



JOURNAL OF VALUATION AND EXPERTNESS

editor-in-chief: Ing. Vilém Kovač

managing editor: Ing. Jiří Kučera and Bc. Svatopluk Janek

chairman of the editorial board: Ing. Veronika Machová, MBA, Ph.D.

Published by:

The Institute of Technology and Business in České Budějovice

School of Expertness and Valuation

Okružní 517/10

370 01 České Budějovice

Tel.: +420 380 070 218

e-mail: horak@mail.vstecb.cz

<http://journals.vstecb.cz/publications/Journal-of-valuation-and-expertness>

ISSN 2533-6258 (Online)

Periodicity: Twice a year

Since 2016

Date of issue: December 2023

EDITORIAL BOARD/EDIČNÍ RADA

prof. Ing. Marek Vochozka, MBA, Ph.D., dr. h.c.
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

Ing. Veronika Machová, MBA, Ph.D. – chairman
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

prof. Ing. Jan Váchal, CSc.
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

doc. Ing. Eva Vávrová, Ph.D.
Mendel University of Brno

Ing. František Milichovský, Ph.D., MBA, DiS.
Brno University of Technology

Dr. Lu Wang
Zhejiang University Finance Economics, China

doc. Ing. Ondrej Stopka, Ph.D.
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

doc. Ing. Jarmila Straková, Ph.D.
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

doc. PaedDr. Mgr. Zdeněk Caha, Ph.D., MBA, MSc.
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

Ing. Filip Petrách, Ph.D.
University of South Bohemia in České Budějovice

Ing. Yelyzaveta Apanovych
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

doc. Ing. Vojtěch Stehel, MBA, PhD.
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

Ing. Jaromír Vrbka, MBA, PhD.
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

Ing. Tereza Matasová
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

Content/Obsah

**COMPARISON OF INCOME DEVELOPMENT IN THE CZECH REPUBLIC,
AUSTRIA AND POLAND5**

Sabina Hauková, Vilém Kovač

**DEVELOPMENT OF THE U.S. DOLLAR IN RELATIONSHIP TO THE CZECH
CROWN22**

Kateřina Jíchová

**THE IMPACT OF ECONOMIC FACTORS ON PRICES AND AVAILABILITY OF
REAL ESTATE IN THE CZECH REPUBLIC35**

Stanislav Vítovec, Tereza Matasová

**DEVELOPMENT OF PLATINUM AND PALLADIUM PRICES IN RELATION TO
THEMSELVES79**

Michaela Žilinská, Nikola Kováčiková

**THE IMPACT OF INFLATION ON INTEREST RATES IN CZECH REPUBLIC
.....97**

Lukáš Pech, Yelyzaveta Apanovych

Comparison of income development in the Czech Republic, Austria and Poland

Sabina Hauková¹, Vilém Kovač²

¹ School of Expertness and Valuation, Institute of Technology and Business in České Budějovice, Czech Republic

² Technical University of Košice, Faculty of Mining, Ecology, Process Control and Geotechnologies

Abstract

The aim of this study was to assess the dependence of household savings on average wage income and to find out how big are the percentage differences in average incomes in the Czech Republic, Austria, and Poland. Content analysis was used for data collection. Percentage differences were calculated by using the observed data from the ČSÚ, WKO.at, and monitorpolski.gov.pl. It was discovered that Austria has a gross wage significantly higher than Czech Republic and Poland. Furthermore, the effect of gross wages on savings in these countries was examined by using linear regression and correlation. The results showed that wages affect savings in the Czech Republic and Poland, but not in Austria. It was also found that in the Czech Republic, savings increase when wages increase, and in the other two countries, savings decrease when wages increase. The findings of this thesis can be used for further studies or for shaping of politics that seek to improve the lives of citizens. The findings show that Czechs and Poles often migrate to neighbouring countries for work, so national policies should focus more on their affluence. A limitation of this study is that incomes are expressed in nominal wages, not in real wages.

Keywords: Gross wages, savings rate, Euros, Czech crowns, Polish zloty, Czech Republic, Austria, Poland, influence.

Introduction

Česká republika, Rakousko a Polsko: tyto země sdílí geografickou blízkost a některé společné ekonomické a politické vazby, ale zároveň se liší v různých aspektech svých ekonomik a sociálních struktur. Vypuknutí pandemie COVID-19, snížení příjmů nebo úplná ztráta pracovních míst ovlivnily finanční chování spotřebitelů na celém světě, proto byla provedena studie o vztahu mezi plánováním do budoucna, dluhy a úsporami a finančním chováním po pandemii COVID-19 ve skupině Poláků (Waliszewski & Warchlewska, 2021). V blízké budoucnosti musí Česká republika řešit stabilizaci rentability tržeb (která je extrémně volatilní). Velkou pozornost je třeba věnovat také produktivitě práce, která je poloviční oproti průměru Evropské unie. Slovensko, Maďarsko a Polsko lze považovat za stabilní země, které nebyly pandemií COVID-19 poškozeny, nebo dokázaly rychle eliminovat její následky. Mohou se tak zaměřit na celkové zlepšení ukazatelů finančního zdraví a udržitelný rozvoj. Německo, a zejména Rakousko, se nachází na vrcholu skupiny. Společnosti v sektoru služeb jsou velmi stabilní, ve srovnání s EU výrazně nadprůměrné (Bartos et al., 2022). Mzda je důležitým determinantem ve spokojenosti zaměstnanců. Česká republika, Rakousko a Polsko jsou země, které mezi sebou jak ekonomicky, tak politicky spolupracují. Studie, která se tímto tématem zabývala zjistila, že míra spokojenosti s prací je v České republice a Polsku velmi nízká. V Rakousku je tato situace výrazně lepší. Spokojenost se mzdou je prokazatelně závislá na výši mzdy (Sokolova & Mohelska, 2020). Dalším aspektem, který byl také zkoumán, je nerovnost příjmů, která může způsobovat napětí mezi různými lidmi a neumožňuje rozvoj společnosti jako celku (Tureckova et al., 2022). Zjišťovalo se také, zda hospodářská krize vyvolala nerovnost výdělků u zkoumaných třech států (Mysíková & Večerník, 2018). Příjmová nerovnost se dostala do popředí tím, že v posledních několika desetiletích zhoršila hospodářskou stabilitu rozvinutých i rozvojových zemí. Intenzita tohoto problému je netriviální, neboť ekonomiky jsou svědky selhání politik, neslušného ekonomického řízení a náročných ekonomických ideologií (Kavya & Shijin, 2020). V neposlední řadě bylo zkoumáno vnímání lidí této situace. Například okolní státy Rakouska problém zvaný nerovnost v příjmech vnímají a myslí si, že rozdíly jsou příliš velké. Podle dostupných dat, v roce 2019 Rakousko vnímá příjmovou nerovnost silněji než Česká republika. V roce 1999 tomu bylo naopak a Česká republika byla silného mínění, že jsou příjmové nerovnosti příliš velké (Haller et al., 2023). Ke zvýšené nebo snížené nerovnosti přispívají další faktory, konkrétně změny minimální mzdy, procento zahraničních zaměstnanců a nativní mzdové příplatky. Zdá se, že změny minimální mzdy mají zásadní význam v Řecku, Maďarsku a Polsku. Přítomnost cizích obyvatel na trhu práce je klíčovým faktorem ve Spojeném království, ale do určité míry také v Rakousku a Maďarsku (Pereira & Galego, 2019). Podle teorie J. M. Keynesa o úsporách v ekonomice a chování domácností, kterou následují M. Browning a A. Lusardi (1996), jsou hlavními motivy lidí ke spoření motiv předběžné opatrnosti, motiv životního cyklu, motiv intertemporální substituce, motiv zlepšení, motiv nezávislosti, motiv podnikání, motiv odkazu, motiv hrabivosti a motiv zálohy. Studie zkoumá, jaké motivy převažují v rozhodování polských domácností z hlediska spoření. Výzkum dokazuje, že v názorech respondentů má nejvyšší hodnocení motiv předběžné opatrnosti, následovaný motivem nezávislosti. Motiv záloh byl hodnocen nejnižší, těsně následován motivem podniku (Korzeniowska, 2018).

Cílem práce je zhodnocení závislosti tvoření úspor domácností na průměrných mzdových příjmech a zjištění, jak velké rozdíly (v procentech) jsou v průměrných příjmech v České republice, Rakousku a Polsku.

Následující výzkumné otázky je dobré si položit, protože finance celkově jsou důležitým prvkem fungování a blahobytu lidí a na to má veliký vliv také to, kde člověk žije.

V souvislosti s cílem jsou stanoveny následující výzkumné otázky:

VO1: Jak značné jsou rozdíly průměrných mzdových příjmů domácností v těchto zemích (v procentech)?

VO2: Jaký vliv mají průměrné příjmy na míru úspor domácností v těchto třech zemích?

VO3: Jaký je vztah mezi úsporami a mzdou?

Literární rešerše

Byly provedeny studie, které analyzují, jak příjmy ovlivňují různé aspekty. Pomocí lineárního regresního modelu byl zkoumán autory Sun & Xiong (2023) dopad úrovně příjmů a nejistoty příjmů na chování obyvatel venkova při spoření na důchod. Výsledky ukazují například, že existuje interakční účinek mezi úrovní příjmů a nejistotou příjmů na dopad na výši důchodového spoření, výběr bankovních úspor a výběr nemovitostí. Další studie v tomto směru byla zkoumána autorem Yu (2019). Přesněji byl zkoumán dopad příjmu na spokojenost se životem. Analýzy ukazují, že relativní příjem vnímaný sebou samým má významný dopad na spokojenost se životem. Úspory domácností mají pozitivní, ale malý dopad na spokojenost se životem. Mezi různými finančními šoky se relativní příjem lidí, který sami vnímají, nejvíce liší v důsledku změn čistého příjmu domácností, celkových úspor a postavení v zaměstnání. K tomuto zjištění byla využita regrese. Výše příjmů nejen, že ovlivňuje různé aspekty, ale je také sama ovlivněna různými determinanty a faktory. Stoian et al. (2022) se zaměřili na studii, která se pokusila ověřit hypotézu, že výdaje na zemědělský výzkum a vývoj patří mezi klíčové faktory ovlivňující příjmy zemědělců jako jeden z ukazatelů udržitelného rozvoje. Statistická data byla získána z evropských mezinárodních databází za období 2004-2020 a analyzována pomocí regresního modelu. Výsledky studie naznačují pozitivní účinky pro většinu členských států EU. Model dále potvrzuje, že významná část růstu příjmů zemědělců je vysvětlena vládními výdaji na výzkum a vývoj. Studie, která zkoumala zvýšení penzijního bohatství byla provedena autory Andersen et al. (2022). Na základě údajů z dánských registrů na individuální úrovni zjistili, že zvýšení penzijního bohatství o 1 dolar vede k nárůstu celkového dluhu o 42 centů pro skupinu pracovníků s nízkými mzdami. Využity byly metody studie událostí a průřezový regresní model instrumentální proměnné. Empirické důkazy společně naznačují, že povinné příspěvky na důchodové zabezpečení vedou k významnému zvýšení čistého jmění i hrubého dluhu.

