4. AMJADY, N. a HEMMATI, M. *Energy price forecasting - problems and proposals for such predictions*. Online. 2006, s. 20–29. [cit. 2024-03-27]. Dostupné z: <<https://doi.org/10.1109/MPAE.2006.1597990>>.
5. APADULA F., BASSINI A-, ELLI A., SCAPIN S., *Relationships between meteorological variables and monthly electricity demand* [online]. 2012, 346-356 [cit. 2023-09-19]. ISSN 03062619. Dostupné z: <[doi:10.1016/j.apenergy.2012.03.053](https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2012.03.053)>.
6. ARLT J., ŠKUTHANOVÁ M. *Úvod do problematiky sezónního očišťování ekonomických časových řad*. Online. In: 1995, s. 15–23. ISBN 0572-3043. [cit. 2024-02-26]. Dostupné z: <https://nb.vse.cz/~arlt/publik/AS_UPSOECR_95.pdf>.
7. BUSINESS INSIDER. Coal price. Online. Business Insider. 2024, 14.2.2024. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://markets.businessinsider.com/commodities/coal-price>>.
8. CVRČEK M., KRÁLÍČEK T. *Největší švýcarská banka doplatila na hypoteční krizi v USA*. 2008 [online]. [cit. 2023-09-19]. Dostupné z: <<https://byznys.hn.cz/c1-22964790-nejvetsi-svycarska-banka-doplatila-na-hypotecni-krizi-v-usa>>.
9. ČERMÁK, P. *Finanční krize táhne evropské banky do červených čísel*. 2008 [online]. [cit. 2023-09-19]. Dostupné z: <<https://www.penize.cz/svetova-ekonomika/46709-financni-krize-tahne-evropske-banky-do-cervenych-cisel>>.
10. ČESKÝ HYDROMETEOROLOGICKÝ ÚSTAV. Územní teploty. Online. Územní teploty. 2023. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.chmi.cz/historicka-data/pocasi/uzemni-teploty>>.
11. ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. Hrubý domácí produkt důchodovou metodou. Online. Databáze národních účtů. 2024, 5.1.2024. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <https://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenkavyber.kvart?mylang=CZ&j=Tab_N>.
12. ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. Pohyb zboží přes hranice. Online. 2024 [ct. 2024-03-23]. Dostupné z <<https://apl.czso.cz/pll/stazo/STAZO.STAZO>>.
13. ČEZ. *Česká energetika ve 21. století*. [online]. [cit. 2023-08-13]. Dostupné z: <<https://www.cez.cz/cs/o-cez/vyrobni-zdroje/jaderna-energetika/jaderna-energetika-v-ceske-republice/nove-jaderne-zdroje/proc-nova-jaderna-elektrarna/ceska-energetika-ve-21.-stoleti>>.

14. ČEZ. *Jak funguje výroba energie z biomasy*. Online. 2024. [cit. 2024-03-12]. Dostupné z: <<https://www.cez.cz/cs/o-cez/vyrobni-zdroje/obnovitelne-zdroje/biomasa-1/flash-model-jak-funguje-vyroba-energie-z-biomasy>>.
15. ČEZ. *Obchod s elektřinou na burze v Lipsku*. Online. 2023. [cit. 2023-12-15]. Dostupné z: <<https://www.cez.cz/cs/clanky/zdrazeni-elektriny-a-plynu-jak-funguje-trh-s-energiemi-na-burze-172938>>.
16. ČEZ: *Obnovitelné zdroje energie*. Online. 2024 [cit. 2024-03-12. Dostupné z: <<https://www.cez.cz/cs/o-cez/vyrobni-zdroje/obnovitelne-zdroje>>.
17. ČEZ: *O vodní energetice*. Online. 2024 [cit. 2024-03-12. Dostupné z: <<https://www.cez.cz/cs/o-cez/vyrobni-zdroje/obnovitelne-zdroje/voda/informace-o-vodni-energetice>>.
18. ČT24. *Čína je největší znečišťovatel planety*. Má vlastní cestu, jak ven z klimatické krize. Online. 2023. [cit. 2023-12-19] Dostupné z: <<https://ct24.ceskatelevize.cz/clanek/veda/cina-je-nejvetsi-znecistovatel-planety-ma-vlastni-cestu-jak-ven-z-klimaticke-krize-4056>>.
19. DEDEOĞL, D., KAYA, H. Energy use, exports, imports and GDP: New evidence from the OECD countries. Online. 2013, s. 469–476. [cit. 2024-03-26]. Dostupné z: <<https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.02.016>>
20. DIVINOVÁ, J. *Stropy cen energií skončí. Kolik zaplatíte za elektřinu a plyn?* Online. 2023. [cit. 2023-12-15]. Dostupné z: <<https://www.penize.cz/bydleni/445327-stropy-cen-energii-skonci-kolik-zaplatite-za-elektrinu-a-plyn>>.
21. ERTUGRUL, H. M.; KARTAL M. T.; DEPREN S. K., SOYTAS U. *Determinants of Electricity Prices in Turkey: An Application of Machine Learning and Time Series Models*. Online. 2022. [cit. 2024-01-25]. Dostupné z: <<https://doi.org/https://doi.org/10.3390/en15207512>>.
22. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu elektrizační soustavy ČR za II. Čtvrtletí 2023*. Online. ERU. 2023, 16.08.2023. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-ii-ctvrtleti-2023>>.
23. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za I. Čtvrtletí 2016*. Online. ERU. 2016, 23.08.2022 [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-i-ctvrtleti-2016>>.
24. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za I. Čtvrtletí 2017*. Online. ERU. 2017, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-i-ctvrtleti-2017>>.
25. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za I. Čtvrtletí 2018*. Online. ERU. 2018, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-i-ctvrtleti-2018>>.
26. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za I. Čtvrtletí 2019*. Online. ERU. 2019, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-i-ctvrtleti-2019>>.
27. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za I. Čtvrtletí 2020*. Online. ERU. 2020, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-i-ctvrtleti-2020>>.

28. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za I. Čtvrtletí 2021*. Online. ERU. 2021, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-i-ctvrtleti-2021>>.
29. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za I. Čtvrtletí 2022*. Online. ERU. 2022, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-i-ctvrtleti-2022>>.
30. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za I. Čtvrtletí 2023*. Online. ERU. 2023, 01.06.2023. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-i-ctvrtleti-2023>>.
31. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za II. Čtvrtletí 2016*. Online. ERU. 2016, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-ii-ctvrtleti-2016>>.
32. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za II. Čtvrtletí 2017*. Online. ERU. 2017, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-ii-ctvrtleti-2017>>.
33. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za II. Čtvrtletí 2018*. Online. ERU. 2018, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-ii-ctvrtleti-2018>>.
34. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za II. Čtvrtletí 2019*. Online. ERU. 2019, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-ii-ctvrtleti-2019>>.
35. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za II. Čtvrtletí 2020*. Online. ERU. 2020, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-ii-ctvrtleti-2020>>.
36. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za II. Čtvrtletí 2021*. Online. ERU. 2021, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-ii-ctvrtleti-2021>>.
37. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za II. Čtvrtletí 2022*. Online. ERU. 2022, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-ii-ctvrtleti-2022>>.
38. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za II. Čtvrtletí 2023*. Online. ERU. 2023, 16.08.2023. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-ii-ctvrtleti-2023>>.
39. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za III. Čtvrtletí 2016*. Online. ERU. 2016, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-iii-ctvrtleti-2016>>.
40. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za III. Čtvrtletí 2017*. Online. ERU. 2017, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-iii-ctvrtleti-2017>>.
41. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za III. Čtvrtletí 2018*. Online. ERU. 2018, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-iii-ctvrtleti-2018>>.

42. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za III. Čtvrtletí 2019*. Online. ERU. 2019, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-iii-ctvrtleti-2019>>.
43. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za III. Čtvrtletí 2020*. Online. ERU. 2020, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-iii-ctvrtleti-2020>>.
44. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za III. Čtvrtletí 2021*. Online. ERU. 2021, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-iii-ctvrtleti-2021>>.
45. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za III. Čtvrtletí 2022*. Online. ERU. 2022, 16.11.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-iii-ctvrtleti-2022>>.
46. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za III. Čtvrtletí 2023*. Online. ERU. 2023, 23.11.2023. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-iii-ctvrtleti-2023>>.
47. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za IV. Čtvrtletí 2016*. Online. ERU. 2017, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-iv-ctvrtleti-2016>>.
48. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za IV. Čtvrtletí 2017*. Online. ERU. 2018, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-iv-ctvrtleti-2017>>.
49. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za IV. Čtvrtletí 2018*. Online. ERU. 2019, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-iv-ctvrtleti-2018>>.
50. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za IV. Čtvrtletí 2019*. Online. ERU. 2020, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-es-cr-za-iv-ctvrtleti-2019>>.
51. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za IV. Čtvrtletí 2020*. Online. ERU. 2021, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-iv-ctvrtleti-2020>>.
52. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za IV. Čtvrtletí 2021*. Online. ERU. 2022, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-iv-ctvrtleti-2021>>.
53. ERÚ. *Čtvrtletní zpráva o provozu ES ČR za IV. Čtvrtletí 2022*. Online. ERU. 2023, 16.02.2023. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/ctvrtletni-zprava-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-za-iv-ctvrtleti-2022>>.
54. ERÚ. *Měsíční spotřeba elektřiny 2023*. Online. 2024, 08.01.2024. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-spotreba-elektriny-2023>>.
55. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR – prosinec 2007*. Online. 2008, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-prosinec-2007>>.

56. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR – prosinec 2008*. Online. ERU. 2009, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-prosinec-2008>>.
57. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR – prosinec 2009*. Online. ERU. 2010, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/kopie-z-mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-prosinec-2009>>.
58. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za březen 2014*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-brezen-2014>>.
59. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za březen 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022 [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-brezen-2015>>.
60. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za červen 2014*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-cerven-2014>>.
61. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za červen 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/kopie-z-mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-cerven-2015>>.
62. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za červenec 2014*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-cervenec-2014>>.
63. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za červenec 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-cervenec-2015>>.
64. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za duben 2014*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-duben-2014>>.
65. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za duben 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-duben-2015>>.
66. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za květen 2014*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-kveten-2014>>.
67. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za květen 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-kveten-2015>>.
68. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za ledn 2014*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-leden-2014>>.
69. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za ledn 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-leden-2015>>.

70. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za listopad 2014*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-listopad-2014>>.
71. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za listopad 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-listopad-2015>>.
72. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za prosinec 2010*. Online. ERU. 2011, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-prosinec-2010>>.
73. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za prosinec 2011*. Online. ERU. 2012, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-prosinec-2011>>.
74. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za prosinec 2012*. Online. ERU. 2013, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-prosinec-2012>>.
75. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za prosinec 2013*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-prosinec-2013>>.
76. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za prosinec 2014*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-prosinec-2014>>.
77. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za prosinec 2015*. Online. ERU. 2016, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-prosinec-2015>>.
78. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za říjen 2014*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-rijen-2014>>.
79. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za říjen 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-rijen-2015>>.
80. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za srpen 2014*. Online. ERU. 2014, 30.6.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-srpen-2014>>.
81. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za srpen 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-srpen-2015>>.
82. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za únor 2014*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-unor-2014>>.
83. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za únor 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-unor-2015>>.

84. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za září 2014*. Online. ERU. 2014, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-zari-2014>>.
85. ERÚ. *Měsíční zpráva o provozu ES ČR za září 2015*. Online. ERU. 2015, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/mesicni-zprava-o-provozu-es-cr-za-zari-2015>>.
86. ERÚ. *Roční zpráva o provozu elektrizační soustavy české republiky* [online]. 2022 [cit. 2023-08-19]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/rocní-zpráva-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-pro-rok-2022>>.
87. ERÚ. *Roční zpráva o provozu elektrizační soustavy České republiky za rok 2019*. Online. ERU. 2020, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/rocní-zpráva-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-pro-rok-2019>>.
88. ERÚ. *Roční zpráva o provozu elektrizační soustavy České republiky za rok 2020*. Online. ERU. 2021, 18.10.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/rocní-zpráva-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-pro-rok-2020>>.
89. ERÚ. *Roční zpráva o provozu elektrizační soustavy České republiky za rok 2021*. Online. ERU. 2023, 30.06.2023. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/rocní-zpráva-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-pro-rok-2022>>.
90. ERÚ. *Roční zpráva o provozu elektrizační soustavy České republiky za rok 2022*. Online. ERU. 2023, 30.06.2023. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/rocní-zpráva-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-pro-rok-2022>>.
91. ERÚ. *Roční zpráva o provozu elektrizační soustavy ČR pro rok 2021*. Online. 2022, 15.03.2023. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.eru.cz/rocní-zpráva-o-provozu-elektrizacni-soustavy-cr-pro-rok-2021>>.
92. ERÚ. *Roční zpráva o provozu ES ČR pro rok 2016*. Online. ERU. 2017, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/rocní-zpráva-o-provozu-es-cr-pro-rok-2016>>.
93. ERÚ. *Roční zpráva o provozu ES ČR pro rok 2017*. Online. ERU. 2018, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/rocní-zpráva-o-provozu-es-cr-pro-rok-2017>>.
94. ERÚ. *Roční zpráva o provozu ES ČR pro rok 2018*. Online. ERU. 2019, 23.08.2022. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://eru.gov.cz/rocní-zpráva-o-provozu-es-cr-pro-rok-2018>>.
95. FAKTA O KLIMATU. *Světové emise a závazky k uhlíkové neutralitě*. Online. 2022. [cit. 2023-12-19]. Dostupné z: <<https://faktaoklimatu.cz/infografiky/emise-svet>>.
96. FRED. *Global price of Uranium*. Online 1990-2024 [cit. 2024-02-19]. Dostupné z: <<https://fred.stlouisfed.org/series/PURANUSDM>>.
97. HABRNÁLOVÁ, E. Bydlení ve vatě. *Pandemie a energetická krize – jak zvládnout rostoucí ceny energií?* [online]. 2023 [cit. 2023-09-21]. Dostupné z: <<https://bydlenivevate.cz/lifestyle/pandemie-a-energeticka-krize-jak-zvladnout-rostouci-ceny-energii>>.

98. HANČLOVÁ J., TVRDÝ L. *Úvod do analýzy časových řad*. Online, učební text. Ostrava: ČVUT. (34 s.) [cit. 2023-09-20]. Dostupné z: <https://www.fd.cvut.cz/department/k611/PEDAGOG/VSM/7_AnalyzaCasRad.pdf>.
99. HANZAL, L. *Analyza spotřeby elektřiny v České republice* [online]. Praha, 2017 [cit. 2023-08-19]. (93 s.) Dostupné z: <https://dspace.cvut.cz/bitstream/handle/10467/68609/F3-DP-2017-Hanzal-Lukas-Analyza_spotreby_elektriny_v_Ceske_republice.pdf?sequence=-1&isAllowed=y>. Diplomová práce. ČESKÉ VYSOKÉ UČENÍ TECHNICKÉ.
100. HIRSH R. F., KOOMEY J. G., *Electricity Consumption and Economic Growth: A New Relationship with Significant Consequences?* ResearchGate [online]. 2015, 28 (9) [cit. 2023-08-20]. Dostupné z: <[doi:10.1016/j.tej.2015.10.002](https://doi.org/10.1016/j.tej.2015.10.002)>.
101. HIRTH, L. What Caused the Drop in European Electricity Prices? A Factor Decomposition Analysis. Online. SAGE Publications. 2018, s. 143-158. ISSN 0195-6574. [cit. 2024-01-25]. Dostupné z: <[https://doi.org/https://doi.org/10.5547/01956574.39.1.lhir](https://doi.org/10.5547/01956574.39.1.lhir)>.
102. IKEGAMI M., WANG Z. *The long-run causal relationship between electricity consumption and real GDP: Evidence from Japan and Germany*. Scopus [online]. Elsevier B.V., 2016, 767-784 [cit. 2023-09-19]. ISSN 01618938. Dostupné z: <[doi:10.1016/j.jpolmod.2016.10.007](https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2016.10.007)>.
103. JOHNSON, McDonald. *Seasonal Adjustment Diagnostics*. Online. 2010, s. 310. [cit. 2024-03-20]. Dostupné z: <<https://www.test.census.gov/library/working-papers/2010/adrm/mcdonald-johnson-01.html>>.
104. KALKULÁTOR.cz, Bioplynka – bioplynová elektrárna, aneb výroba elektřiny z bioplynu. Online. 2021. [cit. 2024-03-12]. Dostupné z: <<https://www.kalkulator.cz/clanky/149/bioplynka-bioplynova-elektrarna-aneb-vyroba-elektriny-z-bioplynu>>.
105. KHARBACH S.; PINEAU P.-O., FREDETTE M. *Impacts of Imports and Natural Gas on Electricity Prices: The Case of Ontario*. Online. 2010. ISSN 0711–2440. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.gerad.ca/fr/papers/1734.pdf>>.
106. KLICNAROVÁ J., HOUDA M. *Časové řady*. Online. 2020. [cit. 2023-09-20]. Dostupné z: <http://home.ef.jcu.cz/~janaklic/OPVVV_SMAC/>.
107. KUBÁTOVÁ, Z. *Uhlí v Česku skončí mnohem dřív, než se čekalo. Energii budeme dovážet*. Online. 2023. [cit. 2023-12-15]. Dostupné z: <https://www.seznamzpravy.cz/clanek/ekonomika-politici-jsou-mimo-uhli-v-cesku-skonci-vyrazne-driv-spasit-nas-maji-nemci-231918?_zn=aWQlM0Q0NTQ1ODQwNzI1MjkyOTAzNzk5JTdDdCUzRDE3MDI2NjU0OTYuNjYyJTdDdGUlM0QxNzAyNjY1NDk2LjY2MiU3Q2MlM0RBNEJGMUNFQjAzQUYzQjI4QkZDM0RGQzc5NDg0QjYxNg%3D%3D&_zn=aWQlM0Q0NTQ1ODQwNzI1MjkyOTAzNzk5JTdDdCUzRDE3MDI2NjU0OTYuNjYyJTdDdGUlM0QxNzAyNjY1NDk2LjY2MiU3Q2MlM0RBNEJGMUNFQjAzQUYzQjI4QkZDM0RGQzc5NDg0QjYxNg%3D%3D>.