Vlivem a nárůstem úspor se zabývali autoři Zhao et al. (2021), kteří provedli studii, která použila teoretické a empirické modely k analýze vlivu míry úspor na ceny bydlení při příjmové nerovnosti pozorované v rychle rostoucích turistických střediscích, jako je Macao. Teoretický model předpovídá, že rostoucí nerovnost vede k větším bublinám aktiv prostřednictvím vyšší míry úspor a větších investic do aktiv bydlení. Empirický model potvrzuje, že růst cestovního ruchu a prudký nárůst nerovnosti skutečně podporují nárůst úspor a bublinu bydlení. Co se týče úspor, byla provedena také studie o tom, zda přírodní katastrofa snižuje, nebo zvyšuje úspory. Touto studií se zabývali autoři Yao et al. (2019). Teoretický rámec je aplikován na analýzu úsporného chování domácností postižených zemětřesením v roce 2008 v čínském Wenchuanu. Analýza ukazuje, že hůře postižené a nízkopříjmové domácnosti by měly vykazovat pokles úspor a naopak, a tento vztah je potvrzen přímým odhadem. Vztah mezi těmito proměnnými byl zjištěn generalizovanou regresí.

Korelační analýza byla použita v článku od Olilingo & Putra (2020), který znázorňoval korelaci mezi mzdami, bankovními úvěry, vládními výdaji na hospodářský růst a zaměstnaností prostřednictvím případové studie v Indonésii. Tato studie využívá sekundární makroekonomická data z období 2010-2019 s analýzou pomocí korelačního testu s Pearsonovou korelační metodou. Zjistilo se například, že vládní výdaje korelují pozitivně se mzdami, ale negativně korelují s bankovními úvěry. Mzdy pozitivně korelují s hospodářským růstem, ale nemají významný vliv na zaměstnanost. Dále se korelace vyskytla ve studii od autorů Kim et al. (2022). Tato studie byla provedena s cílem prozkoumat poplatky lékařů primární péče za konzultace v devíti zemích ve vztahu k národní hodinové minimální mzdě a prozkoumat korelace poplatku za konzultaci lékaře s délkou konzultace a dalšími indexy zdravotní péče. Hlavním výsledkem byla korelace mezi poměrem konzultačních poplatků a hodinové minimální mzdy a délkou konzultace. Jedním ze zjištění byla významná korelace ($r = 0,79$) mezi délkou konzultace a poměrem konzultačních poplatků k hodinové minimální mzdě. Od autorů Papageorgiou et al. (2020) byly analyzovány faktory, které přispívají ke spotřebě elektřiny v domácnostech. Údaje byly shromažďovány prostřednictvím šetření. Data byla analyzována pomocí metod korelační i regresní analýzy. Například bylo ověřeno, že energeticky úsporné techniky, jako je izolace, moderní stavební materiály a obnovitelná energie, významně ovlivňují náklady na elektřinu. Specifické typy elektrických spotřebičů navíc silně korelují se spotřebou elektřiny.

Studie od autorů Bateni et al. (2022), představuje rámec pro hodnocení souladu zásad ochrany osobních údajů s doporučeními a osvědčenými postupy GDPR. Tento rámec hodnocení zahrnuje analýzu textových funkcí, analýzu pokrytí a analýzu obsahu. Zjištění naznačují, že ačkoli prosazování GDPR zlepšilo obsah zásad ochrany osobních údajů, mnoho z těchto zásad ochrany osobních údajů plně nesplňuje požadavky GDPR.

Vhodným nástrojem pro zodpovězení výzkumných otázek je v tomto případě pro druhou výzkumnou otázku regresní model, který zkoumá závislou a nezávislou proměnnou a pro třetí otázku korelační analýza. Sběr dat bude uskutečněn pomocí analýzy obsahu.

Data a metody

Data pro zjištění hrubých mezd budou pro Českou republiku získána z webu Český statistický úřad České republiky (ČSÚ, 2023), pro Rakousko z webu Wirtschaftskammer Österreich (WKO, 2023) a pro Polsko ze stránky s Polskými zákony: Dziennik Ustaw (monitorpolski.gov.pl, 2023). Data jsou vypsána za celý rok, tedy průměrná měsíční hrubá mzda za daný rok, tzn. 1.1. – 31.12. Pro Českou republiku jsou data v České koruně, pro Rakousko v Euroch a pro Polsko v Polských zlotých. Následně bude vše přepočítáno na České koruny.

Pro 1. výzkumnou otázku budou zkoumány průměrné hrubé měsíční mzdy za roky 2000-2021. Tyto mzdy jsou hrubé, tedy mzdy před daňovými odpočty a zaplacením sociálního pojištění.

Data pro zjištění hrubé míry úspor domácností budou sbírána z webu Eurostat (Eurostat, 2023). Tyto data, vyjádřena procentuálně, budou shromažďována pro období od roku 2000 do roku 2021. Míra hrubých úspor domácností je poměr hrubých úspor domácností k hrubému disponibilnímu důchodu domácností. Vyjadřuje průměrný sklon domácností k úsporám.

Data jsou veřejně dostupná a jedná se o sekundární data.

Metody

Pro druhou a třetí výzkumnou otázku je vhodné si stanovit hypotézy, a to následovně:

V02: Jaký vliv mají průměrné příjmy na míru úspor domácností v těchto třech zemích?

H0: Průměrné příjmy v České republice mají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

H1: Průměrné příjmy v České republice nemají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

H0: Průměrné příjmy v Rakousku mají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

H1: Průměrné příjmy v Rakousku nemají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

H0: Průměrné příjmy v Polsku mají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

H1: Průměrné příjmy v Polsku nemají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

V03: Jaký je vztah mezi úsporami a mzdou?

H0: Existuje vztah mezi úsporami a mzdou.

H1: Neexistuje vztah mezi úsporami a mzdou.

Pro první výzkumnou otázku budou všechna data přepsána do excelovské tabulky. Platy Rakouska budou přepočítány z EUR kurzem 24,665, který platí ke dni 20. 10. 2023, na České koruny. Polské zlotý budou přepočítány kurzem 5,542 platným ke dni 20. 10. 2023, také na České koruny. Následně bude vypočítán průměr každého ze států.

Z průměru, pomocí následujícího vzorce bude zjištěn procentuální rozdíl ve mzdách:

$$\frac{[\text{mzda 1. státu} - \text{mzda 2. státu}] / \text{mzda 1. státu} \cdot 100}{(1)}$$

Následně budou rozdíly ve všech třech státech porovnány.

Pro druhou výzkumnou otázku budou všechna data opsána do excelovské tabulky. Vypsány budou státy, roky (2000-2021) a míry úspor v %. Cílem tohoto zjištění je vztah mezi příjmy a úsporami v domácnostech, takže bude využita lineární regrese, která se nejvíce hodí pro tuto situaci. Je zde nezávislá proměnná a tou je hrubá mzda, závislou proměnnou je hrubá míra úspor.

Při regresní analýze je důležité, data vyjádřená v procentech přepsat na desetinná čísla.

Vzorec pro výpočet lineární regrese je následující (Wood, 2023, s. fwood):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Kde:

Y_i je hodnota závislé proměnné pro i -tý pozorovaný prvek [míra úspor domácností v desetinných číslech].

β_0 je hodnota Y , když $X = 0$ (průsečík přímky s osou Y).

β_1 je koeficient regrese, což vyjadřuje, jakým způsobem se změní Y za jednotkovou změnu X .

X_i je hodnota nezávislé proměnné pro i -tý pozorovaný prvek [průměrné příjmy v Kč].

ε_i je náhodný chybový termín (chyba) pro i -tý prvek, který reprezentuje nesystematickou variabilitu nevysvětlitelnou modelem.

Aby byly výsledky přehlednější, bude se regresní analýza dělat pro každý stát zvlášť.

Pro interpretaci výsledků jsou stanoveny následující hodnoty:

Nezávislý koeficient (β_1):

- Je koeficient, který vyjadřuje, jakým způsobem se mění Y za jednotkovou změnu X . Pokud β_1 je pozitivní, znamená to, že existuje pozitivní lineární vztah mezi X a Y , když X roste, Y roste, a naopak, pokud je β_1 negativní, znamená to, že existuje negativní vztah.

Hodnoty násobného R

- Blízká nule .. nezávislá proměnná nemá vliv na závislou proměnnou.
- 0,1-0,5 .. střední, nezávislá proměnná má střední vliv na závislou.
- Nad 0,5 .. nezávislá proměnná má silný vliv na závislou proměnnou.

Standardní chyby (SE)

- Říkají, jak přesné jsou odhady parametrů β_1 a β_0 .

P-hodnota

- Pro interpretaci výsledků bude stanovena hladina významnosti 0,05. Pokud je p-hodnota nižší, než hladina významnosti alfa, pak jsou výsledky statisticky významné a existuje statisticky významný vztah mezi proměnnými. P-hodnota udává pravděpodobnost.

F-hodnota

- Testuje celkovou statistickou významnost regresního modelu. Vyšší hodnota naznačuje lepší modelovou adaptaci k datům.

Pro třetí výzkumnou otázku, ke zjištění vztahu mezi úspory a mzdou, bude využita korelační analýza. Přesněji řečeno, Pearsonův korelační koeficient, který se používá k měření lineárního vztahu mezi dvěma spojitými proměnnými. Může vyjádřit, jak moc tyto dvě proměnné souvisejí a jakým směrem (pozitivně nebo negativně). Jedna proměnná jsou „úspory“ a druhá proměnná „mzda“.

Pro toto zjištění budou využita stejná data jako pro druhou výzkumnou otázku, tedy hrubá mzda a míra úspor.

Vzorec pro výpočet korelace je následující (Pavlik - Biostatistika - kapitola 11.pdf, 2023):

$$r = \frac{\sum(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sqrt{\sum(x - \bar{x})^2 \sum(y - \bar{y})^2}} \quad (3)$$

Kde:

- r je Pearsonův korelační koeficient.

- x a y jsou hodnoty jednotlivých pozorování [X : průměrné příjmy v Kč, Y : míra úspor v desetinných číslech].
- \bar{x} a \bar{y} jsou výběrové průměry [\bar{x} : průměrná hodnota průměrných příjmů v Kč, \bar{y} : průměrná hodnota míry úspor domácností v desetinných číslech].

Vyjde hodnota r , která bude následně ohodnocena podle následujících kritérií (Jedná se o Evansovu (1996)) příručku, kterou navrhl pro absolutní hodnotu r):

- 0,00 – 0,19 „velmi slabá“
- 0,20 – 0,39 „slabá“
- 0,40 – 0,59 „střední“
- 0,60 – 0,79 „silná“
- 0,80 – 1,00 „velmi silná“

Stejně hodnoty kritérií budou využity i pro záporné hodnoty. Hladina významnosti je stanovena na 0,05.

Záporný výsledek korelace znamená, že když jedna proměnná roste, druhá klesá, a naopak. Pozitivní výsledek znamená, že když jedna proměnná roste, druhá také roste, a naopak, když jedna klesá, druhá také klesá.

Čím více se výsledková hodnota bude blížit k -1 nebo 1, tím závislejší data jsou. Čím blíže k 0, tím méně závislé jsou.

Výsledky

V tabulce č. 1 jsou zaznamenány hrubé průměrné mzdy ze třech zkoumaných států.

Tabulka 1: průměrné hrubé mzdy

	Česká republika	Rakousko	Kurz ke dni 20.10. 2023 - 24,665	Polsko	kurz ke dni 20.10. 2023 - 5,542
2000	13219	2460	60675,90	1924	10661,76
2001	14378	2510	61909,15	2062	11426,77
2002	15524	2580	63635,70	2133	11822,25
2003	16430	2620	64622,30	2201	12200,55
2004	17466	2650	65362,25	2290	12688,80
2005	18344	2720	67088,80	2380	13191,57
2006	19546	2830	69801,95	2477	13728,81
2007	20957	2910	71775,15	2691	14913,69
2008	22592	3010	74241,65	2944	16314,98
2009	23344	3080	75968,20	3103	17196,60

2010	23864	3120	76954,80	3225	17872,84
2011	24455	3190	78681,35	3400	18840,14
2012	25067	3290	81147,85	3522	19517,10
2013	25035	3360	82874,40	3650	20228,63
2014	25768	3450	85094,25	3783	20967,94
2015	26591	3530	87067,45	3900	21612,58
2016	27764	3620	89287,30	4047	22429,64
2017	29638	3670	90520,55	4272	23672,71
2018	32051	3760	92740,40	4585	25410,24
2019	34578	3870	95453,55	4918	27256,50
2020	36176	3930	96933,45	5167	28638,12
2021	38277	4120	101619,80	5663	31381,74
	CZK	EUR	PŘEPOČET EUR NA KČ	PLN	PŘEPOČET PLN NA KČ

Zdroj: vlastní zpracování dle (ČSÚ, WKO a Dziennik Ustaw, 2023)

Tabulka č. 1 ukazuje průměrné hrubé mzdy ve zkoumaných státech i s přepočtem na České koruny. Z tabulky lze vidět že Rakousko má nejvyšší hrubé mzdy ze všech třech zkoumaných států. V roce 2000 činila hrubá mzda v České republice 13 219 a v roce 2021 38 277, což je skoro trojnásobek. V roce 2021 se Polsko se svou průměrnou hrubou mzdou začalo lehce přibližovat České republice. Rakousko mělo v roce 2021 více jak trojnásobně větší hrubé mzdy, než ČR a Polsko. Je důležité podotknout, že se každým rokem v každém státě průměrná hrubá mzda zvyšuje. V ČR vzrostla mzda od roku 2000 do roku 2021 o 25 058 Kč, v Rakousku o 40 943 Kč a v Polsku o 20 720 Kč. V roce 2000 na tom byla Česká republika a Polsko také podobně, ale v dalších letech začaly mzdy České republiky stoupat rychleji.

Tabulka 2: průměry hrubých mezd

	Česká republika	Rakousko	Polsko
Průměr	24139,27	78793,46	18726,09

Zdroj: vlastní zpracování

Výpočet průměru se nachází v tabulce č. 2., který je následně potřeba pro výpočet procentuálních rozdílů v těchto státech. Výpočet procentuálního rozdílu pro první výzkumnou otázku má následující výsledky (tabulka č. 3):

Tabulka 3: procentuální rozdíly ve mzdách

rozdíl mezi ČR a RAKOUSKEM	69,36%
rozdíl mezi ČR a POLSKEM	22,42%
rozdíl mezi POLSKEM a RAKOUSKEM	76,23%

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky procentuálního rozdílu se nachází v tabulce číslo 3. Z výsledků je zjevné, že v Rakousku lidé vydělávají o 69,36% více, než v ČR. V ČR vydělávají lidé o 22,42% více, než v Polsku. Rakousko má o 76,23% větší plat, než Polsko. Jinak řečeno, Češi mají 30,64% platu co Rakousko. Poláci mají 77,58% co lidé v ČR. A konečně, Poláci mají 23,77% platu co Rakousko.

Tabulka 4: mzdy a hrubé míry úspor domácností

	ČR		Rakousko		Polsko	
	Průměrná hrubá mzda (ČR)	hrubá míra úspor (desetinná čísla) (ČR)	Průměrná hrubá mzda (Rakousko)	hrubá míra úspor (desetinná čísla) (Rakousko)	Průměrná hrubá mzda (Polsko)	hrubá míra úspor (desetinná čísla) (Polsko)
2000	13219	0,116	60676	0,158	10662	0,129
2001	14378	0,119	61909	0,143	11427	0,143
2002	15524	0,118	63636	0,147	11822	0,110
2003	16430	0,111	64622	0,148	12201	0,102
2004	17466	0,105	65362	0,147	12689	0,059
2005	18344	0,116	67089	0,161	13192	0,053
2006	19546	0,130	69802	0,164	13729	0,053
2007	20957	0,123	71775	0,172	14914	0,050
2008	22592	0,117	74242	0,172	16315	0,031
2009	23344	0,134	75968	0,164	17197	0,052
2010	23864	0,127	76955	0,148	17873	0,065
2011	24455	0,116	78681	0,132	18840	0,038
2012	25067	0,118	81148	0,142	19517	0,038
2013	25035	0,114	82874	0,127	20229	0,047
2014	25768	0,124	85094	0,128	20968	0,061
2015	26591	0,121	87067	0,123	21613	0,047
2016	27764	0,113	89287	0,133	22430	0,068
2017	29638	0,118	90521	0,129	23673	0,042
2018	32051	0,122	92740	0,132	25410	0,036
2019	34578	0,131	95454	0,140	27256	0,046
2020	36176	0,192	96933	0,187	28638	0,113
2021	38277	0,192	101620	0,176	31382	0,028

Zdroj: vlastní zpracování dle (Eurostat, 2023)

V tabulce číslo 4 se nachází údaje mezd pro všechny státy a hrubé míry úspor domácností v desetinných číslech. Je zjevné, že míry úspor v Polsku jsou nejnižší.

Lineární regrese pro výpočet vlivu průměrných příjmů na míru úspor domácností je pro Českou republiku následující:

Tabulka 5: výsledky lineární regrese pro ČR

Násobné R	0,665717244879233
-----------	-------------------

F hodnota	15,91821459
P hodnota	0,000720564

Zdroj: vlastní zpracování

Z tabulky č. 5 lze vidět, že násobné R činí 0,6657, to znamená, že je to nad 0,5, tedy hrubé mzdy mají silný vliv na míru úspor domácností. F hodnota je velmi vysoká, to znamená, že existuje statisticky významný vztah mezi proměnnými. P-hodnota 0,000720564 značí, že pravděpodobnost, že by pozorované výsledky byly dosaženy náhodou, je velmi nízká. Je menší než 0,05, to znamená, že průměrné příjmy mají statisticky významný vliv na míru úspor domácností. V tomto případě se zamítá alternativní hypotéza a přijímá se nulová.

H_0 : Průměrné příjmy v České republice mají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

H_1 : Průměrné příjmy v České republice nemají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

Výpočet vlivu průměrných příjmů na míru úspor domácností v Rakousku je následující:

Tabulka 6: výsledky lineární regrese pro Rakousko

Násobné R	0,106973979
F hodnota	0,231518006
P hodnota	0,635622757

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka č. 6 ukazuje, že hodnota násobného R činí 0,1070, to značí, že hrubé mzdy mají žádný až střední vliv na míru úspor domácností. V tomto případě nízká F hodnota (blízko k nule) naznačuje, že model nevysvětluje významnou část variability v datech a nejsou zde statisticky významné vztahy mezi zkoumanými proměnnými. P hodnota je vyšší, než hladina významnosti, tudíž nebyly nalezeny dostatečné statistické důkazy, aby se dalo tvrdit, že existuje statisticky významný vztah nebo vliv zkoumaných proměnných. V tomto případě se zamítá nulová hypotéza a přijímá se alternativní.

H_0 : Průměrné příjmy v Rakousku mají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

H_1 : Průměrné příjmy v Rakousku nemají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

Regresní analýza pro poslední stát (Polsko), má následující výsledky:

Tabulka 7: výsledky lineární regrese pro Polsko

Násobné R	0,453098264
F hodnota	5,166667414
P hodnota	0,034202862

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky lineární regrese pro stát Polsko se nachází v sedmé tabulce. Ve státě Polsko činí násobné R 0,4531, to podle předchozích stanovených hodnot značí, že hrubé mzdy mají střední vliv na míru úspor domácností v Polsku. F hodnota je mezi jedničkou a nulou, to značí, že existuje jistý vztah mezi hrubou mzdou a mírou úspor domácností. P hodnota je v tomto případě nižší, než hladina významnosti alfa, takže lze potvrdit, že změny v průměrných mzdách mají vliv na míru úspor, i když ne tak silný. Z výsledků je zjevné, že vztah mezi úspory a mzdou existuje, a proto se zamítá alternativní hypotéza.

H_0 : Průměrné příjmy v Polsku mají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

H_1 : Průměrné příjmy v Polsku nemají vliv na míru úspor domácností v tomto státě.

Korelační analýza

Tabulka 8: výsledky korelační analýzy pro ČR

	Průměrná hrubá mzda (ČR)	hrubá míra úspor (desetinná čísla) (ČR)
Průměrná hrubá mzda (ČR)	1	
hrubá míra úspor (desetinná čísla) (ČR)	0,665717245	1

Zdroj: vlastní zpracování

Z tabulky č. 8 vyplývá, že Česká republika má výsledek 0,665717245, ten lze podle škály uvedené výše interpretovat tak, že vztah mezi úsporou a mzdou je silný. Výsledek je pozitivní, to svědčí o tom, že s rostoucí mzdou existuje tendence ukládat více peněz, a naopak, s klesajícím příjmem mohou mít tendenci ukládat méně peněz. Vztah mezi úsporou a mzdou existuje, proto se zamítá alternativní hypotéza.

H_0 : Existuje vztah mezi úsporou a mzdou.

H_1 : Neexistuje vztah mezi úsporou a mzdou.

Tabulka 9: výsledky korelační analýzy pro Rakousko

	Průměrná hrubá mzda (Rakousko)	hrubá míra úspor (desetinná čísla) (Rakousko)
Průměrná hrubá mzda (Rakousko)	1	
hrubá míra úspor (desetinná čísla) (Rakousko)	-0,106973979	1

Zdroj: vlastní zpracování

Rakouská hodnota r , která je v tabulce č. 9, činí -0,106973979. To značí velmi slabou korelaci, a tedy i velmi slabý vztah mezi mzdou a úsporami. To znamená, že změny ve mzdách nejsou silně spojeny se změnami v míře úspor. Negativní číslo v tomto případě poukazuje na to, že s rostoucí mzdou existuje tendence lidí ukládat mírně méně peněz, a naopak, s klesající mzdou mohou mít tendenci ukládat mírně více peněz. Vztah mezi úsporou a mzdou nebyl prokázán, z toho důvodu se přijímá alternativní hypotéza.

H_0 : Existuje vztah mezi úsporou a mzdou.

H_1 : Neexistuje vztah mezi úsporou a mzdou.

Tabulka 10: výsledky korelační analýzy pro Polsko

	<i>Průměrná hrubá mzda (Polsko)</i>	<i>hrubá míra úspor (desetinná čísla) (Polsko)</i>
Průměrná hrubá mzda (Polsko)	1	
hrubá míra úspor (desetinná čísla) (Polsko)	-0,453098264	1

Zdroj: vlastní zpracování

R hodnota pro Polsko (tabulka č. 10), činí -0,453098264. Tato korelace má střední závislost. Středně silná negativní korelace naznačuje, že existuje významný vztah mezi výší mzdy a mírou úspor. Negativní korelace se dá interpretovat následovně: když mzda roste, míra úspor klesá, a když mzda klesá, míra úspor roste. Vztah mezi úsporou a mzdou existuje, proto se přijímá nulová hypotéza.