108. KURZYCZ. Elektřina – historický vývoj cen. Elektřina po letech, minima, maxima, průměr. 1 MWh – měna USD. Online. Kurzycz. 2024. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<https://www.kurzy.cz/komodity/cena-elektriny-graf-vyvoje-ceny/historie>>.
109. MALLAPATY, S. *Where did COVID come from? WHO investigation begins but faces challenges.* Nature [online]. 2020 [cit. 2023-09-19]. Dostupné z: <<https://doi.org/10.1038/d41586-020-03165-9>>.
110. METEOROLOGICKÁ STANICE BRNO-ŽIDENICE. Meteorologické záznamy – listopad 2023. Online. 2023. [cit. 2024-02-18]. Dostupné z: <<http://www.meteo.jankovic.cz/zaznamy/rok-2023/listopad/>>.
111. MICHL A., ADAM T. *První odhad dopadů pandemie COVID-19 na ekonomiku ČR.* Online. 2023. [cit. 2023-12-15]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/cnblog/Prvni-odhad-dopadu-pandemie-COVID-19-na-ekonomiku-CR-aktualizovano-19.-5.-2021/>.
112. MPO. *Energetická dovozní závislost České republiky v letech 2011–2021* [online]. Praha: Oddělení analýz a datové podpory koncepcí, 2023 [cit. 2023-08-13]. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/assets/cz/energetika/statistika/energetické-bilance/2023/3/Dovozni_zavislost_2011-2021.pdf>.
113. NĚMEC, D. *Základy ekonometrie.* Online, Učební text. Brno: Masarykova univerzita – Ekonomicko-správní fakulta. [cit. 2023-09-25]. Dostupné z: <https://is.muni.cz/el/1456/podzim2009/DXE_EMTR/um/9116770/ZakladkyEkonometrie.pdf?lang=en>.
114. OUR WORLD IN DATA. *Cumulative confirmed COVID-19 cases by world region.* [online]. 2023 [cit. 2023-09-19]. Dostupné z: <<https://ourworldindata.org/grapher/cumulative-covid-cases-region>>.
115. O ENERGETICE.cz. *Biomasa - využití, zpracování, výhody a nevýhody, energetické využití v ČR.* 2017 [cit. 2024-03-12]. Dostupné z: <<https://oenergetice.cz/obnovitelne-zdroje/biomasa-vyzuziti-zpracovani-vyhody-a-nevyhody>>.
116. O ENERGETICE.cz. *Vodní elektrárny – princip, rozdělení, elektrárny v ČR.* 2016 [cit. 2024-03-12]. Dostupné z: <<https://oenergetice.cz/obnovitelne-zdroje/vodni-elektrarny-princip-a-rozdeleni>>.
117. REDAKCE EURO.CZ. *Hrozí ČR energetická krize?* 2009 [online]. [cit. 2023-09-19]. Dostupné z: <<https://www.euro.cz/clanky/hrozi-cr-i-energeticka-krize-822881>>.
118. ROMÁN-COLLADO R., COLINET-CARMONA M. J., FÁREZ-PLASENCIA M. I. *Is temperature change a key driver of the regional differences in electricity consumption of the economic sectors in Spain (2000–2016)?* [online]. 2023, 81131-81150 [cit. 2023-09-19]. ISSN 09441344. Dostupné z: <[doi:10.1007/s11356-023-27789-2](https://doi.org/10.1007/s11356-023-27789-2)>.
119. STUCHLÍK, J. *Jatka dorazila do Evropy, čtyři banky zachraňuje stát.* 2008 [online]. [cit. 2023-09-19]. Dostupné z: <<https://www.penize.cz/44347-jatka-dorazila-do-evropy-ctyri-banky-zachranuje-stat>>.
120. SUDOVÁ, K. *Cena elektřiny na burze 2023: Aktuální graf, dodavatelé a cenový strop v Česku.* Online. 2023. [cit. 2023-12-15]. Dostupné z: <<https://www.e15.cz/cena-elektriny-burza-graf-aktualne>>.
121. SZEKELY, I. P., VAN DEN NOORD P. *Economic Crisis in Europe: Causes, Consequences and Responses* [online]. London and New York: Routledge, 2011 [cit. 2023-09-19].

- 09-19]. (128 s.) ISSN ISBN-13: 978-9279153631. Dostupné z: <https://www.researchgate.net/publication/322962881_Economic_Crisis_in_Europe_Causes_Consequences_and_Responses>.
122. ŠIŠOLÁKOVÁ, J. *Matematické konstanty* [online]. Brno, 2022 [cit. 2024-03-26]. Dostupné z: <<https://theses.cz/id/mi668o>>. Disertační práce. Masarykova univerzita, Přírodovědecká fakulta. Vedoucí práce doc. Mgr. Petr Hasil, Ph.D.
123. The Battle Group – BASHEDA G.; CHUPKA M. W.; FOX-PENNER P.; PFEIFENBERGER J. P. a SCHUMACHER A. *Why Are Electricity Prices Increasing?* Online. 2006, s. 1–115. [cit. 2024-01-25]. Dostupné z: <https://www.brattle.com/wp-content/uploads/2017/10/6273_why_are_electricity_prices_increasing_basheda_et_al_eei_june_2006.pdf>.
124. TICHÝ, O. *Vývoj spotřeby elektřiny* [online]. Praha, 2020 [cit. 2023-08-19]. (65 s.) Dostupné z: <https://dspace.cvut.cz/bitstream/handle/10467/86064/F3-BP-2020-Tichy-Ondrej-Vyvoj_spotreby_elektriny.pdf?sequence=-1&isAllowed=y>. Bakalářská práce. ČESKÉ VYSOKÉ UČENÍ TECHNICKÉ.
125. VAILLANT. *Co je energetická účinnost?* [online]. 2022 [cit. 2023-09-19]. Dostupné z: <<https://www.vaillant.cz/pro-zakazniky/technicka-podpora/slovnicek-pojmu/elektricke-vytapeni>>.
126. VALYNETS, H. *Jak ruská invaze na Ukrajinu změnila trh s elektřinou v Evropě?* Online. 2023. [cit. 2023-09-20]. Dostupné z: <[ekolist.cz, https://ekolist.cz/cz/publicistika/priroda/jak-ruska-invaze-na-ukrainu-zmenila-trh-s-elektrinou-v-evrope](https://ekolist.cz/cz/publicistika/priroda/jak-ruska-invaze-na-ukrainu-zmenila-trh-s-elektrinou-v-evrope)>.
127. VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE. *Statistika – tabulky*. Fakulta informatiky a statistiky, katedra statistiky a pravděpodobnosti. [online]. 2006 [cit. 2024-03-23]. Dostupné z: <<https://statistika.vse.cz/download/materialy/tabulky.pdf>>.

9 Seznam obrázků, tabulek, grafů, příloha a zkratek

9.1 Seznam obrázků

Obrázek č. 1: Hodinové ceny 22. týden (květen 2002) na španělském trhu.....	34
Obrázek č. 2: Hodinové ceny 5. týden (únor 2000) na kalifornském trhu	35
Obrázek č. 3: Analýza důležitosti proměnných	47

9.2 Seznam tabulek

Tabulka č. 1: Zdrojová část energetické bilance – celkem	37
Tabulka č. 2: Popisné statistiky vybraných proměnných	68
Tabulka č. 3: Testování sezónnosti pomocí X-12 ARIMA analýzy	70
Tabulka č. 4: Výsledky rozšířeného Dickey-Fullerova testu (ADF test)	71
Tabulka č. 5: Deklarace proměnných v modelu spotřeby elektrické energie	73
Tabulka č. 6: Testování výskytu multikolinearity pomocí metody VIF hodnoty	74
Tabulka č. 7: Rozšířený Dickey-Fullerův test pro testování stacionarity reziduů.....	74
Tabulka č. 8: Odhad parametrů modelu spotřeby elektrické energie pomocí BMNČ	75
Tabulka č. 9: Durbin-Watsonův test autokorelace reziduů	77
Tabulka č. 10: Test normality reziduů	78
Tabulka č. 11: Whiteův test nepřítomnosti heteroskedasticity	78
Tabulka č. 12: Deklarace proměnných v modelu cena elektrické energie	80
Tabulka č. 13: Testování výskytu multikolinearity metodou VIF hodnoty	80
Tabulka č. 14: Rozšířený Dickey-Fullerův test pro testování stacionarity reziduů.....	81
Tabulka č. 15: Odhad parametrů modelu ceny elektrické energie pomocí BMNČ	81
Tabulka č. 16: Durbin-Watsonův test autokorelace reziduů	83
Tabulka č. 17: Test normality reziduů	83
Tabulka č. 18: Whiteův test nepřítomnosti heteroskedasticity	84
Tabulka č. 19: Odhad parametrů modelu – HAC standardní chyby	84

9.3 Seznam grafů

Graf č. 1: Výroba elektřina brutto (GWh)	27
Graf č. 2: Cena elektřiny na burze 2008-2023 (V EU, MWh).....	32
Graf č. 3: Vývoj spotřeby elektrické energie a HDP v USA v letech 1973 až 2013	43
Graf č. 4: Vztah mezi teplotou a odchylkou v popřávce po elektřině v Itálii	44
Graf č. 5: Srovnání vývoje cen elektřiny a ostatních spotřebitelských cen v USA od roku 1970 do 2004	46
Graf č. 6: Kumulativní potvrzené případy COVID-19 podle světových regionů.....	52
Graf č. 7: Vývoj spotřeby elektřiny od třetího čtvrtletí 2007 do druhé čtvrtletí 2023 v GWh – brutto	57
Graf č. 8: Vývoj výroby elektřiny od třetího čtvrtletí 2007 do druhé čtvrtletí 2023 v GWh	58

Graf č. 9: Vývoj ceny elektřiny od třetího čtvrtletí 2007 do druhé čtvrtletí 2023 v CZK/ 1 MWh	59
Graf č. 10: Vývoj vývozu elektrické energie od třetího čtvrtletí 2007 do druhé čtvrtletí 2023 v GWh	60
Graf č. 11: Vývoj celkového dovozu do ČR od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v mld. Kč	61
Graf č. 12: Vývoj průměrných teplot v ČR od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v °C	62
Graf č. 13: Vývoj ceny ropy Brent od třetího čtvrtletí 2007 do druhé čtvrtletí 2023 v CZK za 1 barrel	63
Graf č. 14: Vývoj ceny uhlí od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v USD za 1t	64
Graf č. 15: Vývoj výroby elektrické energie z biomasy od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v GWh.....	65
Graf č. 16: Vývoj výroby elektrické energie z bioplynu od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v GWh.....	66
Graf č. 17: Vývoj výroby elektrické energie z vodních elektráren od třetího čtvrtletí 2007 do druhého čtvrtletí 2023 v GWh	67

9.4 Seznam příloh

Příloha 1: Tabulka podkladových dat A	107
Příloha 2: Tabulka podkladových dat B.....	109
Příloha 3: Podkladová data upravená pro Gretl A	111
Příloha 4: Podkladová data upravená pro Gretl B.....	113
Příloha 5: Popisné statistiky proměnných – výstup Gretl.....	115
Příloha 6: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná Sp_EL strana 1	116
Příloha 7: Rozšířený Dickey-Fullerův test - Sp_EL strana 2.....	117
Příloha 8: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_EL strana 1	118
Příloha 9: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_EL strana 2	119
Příloha 10: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_EL strana 1.....	120
Příloha 11: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_EL strana 2 a 3.....	121
Příloha 12: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná I strana 1	122
Příloha 13: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná I strana 2	123
Příloha 14: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná X strana 1	124
Příloha 15: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná X strana 2	125
Příloha 16: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná HDP strana 1	126
Příloha 17: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná HDP strana 2	127
Příloha 18: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná PT strana 1.....	128
Příloha 19: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná PT strana 2	129
Příloha 20: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_R strana 1	130
Příloha 21: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_R strana 2	131
Příloha 22: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_UR strana 1	132

Příloha 23: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_UR strana 2	133
Příloha 24: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_ZP strana 1	134
Příloha 25: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_ZP strana 2	135
Příloha 26: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_UH strana 1	136
Příloha 27: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_UH strana 2	137
Příloha 28: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_BM strana 1	138
Příloha 29: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_BM strana 2 a 3	139
Příloha 30: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_BP strana 1	140
Příloha 31: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_BP strana 2	141
Příloha 32: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná VE strana 1	142
Příloha 33: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná VE strana 2	143
Příloha 34: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná VTE strana 1	144
Příloha 35: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná VTE strana 2 a 3	145
Příloha 36: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná I_C strana 1	146
Příloha 37: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná I_C strana 2 a 3	147
Příloha 38: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná X_C strana 1	148
Příloha 39: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná X_C strana 2	149
Příloha 40: Testování výskytu kolinearity za pomocí metody VIF hodnoty Sp_EL	150
Příloha 41: Odhad parametrů za pomocí BMNČ_endogenní spotřeba elektrické energie	151
Příloha 42: Odhad parametrů za pomocí BMNČ_Sp_EL včetně dummy proměnných	152
Příloha 43: Rozšířený Dickey_Fullerův test – stacionarita reziduí Sp_EL	153
Příloha 44: Testování výskytu multikolinearity za pomocí metody VIF hodnoty C_EL	154
Příloha 45: Odhad parametrů za pomocí BMNČ_endogenní cena elektrické energie	155
Příloha 46: Rozšířený Dickey_Fullerův test – stacionarita reziduí C_EL	156
Příloha 47: Odhad parametrů modelu ceny elektrické energie po použití HAC standardní chyby	157
Příloha 48: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - Sp_EL	157
Příloha 49: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - V_EL	157
Příloha 50: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - C_EL	158
Příloha 51: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – I	158
Příloha 52: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – X	158
Příloha 53: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – HDP	158
Příloha 54: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – PT	159
Příloha 55: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - C_ZP	159
Příloha 56: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - C_R	159
Příloha 57: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - C_UH	159
Příloha 58: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - C_UR	160
Příloha 59: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - V_BM	160
Příloha 60: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - V_BP	160
Příloha 61: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – VE	160
Příloha 62: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – VTE	161
Příloha 63: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - I_C	161
Příloha 64: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – X_C	161