H_0 : Existuje vztah mezi úsporou a mzdou.

H_1 : Neexistuje vztah mezi úsporou a mzdou.

Diskuse výsledků

VO1: Jak značné jsou rozdíly průměrných mzdových příjmů domácností v těchto zemích (v procentech)?

Průměrné mzdy v Rakousku od roku 2000 do 2021 jsou nejvyšší ve srovnání s Českou republikou a Polskem. Rakouské mzdy jsou o 69,36% vyšší než v ČR a o 76,23% vyšší než v Polsku, což odpovídá očekávání vzhledem k vysoké úrovni rakouské ekonomiky a životnímu standardu.

V ČR jsou mzdy o 22,42% vyšší než v Polsku, což je méně výrazný rozdíl. ČR pravděpodobně těží z vyššího HDP a silného průmyslového sektoru, zejména automobilového.

Rozdíly v mzdách mohou být také ovlivněny vysokým sociálním systémem v Rakousku a vyšší produktivitou práce. Nižší mzdy v Polsku mohou být způsobeny komunistickou érou, slabší měnou a nižšími náklady na život.

Studie autorek Sokolova & Mohelska (2020) ukazuje, že spokojenost s mzdou a prací je v ČR a Polsku nižší než v Německu a Rakousku. Vysoké mzdy v Rakousku korelují s vyšší spokojeností, což potvrzuje, že výše mzdy ovlivňuje úroveň spokojenosti s prací.

VO2: Jaký vliv mají průměrné příjmy na míru úspor domácností v těchto třech zemích?

V České republice byly nalezeny statisticky významné vztahy mezi průměrnými hrubými mzdami a mírou úspor. Vyšší mzdy jsou spojeny s vyššími úsporami, což může být způsobeno dostupností finančních prostředků k odložení stranou. Toto spojení může být posíleno snahou obyvatel šetřit v reakci na vysoké ceny v České republice.

Naopak v Rakousku nebyly nalezeny statisticky významné vztahy mezi hrubými mzdami a mírou úspor. Tento výsledek může být důsledkem kulturních faktorů, kdy Rakousko může mít silnou tradici pravidelného spoření nezávisle na výši mzdových příjmů. Také vysoká úroveň finanční gramotnosti a možná i vysoké náklady na živobytí mohou hrát roli.

Ve vztahu k Polsku bylo zjištěno, že hrubé mzdy mají střední vliv na míru úspor, a průměrné příjmy jsou statisticky významně spojeny s úsporami. Nižší průměrné mzdy v Polsku a nižší náklady na živobytí mohou vést k větší citlivosti na výši příjmů v otázce úspor.

Studie Halpern-Meekin et al. (2018) naznačuje, že vliv výše mzdy na úroveň úspor může být obecným jevem, kde nižší příjmy vedou k menším úsporám. Vysoká finanční gramotnost a vnímání potřeby pravidelného spoření mohou však měnit tento vztah, jak ukazují výsledky pro Rakousko.

V03: Jaký je vztah mezi úsporou a mzdou?

Podle výsledků korelační analýzy v České republice je vztah mezi úsporou a mzdou silný a s rostoucí mzdou existuje tendence ukládat více peněz, a naopak. Důvod může být, že lidé mají více finančních prostředků, které si mohou dovolit dát stranou. Se snížením příjmů tolik peněz už stranou nezbyvá. Toto potvrzuje studie, která byla provedena v Africe autory Boateng et al. (2019). Tato studie zjistila, že úroveň a růst příjmu na obyvatele a směnných relací zvyšují úspory, zatímco vládní výdaje na spotřebu, rozvoj finančního sektoru a míra závislosti starších lidí úspory brzdí. Podle korelační analýzy v Rakousku je vztah velmi slabý. Jak bylo zmíněno výše, neexistují dostatečné důkazy o tom, že by výše mzdy měla vliv na úspory. Výsledky korelace pro Polsko ukazují střední závislost, tedy existuje významný vztah. Polsko to má tak, že když mzda roste, míra úspor klesá a naopak. Může to být způsobeno tím, že s vyššími příjmy rostou i náklady na živobytí, a proto nemají lidé tendenci spořit více. Nebo také proto, že lidé se zvýšenou mzdou mají tendenci více utrácet. Důvody mohou být různé a záviset na různém spotřebitelském chování rodin.

Závěr

Cílem studie bylo zhodnotit vztah mezi úsporami domácností a průměrnými hrubými mzdovými příjmy, s důrazem na tři zkoumané státy. Zjištění naznačují výrazné rozdíly v hrubých mzdách mezi Rakouskem, Českou republikou a Polskem, což ovlivňuje migraci pracovníků. Vliv výše mzdy na úspory se liší mezi státy, přičemž v České republice je tento vztah silnější než v Polsku, zatímco v Rakousku mzdy na úspory nemají vliv.

Studie zdůrazňuje, že ekonomické disparity vedou k důsledkům, které ovlivňují pracovní rozhodnutí jednotlivců a strukturu pracovního trhu. Budoucnost by měla směřovat k hledání udržitelných řešení pro vyrovnání ekonomického rozvoje mezi státy, možná včetně podpory podnikání, přehodnocení daní a lepší spolupráce.

Výzkum také ukazuje, že specifické ekonomické faktory nebo sociální mechanismy mohou ovlivňovat vztah mezi mzdou a úsporami v každé zemi. Důležitým krokem je proto další studium finančních návyků v různých zemích a identifikace faktorů, které formují tento vztah. Navrhují se opatření pro podporu finanční gramotnosti občanů a specifické politiky podle potřeb každé komunity.

Nakonec, v České republice by měly být aktivovány politiky, které podporují růst mezd, zatímco v Polsku by se měla zvažovat podpora úspor při růstu mezd, například prostřednictvím daňových stimulů. Implementace programů na podporu finanční gramotnosti by mohla zvýšit schopnost jednotlivců lépe řídit své finance a plánovat svou budoucnost. Studie byla omezena použitím nominálních mzdových příjmů, což by mohlo být v budoucnosti vylepšeno použitím reálných mzdových údajů s ohledem na kupní sílu.

Zdroje

- Andersen, H. Y., Hansen, N. L., & Kuchler, A. (2022). Mandatory pension savings and long-run debt accumulation: Evidence from Danish low-wage earners. *JOURNAL OF PENSION ECONOMICS & FINANCE*, PII S1474747221000482. <https://doi.org/10.1017/S1474747221000482>
- Bartos, V., Vochozka, M., & Skopkova, K. (2022). Assessment of Financial Health of Service Sector Companies in the Central European Region. *ENTREPRENEURSHIP AND SUSTAINABILITY ISSUES*, 10(2), 375–393. [https://doi.org/10.9770/jesi.2022.10.2\(23\)](https://doi.org/10.9770/jesi.2022.10.2(23))
- Bateni, N., Kaur, J., Dara, R., & Song, F. (2022). Content Analysis of Privacy Policies Before and After GDPR. *2022 19TH ANNUAL INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRIVACY, SECURITY & TRUST (PST)*. 19th Annual International Conference on Privacy, Security and Trust (PST), New York. <https://doi.org/10.1109/PST55820.2022.9851983>
- Boateng, E., Agbola, F. W., & Mahmood, A. (2019). Does the quality of institutions enhance savings? The case of Sub-Saharan Africa. *APPLIED ECONOMICS*, 51(58), 6235–6263. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1616066>
- Český statistický úřad [online]. 2023 [cit. 2023-11-25]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/>
- DZIENNIK USTAW RZECZYPOSPOLITEJ POLSKIEJ [online]. 2023 [cit. 2023-11-25]. Dostupné z: <https://www.monitorpolski.gov.pl/>
- Eurostat [online]. 2023 [cit. 2023-11-27]. Dostupné z: <https://ec.europa.eu/eurostat>

- Haller, M., Eder, A., & Hadler, M. (2023). Changes in attitudes toward inequality and social justice in Austria, the Czech Republic, Hungary, and Slovakia: Historical legacies, social pasts and recent developments. *INTERNATIONAL JOURNAL OF SOCIOLOGY*. <https://doi.org/10.1080/00207659.2023.2226483>
- Halpern-Meekin, S., Greene, S. S., Levin, E., & Edin, K. (2018). The Rainy Day Earned Income Tax Credit: A Reform to Boost Financial Security by Helping Low-Wage Workers Build Emergency Savings. *RSF-THE RUSSELL SAGE JOURNAL OF THE SOCIAL SCIENCES*, 4(2), 161–176. <https://doi.org/10.7758/RSF.2018.4.2.08>
- Kavya, T. B., & Shijin, S. (2020). Economic development, financial development, and income inequality nexus. *BORSA ISTANBUL REVIEW*, 20(1), 80–93. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2019.12.002>
- Kim, J.-R., Byun, S.-J., Son, D.-S., & Kim, H. A. (2022). Correlation between the ratio of physician consultation fees to hourly minimum wage and consultation length: A cross-sectional study of nine countries. *BMJ OPEN*, 12(12), e064369. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2022-064369>
- Korzeniowska, A. M. (2018). Motives of Households for Saving in Poland. In J. Nesleha, F. Hampl, & M. Svoboda (Ed.), *EUROPEAN FINANCIAL SYSTEMS 2018: PROCEEDINGS OF THE 15TH INTERNATIONAL SCIENTIFIC CONFERENCE* (s. 284–291). Masarykova Univ. <https://www.webofscience.com/wos/woscc/full-record/WOS:000462948800036>
- Mysíková, M., & Večerník, J. (2018). Personal Earnings Inequality and Polarization: The Czech Republic in Comparison with Austria and Poland. *Eastern European Economics*, 56(1), 57–80. <https://doi.org/10.1080/00128775.2017.1402685>
- Olilingo, F. Z., & Putra, A. H. P. K. (2020). How Indonesia Economics Works: Correlation Analysis of Macroeconomics in 2010 - 2019. *JOURNAL OF ASIAN FINANCE ECONOMICS AND BUSINESS*, 7(8), 117–130. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no8.117>
- Papageorgiou, G., Efstathiades, A., Poullou, M., & Ness, A. N. (2020). Managing household electricity consumption: A correlational, regression analysis. *INTERNATIONAL JOURNAL OF SUSTAINABLE ENERGY*, 39(5), 486–496. <https://doi.org/10.1080/14786451.2020.1718675>
- Pavlik - Biostatistika - kapitola 11.pdf*. (2023). Získáno 26. říjen 2023, z https://is.muni.cz/www/98951/41610771/43823411/43823458/44159634/44707073/Pavlik_-_Biostatistika_-_kapitola_11.pdf
- Pereira, J. M. R., & Galego, A. (2019). Diverging trends of wage inequality in Europe. *OXFORD ECONOMIC PAPERS-NEW SERIES*, 71(4), 799–823. <https://doi.org/10.1093/oep/gpy072>