9.5 Seznam použitých zkratek

BMNČ – běžná metoda nejmenších čtverců

ČEPS – Česká elektroenergetická přenosná soustava

ČNB – Česká národní banka

ČR – Česká republika

ČSÚ – Český statistický úřad

DMNČ – dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

ERÚ – Energetický regulační úřad

EU – Evropská unie

EUR – euro

GWh – gigawatthodina

HDP – hrubý domácí produkt

MW_e – megawatt elektrický

MWh – megawatthodina

TWh – terawatthodina

USA – Spojené státy americké

USD – americký dolar

Přílohy

Příloha 1: Tabulka podkladových dat A

	Spotřeba elektřiny v GWh - brutto	Výroba elektřiny v GWh - brutto	Cena elektřiny CZK 1 MWh	Dovoz elektřiny v GWh	Vývoz elektřiny v GWh	HDP v mld. Kč	Průměr né teploty v °C	Cena zemního plynu v CZK/1 MWh
2007/3	16 081,40	20 128,30	1 492,8	2 184,30	6 231,30	983,2	15,8	199,55
2007/4	19 820,20	23 859,30	1 543,8	2 835,00	6 874,10	1 027,6	2,6	320,92
2008/1	20 139,70	24 078,10	1 566,3	2 637,40	6 575,80	938,4	2,2	336,02
2008/2	17 053,60	19 975,90	1 756,3	1 621,60	4 543,80	1 022,7	12,9	615,63
2008/3	16 235,90	18 634,20	1 950,7	1 825,80	4 224,10	1 046,2	15,8	471,24
2008/4	18 620,00	20 829,70	1 641,6	2 435,80	4 645,40	1 035,6	4,5	420,48
2009/1	19 413,90	23 164,60	1 328,8	2 504,40	6 255,00	937,7	- 0,6	323,02
2009/2	15 296,90	18 481,24	1 361,6	1 406,90	4 591,10	992,4	13,4	254,48
2009/3	15 308,70	18 283,93	1 197,3	2 006,70	4 981,90	994,1	17,1	209,64
2009/4	18 586,70	22 320,23	1 145,7	2 668,40	6 402,10	1 030,1	3,9	296,48
2010/1	19 668,06	24 124,15	1 185,3	1 835,90	6 291,90	923,7	- 1,4	318,04
2010/2	16 313,29	19 393,91	1 262,2	1 355,70	4 436,30	1 012,5	12,1	298,96
2010/3	15 884,63	19 778,52	1 208,8	1 430,20	5 324,10	1 015,0	16,1	279,62
2010/4	19 095,74	22 613,56	1 172,0	2 020,60	5 538,60	1 041,7	2,1	248,82
2011/1	19 577,15	23 817,42	1 256,0	2 065,90	6 306,30	942,7	0,2	255,47
2011/2	16 316,07	20 493,18	1 370,0	1 819,90	5 997,00	1 025,5	13,6	252,72
2011/3	15 817,46	19 397,00	1 351,4	2 832,50	6 412,10	1 029,7	16,3	238,86
2011/4	18 805,85	23 853,00	1 328,1	3 738,50	8 785,50	1 064,3	4,1	222,32
2012/1	19 865,70	24 494,91	1 254,8	3 644,10	8 273,30	963,7	- 0,1	163,73
2012/2	16 412,60	21 265,47	1 212,9	1 980,80	6 833,60	1 030,0	13,2	158,43
2012/3	15 671,40	19 654,01	1 190,4	2 773,00	6 755,50	1 030,2	16,5	198,17
2012/4	18 503,50	22 159,33	1 162,7	3 188,90	6 844,70	1 065,1	3,6	235,38
2013/1	19 489,80	23 660,97	1 064,2	2 912,80	7 083,90	955,9	- 1,3	230,77
2013/2	16 309,00	20 474,25	987,6	1 536,60	5 701,70	1 034,8	12,0	271,75
2013/3	15 826,00	19 573,91	948,5	2 573,40	6 321,10	1 052,3	16,3	237,2
2013/4	18 552,50	23 355,80	969,7	3 548,20	8 351,40	1 099,8	4,8	259
2014/1	18 770,56	23 657,20	963,0	2 304,20	8 291,70	998,0	2,9	323,15
2014/2	16 504,40	20 379,16	923,5	2 444,60	6 466,60	1 088,7	12,6	312,55
2014/3	15 947,51	19 154,81	951,1	2 395,00	5 828,50	1 116,5	16,3	281,5
2014/4	18 399,63	22 812,25	936,0	3 073,50	7 555,00	1 142,7	5,9	288,87
2015/1	19 335,52	24 241,83	883,3	3 508,90	7 651,70	1 066,6	1,6	235,83
2015/2	16 756,91	20 020,04	860,0	2 287,10	5 463,50	1 163,3	12,1	231,5
2015/3	16 269,38	18 552,09	829,5	4 917,10	7 141,10	1 184,2	18,2	227,35
2015/4	18 652,44	21 074,36	768,5	5 432,70	7 804,90	1 211,3	5,7	188,6
2016/1	19 657,03	23 115,25	620,1	4 108,76	7 548,61	1 115,0	1,6	166,25
2016/2	16 891,78	20 249,84	690,6	2 679,57	6 005,09	1 215,1	12,8	183,54

2016/3	16 311,90	18 067,90	745,3	2 985,23	4 842,89	1 217,0	17,1	230,91
2016/4	19 557,58	21 868,90	840,8	4 043,00	6 394,42	1 249,9	3,2	271,84
2017/1	20 488,01	24 007,95	809,5	4 654,44	8 093,37	1 168,6	0,5	265,39
2017/2	17 254,35	20 458,84	805,1	3 897,21	7 058,88	1 285,3	13,0	258,57
2017/3	16 478,83	19 160,59	877,3	2 832,54	5 542,18	1 305,0	16,4	223,98
2017/4	19 597,15	23 410,24	955,6	3 687,81	7 414,51	1 351,8	4,7	216,7
2018/1	20 622,31	23 017,12	908,4	3 161,37	5 417,38	1 248,1	- 0,3	201,12
2018/2	17 027,85	20 419,74	1 058,0	2 280,81	5 654,11	1 359,2	15,5	208,05
2018/3	16 575,24	20 522,46	1 272,4	2 529,43	6 490,29	1 375,0	18,3	216,18
2018/4	19 715,38	24 042,45	1 415,1	3 601,79	7 918,72	1 428,5	5,2	288,62
2019/1	20 350,80	23 811,81	1 276,8	3 182,50	6 586,50	1 334,0	1,9	221,89
2019/2	17 449,10	20 208,11	1 309,7	2 291,10	5 104,70	1 451,1	13,6	196,11
2019/3	16 757,50	19 240,54	1 347,8	2 914,80	5 476,20	1 483,1	17,0	183,65
2019/4	19 374,40	23 730,04	1 244,4	2 637,80	6 955,30	1 523,2	5,7	190,68
2020/1	20 147,90	22 190,80	1 137,6	4 232,20	6 267,00	1 369,9	2,6	149,11
2020/2	15 780,20	17 782,55	1 152,4	2 824,30	4 962,00	1 350,5	12,2	149,6
2020/3	16 158,60	18 974,58	1 183,5	2 598,30	5 406,30	1 464,2	16,8	171,08
2020/4	19 267,90	22 497,53	1 173,0	3 713,40	6 885,50	1 524,4	4,9	213,69
2021/1	20 394,60	22 985,77	1 414,7	3 202,47	5 710,21	1 383,5	0,2	200,97
2021/2	17 258,00	18 267,85	1 672,5	3 450,14	4 411,57	1 536,8	11,6	216,64
2021/3	16 351,90	19 097,35	2 242,6	3 781,24	6 536,66	1 577,1	16,3	317,76
2021/4	19 657,10	24 556,31	3 973,7	4 719,13	9 569,81	1 611,3	4,0	366,11
2022/1	19 885,40	23 122,09	3 669,5	4 821,40	7 961,70	1 541,6	2,2	341,23
2022/2	16 829,40	18 987,60	5 563,7	4 278,84	6 402,96	1 696,4	13,1	594,32
2022/3	15 862,00	20 052,73	11 333,0	3 329,23	7 521,25	1 753,2	16,6	660,49
2022/4	18 187,60	22 340,71	8 557,2	4 296,61	8 369,00	1 794,7	5,0	503,23
2023/1	18 666,60	21 463,64	3 849,2	3 891,10	6 678,80	1 714,9	3,5	210,41
2023/2	15 808,00	16 447,06	3 323,4	2 902,00	3 701,50	1 849,4	14,4	174,26

Zdroje: vlastní zpracování, data: publikace Energetického regulačního úřadu – roční, čtvrtletní a měsíční zprávy o provozu elektrizační soustavy v České republice, kurzy.cz, Český hydrometeorologický ústav, Meteorologická stanice Brno-Židenice

Příloha 2: Tabulka podkladových dat B

	Cenaropy Brent v CZK/1 barel	Cena uhlí v USD/1t	Cena uranu v USD/1 libra	Výroba el. energie z biomasy v GWh	Výroba el. energie z bioplynu v GWh	Výroba el. z vodní el. v GWh	Výroba el. z větrné el. v GWh	Export ČR v mld. Kč	Import ČR v mld. Kč
2007/3	1 518,00	59,84	108,70	91,47	0,53	135,00	8,60	604,82	592,12
2007/4	1 633,80	83,29	87,10	92,67	0,63	250,70	13,90	657,98	640,11
2008/1	1 645,00	109,61	79,09	107,03	9,13	287,47	26,07	645,42	611,58
2008/2	1 949,30	120,91	63,37	94,63	9,90	220,40	12,83	654,19	623,98
2008/3	1 859,00	181,16	63,11	84,07	10,97	120,30	16,50	603,39	584,81
2008/4	1 106,50	100,81	51,14	122,90	13,87	163,93	26,13	570,74	586,12
2009/1	969,99	71,50	47,27	121,67	20,80	236,13	26,57	522,85	488,86
2009/2	1 170,40	64,73	47,26	106,70	25,90	257,10	21,03	528,01	483,76
2009/3	1 232,10	68,51	47,06	103,57	29,37	271,30	18,63	528,40	490,69
2009/4	1 325,50	76,15	45,10	144,47	32,40	229,73	29,83	559,36	525,72
2010/1	1 447,30	78,96	42,28	126,30	37,70	270,47	25,70	583,17	533,62
2010/2	1 595,20	87,89	41,13	120,00	43,10	325,57	26,73	633,56	599,96
2010/3	1 485,40	92,78	44,89	114,57	43,77	277,67	24,60	632,16	617,70
2010/4	1 598,50	108,64	55,54	138,87	44,97	253,23	34,80	683,90	660,27
2011/1	1 879,00	122,84	64,13	134,50	51,77	301,20	31,53	703,55	648,44
2011/2	1 974,00	125,02	56,43	133,40	60,27	206,47	30,23	722,78	680,14
2011/3	1 932,70	124,31	51,82	125,00	67,73	205,10	26,60	696,45	660,76
2011/4	2 043,30	114,65	52,57	159,67	77,00	232,23	43,93	755,91	698,23
2012/1	2 264,20	101,14	51,89	158,20	95,80	330,63	48,07	787,32	692,79
2012/2	2 137,30	90,44	51,34	132,03	103,27	228,93	29,33	769,52	699,83
2012/3	2 190,70	91,52	49,11	133,00	112,50	187,20	24,40	740,88	671,30
2012/4	2 132,90	88,56	43,26	174,80	128,23	240,93	37,30	774,87	702,97
2013/1	2 178,60	87,15	42,81	136,23	165,233	403,20	41,27	752,95	656,12
2013/2	2 042,80	79,98	40,65	118,60	179,400	355,37	33,57	784,34	689,61
2013/3	2 139,80	75,98	35,82	142,83	180,633	230,80	29,90	783,01	700,57
2013/4	2 143,90	83,83	35,01	149,60	185,800	264,53	54,73	854,40	777,18
2014/1	2 161,30	78,79	35,15	148,97	200,70	140,53	45,47	890,98	767,16
2014/2	2 197,00	74,83	29,84	179,97	211,90	138,33	36,20	897,41	789,48
2014/3	2 153,90	75,30	31,20	170,10	211,73	160,73	26,97	900,58	797,95
2014/4	1 695,70	72,18	37,77	164,97	221,33	211,47	50,23	939,86	845,04
2015/1	1 353,10	60,82	37,80	159,67	217,20	212,97	57,97	952,78	845,34
2015/2	1 574,20	58,76	36,86	174,67	217,23	180,10	40,57	963,65	855,79
2015/3	1 249,70	56,18	36,48	169,73	213,53	89,47	35,63	947,43	853,68
2015/4	1 104,20	51,09	36,12	188,87	218,43	115,73	56,70	1 019,39	922,19
2016/1	864,40	45,33	32,93	173,45	214,96	198,14	53,60	1 001,60	860,69
2016/2	1 125,90	48,31	27,71	169,00	211,86	168,74	34,14	1 018,51	879,31

2016/3	1 136,30	59,90	25,54	166,69	212,86	146,59	27,21	939,89	839,08
2016/4	1 279,40	83,85	19,76	174,63	223,42	153,12	50,70	1 014,05	915,59
2017/1	1 385,10	81,27	23,99	182,26	217,40	161,14	53,83	1 088,31	950,66
2017/2	1 225,90	76,15	21,55	199,24	218,58	189,38	42,49	1 074,13	952,95
2017/3	1 157,40	86,54	20,40	175,28	217,29	105,90	31,83	995,57	906,83
2017/4	1 338,20	93,46	22,42	179,37	221,77	166,40	68,87	1 086,57	990,99
2018/1	1 389,30	86,68	22,29	174,59	217,52	214,52	56,61	1 079,03	957,81
2018/2	1 611,00	89,10	21,96	180,00	215,80	138,42	46,37	1 096,05	994,93
2018/3	1 677,00	99,12	25,52	163,91	215,26	91,37	30,31	1 045,40	985,95
2018/4	1 552,00	92,63	28,40	187,37	216,53	98,08	69,82	1 183,37	1 084,48
2019/1	1 443,00	76,02	28,19	188,13	212,92	265,09	76,73	1 137,70	1 016,70
2019/2	1 565,50	55,76	24,95	189,24	204,98	179,31	50,20	1 150,09	1 019,48
2019/3	1 435,80	57,53	25,31	206,88	201,20	95,61	33,47	1 124,52	1 012,92
2019/4	1 441,80	56,50	25,18	214,44	218,84	129,02	72,94	1 167,64	1 069,45
2020/1	1 174,10	49,20	24,66	204,04	218,29	163,41	89,51	1 102,32	997,31
2020/2	822,67	43,26	32,19	204,62	211,21	153,09	45,31	932,56	866,04
2020/3	982,30	50,83	31,24	202,23	211,43	184,15	34,71	1 109,04	972,13
2020/4	1 008,60	57,81	29,63	221,51	219,69	213,44	63,50	1 297,88	1 128,47
2021/1	1 325,90	67,12	28,95	209,56	216,03	242,67	51,47	1 228,71	1 091,83
2021/2	1 467,00	87,45	30,72	231,71	214,75	206,46	51,55	1 263,31	1 165,63
2021/3	1 582,30	151,13	36,52	217,73	210,63	198,38	31,91	1 135,00	1 114,43
2021/4	1 767,00	171,01	35,24	228,70	218,67	155,23	65,58	1 302,94	1 241,88
2022/1	2 157,80	228,04	39,41	235,81	218,10	196,33	81,46	1 331,09	1 280,92
2022/2	2 587,70	321,37	43,31	229,44	215,71	164,94	43,49	1 414,47	1 411,20
2022/3	2 376,00	359,18	39,90	218,86	214,23	175,10	33,90	1 414,08	1 391,39
2022/4	2 121,70	242,48	40,48	201,58	219,48	161,28	54,92	1 495,91	1 448,01
2023/1	1 817,60	147,30	40,71	195,71	216,43	251,66	73,32	1 471,13	1 316,68
2023/2	1 685,60	123,18	43,64	199,80	214,38	223,29	41,58	1 414,91	1 274,85

Zdroje: vlastní zpracování, data: publikace Energetického regulačního úřadu – roční, čtvrtletní a měsíční zprávy o provozu elektrizační soustavy v České republice, kurzy.cz, Businessinsider, Fred, ČSÚ

Příloha 3: Podkladová data upravená pro Gretl A

Sp_EL	V_EL	C_EL	I	X	HDP	PT
16081,40	20128,30	1492,80	2184,30	6231,30	983,20	15,77
19820,20	23859,30	1543,80	2835,00	6874,10	1027,60	2,57
20139,70	24078,10	1566,30	2637,40	6575,80	938,37	2,20
17053,60	19975,90	1756,30	1621,60	4543,80	1022,71	12,93
16235,90	18634,20	1950,70	1825,80	4224,10	1046,20	15,83
18620,00	20829,70	1641,60	2435,80	4645,40	1035,59	4,53
19413,90	23164,60	1328,80	2504,40	6255,00	937,72	-0,60
15296,90	18481,24	1361,60	1406,90	4591,10	992,36	13,40
15308,70	18283,93	1197,30	2006,70	4981,90	994,13	17,07
18586,70	22320,23	1145,70	2668,40	6402,10	1030,11	3,90
19668,06	24124,15	1185,30	1835,90	6291,90	923,74	-1,37
16313,29	19393,91	1262,20	1355,70	4436,30	1012,49	12,07
15884,63	19778,52	1208,80	1430,20	5324,10	1014,98	16,10
19095,74	22613,56	1172,00	2020,60	5538,60	1041,66	2,07
19577,15	23817,42	1256,00	2065,90	6306,30	942,71	0,23
16316,07	20493,18	1370,00	1819,90	5997,00	1025,54	13,57
15817,46	19397,00	1351,40	2832,50	6412,10	1029,74	16,27
18805,85	23853,00	1328,10	3738,50	8785,50	1064,33	4,07
19865,70	24494,91	1254,80	3644,10	8273,30	963,68	-0,07
16412,60	21265,47	1212,90	1980,80	6833,60	1029,96	13,23
15671,40	19654,01	1190,40	2773,00	6755,50	1030,18	16,53
18503,50	22159,33	1162,70	3188,90	6844,70	1065,09	3,60
19489,80	23660,97	1064,20	2912,80	7083,90	955,89	-1,33
16309,00	20474,25	987,57	1536,60	5701,70	1034,83	11,97
15826,00	19573,91	948,45	2573,40	6321,10	1052,33	16,30
18552,50	23355,80	969,67	3548,20	8351,40	1099,76	4,77
18770,56	23657,20	962,96	2304,20	8291,70	997,95	2,93
16504,40	20379,16	923,46	2444,60	6466,60	1088,65	12,63
15947,51	19154,81	951,12	2395,00	5828,50	1116,50	16,30
18399,63	22812,25	935,99	3073,50	7555,00	1142,66	5,87
19335,52	24241,83	883,25	3508,90	7651,70	1066,58	1,60
16756,91	20020,04	859,97	2287,10	5463,50	1163,33	12,10
16269,38	18552,09	829,53	4917,10	7141,10	1184,15	18,20
18652,44	21074,36	768,50	5432,70	7804,90	1211,32	5,73
19657,03	23115,25	620,07	4108,76	7548,61	1114,96	1,63
16891,78	20249,84	690,55	2679,57	6005,09	1215,08	12,77
16311,90	18067,90	745,31	2985,23	4842,89	1216,96	17,13
19557,58	21868,90	840,78	4043,00	6394,42	1249,88	3,20
20488,01	24007,95	809,50	4654,44	8093,37	1168,64	0,47
17254,35	20458,84	805,11	3897,21	7058,88	1285,30	12,97
16478,83	19160,59	877,30	2832,54	5542,18	1305,04	16,37