- Sokolova, M., & Mohelska, H. (2020). Development of the Average Gross Wage as a Determinant of Job Satisfaction in the Czech Republic in Comparison with Germany, Austria and Poland. *TRANSFORMATIONS IN BUSINESS & ECONOMICS*, 19(3C), 603–617.
- Solarz, M. (2020). Determinants of Collecting Voluntary Savings for Retirement: Evidence from Poland. In K. S. Soliman (Ed.), *EDUCATION EXCELLENCE AND INNOVATION MANAGEMENT: A 2025 VISION TO SUSTAIN ECONOMIC DEVELOPMENT DURING GLOBAL CHALLENGES* (s. 6678–6691). Int Business Information Management Assoc-Ibima. <https://www.webofscience.com/wos/woscc/full-record/WOS:000661127407015>
- Stoian, M., Ion, R. A., Turcea, V. C., Nica, I. C., & Zemeleaga, C. G. (2022). The Influence of Governmental Agricultural R&D Expenditure on Farmers' Income-Disparities between EU Member States. *SUSTAINABILITY*, 14(17), 10596. <https://doi.org/10.3390/su141710596>
- Sun, R., & Xiong, X. (2023). The Impact of Income on Rural Residents' Retirement Saving: Evidence from China. *AGRICULTURE-BASEL*, 13(9), 1756. <https://doi.org/10.3390/agriculture13091756>
- Tureckova, K., Buryova, I., & Duda, D. (2022). Income Inequality Gap as a Indicator for Measuring the Effectiveness of Social Policy: A Case Study on the Czech Republic. *LEX LOCALIS-JOURNAL OF LOCAL SELF-GOVERNMENT*, 20(2), 347–367. [https://doi.org/10.4335/20.2.347-367\(2022\)](https://doi.org/10.4335/20.2.347-367(2022))
- Waliszewski, K., & Warchlewska, A. (2021). Comparative analysis of Poland and selected countries in terms of household financial behaviour during the COVID-19 pandemic. *EQUILIBRIUM-QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMICS AND ECONOMIC POLICY*, 16(3), 577–615. <https://doi.org/10.24136/eq.2021.021>
- Wirtschaftskammer Österreich [online]. 2023 [cit. 2023-11-25]. Dostupné z: <https://www.wko.at/>
- Wood, D. F. (2023). *Regression Introduction and Estimation Review*.
- Yao, D., Xu, Y., & Zhang, P. (2019). How a disaster affects household saving: Evidence from China's 2008 Wenchuan earthquake. *JOURNAL OF ASIAN ECONOMICS*, 64, 101133. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2019.101133>
- Yu, H. (2019). The Impact of Self-Perceived Relative Income on Life Satisfaction: Evidence from British Panel Data. *Southern Economic Journal*, 86(2), 726–745. <https://doi.org/10.1002/soej.12349>
- Zhao, Q., Li, G., Gu, X., & Lei, C. K. (2021). Inequality hikes, saving surges, and housing bubbles. *INTERNATIONAL REVIEW OF ECONOMICS & FINANCE*, 72, 349–363. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.12.012>

Kontaktní adresa autorů:

Sabina Hauková, Ústav znalectví a oceňování, Vysoká škola technická a ekonomická v Českých Budějovicích, Okružní 517/10, 37001 České Budějovice, Česká republika, student bakalářského programu, e-mail: shaukova@mail.vstecb.cz

Vilém Kovač, Technical University of Košice, Faculty of Mining, Ecology, Process Control and Geotechnologies, Letná 9, 042 00 Košice, Czech Republic, e-mail: kovac@mail.vstecb.cz

Development of the U.S. dollar in relationship to the Czech crown

Kateřina Jíchová¹

¹ School of Expertness and Valuation, Institute of Technology and Business in České Budějovice, Czech Republic

Abstract

The aim of the study was to evaluate and assess the development of the US dollar from 2017 to August 2023 and the relationship between the US dollar and the Czech crown. A linear regression with secondary data obtained by content analysis was performed to determine the evolution of the US dollar in the foreign exchange market at the USD/CZK exchange rate. During the period under study, the value of the US dollar fluctuated continuously, but nevertheless the trend was slightly downward. The exchange rate ranged from 20.163 CZK/1 USD to 26.017 CZK/1 USD. Using linear regression charts, several fluctuations were detected; these can be considered as the COVID-19 pandemic or the war in Ukraine. The research was limited by the structure of the data, as the data was only released on weekdays. Another suitable research could be considered the prediction of the US dollar.

Keywords: US dollar, currency development, international monetary system, USD/CZK exchange rate, linear regression, dollar dominance, foreign exchange market.

Úvod

Peníze v kapitalismu jsou společenskou silou, která existuje nejen na úrovni vlastníků majetku, ale je také silou, která stimuluje hospodářský rozvoj (nebo ho naopak nestimuluje). Na vrcholu hierarchie je malý počet měn, které přebírají národní a mezinárodní funkce; na konci jsou měny, které národní funkce přebírají jen částečně. Země emitující tyto měny trpí dolarizací a odlivem kapitálu (Herr & Nettekoven, 2022). Peníze jsou společenským nástrojem směny, který v průběhu času měnil svou podobu a nominální hodnotu. Za jejich vydávání je odpovědná společnost, která je uznává a přijímá jako platební prostředek. V současné době lze rozlišit dva typy peněz: první se vztahuje ke komoditním penězům, které jsou naturálním platebním prostředkem, a druhý k fiduciárním penězům, které jsou založeny na víře nebo důvěře společenství, států nebo zemí. Vzhledem k problémům plynoucím z hospodářských krizí vznikají doplňkové a sociální měny jako iniciativa lidí, kteří sledují společný prospěch, což znamená možnost reaktivace a podpory ekonomiky, přičemž je třeba zmínit, že vytvoření těchto měn nemá za cíl nahradit peníze emitované státy. Tyto typy měn podporují přístup zaměřený

na důvěru a vazby, které existují mezi komunitou, nejsou státem uznávány, přesto jsou stále v platnosti (Serrano & Gomez, 2022). Po celém světě nyní národní měny – veřejné statky, které vznikly v předchozí éře šířením měn – konkurují soukromým alternativám. S tím, jak se papír a mince přestávají používat, se snižuje i příjem, který pomáhá financovat oběh a regulaci měny, a stejnou měrou se snižuje i jejich schopnost spojovat státy a občany (Peebles, 2021).

Od konce platnosti Brettonwoodské dohody vyvolává každá světová hospodářská krize spekulace o roli amerického dolaru ve světové ekonomice. Americká měna je však i nadále klíčovou měnou mezinárodního měnového systému, přestože neexistuje žádné mezinárodní pravidlo nebo dohoda, která by ji podporovala. Ačkoli až dosud byly prognózy o případném konci jeho hegemonie vždy vyvráceny, hospodářská zranitelnost Spojených států, geopolitické napětí a nástup digitálních měn tuto otázku ve světě, který se stále nachází v krizi COVID-19, znovu otevírají (Sergent, 2022). Od konce padesátých let minulého století začal zbytek světa používat dolar v takové míře, že je oprávněné hovořit o jeho globální doméně. Zbytek světa denominuje velkou část dluhu v amerických dolarech, což rozšiřuje vliv americké měnové politiky. Kromě toho se zbytek světa v rámci nevypořádaných devizových obchodů zavázal platit ještě více v amerických dolarech. V souladu s rozsahem dolarového dluhu se většina světové ekonomické aktivity odehrává v zemích s měnami vázanými na dolar nebo relativně stabilními vůči dolaru, které tvoří dolarovou zónu mnohem větší než eurozóna. Přestože dolarová aktiva ve světě (po odečtení Spojených států) převyšují dolarové závazky, zdá se, že dolarové dluhy podnikového sektoru způsobují, že posilování dolaru se podobá globálnímu zpříšňování úvěrů (McCauley, 2020). Několik existujících studií ukazuje, že americký dolar může významně ovlivnit obchodní bilanci země s neamerickým partnerem. Současná literatura nicméně poukazuje na pozoruhodný nedostatek empirických výsledků pro případ Indie, a to navzdory zásadnímu významu amerického dolaru v jejím mezinárodním obchodě (Bao et al., 2023).

Cílem práce je zhodnotit a posoudit vývoj amerického dolaru od roku 2017 do srpna 2023 a vztah mezi americkým dolarem a Českou korunou.

V souvislosti s cílem jsou stanoveny následující výzkumné otázky:

VO1: Jak se vyvíjel U.S. dolar vůči České koruně na devizovém trhu v období od 1. 1. 2017 do 31. 8. 2023?

VO2: Jak se vyvíjel U.S. dolar v období od 1. 1. 2017 do 31. 8. 2023 a ovlivnil ho COVID-19 či válka na Ukrajině?

Literární rešerše

Americký dolar (USD) je jednou z nejpoužívanějších měn na světě a také nejčastěji používanou měnou v mezinárodních platbách. Index amerického dolaru (USDX) je měřítkem hodnoty USD ve vztahu k hodnotě koše měn většiny nejvýznamnějších obchodních partnerů USA. Dolarový index proto poskytuje účastníkům trhu a regulačním orgánům cennější informace o hodnotě dolaru než o regionální hodnotě mezi měnami. Protože s ním lze počítat jako s klíčovým ukazatelem směru vývoje USD, centrální banky USDX ho také pečlivě sledují (Uzun & Kiral, 2019). V oblasti spotřebitelského financování jsou na mezinárodních trzích uznávány určité zkušenosti s používáním doplňkových a sociálních měn, a to vzhledem k jejich vlivu na sociální začlenění a snížení akumulace kapitálu v globalizované ekonomice. V této souvislosti je cílem Silva et al. (2023) provést přehled deseti let vědecké produkce sociální

měny v databázích Scopus a Web of Science. Za účelem dosažení navrhovaného cíle byl proveden systematický přehled literatury, který zahrnoval tři fáze – plánování přehledu, provedení přehledu a předložení závěrečné zprávy. Výsledkem obsahové analýzy textového korpusu ($n = 67$) je nyní aktuální přehled literatury, a to prostřednictvím deskriptivní analýzy, analýzy bibliografických vazeb a slovní analýzy.

Grossmann a Kim (2022) zkoumali dopad pohybu amerického dolaru a stavu amerického dolaru (nahodnocení a podhodnocení) na ceny 15 komodit, které nepodléhají zkáze. Pomocí strukturálního vektorového regresního modelu (VAR) zjišťuje asymetrický vliv. Pohyby nahodnoceného amerického dolaru nevykazují vliv na ceny komodit, zatímco pohyby podhodnoceného amerického dolaru vykazují statisticky významný negativní dopad na ceny komodit v krátkodobém i dlouhodobém horizontu.

Wei a Pozo (2021) zkoumali dopady oznámení konvenční a nekonvenční měnové politiky USA na volatilitu šesti směnných kurzů, konkrétně australského dolaru, britské libry, kanadského dolaru, eura, japonského jenu a švýcarského franku vůči americkému dolaru. V analýze jsou použita úzká okna kolem oznámení měnové politiky a vnitrodenní údaje s vysokou frekvencí vteřina po vteřině. Výsledky ukazují, že volatilita směnných kurzů se v úzkém okně před a po oznámeních v režimu konvenční měnové politiky výrazně zvyšuje. V nekonvenčním režimu je nárůst volatility v souběžném období ještě větší. Liu a Li (2022) řešili dynamiku ceny a rizika bitcoinu. Při použití SVAR ke studiu Bitcoinu, zlata a amerického dolaru v jednom systému zjišťují, že zlato ani americký dolar nemohou vysvětlit dynamiku cen Bitcoinu v krátkodobém horizontu. Dále aplikují model DCC-MGARCH ke studiu rizikových korelací.