19597,15	23410,24	955,59	3687,81	7414,51	1351,76	4,67
20622,31	23017,12	908,44	3161,37	5417,38	1248,05	-0,30
17027,85	20419,74	1058,00	2280,81	5654,11	1359,24	15,47
16575,24	20522,46	1272,40	2529,43	6490,29	1375,00	18,27
19715,38	24042,45	1415,10	3601,79	7918,72	1428,47	5,17
20350,80	23811,81	1276,80	3182,50	6586,50	1334,02	1,87
17449,10	20208,11	1309,70	2291,10	5104,70	1451,14	13,60
16757,50	19240,54	1347,80	2914,80	5476,20	1483,13	17,00
19374,40	23730,04	1244,40	2637,80	6955,30	1523,21	5,67
20147,90	22190,80	1137,60	4232,20	6267,00	1369,94	2,63
15780,20	17782,55	1152,40	2824,30	4962,00	1350,54	12,17
16158,60	18974,58	1183,50	2598,30	5406,30	1464,22	16,83
19267,90	22497,53	1173,00	3713,40	6885,50	1524,44	4,87
20394,60	22985,77	1414,70	3202,47	5710,21	1383,51	0,23
17258,00	18267,85	1672,50	3450,14	4411,57	1536,83	11,60
16351,90	19097,35	2242,60	3781,24	6536,66	1577,12	16,33
19657,10	24556,31	3973,70	4719,13	9569,81	1611,25	4,00
19885,40	23122,09	3669,50	4821,40	7961,70	1541,64	2,17
16829,40	18987,60	5563,70	4278,84	6402,96	1696,35	13,13
15862,00	20052,73	11333,00	3329,23	7521,25	1753,17	16,57
18187,60	22340,71	8557,20	4296,61	8369,00	1794,68	5,03
18666,60	21463,64	3849,20	3891,10	6678,80	1714,87	3,48
15808,00	16447,06	3323,40	2902,00	3701,50	1849,35	14,41

Příloha 4: Podkladová data upravená pro Gretl B

C_ZP	C_R	C_UH	C_UR	V_BM	V_BP	VE	VTE	X_C	I_C
199,55	1518,00	59,84	108,70	91,47	0,53	135,00	8,60	604,82	592,12
320,92	1633,80	83,29	87,10	92,67	0,63	250,70	13,90	657,98	640,11
336,02	1645,00	109,61	79,09	107,03	9,13	287,47	26,07	645,42	611,58
615,63	1949,30	120,91	63,37	94,63	9,90	220,40	12,83	654,19	623,98
471,24	1859,00	181,16	63,11	84,07	10,97	120,30	16,50	603,39	584,81
420,48	1106,50	100,81	51,14	122,90	13,87	163,93	26,13	570,74	586,12
323,02	969,99	71,50	47,27	121,67	20,80	236,13	26,57	522,85	488,86
254,48	1170,40	64,73	47,26	106,70	25,90	257,10	21,03	528,01	483,76
209,64	1232,10	68,51	47,06	103,57	29,37	271,30	18,63	528,40	490,69
296,48	1325,50	76,15	45,10	144,47	32,40	229,73	29,83	559,36	525,72
318,04	1447,30	78,96	42,28	126,30	37,70	270,47	25,70	583,17	533,62
298,96	1595,20	87,89	41,13	120,00	43,10	325,57	26,73	633,56	599,96
279,62	1485,40	92,78	44,89	114,57	43,77	277,67	24,60	632,16	617,70
248,82	1598,50	108,64	55,54	138,87	44,97	253,23	34,80	683,90	660,27
255,47	1879,00	122,84	64,13	134,50	51,77	301,20	31,53	703,55	648,44
252,72	1974,00	125,02	56,43	133,40	60,27	206,47	30,23	722,78	680,14
238,86	1932,70	124,31	51,82	125,00	67,73	205,10	26,60	696,45	660,76
222,32	2043,30	114,65	52,57	159,67	77,00	232,23	43,93	755,91	698,23
163,73	2264,20	101,14	51,89	158,20	95,80	330,63	48,07	787,32	692,79
158,43	2137,30	90,44	51,34	132,03	103,27	228,93	29,33	769,52	699,83
198,17	2190,70	91,52	49,11	133,00	112,50	187,20	24,40	740,88	671,30
235,38	2132,90	88,56	43,26	174,80	128,23	240,93	37,30	774,87	702,97
230,77	2178,60	87,15	42,81	136,23	165,23	403,20	41,27	752,95	656,12
271,75	2042,80	79,98	40,65	118,60	179,40	355,37	33,57	784,34	689,61
237,20	2139,80	75,98	35,82	142,83	180,63	230,80	29,90	783,01	700,57
259,00	2143,90	83,83	35,01	149,60	185,80	264,53	54,73	854,40	777,18
323,15	2161,30	78,79	35,15	148,97	200,70	140,53	45,47	890,98	767,16
312,55	2197,00	74,83	29,84	179,97	211,90	138,33	36,20	897,41	789,48
281,50	2153,90	75,30	31,20	170,10	211,73	160,73	26,97	900,58	797,95
288,87	1695,70	72,18	37,77	164,97	221,33	211,47	50,23	939,86	845,04
235,83	1353,10	60,82	37,80	159,67	217,20	212,97	57,97	952,78	845,34
231,50	1574,20	58,76	36,86	174,67	217,23	180,10	40,57	963,65	855,79
227,35	1249,70	56,18	36,48	169,73	213,53	89,47	35,63	947,43	853,68
188,60	1104,20	51,09	36,12	188,87	218,43	115,73	56,70	1019,39	922,19
166,25	864,40	45,33	32,93	173,45	214,96	198,14	53,60	1001,60	860,69
183,54	1125,90	48,31	27,71	169,00	211,86	168,74	34,14	1018,51	879,31
230,91	1136,30	59,90	25,54	166,69	212,86	146,59	27,21	939,89	839,08
271,84	1279,40	83,85	19,76	174,63	223,42	153,12	50,70	1014,05	915,59
265,39	1385,10	81,27	23,99	182,26	217,40	161,14	53,83	1088,31	950,66
258,57	1225,90	76,15	21,55	199,24	218,58	189,38	42,49	1074,13	952,95
223,98	1157,40	86,54	20,40	175,28	217,29	105,90	31,83	995,57	906,83

216,70	1338,20	93,46	22,42	179,37	221,77	166,40	68,87	1086,57	990,99
201,12	1389,30	86,68	22,29	174,59	217,52	214,52	56,61	1079,03	957,81
208,05	1611,00	89,10	21,96	180,00	215,80	138,42	46,37	1096,05	994,93
216,18	1677,00	99,12	25,52	163,91	215,26	91,37	30,31	1045,40	985,95
288,62	1552,00	92,63	28,40	187,37	216,53	98,08	69,82	1183,37	1084,48
221,89	1443,00	76,02	28,19	188,13	212,92	265,09	76,73	1137,70	1016,70
196,11	1565,50	55,76	24,95	189,24	204,98	179,31	50,20	1150,09	1019,48
183,65	1435,80	57,53	25,31	206,88	201,20	95,61	33,47	1124,52	1012,92
190,68	1441,80	56,50	25,18	214,44	218,84	129,02	72,94	1167,64	1069,45
149,11	1174,10	49,20	24,66	204,04	218,29	163,41	89,51	1102,32	997,31
149,60	822,67	43,26	32,19	204,62	211,21	153,09	45,31	932,56	866,04
171,08	982,30	50,83	31,24	202,23	211,43	184,15	34,71	1109,04	972,13
213,69	1008,60	57,81	29,63	221,51	219,69	213,44	63,50	1297,88	1128,47
200,97	1325,90	67,12	28,95	209,56	216,03	242,67	51,47	1228,71	1091,83
216,64	1467,00	87,45	30,72	231,71	214,75	206,46	51,55	1263,31	1165,63
317,76	1582,30	151,13	36,52	217,73	210,63	198,38	31,91	1135,00	1114,43
366,11	1767,00	171,01	35,24	228,70	218,67	155,23	65,58	1302,94	1241,88
341,23	2157,80	228,04	39,41	235,81	218,10	196,33	81,46	1331,09	1280,92
594,32	2587,70	321,37	43,31	229,44	215,71	164,94	43,49	1414,47	1411,20
660,49	2376,00	359,18	39,90	218,86	214,23	175,10	33,90	1414,08	1391,39
503,23	2121,70	242,48	40,48	201,58	219,48	161,28	54,92	1495,91	1448,01
210,41	1817,60	147,30	40,71	195,71	216,43	251,66	73,32	1471,13	1316,68
174,26	1685,60	123,18	43,64	199,80	214,38	223,29	41,58	1414,91	1274,85

Příloha 5: Popisné statistiky proměnných – výstup Gretl

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 14:13 strana 1 z 2

	Střední hodnota	Medián	Minimum	Maximum
Sp_EL	17870	17818	15297	20622
V_EL	21279	20952	16447	24556
C_EL	1678.9	1203.0	620.07	11333
I	2988.7	2833.8	1355.7	5432.7
X	6401.1	6402.5	3701.5	9569.8
HDP	1227.2	1153.0	923.74	1849.4
PT	8.7556	8.7333	-1.3667	18.267
C_ZP	268.73	236.51	149.11	660.49
C_R	1618.6	1578.2	822.67	2587.7
C_UH	98.526	83.840	43.262	359.18
C_UR	40.184	37.312	19.757	108.70
V_BM	164.84	169.92	84.067	235.81
V_BP	154.73	211.58	0.53333	223.42
VE	201.96	198.26	89.467	403.20
VTE	41.466	36.750	8.6000	89.511
X_C	940.03	943.66	522.85	1495.9
I_C	861.44	849.51	483.76	1448.0
Směr. odchvariační koeficient				
Sp_EL	1659.7	0.092876	0.075302	-1.5270
V_EL	2113.7	0.099330	-0.094680	-1.1870
C_EL	1745.6	1.0398	3.9238	16.514
I	944.08	0.31589	0.41302	-0.36921
X	1233.7	0.19274	0.12979	-0.33628
HDP	246.71	0.20103	0.79892	-0.40621
PT	6.4783	0.73990	-0.020894	-1.6018
C_ZP	105.98	0.39438	2.0026	4.1642
C_R	421.48	0.26040	0.17463	-0.89488
C_UH	58.644	0.59521	2.6644	7.8422
C_UR	16.223	0.40371	1.7324	4.3488
V_BM	39.610	0.24030	-0.17417	-0.87218
V_BP	82.543	0.53345	-0.80161	-1.1313
VE	65.680	0.32522	0.57473	0.35952
VTE	17.669	0.42611	0.60632	-0.10187
X_C	264.05	0.28090	0.23651	-0.85624
I_C	244.70	0.28406	0.53643	-0.42647
5% perc.				
Sp_EL	15699	20384	3228.4	0
V_EL	18118	24212	3866.8	0
C_EL	751.11	5166.2	462.76	0
I	1456.8	4795.8	1382.5	0
X	4417.8	8364.6	1635.0	0
HDP	939.45	1743.6	351.59	0
PT	-0.52500	17.117	12.983	0
C_ZP	159.75	571.55	95.487	0
C_R	973.07	2247.4	734.90	0
C_UH	48.535	238.87	41.439	0
C_UR	21.652	75.349	18.668	0
V_BM	93.158	229.25	65.258	0
V_BP	9.3250	220.92	154.90	0
VE	96.226	329.37	85.628	0
VTE	14.550	75.879	25.344	0
X_C	536.14	1414.8	412.29	0

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 14:13 strana 2 z 2

I_C	499.45	1372.7	348.62	0
-----	--------	--------	--------	---

Zdroj: software Gretl

Příloha 6: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná Sp_EL strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:55 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 787.823
k = 9: AIC = 786.222
k = 8: AIC = 784.869
k = 7: AIC = 782.895
k = 6: AIC = 780.900
k = 5: AIC = 781.375
k = 4: AIC = 779.615
k = 3: AIC = 777.697
k = 2: AIC = 775.744
k = 1: AIC = 774.238
k = 0: AIC = 776.334
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Sp_EL_d11
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 62
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím jedné zpožděně proměnné (1-L)Sp_EL_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.00197777
testovací statistika: tau_nc(1) = -0.732035
asymptotická p-hodnota 0.3997
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.011
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1–2023:2 (T = 62)
Závisle proměnná: d_Sp_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Sp_EL_d11_1	-0.00197777	0.00270174	-0.7320	0.3997	
d_Sp_EL_d11_1	-0.279458	0.122236	-2.286	0.0258	**

AIC: 914.59 BIC: 918.844 HQC: 916.26

```
k = 10: AIC = 787.657
k = 9: AIC = 786.472
k = 8: AIC = 784.763
k = 7: AIC = 782.780
k = 6: AIC = 780.836
k = 5: AIC = 780.335
k = 4: AIC = 779.084
k = 3: AIC = 777.089
k = 2: AIC = 775.103
k = 1: AIC = 773.118
k = 0: AIC = 772.407
```

```
test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)Sp_EL_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.277063
testovací statistika: tau_c(1) = -2.94555
asymptotická p-hodnota 0.0403
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.111
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 7: Rozšířený Dickey-Fullerův test - Sp_EL strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:55 strana 2 z 2

Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)

Závisle proměnná: d_Sp_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	4935.50	1682.94	2.933	0.0047	***
Sp_EL_d11_1	-0.277063	0.0940618	-2.946	0.0403	**

AIC: 926.709 BIC: 930.996 HQC: 928.395

k = 10: AIC = 789.430
k = 9: AIC = 788.166
k = 8: AIC = 786.523
k = 7: AIC = 784.524
k = 6: AIC = 782.536
k = 5: AIC = 782.292
k = 4: AIC = 780.818
k = 3: AIC = 778.834
k = 2: AIC = 776.843
k = 1: AIC = 774.942
k = 0: AIC = 774.407

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)Sp_EL_d11
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.289827
testovací statistika: tau_ct(1) = -2.92203
asymptotická p-hodnota 0.1553
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.105

Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)

Závisle proměnná: d_Sp_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5124.93	1749.96	2.929	0.0048	***
Sp_EL_d11_1	-0.289827	0.0991869	-2.922	0.1553	
time	1.17707	2.72158	0.4325	0.6669	

AIC: 928.513 BIC: 934.943 HQC: 931.042

Zdroj: software Gretl

Příloha 8: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_EL strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:56 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 855.112
k = 9: AIC = 853.148
k = 8: AIC = 851.614
k = 7: AIC = 851.436
k = 6: AIC = 850.848
k = 5: AIC = 848.850
k = 4: AIC = 847.896
k = 3: AIC = 848.700
k = 2: AIC = 847.404
k = 1: AIC = 847.202
k = 0: AIC = 849.887
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro V_EL_d11
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 62
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

```
test bez konstanty
s použitím jedné zpožděné proměnné  $(1-L)V_{EL\_d11}$ 
model:  $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 
odhadovaná hodnota  $(a - 1)$ : -0.00381214
testovací statistika:  $\tau_{nc}(1) = -0.893239$ 
asymptotická p-hodnota 0.3294
autokorelační koeficient 1. řádu pro  $e$ : -0.027
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1-2023:2 ($T = 62$)
Závisle proměnná: d_V_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
V_EL_d11_1	-0.00381214	0.00426777	-0.8932	0.3294
d_V_EL_d11_1	-0.276603	0.124923	-2.214	0.0306 **