Výsledky ukazují, že existuje efekt přelévání volatility a dynamická korelace mezi třemi trhy, která se s příchodem COVID-19 ještě zvětšuje. Vyvozují tedy závěr, že boom bitcoinu je jen humbuk a spekulativní bublina. Dalším, kdo se zabývali dynamickým modelováním měnových portfolií je Cipra a Hendryche (2019). Na rozdíl od jednorozměrných modelů měnových kurzů a jejich výnosů použili vícerozměrné modely časových řad typu GARCH, které jsou schopny zachytit nejen podmíněné heteroskedasticity (tj. volatility), ale také podmíněné korelace pro společné pohyby měnových kurzů (tzv. kovolatility). Využívali rekurzivních algoritmů odhadu pro takové modely, které umožňují kontrolovat, vyhodnocovat a řídit měnová investiční portfolia v reálném čase.

Na základě afinního modelu časové struktury Lee a Kim (2019) odhalili očekávanou inflaci a měří důvěryhodnost měnové politiky, aby mohli zkoumat dynamiku směnného kurzu. Zjistili, že pokud se očekává vysoká americká inflace nebo nízká odpovídající britská proměnná, můžou předpovědět zhodnocení dolaru v následujícím období. Navíc čím nižší je důvěryhodnost v USA, tím více dolar posiluje, zejména před globální finanční krizí v roce 2008. Tato zjištění podporují názor, že měnový kurz je z hlediska očekávání systematicky ovlivňován měnovou politikou. Matveev a Ruge-Murcia (2023) zkoumali domněnku, že zvýšení cel v režimu pružného směnného kurzu vede ke zhodnocení místní měny. Zaměřili se na reakci devizového trhu na tweety amerického prezidenta Donalda Trumpa týkající se možného zvýšení cel na kanadské a mexické zboží. Očekávání obchodních omezení vede k posílení amerického dolaru o 2,6 pb a 4,6 pb vůči kanadskému dolaru, resp. mexickému pesu, do pěti minut po tweetu a tento efekt je statisticky významný až tři dny po tweetu. Tyto výsledky naznačují, že názor, že zhodnocení směnného kurzu může zmírnit přesun výdajů směrem k místnímu zboží po zvýšení cel, je empiricky věrohodný.

Chiang et al. (2019) využívali ARJI-trendový model, který kombinuje autoregresní skokovou intenzitu (ARJI) a komponentní modely k analýze vlivu amerického dolarového indexu a cen ropy na dynamické vlastnosti komoditních futures na biopaliva. Výsledky ukázali, že ARJI-trendový model nejenže lépe odpovídá údajům o dynamice volatility futures na kukuřici, sóju a pšenici, ale také dosahuje lepších výsledků, pokud jde o prognózu mimo vzorek.

Tian et al. (2022) využívali novokeynesiánský teoretický model k analýze heterogenního efektu přelévání trvalého a dočasného šoku měnové politiky USA na čínskou ekonomiku prostřednictvím kurzového kanálu. Využili také bayesovskou techniku k odhadu modelu SVAR a získali dva hlavní výsledky. Za prvé, trvalé zvýšení nominální úrokové sazby v USA způsobuje zhodnocení čínského jüanu a znehodnocení amerického dolaru, což má negativní vedlejší dopad na čínskou ekonomiku a vede k poklesu reálného produktu Číny. Za druhé, dočasné zvýšení nominální úrokové sazby v USA vede k depreciazi čínského jüanu, což má pozitivní vedlejší dopad na čínskou makroekonomiku a vede k růstu reálného produktu Číny.

Byrne et al. (2022) zaváděli modely časově proměnlivých cen rizika pro měnové výnosy. Zaměřili se na časovou variabilitu cen rizika a zkoumají čtyři měnové rizikové faktory. Kromě dolarových faktorů a faktorů carry využívali faktory hybnosti a hodnoty, které jsou široce využívány měnovými investory. Zjistili, že časová variabilita cen rizika u dolarového faktoru souvisí s hospodářským cyklem v USA, přičemž na konci hospodářského poklesu dochází k výraznému nárůstu. Modely s konstantní betou navíc vykazují menší chyby v ocenění ve všech měnových portfoliích, což je v kontrastu s akciovými a dluhopisovými trhy.

Pro dosažení cíle dané práce bude pro sběr dat využita obsahová analýza a pro zpracování dat bude zvolena lineární regrese, díky těmto metodám bude možné zodpovědět na všechny zadané výzkumné otázky.

Data a metody

Data potřebná k zodpovězení obou výzkumných otázek budou získána pomocí kvantitativní obsahové analýzy z České národní banky (ČNB, 2023), konkrétně z jejích oficiálních webových stránek, kde se v části zaobírá kurzy devizového trhu. Tyto sekundární data budou sbírána za období od 1. 1. 2017 do 31. 8. 2023 na denní bázi, tudíž bude možné zjistit precizní vývoj amerického dolaru. Česká národní banka zveřejňuje každý pracovní den měny převedené na Českou Korunu, tyto data budou vloženy do MS Excel zaokrouhlená na tři desetinné místa a následně zanalyzovány. Data jsou veřejně dostupná na České národní bance (ČNB, 2023) a budou dále statistiky popsána, tudíž není zapotřebí je přikládat do příloh.

K vyhodnocení získaných dat bude využit program Excel v Microsoftu 365, kde pro analýzu zpracování dat bude použita, přesněji řečeno, jednoduchá lineární regresní analýza. Podstatou této metody je nalézt a proložit body v grafu takovou přímkou, aby součet druhých mocnin existujících odchylek, byl co možná nejmenší. Jednoduchá regresní analýza lze vyjádřit rovnicí (Math and Stats – Support centre, 2023):

$$y = \beta_0 + \beta_1 x \quad (1)$$

Kde:

y – odezva nebo také závislá (vysvětlovaná) proměnná,

x – prediktor nebo též nezávislá (vysvětlující) proměnná,

β_0 – konstantní člen (udává posunutí příjmy po ose y),

β_1 – směrnice přímky (určuje sklon přímky).

Pro vypočítání vzorce 1 je zapotřebí nejdříve stanovit konstantní člen a směrnici přímky.

Konstantní člen β_0 lze vypočítat pomocí rovnice (Z-moravec.cz, 2023):

$$\beta_0 = \frac{\sum x \sum y - n \sum(xy)}{(\sum x)^2 - n \sum x^2} \quad (2)$$

Kde:

n – počet hodnot,

$\sum x$ – součet všech hodnot x ,

$\sum y - n$ – součet všech hodnot y , od kterých se odečte počet hodnot,

$\sum(xy)$ – součin hodnot x a y ,

$(\sum x)^2$ – součet všech hodnot x umocněné na druhou,

$-n \sum x^2$ – součin záporného počtu hodnot se součtem všech hodnot x umocněné na druhou.

Směrnice příjmů β_1 lze vypočítat pomocí rovnice (Z-moravec.cz, 2023):

$$\beta_1 = \frac{\sum x \sum(xy) - \sum(x^2) \sum y}{(\sum x)^2 - n \sum x^2} \quad (3)$$

Kde:

$\sum x$ – součet všech hodnot x ,

$\sum(xy)$ – součin hodnot x a y ,

$\sum(x^2)$ – součet všech hodnot x umocněné na druhou,

$\sum y$ – součet všech hodnot y ,

$(\sum x)^2$ – součet všech hodnot x umocněné na druhou,

$-n \sum x^2$ – součin záporného počtu hodnot se součtem všech hodnot x umocněné na druhou.

Pro spočítání lineární regrese se využívá rovnice 1, kde se sečte konstantní člen se směrnici příjmu vynásobenou s vysvětlující proměnnou (sloupec s datumy).

Data z ČNB budou denně zkopírované do excelovské tabulky, v prvním sloupci bude zastoupené datum a v druhém bude převeden jeden americký dolar (USD) na České koruny. K vytvoření grafu jednoduché lineární regresní analýzy je potřeba vložit bodový graf v MS Excel.

Ten se vloží pomocí označení celé tabulky s daty a Vložení → Grafy → Bodový graf. Tímto se vytvoří graf s body, do jednoho bodu se klikne pravým tlačítkem na myši a ukáže se menší tabulka. Na této tabulce lze nastavit Přidat spojnicí trendu, po načtení se ukáže okno s Formátem spojnice trendu, kde lze zvolit lineární možnost spojnice trendu. Níže v okně se nabízí tři možnosti, kde se označí dvě poslední Zobrazit rovnici v grafu a Zobrazit v grafu hodnotu spolehlivosti R2.

Aplikací metody se předpokládá, že se zjistí vývoj USD v poměru na CZK a pomocí grafu lineární regrese se zjistí, jestli se v období COVIDU-19 a války na Ukrajině vývoj rapidně změnil.

Výsledky

V tabulce 1 jsou charakteristiky dat, které se získaly pomocí základní statistiky časové řady kurzu 1 USD/Kč.

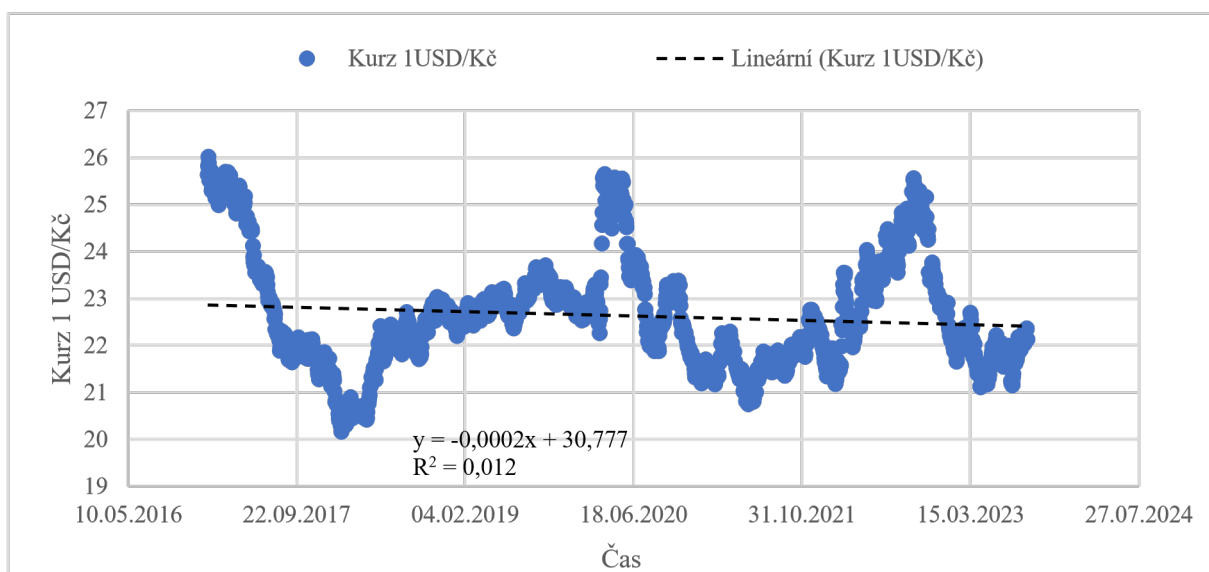
Tabulka 1: Charakteristiky datového souboru

Průměr	22,6361767164179
Medián	22,441
Modus	23,029
Směrodatná odchylka	1,19236472215524
Rozptyl	1,42173363064035
Minimum	20,163
Maximum	26,017

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z České národní banky.