AIC: 993.053 BIC: 997.307 HQC: 994.724

```
k = 10: AIC = 855.679
k = 9: AIC = 853.767
k = 8: AIC = 851.794
k = 7: AIC = 850.237
k = 6: AIC = 848.392
k = 5: AIC = 846.753
k = 4: AIC = 847.244
k = 3: AIC = 846.297
k = 2: AIC = 846.586
k = 1: AIC = 844.752
k = 0: AIC = 843.275
```

```
test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných  $(1-L)V_{EL\_d11}$ 
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 
odhadovaná hodnota  $(a - 1)$ : -0.390824
testovací statistika:  $\tau_c(1) = -3.49162$ 
asymptotická p-hodnota 0.008233
autokorelační koeficient 1. řádu pro  $e$ : -0.069
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 9: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_EL strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:56 strana 2 z 2

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)
Závisle proměnná: d_V_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	8279.37	2389.02	3.466	0.0010	***
V_EL_d11_1	-0.390824	0.111932	-3.492	0.0082	***

AIC: 1001.82 BIC: 1006.1 HQC: 1003.5

k = 10: AIC = 853.916
k = 9: AIC = 852.152
k = 8: AIC = 850.152
k = 7: AIC = 848.418
k = 6: AIC = 846.476
k = 5: AIC = 844.972
k = 4: AIC = 845.344
k = 3: AIC = 844.248
k = 2: AIC = 844.605
k = 1: AIC = 842.699
k = 0: AIC = 840.896

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)V_EL_d11
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.410764
testovací statistika: tau_ct(1) = -3.62052
asymptotická p-hodnota 0.02806
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.057

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)
Závisle proměnná: d_V_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	8868.74	2452.64	3.616	0.0006	***
V_EL_d11_1	-0.410764	0.113455	-3.621	0.0281	**
time	-4.97062	4.74825	-1.047	0.2994	

AIC: 1002.68 BIC: 1009.11 HQC: 1005.21

Zdroj: software Gretl

Příloha 10: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_EL strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:56 strana 1 z 3

```
k = 10: AIC = 817.563
k = 9: AIC = 816.606
k = 8: AIC = 816.238
k = 7: AIC = 818.979
k = 6: AIC = 818.050
k = 5: AIC = 816.069
k = 4: AIC = 814.270
k = 3: AIC = 874.669
k = 2: AIC = 874.563
k = 1: AIC = 882.716
k = 0: AIC = 884.464
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro C_EL_d11
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 59
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)C_EL_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.00681662
testovací statistika: tau_nc(1) = -0.11255
asymptotická p-hodnota 0.645
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.055
zpožděné diference: F(4, 54) = 33.688 [0.0000]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:4–2023:2 (T = 59)
Závisle proměnná: d_C_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
C_EL_d11_1	-0.00681662	0.0605652	-0.1126	0.6450	
d_C_EL_d11_1	1.28073	0.144715	8.850	4.29e-12	***
d_C_EL_d11_2	-0.659803	0.125455	-5.259	2.54e-06	***
d_C_EL_d11_3	2.10147	0.259466	8.099	6.83e-11	***
d_C_EL_d11_4	-4.14148	0.445473	-9.297	8.46e-13	***

AIC: 912.283 BIC: 922.671 HQC: 916.338

```
k = 10: AIC = 817.167
k = 9: AIC = 815.645
k = 8: AIC = 816.089
k = 7: AIC = 817.355
k = 6: AIC = 815.640
k = 5: AIC = 813.794
k = 4: AIC = 811.858
k = 3: AIC = 837.584
k = 2: AIC = 875.352
k = 1: AIC = 880.676
k = 0: AIC = 884.022
```

```
test s konstantou
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)C_EL_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 11: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_EL strana 2 a 3

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:56 strana 2 z 3

odhadovaná hodnota ($\alpha - 1$): -0.427598
 testovací statistika: tau_c(1) = -1.87199
 asymptotická p-hodnota 0.3459
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.088
 zpožděná diference: F(4, 53) = 34.186 [0.0000]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:4–2023:2 (T = 59)
 Závisle proměnná: d_C_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	520.098	272.705	1.907	0.0619	*
C_EL_d11_1	-0.427598	0.228418	-1.872	0.3459	
d_C_EL_d11_1	1.61196	0.223899	7.200	2.15e-09	***
d_C_EL_d11_2	-0.126026	0.305512	-0.4125	0.6816	
d_C_EL_d11_3	2.62959	0.375324	7.006	4.41e-09	***
d_C_EL_d11_4	-3.43761	0.570448	-6.026	1.65e-07	***

AIC: 910.367 BIC: 922.832 HQC: 915.233

k = 10: AIC = 815.299
 k = 9: AIC = 815.254
 k = 8: AIC = 814.152
 k = 7: AIC = 817.904
 k = 6: AIC = 816.581
 k = 5: AIC = 814.582
 k = 4: AIC = 812.793
 k = 3: AIC = 839.540
 k = 2: AIC = 874.091
 k = 1: AIC = 879.061
 k = 0: AIC = 883.663

s konstantou a trendem
 s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)d_C_EL_d11
 model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
 odhadovaná hodnota ($\alpha - 1$): -0.35506
 testovací statistika: tau_ct(1) = -1.34743
 asymptotická p-hodnota 0.8758
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.084
 zpožděná diference: F(4, 52) = 31.793 [0.0000]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:4–2023:2 (T = 59)
 Závisle proměnná: d_C_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	337.084	425.311	0.7926	0.4316	
C_EL_d11_1	-0.355060	0.263509	-1.347	0.8758	
d_C_EL_d11_1	1.53068	0.267595	5.720	5.31e-07	***
d_C_EL_d11_2	-0.235017	0.363305	-0.6469	0.5206	
d_C_EL_d11_3	2.48349	0.458227	5.420	1.56e-06	***
d_C_EL_d11_4	-3.53933	0.601883	-5.880	2.97e-07	***
time	3.10893	5.51898	0.5633	0.5756	

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:56 strana 3 z 3

AIC: 912.008 BIC: 926.551 HQC: 917.685

Zdroj: software Gretl

Příloha 12: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná I strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:56 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 837.270
k = 9: AIC = 837.857
k = 8: AIC = 836.386
k = 7: AIC = 837.958
k = 6: AIC = 836.880
k = 5: AIC = 834.973
k = 4: AIC = 833.734
k = 3: AIC = 840.107
k = 2: AIC = 838.129
k = 1: AIC = 836.439
k = 0: AIC = 840.683
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro I_d11
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 59
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 4 zpozděných proměnných (1-L)I_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0.00774016
testovací statistika: tau_nc(1) = 0.31379
asymptotická p-hodnota 0.7764
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.049
zpozděné diference: F(4, 54) = 4.358 [0.0040]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:4–2023:2 (T = 59)
Závisle proměnná: d_I_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
I_d11_1	0.00774016	0.0246667	0.3138	0.7764	
d_I_d11_1	-0.370456	0.128188	-2.890	0.0055	***
d_I_d11_2	-0.119116	0.136647	-0.8717	0.3872	
d_I_d11_3	-0.129856	0.137156	-0.9468	0.3480	
d_I_d11_4	-0.396579	0.131134	-3.024	0.0038	***

AIC: 921.776 BIC: 932.164 HQC: 925.831

```
k = 10: AIC = 835.327
k = 9: AIC = 834.818
k = 8: AIC = 834.163
k = 7: AIC = 833.898
k = 6: AIC = 834.263
k = 5: AIC = 832.740
k = 4: AIC = 830.958
k = 3: AIC = 834.102
k = 2: AIC = 832.914
k = 1: AIC = 830.948
k = 0: AIC = 831.177
```

test s konstantou
s použitím jedné zpozděně proměnné (1-L)I_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e

Zdroj: software Gretl

Příloha 13: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná I strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:56 strana 2 z 2

odhadovaná hodnota ($a - 1$): -0.216736
testovací statistika: $\tau_{c(1)} = -2.31889$
asymptotická p-hodnota 0.166
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.003

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1–2023:2 (T = 62)
Závisle proměnná: d_I_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	669.195	288.425	2.320	0.0238	**
I_d11_1	-0.216736	0.0934654	-2.319	0.1660	
d_I_d11_1	-0.229981	0.126693	-1.815	0.0746	*

AIC: 966.085 BIC: 972.467 HQC: 968.591

k = 10: AIC = 833.208
k = 9: AIC = 831.419
k = 8: AIC = 832.736
k = 7: AIC = 831.326
k = 6: AIC = 833.509
k = 5: AIC = 832.636
k = 4: AIC = 830.653
k = 3: AIC = 831.772
k = 2: AIC = 832.135
k = 1: AIC = 830.593
k = 0: AIC = 829.429

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných $(1-L)d_{11}$
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
odhadovaná hodnota ($a - 1$): -0.491669
testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -4.37175$
asymptotická p-hodnota 0.002369
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.063

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)
Závisle proměnná: d_I_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	998.167	263.291	3.791	0.0004	***
I_d11_1	-0.491669	0.112465	-4.372	0.0024	***
time	14.6525	5.15014	2.845	0.0061	***

AIC: 976.278 BIC: 982.707 HQC: 978.807

Zdroj: software Gretl

Příloha 14: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná X strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:57 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 862.491
k = 9: AIC = 860.521
k = 8: AIC = 859.404
k = 7: AIC = 859.917
k = 6: AIC = 858.595
k = 5: AIC = 856.599
k = 4: AIC = 855.062
k = 3: AIC = 862.137
k = 2: AIC = 860.316
k = 1: AIC = 858.718
k = 0: AIC = 857.033
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro X_d11
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 59
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)X_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0.000198109
testovací statistika: tau_nc(1) = 0.0137231
asymptotická p-hodnota 0.6872
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.064
zpožděné diference: F(4, 54) = 3.056 [0.0242]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:4-2023:2 (T = 59)
Závisle proměnná: d_X_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
X_d11_1	0.000198109	0.0144362	0.01372	0.6872
d_X_d11_1	-0.132445	0.127189	-1.041	0.3024
d_X_d11_2	-0.154458	0.128348	-1.203	0.2341
d_X_d11_3	-0.0991739	0.128339	-0.7727	0.4430
d_X_d11_4	-0.421432	0.127101	-3.316	0.0016 ***

AIC: 947.497 BIC: 957.884 HQC: 951.552

```
k = 10: AIC = 856.434
k = 9: AIC = 854.839
k = 8: AIC = 855.155
k = 7: AIC = 854.345
k = 6: AIC = 852.396
k = 5: AIC = 850.854
k = 4: AIC = 848.865
k = 3: AIC = 850.204
k = 2: AIC = 849.539
k = 1: AIC = 848.430
k = 0: AIC = 847.546
```

test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)X_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e

Zdroj: software Gretl

Příloha 15: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná X strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:57 strana 2 z 2

odhadovaná hodnota ($a - 1$): -0.319397
testovací statistika: $\tau_{\text{c}}(1) = -3.32706$
asymptotická p-hodnota 0.01374
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.072

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)
Závisle proměnná: d_X_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	2029.28	623.459	3.255	0.0019	***
X_d11_1	-0.319397	0.0959999	-3.327	0.0137	**

AIC: 1005.49 BIC: 1009.77 HQC: 1007.17

k = 10: AIC = 858.200
k = 9: AIC = 856.539
k = 8: AIC = 856.614
k = 7: AIC = 855.982
k = 6: AIC = 854.056
k = 5: AIC = 852.473
k = 4: AIC = 850.499
k = 3: AIC = 851.952
k = 2: AIC = 851.228
k = 1: AIC = 850.045
k = 0: AIC = 849.085

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných $(1-L)X_{d11}$
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
odhadovaná hodnota ($a - 1$): -0.340667
testovací statistika: $\tau_{\text{ct}}(1) = -3.3816$
asymptotická p-hodnota 0.05381
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.078

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)
Závisle proměnná: d_X_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	2044.94	626.270	3.265	0.0018	***
X_d11_1	-0.340667	0.100741	-3.382	0.0538	*
time	3.66959	5.06116	0.7250	0.4712	

AIC: 1006.94 BIC: 1013.37 HQC: 1009.47

Zdroj: software Gretl

Příloha 16: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná HDP strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:57 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 519.835
k = 9: AIC = 517.981
k = 8: AIC = 516.291
k = 7: AIC = 514.297
k = 6: AIC = 512.482
k = 5: AIC = 510.710
k = 4: AIC = 508.789
k = 3: AIC = 506.880
k = 2: AIC = 507.322
k = 1: AIC = 506.623
k = 0: AIC = 505.036
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro HDP_d11
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 63
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)HDP_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0.0120462
testovací statistika: tau_nc(1) = 4.38045
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.069
```

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2007:4-2023:2 (T = 63)
Závisle proměnná: d_HDP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
HDP_d11_1	0.0120462	0.00275000	4.380	1.0000

AIC: 595.337 BIC: 597.48 HQC: 596.18

```
k = 10: AIC = 518.157
k = 9: AIC = 516.181
k = 8: AIC = 515.247
k = 7: AIC = 513.518
k = 6: AIC = 511.519
k = 5: AIC = 509.519
k = 4: AIC = 508.166
k = 3: AIC = 506.209
k = 2: AIC = 505.017
k = 1: AIC = 506.114
k = 0: AIC = 505.412
```

```
test s konstantou
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)HDP_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0.0592333
testovací statistika: tau_c(1) = 3.29655
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.017
zpožděné diference: F(2, 57) = 1.991 [0.1459]
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 17: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná HDP strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:57 strana 2 z 2

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:2–2023:2 (T = 61)
 Závisle proměnná: d_HDP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-53.5424	20.8184	-2.572	0.0127	**
HDP_d11_1	0.0592333	0.0179683	3.297	1.0000	
d_HDP_d11_1	-0.216344	0.137842	-1.570	0.1221	
d_HDP_d11_2	-0.207721	0.137200	-1.514	0.1356	
AIC:	576.947	BIC:	585.391	HQC:	580.256
k = 10:	AIC = 518.382				
k = 9:	AIC = 516.435				
k = 8:	AIC = 515.810				
k = 7:	AIC = 514.180				
k = 6:	AIC = 512.184				
k = 5:	AIC = 510.191				
k = 4:	AIC = 508.629				
k = 3:	AIC = 506.630				
k = 2:	AIC = 505.919				
k = 1:	AIC = 506.259				
k = 0:	AIC = 504.855				
s konstantou a trendem					
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)HDP_d11					
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e					
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.0166933					
testovací statistika: tau_ct(1) = -0.394673					
asymptotická p-hodnota 0.9878					
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.129					

Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)
 Závisle proměnná: d_HDP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	10.0052	35.4574	0.2822	0.7788
HDP_d11_1	-0.0166933	0.0422966	-0.3947	0.9878
time	0.724440	0.539220	1.343	0.1842

AIC: 594.427 BIC: 600.857 HQC: 596.956

Zdroj: software Gretl

Příloha 18: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná PT strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:57 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 164.652
k = 9: AIC = 162.839
k = 8: AIC = 161.456
k = 7: AIC = 162.978
k = 6: AIC = 161.139
k = 5: AIC = 159.296
k = 4: AIC = 158.974
k = 3: AIC = 157.022
k = 2: AIC = 155.341
k = 1: AIC = 161.500
k = 0: AIC = 167.874
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PT_d11

testing down from 10 lags, criterion AIC

počet pozorování 61

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)PT_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0.00186881
testovací statistika: tau_nc(1) = 0.130644
asymptotická p-hodnota 0.7238
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.016
zpožděné diference: F(2, 58) = 13.724 [0.0000]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2008:2-2023:2 (T = 61)

Závisle proměnná: d_PT_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
PT_d11_1	0.00186881	0.0143046	0.1306	0.7238
d_PT_d11_1	-0.545584	0.109142	-4.999	5.64e-06 ***
d_PT_d11_2	-0.386336	0.108819	-3.550	0.0008 ***

AIC: 173.006 BIC: 179.339 HQC: 175.488

```
k = 10: AIC = 163.519
k = 9: AIC = 161.520
k = 8: AIC = 159.633
k = 7: AIC = 159.022
k = 6: AIC = 158.332
k = 5: AIC = 156.413
k = 4: AIC = 154.595
k = 3: AIC = 153.077
k = 2: AIC = 151.207
k = 1: AIC = 151.484
k = 0: AIC = 149.842
```

test s konstantou

s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)PT_d11

model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e

odhadovaná hodnota (a - 1): -0.716161

testovací statistika: tau_c(1) = -5.76156

Zdroj: software Gretl

Příloha 19: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná PT strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:57 strana 2 z 2

asymptotická p-hodnota 4.392e-07
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.046

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2007:4-2023:2 (T = 63)
Závisle proměnná: d_PT_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6.29446	1.09242	5.762	2.92e-07	***
PT_d11_1	-0.716161	0.124300	-5.762	4.39e-07	***

AIC: 184.412 BIC: 188.698 HQC: 186.098

k = 10: AIC = 157.279
k = 9: AIC = 156.506
k = 8: AIC = 154.989
k = 7: AIC = 153.119
k = 6: AIC = 155.140
k = 5: AIC = 153.972
k = 4: AIC = 151.981
k = 3: AIC = 151.389
k = 2: AIC = 149.936
k = 1: AIC = 149.106
k = 0: AIC = 147.107

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)PT_d11
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.839524
testovací statistika: tau_ct(1) = -6.54241
asymptotická p-hodnota 4.717e-08
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.006

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2007:4-2023:2 (T = 63)
Závisle proměnná: d_PT_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6.74750	1.06042	6.363	3.02e-08	***
PT_d11_1	-0.839524	0.128320	-6.542	4.72e-08	***
time	0.0188936	0.00736324	2.566	0.0128	**

AIC: 179.852 BIC: 186.282 HQC: 182.381

Zdroj: software Gretl

Příloha 20: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_R strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:59 strana 1 :