Podle stanoveného postupu jednoduché regresní analýzy je vytvořen graf 1, který znázorňuje křivku vývoje amerického dolaru převedeného na České kuruny a přímku trendu jeho vývoje.

Graf 1: Lineární regresní analýza



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z České národní banky.

Rovnice regresní křivky vývoje amerického dolaru má tvar $y = -0,0002x + 30,777$ a pomocí regresní analýzy, viz tabulka 2, se zjistilo, že R^2 neboli Hodnota spolehlivosti R je 0,0119506896812607 zaokrouhleně 0,012.

Na ose x (vodorovná osa) v grafu 1 je znázorněno časové období celého výzkumu, což je od 1. 1. 2017 do 31. 8. 2023 a na ose y (svislá osa) je znázorněn kurz 1 amerického dolaru na České koruny. Díky této křivce lze jednoduše zjistit vývoj amerického dolaru za celé stanovené období.

V tabulce 2 udává Násobné R koeficient korelace a Hodnota spolehlivosti R pak koeficient determinace (R^2). Nastavená hodnota spolehlivosti R udává hodnotu upraveného indexu determinace, který slouží k porovnání modelů s rozdílným počtem parametrů. Chyba stř. hodnoty znázorňuje standardní chybu odhadu Y a kolonka Pozorování ukazuje součet všech dat, které se pozorovaly.

Tabulka 2: Regrese

<i>Regresní statistika</i>	
Násobné R	0,10931921
Hodnota spolehlivosti R	0,01195069
Nastavená hodnota spolehlivosti R	0,011360104
Chyba stř. hodnoty	1,185572684
Pozorování	<u>1675</u>

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z České národní banky.

Všechny hodnoty převodu amerického dolaru na Českou korunu se nacházejí v intervalu od 20,163 Kč/1USD do 26,017 Kč/1 USD. Pro lepší přehlednost dat, jsou stanoveny roční minima a maxima hodnot, aby se lépe zjistil proces vývoje za daný rok, tyto minima a maxima jsou uvedeny v tabulce 3.

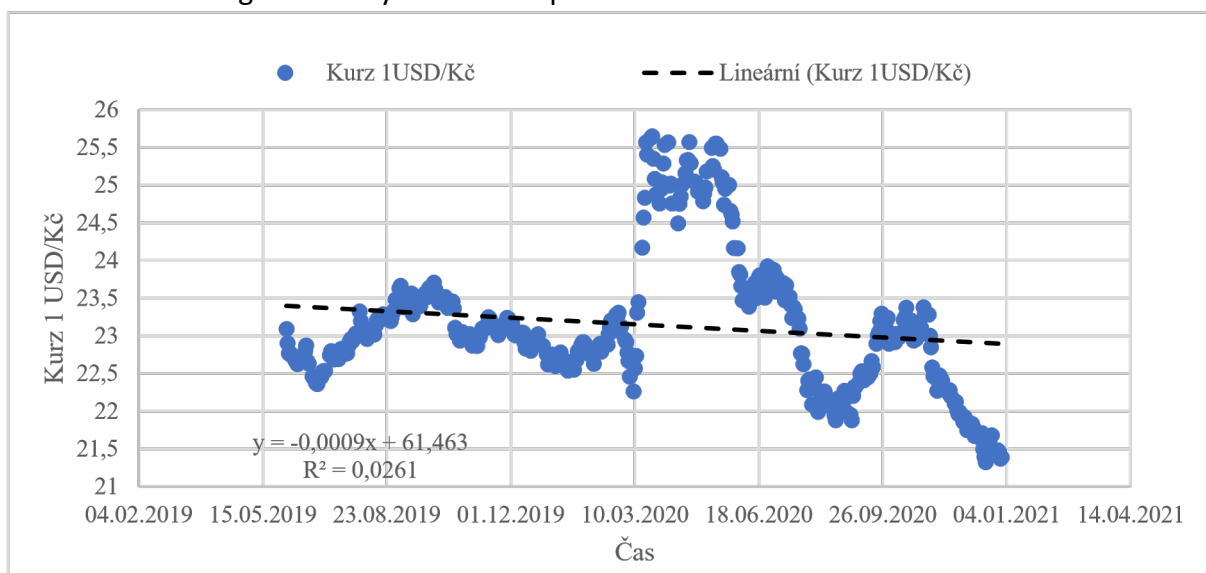
Tabulka 3: Roční minima a maxima 1 USD/Kč

1/2017 - 12/2017	Minimum	21,279
	Maximum	26,017
1/2018 - 12/2018	Minimum	20,163
	Maximum	23,032
1/2019 - 12/2019	Minimum	22,199
	Maximum	23,707
1/2020 - 12/2020	Minimum	21,323
	Maximum	25,648
1/2021 - 12/2021	Minimum	20,749
	Maximum	22,762
1/2022 - 12/2022	Minimum	21,180
	Maximum	25,565
1/2023 - 8/2023	Minimum	21,110
	Maximum	22,911

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z České národní banky.

V grafu 2 je znázorněn pomocí jednoduché regresní analýzy vývoj amerického dolaru převedeného na Korunu českou v období pandemie COVID-19, přesněji od 1. 6. 2019 až do 31. 12. 2020. Na ose x (vodorovná osa) v grafu je znázorněno časové období a na ose y (svislá osa) je znázorněn kurz 1 USD / CZK. Rovnice křivky vývoje je stanovena $y = -0,0009x + 61,463$ a $R^2 = 0,0261$. Přerušovaná černá přímka ukazuje klesající trend vývoje v daném období.

Graf 2: Lineární regresní analýza v období pandemie COVID-19



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z České národní banky.

Tabulka 4 udává R2 v období začátků pandemie COVID-19, které se zjistilo pomocí regresní analýzy v MS Excel.

Tabulka 4: Regrese v období pandemie COVID-19

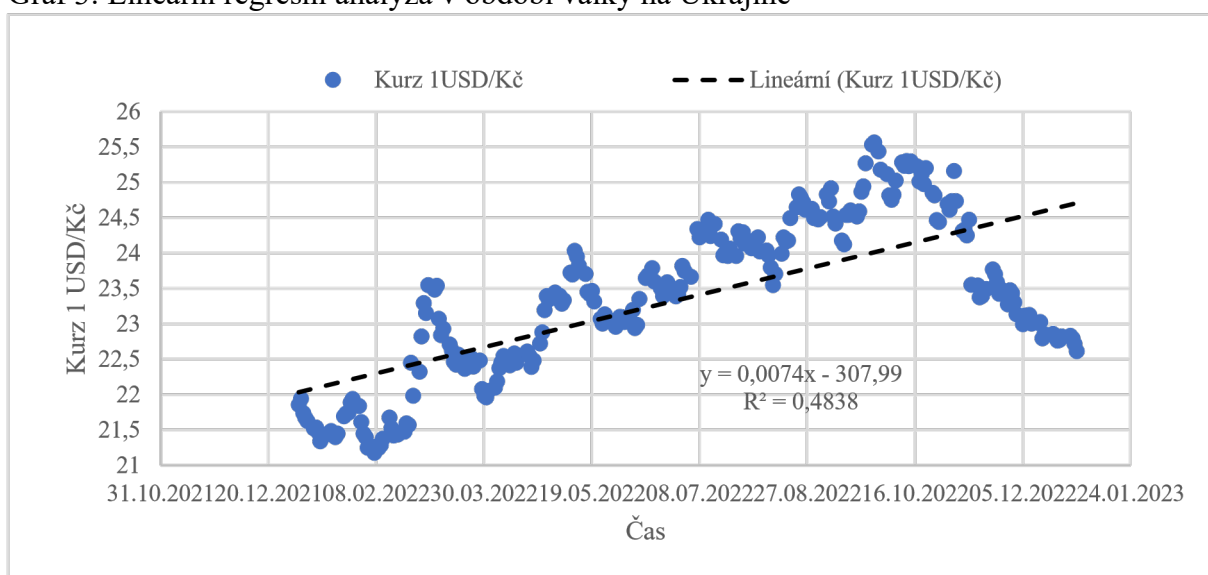
Regresní statistika

Násobné R	0,161530256
Hodnota spolehlivosti R	0,026092023
Nastavená hodnota spolehlivosti R	0,02363266
Chyba stř. hodnoty	0,894613396
<u>Pozorování</u>	<u>398</u>

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z České národní banky.

Vývoj amerického dolaru převedeného na Korunu českou v období začínající války na Ukrajině pomocí jednoduché regresní analýzy v datech od 1. 6. 2019 až do 31. 12. 2020 je znázorněn v grafu 3. Na ose x (vodorovná osa) je znázorněno časové období výzkumu a na ose y (svislá osa) je znázorněn kurz 1 amerického dolaru na České koruny. Rovnice křivky má tvar $y = -0,0074x - 307,99$ a $R^2 = 0,4838$. Přerušovaná černá přímka ukazuje rostoucí trend vývoje.

Graf 3: Lineární regresní analýza v období války na Ukrajině



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z České národní banky.

Tabulka 5 udává R^2 , které se počítalo z hodnot v období začátků války na Ukrajině. Zjistilo se pomocí regresní analýzy v MS Excel.

Tabulka 5: Regrese v období války na Ukrajině

<i>Regresní statistika</i>	
Násobné R	0,695548187
Hodnota spolehlivosti R	0,48378728
Nastavená hodnota spolehlivosti R	0,481722429
Chyba stř. hodnoty	0,807577795
<u>Pozorování</u>	<u>252</u>

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z České národní banky.

Diskuse výsledků

VO1: Jak se vyvíjel U.S. dolar vůči České koruně na devizovém trhu v období od 1. 1. 2017 do 31. 8. 2023?

Ve sledovaném období kurz 1 USD/CZK neustále měnil svoji hodnotu. Pohyboval se v intervalu od 20,163 Kč/ 1 USD do 26,017 Kč/1 USD. Na začátku období (1. 1. 2017) lze vyzorovat, že se jedná o nejvyšší hodnoty v období, kde se hodnoty amerického dolaru pohybovaly okolo 26 Kč/1 USD, ale do konce roku už jen stagnují a na začátku roku 2018 se dal dolar pořídit za nejnižší kurz v daném období, a to za pouhých 20,163 Kč/1 USD (2. 2. 2018).

Dále se nijak v roce 2018 neměnil. Nejmenší rozdíl hodnot zaznamenal rok 2019, zde byl kurz celý rok od 22,199 Kč/1 USD do 23,707 Kč/1 USD. Naopak v roce 2020 došlo k další změně, kde na začátku roku byla jeho hodnota 22,702 Kč/1 USD a jen o tři měsíce hodnoty vzrostly na 25,648 Kč/1 USD (24. 3. 2020), což je i maximum, které v roce 2020 padlo. V roce 2021 nedocházelo k žádným rapidním změnám v hodnotách, narozdíl rok 2022 přinesl hned rapidně vyšší hodnoty, během roku kurz vzrostl o 4 Kč. Rok 2023 zatím nepřinesl žádné změny, kurz se drží na nižších hodnotách a jejich interval od ledna do srpna je od 21,110 Kč/1 USD do 22,911 Kč/1 USD. V celém tomto období lze vysledovat, že trend byl mírně klesající. Downes et al. (2020) se k vývoji amerického dolaru vyjádřil tím, že tvrdí, že americký dolar vůči zahraničním měnám posiluje.