```
k = 10: AIC = 717.343
k = 9: AIC = 715.539
k = 8: AIC = 714.605
k = 7: AIC = 721.215
k = 6: AIC = 719.282
k = 5: AIC = 717.522
k = 4: AIC = 715.825
k = 3: AIC = 714.095
k = 2: AIC = 712.197
k = 1: AIC = 710.209
k = 0: AIC = 711.865
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro C_R
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 62
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím jedné zpozděně proměnné (1-L)C_R
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.0102162
testovací statistika: tau_nc(1) = -0.642668
asymptotická p-hodnota 0.4392
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.029
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1-2023:2 (T = 62)
Závisle proměnná: d_C_R

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
C_R_1	-0.0102162	0.0158966	-0.6427	0.4392
d_C_R_1	0.245651	0.125499	1.957	0.0550 *

AIC: 840.211 BIC: 844.465 HQC: 841.882

```
k = 10: AIC = 715.778
k = 9: AIC = 714.625
k = 8: AIC = 712.943
k = 7: AIC = 715.663
k = 6: AIC = 714.219
k = 5: AIC = 712.443
k = 4: AIC = 710.581
k = 3: AIC = 710.487
k = 2: AIC = 708.665
k = 1: AIC = 707.269
k = 0: AIC = 710.971
```

```
test s konstantou
s použitím jedné zpozděně proměnné (1-L)C_R
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.165281
testovací statistika: tau_c(1) = -2.6811
asymptotická p-hodnota 0.07729
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.006
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 21: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_R strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:59 strana 2 z 2

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1-2023:2 (T = 62)
Závisle proměnná: d_C_R

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	266.890	102.833	2.595	0.0119	**
C_R_1	-0.165281	0.0616468	-2.681	0.0773	*
d_C_R_1	0.322294	0.123482	2.610	0.0115	**

AIC: 835.508 BIC: 841.89 HQC: 838.014

k = 10: AIC = 716.316
k = 9: AIC = 715.205
k = 8: AIC = 713.385
k = 7: AIC = 715.169
k = 6: AIC = 714.355
k = 5: AIC = 712.959
k = 4: AIC = 711.256
k = 3: AIC = 711.716
k = 2: AIC = 710.019
k = 1: AIC = 708.751
k = 0: AIC = 712.584

s konstantou a trendem
s použitím jedné zpožděně proměnné (1-L)C_R
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.165859
testovací statistika: tau_ct(1) = -2.66111
asymptotická p-hodnota 0.253
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.006

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1-2023:2 (T = 62)
Závisle proměnná: d_C_R

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	274.025	117.450	2.333	0.0231	**
C_R_1	-0.165859	0.0623267	-2.661	0.2530	
d_C_R_1	0.322797	0.124584	2.591	0.0121	**
time	-0.185185	1.43102	-0.1294	0.8975	

AIC: 837.491 BIC: 845.999 HQC: 840.831

Zdroj: software Gretl

Příloha 22: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C.UR strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:59 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 299.381
k = 9: AIC = 297.423
k = 8: AIC = 296.551
k = 7: AIC = 298.001
k = 6: AIC = 296.235
k = 5: AIC = 294.366
k = 4: AIC = 293.212
k = 3: AIC = 291.866
k = 2: AIC = 290.060
k = 1: AIC = 290.360
k = 0: AIC = 290.295
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro C.UR
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 61
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)C.UR
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.0176251
testovací statistika: tau_nc(1) = -1.28611
asymptotická p-hodnota 0.1834
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.020
zpožděné diference: F(2, 58) = 2.783 [0.0701]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:2–2023:2 (T = 61)
Závisle proměnná: d_C.UR

	koefficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
C.UR_1	-0.0176251	0.0137041	-1.286	0.1834
d_C.UR_1	0.167273	0.127367	1.313	0.1942
d_C.UR_2	0.161140	0.110223	1.462	0.1492

AIC: 347.512 BIC: 353.844 HQC: 349.994

```
k = 10: AIC = 299.385
k = 9: AIC = 297.386
k = 8: AIC = 296.750
k = 7: AIC = 298.314
k = 6: AIC = 296.432
k = 5: AIC = 294.485
k = 4: AIC = 293.715
k = 3: AIC = 292.064
k = 2: AIC = 290.491
k = 1: AIC = 290.103
k = 0: AIC = 290.789
```

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)C.UR
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.12713
testovací statistika: tau_c(1) = -3.32593
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 23: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_{UR} strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:59 strana 2 z 2

asymptotická p-hodnota 0.01379
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.001

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1-2023:2 (T = 62)
Závisle proměnná: d_C_{UR}

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	4.42808	1.53342	2.888	0.0054	***
C _{UR} _1	-0.127130	0.0382239	-3.326	0.0138	**
d_C _{UR} _1	0.153166	0.104391	1.467	0.1476	

AIC: 346.213 BIC: 352.595 HQC: 348.719

k = 10: AIC = 299.687
k = 9: AIC = 297.773
k = 8: AIC = 298.059
k = 7: AIC = 300.286
k = 6: AIC = 298.432
k = 5: AIC = 296.479
k = 4: AIC = 295.613
k = 3: AIC = 294.059
k = 2: AIC = 292.422
k = 1: AIC = 292.088
k = 0: AIC = 292.692

s konstantou a trendem
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)C_{UR}
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.128224
testovací statistika: tau_ct(1) = -2.57257
asymptotická p-hodnota 0.2931
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.002

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1-2023:2 (T = 62)
Závisle proměnná: d_C_{UR}

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	4.51651	2.98545	1.513	0.1358
C _{UR} _1	-0.128224	0.0498427	-2.573	0.2931
d_C _{UR} _1	0.153908	0.107442	1.432	0.1574
time	-0.00134109	0.0387257	-0.03463	0.9725

AIC: 348.212 BIC: 356.721 HQC: 351.553

Zdroj: software Gretl

Příloha 24: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_ZP strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:57 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 591.111
k = 9: AIC = 590.455
k = 8: AIC = 588.681
k = 7: AIC = 587.188
k = 6: AIC = 585.453
k = 5: AIC = 583.764
k = 4: AIC = 581.833
k = 3: AIC = 580.837
k = 2: AIC = 579.273
k = 1: AIC = 585.037
k = 0: AIC = 590.529
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro C_ZP_d11
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 61
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 2 zpozděných proměnných (1-L)C_ZP_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.0419424
testovací statistika: tau_nc(1) = -1.24099
asymptotická p-hodnota 0.1977
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.049
zpozděné diference: F(2, 58) = 1.582 [0.2143]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:2-2023:2 (T = 61)
Závisle proměnná: d_C_ZP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
C_ZP_d11_1	-0.0419424	0.0337975	-1.241	0.1977	
d_C_ZP_d11_1	0.219922	0.128683	1.709	0.0928	*
d_C_ZP_d11_2	-0.107401	0.141060	-0.7614	0.4495	

AIC: 701.834 BIC: 708.167 HQC: 704.316

```
k = 10: AIC = 585.575
k = 9: AIC = 583.904
k = 8: AIC = 582.029
k = 7: AIC = 580.201
k = 6: AIC = 578.512
k = 5: AIC = 576.693
k = 4: AIC = 576.114
k = 3: AIC = 575.284
k = 2: AIC = 574.073
k = 1: AIC = 573.707
k = 0: AIC = 587.524
```

```
test s konstantou
s použitím jedné zpozděné proměnné (1-L)C_ZP_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.337723
testovací statistika: tau_c(1) = -3.9127
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 25: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_ZP strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:57 strana 2 z 2

asymptotická p-hodnota 0.001951
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.037

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1-2023:2 (T = 62)
Závisle proměnná: d_C_ZP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	89.6144	24.9028	3.599	0.0007	***
C_ZP_d11_1	-0.337723	0.0863147	-3.913	0.0020	***
d_C_ZP_d11_1	0.356913	0.120402	2.964	0.0044	***

AIC: 700.753 BIC: 707.135 HQC: 703.259

k = 10: AIC = 587.497
k = 9: AIC = 585.890
k = 8: AIC = 583.978
k = 7: AIC = 582.070
k = 6: AIC = 580.471
k = 5: AIC = 578.576
k = 4: AIC = 577.714
k = 3: AIC = 576.301
k = 2: AIC = 574.822
k = 1: AIC = 574.361
k = 0: AIC = 589.111

s konstantou a trendem
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)C_ZP_d11
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.339038
testovací statistika: tau_ct(1) = -3.8924
asymptotická p-hodnota 0.01234
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.036

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1-2023:2 (T = 62)
Závisle proměnná: d_C_ZP_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	94.7615	30.5140	3.106	0.0029	***
C_ZP_d11_1	-0.339038	0.0871025	-3.892	0.0123	**
d_C_ZP_d11_1	0.356141	0.121372	2.934	0.0048	***
time	-0.142998	0.482185	-0.2966	0.7679	

AIC: 702.659 BIC: 711.168 HQC: 706

Zdroj: software Gretl

Příloha 26: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_UH strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:58 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 455.822
k = 9: AIC = 453.966
k = 8: AIC = 451.975
k = 7: AIC = 453.232
k = 6: AIC = 451.517
k = 5: AIC = 449.596
k = 4: AIC = 448.512
k = 3: AIC = 446.838
k = 2: AIC = 444.839
k = 1: AIC = 459.481
k = 0: AIC = 494.533
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro C_UH_d11
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 61
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)C_UH_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.0395999
testovací statistika: tau_nc(1) = -1.40359
asymptotická p-hodnota 0.1496
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.017
zpožděné diference: F(2, 58) = 11.064 [0.0001]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:2-2023:2 (T = 61)
Závisle proměnná: d_C_UH_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
C_UH_d11_1	-0.0395999	0.0282133	-1.404	0.1496	
d_C_UH_d11_1	0.566058	0.127026	4.456	3.87e-05	***
d_C_UH_d11_2	-0.0993793	0.146876	-0.6766	0.5013	

AIC: 560.53 BIC: 566.862 HQC: 563.012

```
k = 10: AIC = 453.515
k = 9: AIC = 451.604
k = 8: AIC = 449.924
k = 7: AIC = 448.901
k = 6: AIC = 447.162
k = 5: AIC = 445.167
k = 4: AIC = 443.280
k = 3: AIC = 443.537
k = 2: AIC = 443.845
k = 1: AIC = 449.989
k = 0: AIC = 494.496
```

```
test s konstantou
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)C_UH_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.205207
testovací statistika: tau_c(1) = -2.01372
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 27: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná C_UH strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:58 strana 2 z 2

asymptotická p-hodnota 0.2811
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.208
 zpožděné diference: F(4, 53) = 7.338 [0.0001]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:4-2023:2 (T = 59)
 Závisle proměnná: d_C_UH_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	18.4773	9.25025	1.997	0.0509	*
C_UH_d11_1	-0.205207	0.101904	-2.014	0.2811	
d_C_UH_d11_1	0.589696	0.132436	4.453	4.40e-05	***
d_C_UH_d11_2	0.0549686	0.156315	0.3517	0.7265	
d_C_UH_d11_3	-0.0316771	0.185005	-0.1712	0.8647	
d_C_UH_d11_4	0.0925613	0.192538	0.4807	0.6327	

AIC: 535.561 BIC: 548.026 HQC: 540.427

k = 10: AIC = 455.205
 k = 9: AIC = 453.235
 k = 8: AIC = 451.395
 k = 7: AIC = 450.704
 k = 6: AIC = 448.841
 k = 5: AIC = 446.878
 k = 4: AIC = 444.915
 k = 3: AIC = 444.541
 k = 2: AIC = 444.271
 k = 1: AIC = 450.424
 k = 0: AIC = 496.097

s konstantou a trendem
 s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)C_UH_d11
 model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0.205134
 testovací statistika: tau_ct(1) = -3.43994
 asymptotická p-hodnota 0.04619
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.001
 zpožděné diference: F(2, 56) = 15.002 [0.0000]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:2-2023:2 (T = 61)
 Závisle proměnná: d_C_UH_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	13.1867	7.49285	1.760	0.0839	*
C_UH_d11_1	-0.205134	0.0596330	-3.440	0.0462	**
d_C_UH_d11_1	0.564743	0.119365	4.731	1.56e-05	***
d_C_UH_d11_2	0.0803092	0.150850	0.5324	0.5966	
time	0.187139	0.165963	1.128	0.2643	

AIC: 554.789 BIC: 565.344 HQC: 558.926

Zdroj: software Gretl

Příloha 28: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_BM strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:58 strana 1 z 3

```
k = 10: AIC = 412.012
k = 9: AIC = 411.508
k = 8: AIC = 409.774
k = 7: AIC = 413.339
k = 6: AIC = 413.037
k = 5: AIC = 411.043
k = 4: AIC = 411.194
k = 3: AIC = 412.031
k = 2: AIC = 412.756
k = 1: AIC = 417.779
k = 0: AIC = 417.356
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro V_BM_d11
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 55
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 8 zpozděných proměnných (1-L)V_BM_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0.0214121
testovací statistika: tau_nc(1) = 1.67751
asymptotická p-hodnota 0.9778
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.016
zpozděné diference: F(8, 46) = 3.422 [0.0036]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2009:4-2023:2 (T = 55)
Závisle proměnná: d_V_BM_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
V_BM_d11_1	0.0214121	0.0127642	1.678	0.9778
d_V_BM_d11_1	-0.120964	0.143249	-0.8444	0.4028
d_V_BM_d11_2	-0.334644	0.146890	-2.278	0.0274 **
d_V_BM_d11_3	0.0402282	0.171864	0.2341	0.8160
d_V_BM_d11_4	-0.430893	0.173512	-2.483	0.0167 **
d_V_BM_d11_5	-0.133273	0.178040	-0.7486	0.4579
d_V_BM_d11_6	-0.124083	0.179804	-0.6901	0.4936
d_V_BM_d11_7	0.0859585	0.161429	0.5325	0.5970
d_V_BM_d11_8	-0.337387	0.147638	-2.285	0.0270 **

AIC: 422.816 BIC: 440.882 HQC: 429.802

```
k = 10: AIC = 409.874
k = 9: AIC = 409.992
k = 8: AIC = 408.022
k = 7: AIC = 412.206
k = 6: AIC = 411.642
k = 5: AIC = 409.683
k = 4: AIC = 409.919
k = 3: AIC = 410.599
k = 2: AIC = 411.448
k = 1: AIC = 416.232
k = 0: AIC = 415.300
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 29: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_BM strana 2 a 3

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:58 strana 2 z 3

```
test s konstantou
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)V_BM_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.0534422
testovací statistika: tau_c(1) = -1.23702
asymptotická p-hodnota 0.6606
autokorelační koeficient 1. rádu pro e: 0.010
zpožděné diference: F(8, 45) = 3.333 [0.0045]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2009:4-2023:2 (T = 55)
 Závisle proměnná: d_V_BM_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	13.8120	7.63291	1.810	0.0771	*
V_BM_d11_1	-0.0534422	0.0432024	-1.237	0.6606	
d_V_BM_d11_1	-0.110902	0.139944	-0.7925	0.4322	
d_V_BM_d11_2	-0.337594	0.143397	-2.354	0.0230	**
d_V_BM_d11_3	0.0130488	0.168437	0.07747	0.9386	
d_V_BM_d11_4	-0.443649	0.169522	-2.617	0.0120	**
d_V_BM_d11_5	-0.170935	0.175037	-0.9766	0.3340	
d_V_BM_d11_6	-0.162283	0.176782	-0.9180	0.3635	
d_V_BM_d11_7	0.0423074	0.159416	0.2654	0.7919	
d_V_BM_d11_8	-0.344726	0.144176	-2.391	0.0210	**

AIC: 420.953 BIC: 441.026 HQC: 428.715

```
k = 10: AIC = 406.173
k = 9: AIC = 404.500
k = 8: AIC = 403.580
k = 7: AIC = 403.258
k = 6: AIC = 407.375
k = 5: AIC = 406.019
k = 4: AIC = 404.165
k = 3: AIC = 402.170
k = 2: AIC = 409.828
k = 1: AIC = 408.977
k = 0: AIC = 407.754
```

s konstantou a trendem
 s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)V_BM_d11
 model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0.663495
 testovací statistika: tau_ct(1) = -3.52592
 asymptotická p-hodnota 0.03661
 autokorelační koeficient 1. rádu pro e: -0.012
 zpožděné diference: F(3, 54) = 4.115 [0.0106]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:3-2023:2 (T = 60)
 Závisle proměnná: d_V_BM_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
--	------------	-------------	---------	-----------	--

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:58 strana 3 z 3

const	67.5784	17.7487	3.808	0.0004	***
V_BM_d11_1	-0.663495	0.188176	-3.526	0.0366	**
d_V_BM_d11_1	0.319114	0.188269	1.695	0.0958	*
d_V_BM_d11_2	0.0504146	0.154984	0.3253	0.7462	
d_V_BM_d11_3	0.390631	0.129158	3.024	0.0038	***
time	1.27487	0.398912	3.196	0.0023	***

AIC: 449.692 BIC: 462.258 HQC: 454.607

Zdroj: software Gretl

Příloha 30: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_BP strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-09 22:37 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 494.703
k = 9: AIC = 493.213
k = 8: AIC = 491.959
k = 7: AIC = 491.512
k = 6: AIC = 490.844
k = 5: AIC = 491.071
k = 4: AIC = 490.123
k = 3: AIC = 488.279
k = 2: AIC = 487.368
k = 1: AIC = 486.969
k = 0: AIC = 493.485
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro V_BP_d12
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 62
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)V_BP_d12
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0.0116404
testovací statistika: tau_nc(1) = 0.725448
asymptotická p-hodnota 0.8715
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.063
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:1-2023:2 (T = 62)
Závisle proměnná: d_V_BP_d12

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
V_BP_d12_1	0.0116404	0.0160457	0.7254	0.8715	
d_V_BP_d12_1	-0.385155	0.120885	-3.186	0.0023	***

AIC: 559.804 BIC: 564.058 HQC: 561.474

```
k = 10: AIC = 490.251
k = 9: AIC = 488.767
k = 8: AIC = 487.361
k = 7: AIC = 486.425
k = 6: AIC = 485.010
k = 5: AIC = 483.820
k = 4: AIC = 481.874
k = 3: AIC = 480.100
k = 2: AIC = 481.144
k = 1: AIC = 481.977
k = 0: AIC = 489.093
```

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)V_BP_d12
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.0724821
testovací statistika: tau_c(1) = -2.10455
asymptotická p-hodnota 0.243
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.015
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 31: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná V_BP strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-09 22:37 strana 2 z 2
 zpožděně diference: F(3, 55) = 5.699 [0.0018]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:3-2023:2 (T = 60)
 Závisle proměnná: d_V_BP_d12

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	18.6582	6.24543	2.988	0.0042	***
V_BP_d12_1	-0.0724821	0.0344408	-2.105	0.2430	
d_V_BP_d12_1	-0.515879	0.127552	-4.044	0.0002	***
d_V_BP_d12_2	-0.315038	0.139752	-2.254	0.0282	**
d_V_BP_d12_3	-0.209386	0.128068	-1.635	0.1078	

AIC: 538.001 BIC: 548.473 HQC: 542.097

k = 10: AIC = 491.990
 k = 9: AIC = 490.698
 k = 8: AIC = 489.361
 k = 7: AIC = 488.341
 k = 6: AIC = 486.752
 k = 5: AIC = 485.249
 k = 4: AIC = 483.249
 k = 3: AIC = 481.723
 k = 2: AIC = 483.137
 k = 1: AIC = 483.826
 k = 0: AIC = 489.451

s konstantou a trendem
 s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)V_BP_d12
 model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0.0349848
 testovací statistika: tau_ct(1) = -0.477011
 asymptotická p-hodnota 0.9847
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.022
 zpožděně diference: F(3, 54) = 5.042 [0.0037]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:3-2023:2 (T = 60)
 Závisle proměnná: d_V_BP_d12

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	19.8397	6.60528	3.004	0.0040	***
V_BP_d12_1	-0.0349848	0.0733416	-0.4770	0.9847	
d_V_BP_d12_1	-0.553956	0.144141	-3.843	0.0003	***
d_V_BP_d12_2	-0.348154	0.151751	-2.294	0.0257	**
d_V_BP_d12_3	-0.231164	0.134205	-1.722	0.0907	*
time	-0.197954	0.341245	-0.5801	0.5643	

AIC: 539.628 BIC: 552.194 HQC: 544.543

Zdroj: software Gretl

Příloha 32: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná VE strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:58 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 557.787
k = 9: AIC = 555.851
k = 8: AIC = 556.565
k = 7: AIC = 557.366
k = 6: AIC = 555.440
k = 5: AIC = 554.031
k = 4: AIC = 552.222
k = 3: AIC = 555.096
k = 2: AIC = 555.043
k = 1: AIC = 556.601
k = 0: AIC = 554.793
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro VE_d11
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 59
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)VE_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.00636837
testovací statistika: tau_nc(1) = -0.238172
asymptotická p-hodnota 0.6007
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.013
zpožděné diference: F(4, 54) = 3.348 [0.0161]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:4-2023:2 (T = 59)
Závisle proměnná: d_VE_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
VE_d11_1	-0.00636837	0.0267386	-0.2382	0.6007
d_VE_d11_1	-0.205651	0.128502	-1.600	0.1154
d_VE_d11_2	-0.354452	0.125853	-2.816	0.0068 ***
d_VE_d11_3	-0.228737	0.124144	-1.843	0.0709 *
d_VE_d11_4	-0.315978	0.123625	-2.556	0.0134 **

AIC: 614.519 BIC: 624.907 HQC: 618.574

```
k = 10: AIC = 558.214
k = 9: AIC = 556.421
k = 8: AIC = 556.447
k = 7: AIC = 556.191
k = 6: AIC = 554.653
k = 5: AIC = 553.906
k = 4: AIC = 551.923
k = 3: AIC = 553.182
k = 2: AIC = 551.832
k = 1: AIC = 551.056
k = 0: AIC = 549.387
```

```
test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)VE_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 33: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná VE strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:58 strana 2 z 2

odhadovaná hodnota ($a - 1$): -0.3155
testovací statistika: $\tau_{\text{c}}(1) = -3.39537$
asymptotická p-hodnota 0.01115
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.096

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2007:4-2023:2 (T = 63)
Závisle proměnná: d_VE_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	64.5814	19.5432	3.305	0.0016	***
VE_d11_1	-0.315500	0.0929205	-3.395	0.0112	**

AIC: 656.582 BIC: 660.868 HQC: 658.268

k = 10: AIC = 559.841
k = 9: AIC = 558.188
k = 8: AIC = 557.741
k = 7: AIC = 556.886
k = 6: AIC = 555.743
k = 5: AIC = 555.307
k = 4: AIC = 553.307
k = 3: AIC = 553.721
k = 2: AIC = 551.878
k = 1: AIC = 550.206
k = 0: AIC = 549.348

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)VE_d11
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
odhadovaná hodnota ($a - 1$): -0.402986
testovací statistika: $\tau_{\text{ct}}(1) = -3.94017$
asymptotická p-hodnota 0.01059
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.132

Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2007:4-2023:2 (T = 63)
Závisle proměnná: d_VE_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	102.874	27.9717	3.678	0.0005	***
VE_d11_1	-0.402986	0.102276	-3.940	0.0106	**
time	-0.625333	0.332946	-1.878	0.0652	*

AIC: 654.983 BIC: 661.412 HQC: 657.512

Zdroj: software Gretl

Příloha 34: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná VTE strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:59 strana 1 z 3

```
k = 10: AIC = 338.982
k = 9: AIC = 339.782
k = 8: AIC = 337.792
k = 7: AIC = 335.958
k = 6: AIC = 336.830
k = 5: AIC = 335.958
k = 4: AIC = 336.607
k = 3: AIC = 340.638
k = 2: AIC = 339.043
k = 1: AIC = 338.078
k = 0: AIC = 352.585
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro VTE_d11

testing down from 10 lags, criterion AIC

počet pozorování 56

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)VTE_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0.0197276
testovací statistika: tau_nc(1) = 1.08847
asymptotická p-hodnota 0.9286
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.008
zpožděné diference: F(7, 48) = 5.359 [0.0001]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2009:3–2023:2 (T = 56)

Závisle proměnná: d_VTE_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
VTE_d11_1	0.0197276	0.0181242	1.088	0.9286	
d_VTE_d11_1	-0.629679	0.145592	-4.325	7.67e-05	***
d_VTE_d11_2	-0.142111	0.169484	-0.8385	0.4059	
d_VTE_d11_3	-0.0548057	0.165387	-0.3314	0.7418	
d_VTE_d11_4	-0.447769	0.156314	-2.865	0.0062	***
d_VTE_d11_5	-0.256281	0.171185	-1.497	0.1409	
d_VTE_d11_6	0.0101575	0.166847	0.06088	0.9517	
d_VTE_d11_7	0.232849	0.135976	1.712	0.0933	*

AIC: 351.223 BIC: 367.425 HQC: 357.504

```
k = 10: AIC = 335.838
k = 9: AIC = 334.973
k = 8: AIC = 333.243
k = 7: AIC = 331.846
k = 6: AIC = 331.033
k = 5: AIC = 331.387
k = 4: AIC = 332.842
k = 3: AIC = 336.957
k = 2: AIC = 335.432
k = 1: AIC = 334.324
k = 0: AIC = 345.511
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 35: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná VTE strana 2 a 3

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:59 strana 2 z 3

test s konstantou
 s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)VTE_d11
 model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0.128624
 testovací statistika: tau_c(1) = -2.10738
 asymptotická p-hodnota 0.2419
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.046
 zpožděné diference: F(6, 49) = 5.823 [0.0001]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2009:2-2023:2 (T = 57)
 Závisle proměnná: d_VTE_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	7.49704	2.79803	2.679	0.0100	**
VTE_d11_1	-0.128624	0.0610349	-2.107	0.2419	
d_VTE_d11_1	-0.644783	0.134157	-4.806	1.50e-05	***
d_VTE_d11_2	-0.259438	0.152829	-1.698	0.0959	*
d_VTE_d11_3	-0.190441	0.145777	-1.306	0.1975	
d_VTE_d11_4	-0.517449	0.148285	-3.490	0.0010	***
d_VTE_d11_5	-0.414060	0.156797	-2.641	0.0111	**
d_VTE_d11_6	-0.232378	0.131341	-1.769	0.0831	*

AIC: 351.787 BIC: 368.131 HQC: 358.139

k = 10: AIC = 336.282
 k = 9: AIC = 336.654
 k = 8: AIC = 334.679
 k = 7: AIC = 332.931
 k = 6: AIC = 332.799
 k = 5: AIC = 332.369
 k = 4: AIC = 332.156
 k = 3: AIC = 332.237
 k = 2: AIC = 333.543
 k = 1: AIC = 331.552
 k = 0: AIC = 333.942

s konstantou a trendem
 s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)VTE_d11
 model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0.425547
 testovací statistika: tau_ct(1) = -3.06185
 asymptotická p-hodnota 0.1156
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.006

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:1-2023:2 (T = 62)
 Závisle proměnná: d_VTE_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	10.9035	3.03032	3.598	0.0007	***
VTE_d11_1	-0.425547	0.138984	-3.062	0.1156	
d_VTE_d11_1	-0.335106	0.123246	-2.719	0.0086	***

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-02-29 13:59 strana 3 z 3

time	0.230821	0.0989664	2.332	0.0232	**
AIC:	383.821	BIC:	392.33	HQC:	387.162

Zdroj: software Gretl

Příloha 36: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná I_C strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 13:08 strana 1 z 3

```
k = 10: AIC = 2016.69
k = 9: AIC = 2016.01
k = 8: AIC = 2017.65
k = 7: AIC = 2023.96
k = 6: AIC = 2022.70
k = 5: AIC = 2020.84
k = 4: AIC = 2019.15
k = 3: AIC = 2019.64
k = 2: AIC = 2018.99
k = 1: AIC = 2017.20
k = 0: AIC = 2016.97
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro I_C_d12
testing down from 10 lags, criterion AIC

počet pozorování 54

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 9 zpožděných proměnných (1-L)I_C_d12
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0.0353296
testovací statistika: tau_nc(1) = 3.39799
asymptotická p-hodnota 0.9999
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.042
zpožděné diference: F(9, 44) = 2.155 [0.0444]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2010:1-2023:2 (T = 54)
Závisle proměnná: d_I_C_d12

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
I_C_d12_1	0.0353296	0.0103972	3.398	0.9999
d_I_C_d12_1	-0.0171001	0.153855	-0.1111	0.9120
d_I_C_d12_2	-0.109257	0.145622	-0.7503	0.4571
d_I_C_d12_3	-0.151233	0.146364	-1.033	0.3071
d_I_C_d12_4	-0.292608	0.142005	-2.061	0.0453
d_I_C_d12_5	-0.000682667	0.150092	-0.004548	0.9964
d_I_C_d12_6	-0.0661473	0.148745	-0.4447	0.6587
d_I_C_d12_7	-0.130421	0.149253	-0.8738	0.3870
d_I_C_d12_8	-0.429750	0.150816	-2.849	0.0066
d_I_C_d12_9	-0.288769	0.163251	-1.769	0.0838

AIC: 2052.67 BIC: 2072.55 HQC: 2060.34

```
k = 10: AIC = 2018.68
k = 9: AIC = 2017.94
k = 8: AIC = 2019.40
k = 7: AIC = 2025.09
k = 6: AIC = 2023.60
k = 5: AIC = 2021.65
k = 4: AIC = 2020.20
k = 3: AIC = 2020.15
k = 2: AIC = 2019.08
k = 1: AIC = 2017.16
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 37: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná I_C strana 2 a 3

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 13:08 strana 2 z 3

k = 0: AIC = 2017.16

test s konstantou
 s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)I_C_d12
 model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0.0020197
 testovací statistika: tau_c(1) = -0.089824
 asymptotická p-hodnota 0.9488
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.237

Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)
 Závisle proměnná: d_I_C_d12

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1.23129e+07	1.99524e+07	0.6171	0.5395
I_C_d12_1	-0.00201970	0.0224851	-0.08982	0.9488

AIC: 2393.87 BIC: 2398.16 HQC: 2395.56

k = 10: AIC = 2014.45
 k = 9: AIC = 2012.46
 k = 8: AIC = 2010.91
 k = 7: AIC = 2009.62
 k = 6: AIC = 2009.89
 k = 5: AIC = 2011.29
 k = 4: AIC = 2015.07
 k = 3: AIC = 2013.09
 k = 2: AIC = 2011.41
 k = 1: AIC = 2010.45
 k = 0: AIC = 2013.96

s konstantou a trendem
 s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)I_C_d12
 model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0.637642
 testovací statistika: tau_ct(1) = -3.64237
 asymptotická p-hodnota 0.02635
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.016
 zpožděné diference: F(7, 46) = 2.041 [0.0698]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2009:3–2023:2 (T = 56)
 Závisle proměnná: d_I_C_d12

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	2.66342e+08	7.08558e+07	3.759	0.0005	***
I_C_d12_1	-0.637642	0.175062	-3.642	0.0263	**
d_I_C_d12_1	0.560734	0.173263	3.236	0.0022	***
d_I_C_d12_2	0.376978	0.176380	2.137	0.0379	**
d_I_C_d12_3	0.310719	0.184876	1.681	0.0996	*
d_I_C_d12_4	0.162494	0.171172	0.9493	0.3474	
d_I_C_d12_5	0.394494	0.159988	2.466	0.0175	**

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 13:08 strana 3 z 3

d_I_C_d12_6	0.234424	0.160973	1.456	0.1521
d_I_C_d12_7	0.150020	0.160524	0.9346	0.3549
time	7.79258e+06	2.12366e+06	3.669	0.0006 ***

AIC: 2123.54 BIC: 2143.8 HQC: 2131.4

Zdroj: software Gretl

Příloha 38: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná X_C strana 1

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 13:43 strana 1 z 2

```
k = 10: AIC = 2042.70
k = 9: AIC = 2040.71
k = 8: AIC = 2041.42
k = 7: AIC = 2039.66
k = 6: AIC = 2038.60
k = 5: AIC = 2037.32
k = 4: AIC = 2035.61
k = 3: AIC = 2039.41
k = 2: AIC = 2040.22
k = 1: AIC = 2038.76
k = 0: AIC = 2038.04
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro X_C_d11
 testing down from 10 lags, criterion AIC
 počet pozorování 59
 nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)X_C_d11
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0.0263066
testovací statistika: tau_nc(1) = 3.09747
asymptotická p-hodnota 0.9996
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0.015
zpožděné diference: F(4, 54) = 1.915 [0.1211]
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:4-2023:2 (T = 59)
 Závisle proměnná: d_X_C_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
X_C_d11_1	0.0263066	0.00849293	3.097	0.9996
d_X_C_d11_1	-0.199990	0.135611	-1.475	0.1461
d_X_C_d11_2	-0.127208	0.134242	-0.9476	0.3476
d_X_C_d11_3	-0.236209	0.135460	-1.744	0.0869 *
d_X_C_d11_4	-0.291133	0.136945	-2.126	0.0381 **

AIC: 2264.91 BIC: 2275.29 HQC: 2268.96

```
k = 10: AIC = 2043.51
k = 9: AIC = 2041.51
k = 8: AIC = 2041.97
k = 7: AIC = 2040.13
k = 6: AIC = 2039.08
k = 5: AIC = 2037.81
k = 4: AIC = 2036.08
k = 3: AIC = 2039.92
k = 2: AIC = 2040.54
k = 1: AIC = 2039.01
k = 0: AIC = 2038.13
```

```
test s konstantou
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)X_C_d11
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 39: Rozšířený Dickey-Fullerův test – proměnná X_C strana 2

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 13:43 strana 2 z 2

odhadovaná hodnota ($a - 1$): 0.0243106
 testovací statistika: tau_c(1) = 0.812915
 asymptotická p-hodnota 0.9943
 autokorelační koeficient 1. rádu pro e: 0.015
 zpožděné diference: F(4, 53) = 1.693 [0.1655]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2008:4-2023:2 (T = 59)
 Závisle proměnná: d_X_C_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1.90560e+06	2.73526e+07	0.06967	0.9447	
X_C_d11_1	0.0243106	0.0299054	0.8129	0.9943	
d_X_C_d11_1	-0.197901	0.140126	-1.412	0.1637	
d_X_C_d11_2	-0.125275	0.138307	-0.9058	0.3692	
d_X_C_d11_3	-0.234056	0.140174	-1.670	0.1009	
d_X_C_d11_4	-0.289556	0.140066	-2.067	0.0436	**

AIC: 2266.9 BIC: 2279.37 HQC: 2271.77

k = 10: AIC = 2037.42
 k = 9: AIC = 2036.91
 k = 8: AIC = 2035.08
 k = 7: AIC = 2033.89
 k = 6: AIC = 2035.81
 k = 5: AIC = 2033.82
 k = 4: AIC = 2033.85
 k = 3: AIC = 2033.73
 k = 2: AIC = 2031.74
 k = 1: AIC = 2030.42
 k = 0: AIC = 2028.65

s konstantou a trendem
 s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)X_C_d11
 model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
 odhadovaná hodnota ($a - 1$): -0.321174
 testovací statistika: tau_ct(1) = -3.52011
 asymptotická p-hodnota 0.0372
 autokorelační koeficient 1. rádu pro e: 0.022

Dickey-Fullerova regrese
 OLS, za použití pozorování 2007:4-2023:2 (T = 63)
 Závisle proměnná: d_X_C_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1.60720e+08	4.57956e+07	3.510	0.0009	***
X_C_d11_1	-0.321174	0.0912397	-3.520	0.0372	**
time	4.58521e+06	1.28094e+06	3.580	0.0007	***

AIC: 2406.25 BIC: 2412.68 HQC: 2408.78

Zdroj: software Gretl

Příloha 40: Testování výskytu kolinearity za pomocí metody VIF hodnoty Sp_EL

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 15:15 strana 1 z 1

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)

Minimální možná hodnota = 1.0

Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

l_V_EL_d11	1.314
l_PT_d11	1.227
l_I_C_d12	1.863
l_X_d11_1	1.478
l_Sp_EL_d11_1	1.408

VIF(j) = 1/(1 - R(j)²), kde R(j) je vícečetný korelační koeficient mezi proměnnou j a ostatními nezávisle proměnnými

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

variance proportions

lambda	cond	const	l_V_EL_d~	l_PT_d11	l_I_C_d12	l_X_d11_1	l_Sp_EL_~
5.997	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.002	49.202	0.000	0.000	0.846	0.000	0.002	0.000
0.000	174.038	0.003	0.004	0.020	0.002	0.685	0.003
0.000	234.509	0.002	0.009	0.130	0.725	0.113	0.000
0.000	902.536	0.176	0.985	0.003	0.152	0.139	0.114
0.000	1300.698	0.818	0.002	0.002	0.121	0.061	0.883

lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 3.54484e-06)

cond = condition index

note: variance proportions columns sum to 1.0

According to BKW, cond >= 30 indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices >= 30: 5

Variance proportions >= 0.5 associated with cond >= 30:

const	l_V_EL_d~	l_PT_d11	l_I_C_d12	l_X_d11_1	l_Sp_EL_~
1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Count of condition indices >= 10: 5

Zdroj: software Gretl

Příloha 41: Odhad parametrů za pomocí BMNČ_endogenní spotřeba elektrické energie

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 13:07 strana 1 z 1

Model 9: OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)

Závisle proměnná: l_Sp_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1.67758	0.886106	1.893	0.0634	*
l_V_EL_d11	0.287389	0.0662060	4.341	5.88e-05	***
l_PT_d11	-0.0575554	0.0204268	-2.818	0.0066	***
l_I_C_d12	0.0386704	0.0109362	3.536	0.0008	***
l_X_d11_1	-0.0418182	0.0187059	-2.236	0.0293	**
l_Sp_EL_d11_1	0.505085	0.0942524	5.359	1.57e-06	***

Střední hodnota závisle proměnné 9.790188

Sm. odchylka závisle proměnné 0.029200

Součet čtverců reziduí 0.017860

Sm. chyba regrese 0.017701

Koeficient determinace 0.662151

Adjustovaný koeficient determinace 0.632516

F(5, 57) 22.34293

P-hodnota(F) 2.50e-12

Logaritmus věrohodnosti 167.9085

Akaikovo kritérium -323.8171

Schwarzovo kritérium -310.9583

Hannan–Quinnovo kritérium -318.7596

rho (koeficient autokorelace) 0.096843

Durbinovo h 1.158363

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity –

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 25.4999

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(20) > 25.4999) = 0.18297

Test normality reziduí –

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 3.32053

s p-hodnotou = 0.190088

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 –

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 2.12925

s p-hodnotou = P(F(4, 53) > 2.12925) = 0.0899813

Zdroj: software Gretl

Příloha 42: Odhad parametrů za pomocí BMNČ _ Sp_EL včetně dummy proměnných

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 18:08 strana 1 z 1

Model 28: OLS, za použití pozorování 2007:4–2023:2 (T = 63)

Závisle proměnná: l_Sp_EL_d11

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	3.03223	0.807745	3.754	0.0004	***
l_V_EL_d11	0.239068	0.0597572	4.001	0.0002	***
l_X_d11_1	-0.0224939	0.0163495	-1.376	0.1746	
l_PT_d11	-0.0752307	0.0174139	-4.320	6.73e-05	***
l_I_C_d12	0.105752	0.0157995	6.693	1.30e-08	***
D_FK	0.0299662	0.00798039	3.755	0.0004	***
D_C	-0.0128809	0.00791948	-1.626	0.1097	
D_V	-0.0562018	0.0105541	-5.325	2.01e-06	***
l_Sp_EL_d11_1	0.262041	0.0887709	2.952	0.0047	***

Střední hodnota závisle proměnné 9.790188
 Sm. odchylka závisle proměnné 0.029200
 Součet čtverců reziduí 0.011291
 Sm. chyba regrese 0.014460
 Koeficient determinace 0.786424
 Adjustovaný koeficient determinace 0.754783
 F(8, 54) 24.85466
 P-hodnota(F) 1.61e-15
 Logaritmus věrohodnosti 182.3546
 Akaikovo kritérium -346.7091
 Schwarzovo kritérium -327.4209
 Hannan–Quinnovo kritérium -339.1230
 rho (koeficient autokorelace) -0.025923
 Durbinovo h -0.289961

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 71 (l_X_d11_1)

Whiteův test heteroskedasticity –

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
 Testovací statistika: LM = 58.7672
 s p-hodnotou = P(Chí–kvadrát(38) > 58.7672) = 0.0168857

Test normality reziduí –

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
 Testovací statistika: Chí–kvadrát(2) = 7.04423
 s p-hodnotou = 0.0295369

LM test pro autokorelací až do řádu 4 –

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
 Testovací statistika: LMF = 0.365692
 s p-hodnotou = P(F(4, 50) > 0.365692) = 0.831895

Zdroj: software Gretl

Příloha 43: Rozšířený Dickey_Fullerův test – stacionarita reziduí Sp_EL

gretl output pro Tereza Dohnalíková 2024-03-26 15:17 strana 1 z 1

```
k = 10: AIC = -264.723
k = 9: AIC = -266.240
k = 8: AIC = -268.118
k = 7: AIC = -270.010
k = 6: AIC = -271.938
k = 5: AIC = -273.565
k = 4: AIC = -275.530
k = 3: AIC = -275.609
k = 2: AIC = -277.128
k = 1: AIC = -278.114
k = 0: AIC = -277.097
```

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro nove
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 61
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

```
test bez konstanty
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)nove
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0.723837
testovací statistika: tau_nc(1) = -4.2553
asymptotická p-hodnota 2.215e-05
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0.024
```

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:2–2023:2 (T = 61)
Závisle proměnná: d_nove

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
nove_1	-0.723837	0.170102	-4.255	2.22e-05	***
d_nove_1	-0.210304	0.126884	-1.657	0.1027	

AIC: -323.842 BIC: -319.62 HQC: -322.187

Zdroj: software Gretl

Příloha 44: Testování výskytu multikolinearity za pomocí metody VIF hodnoty C_EL

```
gretl output pro kory 2024-03-28 15:04 strana 1 z 1

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)
Minimální možná hodnota = 1.0
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearita
  l_C_UH_d11    2,140
      D_C       1,128
      D_V       1,965
VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), kde R(j) je vicečetný korelační koeficient
mezi proměnnou j a ostatními nezávisle proměnnými
Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:
  variance proportions
    lambda      cond      const l_C_UH_d~      D_C      D_V
    2,301      1,000      0,001    0,001      0,028      0,022
    1,002      1,515      0,000      0,000      0,456      0,197
    0,695      1,820      0,001      0,001      0,404      0,305
    0,002     32,263      0,999      0,999      0,111      0,476
lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 0,00221057)
cond = condition index
note: variance proportions columns sum to 1.0
According to BKW, cond >= 30 indicates "strong" near linear dependence,
and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose
variance is mostly associated with problematic cond values may themselves
be considered problematic.
Count of condition indices >= 30: 1
Variance proportions >= 0.5 associated with cond >= 30:
  const l_C_UH_d~
  0,999  0,999
Count of condition indices >= 10: 1
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 45: Odhad parametrů za pomocí BMNČ_endogenní cena elektrické energie

```
gretl output pro kory 2024-03-28 11:05 strana 1 z 1

Model 4: OLS, za použití pozorování 2007:3-2023:2 (T = 64)
Závisle proměnná: l_C_EL_dll

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      3,83101    0,421721     9,084   7,12e-013 *** 
l_C_UH_dll 0,727997   0,0951863    7,648   1,95e-010 *** 
D_C         0,375892   0,103029     3,648   0,0006 *** 
D_V         0,843503   0,135992     6,203   5,62e-08 *** 

Střední hodnota závisle proměnné      7,205922
Sm. odchylka závisle proměnné        0,553533
Součet čtverců reziduí                 3,070710
Sm. chyba regrese                      0,226227
Koeficient determinace                0,840922
Adjustovaný koeficient determinace   0,832968
F(3, 60)                                105,7242
P-hodnota(F)                            6,43e-24
Logaritmus věrohodnosti               6,371112
Akaikovo kritérium                   -4,742224
Schwarzovo kritérium                  3,893308
Hannan-Quinnovo kritétiwm            -1,340252
rho (koeficient autokorelace)        0,553074
Durbin-Watsonova statistika          0,815902

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -
  Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
  Testovací statistika: LM = 11,3219
  s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(6) > 11,3219) = 0,0789229

Test normality rezidui -
  Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
  Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 9,05538
  s p-hodnotou = 0,0108056

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -
  Nulová hypotéza: žádná autokorelace
  Testovací statistika: LMF = 9,54964
  s p-hodnotou = P(F(4, 56) > 9,54964) = 5,85927e-06
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 46: Rozšířený Dickey_Fullerův test – stacionarita reziduí C_EL

```
gretl output pro kory 2024-03-28 12:52 strana 1 z 1

k = 10: AIC = -26,6194
k = 9: AIC = -28,6063
k = 8: AIC = -28,5057
k = 7: AIC = -30,3787
k = 6: AIC = -27,8688
k = 5: AIC = -29,8639
k = 4: AIC = -28,8283
k = 3: AIC = -30,6586
k = 2: AIC = -32,2694
k = 1: AIC = -26,6611
k = 0: AIC = -28,2016

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat32
testing down from 10 lags, criterion AIC
počet pozorování 61
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1
    test bez konstanty
    s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)uhat32
    model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
    odhadovaná hodnota (a - 1): -0,33815
    testovací statistika: tau_nc(1) = -2,66268
    asymptotická p-hodnota 0,007518
    autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,017
    zpožděné diference: F(2, 58) = 3,744 [0,0296]

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese
OLS, za použití pozorování 2008:2-2023:2 (T = 61)
Závisle proměnná: d_uhat32

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
uhat32_1     -0,338150    0,126996    -2,663    0,0075 *** 
d_uhat32_1    -0,0503932   0,129088    -0,3904   0,6977
d_uhat32_2    -0,329470    0,122948    -2,680    0,0096 *** 
AIC: -40,2694  BIC: -33,9367  HQC: -37,7875
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 47: Odhad parametrů modelu ceny elektrické energie po použití HAC standardní chyby

```

gretl output pro kory 2024-03-28 12:19 strana 1 z 1

Model 28: OLS, za použití pozorování 2007:3-2023:2 (T = 64)
Závisle proměnná: l_C_EL_dll
HAC standardní chyby, šířka okénka 2, Bartlettovo jádro
      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          3,83101    0,600264    6,382    2,80e-08 *** 
l_C_UH_dll     0,727997   0,134421    5,416    1,13e-06 *** 
D_C             0,375892   0,0704839   5,333    1,54e-06 *** 
D_V             0,843503   0,197444    4,272    7,02e-05 *** 
Střední hodnota závisle proměnné    7,205922
Sm. odchylka závisle proměnné       0,553533
Součet čtverců rezidui                3,070710
Sm. chyba regrese                     0,226227
Koeficient determinace               0,840922
Adjustovaný koeficient determinace   0,832968
F(3, 60)                            69,45464
P-hodnota(F)                         1,68e-19
Logaritmus věrohodnosti              6,371112
Akaikovo kritérium                  -4,742224
Schwarzovo kritérium                 3,893308
Hannan-Quinnovo kritérium           -1,340252
rho (koeficient autokorelace)       0,553074
Durbin-Watsonova statistika         0,815902
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

```

Zdroj: software Gretl

Příloha 48: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - Sp_EL

```

D 8.A F-tests for seasonality
Test for the presence of seasonality assuming stability.

      Sum of squares  Dgrs.freedom  Mean square  F-value
Between quarters      4723.1574        3        1574.38580  2315.430**
Residual                40.7972       60        0.67995
Total                   4763.9546       63
**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

```

Zdroj: software Gretl

Příloha 49: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - V_EL

```

D 8.A F-tests for seasonality
Test for the presence of seasonality assuming stability.

      Sum of squares  Dgrs.freedom  Mean square  F-value
Between quarters      5061.7592        3        1687.25307  219.563**
Residual                461.0764       60        7.68461
Total                   5522.8356       63
**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

```

Zdroj: software Gretl

Příloha 50: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - C_EL

D 8.A F-tests for seasonality
Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	542.9639	3	180.98798	17.723**
Residual	612.7305	60	10.21217	
Total	1155.6944	63		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 51: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – I

D 8.A F-tests for seasonality
Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	14223.5137	3	4741.17123	46.121**
Residual	6167.9388	60	102.79898	
Total	20391.4525	63		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 52: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – X

D 8.A F-tests for seasonality
Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	34405789.1896	3	11468596.39652	56.282**
Residual	12226171.1545	60	203769.51924	
Total	46631960.3441	63		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 53: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – HDP

D 8.A F-tests for seasonality
Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	821.9713	3	273.99042	776.896**
Residual	21.1604	60	0.35267	
Total	843.1317	63		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 54: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – PT

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	2595.6680	3	865.22267	1784.691**
Residual	29.0882	60	0.48480	
Total	2624.7562	63		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 55: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - C_ZP

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	1009.4886	3	336.49621	11.321**
Residual	1783.3286	60	29.72214	
Total	2792.8172	63		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 56: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - C_R

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	79957.4652	3	26652.48841	4.419*
Residual	361873.8469	60	6031.23078	
Total	441831.3121	63		

* No evidence of stable seasonality at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 57: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - C_UH

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	619.1181	3	206.37271	11.875**
Residual	1042.7286	60	17.37881	
Total	1661.8467	63		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 58: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - C_UR

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	59.8255	3	19.94182	1.348
Residual	887.5472	60	14.79245	
Total	947.3727	63		

No evidence of stable seasonality at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 59: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - V_BM

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	1346.2271	3	448.74238	9.917**
Residual	2715.1040	60	45.25173	
Total	4061.3311	63		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 60: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – V_BP

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	122.0532	3	40.68440	10.365**
Residual	235.5099	60	3.92516	
Total	357.5630	63		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 61: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – VE

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between quarters	14084.5764	3	4694.85880	45.781**
Residual	6152.9676	60	102.54946	
Total	20237.5440	63		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 62: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – VTE

```
D 8.A F-tests for seasonality
      Test for the presence of seasonality assuming stability.

      Sum of squares   Dgrs.freedom   Mean square   F-value
Between quarters      32728.5917        3       10909.53058    92.795**
Residual             7053.9611       60        117.56602
Total                39782.5528       63

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.
```

Zdroj: software Gretl

Příloha 63: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza - I_C

```
D 8.A F-tests for seasonality
      Test for the presence of seasonality assuming stability.

      Sum of squares   Dgrs.freedom   Mean square   F-value
```

```
gretl output pro Tereza 2024-03-26 12:36, strana 9

      Between quarters      343.2408        3       114.41359    74.876**
      Residual             91.6820       60        1.52803
      Total                434.9228       63
```

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Zdroj: software Gretl

Příloha 64: Testování sezónnosti X-12 ARIMA analýza – X_C

```
D 8.A F-tests for seasonality
      Test for the presence of seasonality assuming stability.

      Sum of squares   Dgrs.freedom   Mean square   F-value
Between quarters      311.6527        3       103.88423    43.547**
Residual             143.1348       60        2.38558
Total                454.7875       63

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.
```

Zdroj: software Gretl