VO2: Jak se vyvíjel U.S. dolar v období od 1. 1. 2017 do 31. 8. 2023 a ovlivnil ho COVID-19 či válka na Ukrajině?

Vývoj amerického dolaru před pandemií v letech 2018 a 2019 byl velmi stabilní, pohyboval se v kurzu od 20,163 Kč/1 USD do 23,707 Kč/1 USD. Během příchodu pandemie rapidně vzrostly hodnoty kurzu, na začátku února bylo možné směnit americký dolar za 22,75 Kč/1 USD, ale následující měsíc 19. 3. 2020 hodnoty vzrostly na 25,351 Kč/1 USD. Dále v druhé polovině roku 2020 začaly hodnoty mírně klesat a na konci roku (31. 12. 2020) byly opět hodnoty na nízkých hodnotách (21,387 Kč/1 USD). Tudíž lze odvodit, že příchod pandemie rapidně ovlivnil vývoj amerického dolaru, ale poté se hodnoty vrátili do stávajících hodnot před pandemií.

Jamal a Bhat (2022) tvrdí, že nárůst úmrtí v rámci COVID-19 může znehodnotit směnné kurzy vybraných zemí. Důvodem je skutečnost, že pandemie COVID-19 změnila tržní očekávání účastníků finančního trhu ohledně budoucí hodnoty směnného kurzu (kurzů) v hlavních ohniscích COVID-19.

Během začátků války na Ukrajině se vývoj amerického dolaru ovlivnil, kurz začínal na 21,323 Kč/1 USD (3. 1. 2022) a 8. 3. 2022 hodnoty vzrostly na 23,541 Kč/1 USD. Poté hodnoty decentně klesly 21,963 387 Kč/1 USD (31. 3. 2022). A tento proces se opakoval několikrát za sebou, hodnoty vstoupaly a klesaly po určité době. Postupem času ale hodnoty vstoupily až na 25,565 Kč/1 USD (27. 9. 2022) a po tomto kurzu začaly hodnoty klesat a na konci roku se hodnoty objevily na kurzu 22,616 Kč/1 USD. Tudíž nelze s jistotou říct, zda tento vývoj způsobila válka či to bylo způsobeno jiným faktorem. Pacionek (2023) posuzoval kurz USD/PLN a tvrdí, že volatilita směnného kurzu byla v období války na Ukrajině (15. 2. 22 – konec experimentu) výrazně vyšší.

Závěr

Cílem práce bylo zhodnotit a posoudit vývoj amerického dolaru od roku 2017 do srpna 2023 a vztah mezi americkým dolarem a Českou korunou. Pro splnění cíle a správné zodpovědění na stanovené výzkumné otázky byla využita sekundární data, která byla zajištěna obsahovou analýzou z oficiálního webu České národní banky. Pro zjištění výsledků byla použita jednoduchá lineární regrese, díky které byl proveden detailní výzkum vývoje amerického dolaru.

Cíl práce byl splněn.

Výzkumem bylo zjištěno, že kurz USD/CZK ve sledovaném období neustále kolísá, ale přesto je jeho celkový trend mírně klesající. V celém období se kurz pohyboval v intervalu od 20,163 Kč/1 USD do 26,017 Kč/1 USD. Nejvyšší hodnoty v období byly v roce 2017 a naopak nejnižší v roce 2018. Dalším významným rokem ve vývoji amerického dolaru byl rok 2019, kdy byl zaznamenán nejmenší rozdíl hodnot, zde byl kurz celý rok od 22,199 Kč/1 USD do 23,707 Kč/1 USD, na rozdíl v roce 2017 byl zjištěn největší rozdíl, hodnoty za rok vstoupily až o necelých 5 Kč. Ve sledovaném období bylo výzkumem zjištěno několik výkyvů hodnot, tyto výkyvy byly časově zařazeny na dobu pandemie COVID-19 a začátek války na Ukrajině. Výzkum se tedy zajímal i o to, jak tyto dva faktory ovlivnily vývoj amerického dolaru. Příchodem prvního faktoru pandemie COVID-19 hodnoty vzrostly na 25,351 Kč/1 USD, ale poté se držely na nižším kurzu, tudíž COVID-19 ovlivnil vývoj amerického dolaru. Trend v období COVID-19 byl opět klesající. V užším sledovaném období války na Ukrajině se vyskytovaly větší výkyvy v kurzu jen na začátku období, které se opakovaly několikrát za sebou a poté se opět vrátili ke sníženým hodnotám, proto nelze přesně říct, jestli tento faktor ovlivnil vývoj, v tomto kratším období byl trend vývoje naopak rostoucí. V průměru se hodnoty za celé období pohybovaly okolo 23 Kč/1 USD. Pro lepší přehlednost vývoje byly vytvořeny grafy pomocí lineární regrese, které znázorňují vývoj každého období.

Výzkum byl limitován strukturou dat, jelikož data byla Českou národní bankou vydávána jen v pracovní dny, a ne o víkendech či státních svátcích.

Přínos práce vychází ze zajištění všech dat v celém stanoveném období a následného jejich zpracování do grafů, díky tomuto lze zhodnotit vývoj amerického dolaru. Pomocí této práce by se dále mohlo pokračovat dalším výzkumem, a to v analyzování predikce amerického dolaru či zhodnotit, jaké další faktory ho ovlivňují nebo podrobněji zjistit vztah amerického dolaru s probíhající válkou na Ukrajině.

Reference

- Bao, H. H. G., Le, H. P., Nguyen, B. H., & Vu, T. A. (2023). The US dollar and trade balance: New findings from the international trade of India with the European Union. *COGENT BUSINESS & MANAGEMENT*, 10(2), 2235817. <https://doi.org/10.1080/23311975.2023.2235817>
- Byrne, J. P., Ibrahim, B. M., & Sakemoto, R. (2022). The time-varying risk price of currency portfolios. *JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE*, 124, 102636. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2022.102636>.
- Cipra, T., & Hendrych, R. (2019). Modeling of Currency Covolatilities. *STATISTIKASTATISTICS AND ECONOMY JOURNAL*, 99(3), 259–271.

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. Vybrané devizové kurzy. Online. 2023.
Dostupné

Z: https://www.cnb.cz/cs/financni-trhy/devizovy-trh/kurzy-devizoveho-trhu/kurzy-devizoveho-trhu/vybrane_form.html. [cit. 2023-11-14].

Downes, J. F., Mathis, M. E., & Kutcher, L. (2020). Firm-Specific Currency Exposure, Repatriation, and the Market Value of Repatriation Taxes. *JOURNAL OF THE AMERICAN TAXATION ASSOCIATION*, 42(2), 29–56. <https://doi.org/10.2308/atax-52606>

Grossmann, A., & Kim, J. (2022). The impact of U.S. dollar movements and U.S. dollar states on non-perishable commodity prices. *RESEARCH IN INTERNATIONAL BUSINESS AND FINANCE*, 61, 101673. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101673>

Herr, H., & Nettekoven, Z. (2022). Currency hierarchy and underdevelopment. *EUROPEAN JOURNAL OF ECONOMICS AND ECONOMIC POLICIES-INTERVENTION*, 19(2), 238–259.

Chiang, S.-M., Chen, C.-D., & Huang, C.-M. (2019). Analyzing the impacts of foreign exchange and oil price on biofuel commodity futures. *JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE*, 96, 37–48. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2019.04.007>

Jamal, A., & Bhat, M. A. (2022). COVID-19 pandemic and the exchange rate movements: Evidence from six major COVID-19 hot spots. *FUTURE BUSINESS JOURNAL*, 8(1), 17.

<https://doi.org/10.1186/s43093-022-00126-8>

Lee, S., & Kim, Y. M. (2019). Inflation expectation, monetary policy credibility, and exchange rates. *FINANCE RESEARCH LETTERS*, 31, 405–409. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.12.006>

Lineární regrese. Online. 2023. Dostupné z: <http://z-moravec.net/chemie/zakladychemie/linearni-regrese/>. [cit. 2023-11-14].

Liu, X., & Li, B. (2022). Safe-haven or speculation? Research on price and risk dynamics of Bitcoin. *APPLIED ECONOMICS LETTERS*. <https://doi.org/10.1080/13504851.2022.2131711>

Math and Stats – Support centre. Online. 2023. Dostupné z: <https://mathstat.econ.muni.cz/media/19031/linearni-regrese.pdf>. [cit. 2023-11-14].

Matveev, D., & Ruge-Murcia, F. (2023). Tariffs and the Exchange Rate: Evidence from Twitter. *IMF ECONOMIC REVIEW*. <https://doi.org/10.1057/s41308-023-00206>

McCauley, R. N. (2020). The Global Domain of the Dollar: Eight Questions. *ATLANTIC ECONOMIC JOURNAL*, 48(4), 421–429. <https://doi.org/10.1007/s11293-020-09692-0>

Pasionek, J. (2023). Reaction of the USD/PLN currency pair exchange rate to the published macroeconomic data. *FINANCIAL INTERNET QUARTERLY*, 19(1), 1-+. <https://doi.org/10.2478/fiqf-2023-0001>

Peebles, G. (2021). Privatizing Cash: Currency and Public Goods in Sweden. *ACCOUNTING ECONOMICS AND LAW-A CONVIVUM*, 20200087. <https://doi.org/10.1515/acl-2020-0087>

Sergent, A. (2022). After the US dollar: Prospects for the international monetary system.

RELACIONES INTERNACIONALES, 31(63), 149–171. <https://doi.org/10.24215/23142766e160>

Serrano, K. A. A., & Gomez, G. L. (2022). Complementary and social currencies in Mexico. *REVESCO-REVISTA DE ESTUDIOS COOPERATIVOS*, 140, e79939. <https://doi.org/10.5209/REVE.79939>

Silva, B. N., da Silva, W. V., de Macedo, A. F. P., Levino, N. de A., Dalazen, L. L., Kaczam, F., & da Veiga, C. P. (2023). A systematic review on social currency: A one-decade perspective. *JOURNAL OF FINANCIAL SERVICES MARKETING*. <https://doi.org/10.1057/s41264-02300231-x>

Tian, S., Wang, D., & Wang, L. (2022). The heterogeneity spillover impact of US permanent and temporary monetary shocks on China's economy. *ECONOMIC RESEARCH-EKONOMSKA ISTRAZIVANJA*, 35(1), 3011–3034. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1985574>

Uzun, B., & Kiral, E. (2019). Evaluating US Dollar Index Movements Using Markov Chains Fuzzy States Approach. In R. A. Aliev, J. Kacprzyk, W. Pedrycz, M. Jamshidi, & F. M. Sadikoglu (Ed.), *13TH INTERNATIONAL CONFERENCE ON THEORY AND APPLICATION OF FUZZY SYSTEMS AND SOFT COMPUTING - ICAFS-2018* (Roč. 896, s. 386–391). Springer International Publishing Ag. https://doi.org/10.1007/978-3-030-04164-9_51

Wei, W., & Pozo, S. (2021). The effects of conventional and unconventional monetary policy on exchange rate volatility. *COGENT ECONOMICS & FINANCE*, 9(1), 1997425. <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1997425>

Kontaktní adresa autora:

Kateřina Jíchov, stav znalectv a oceovn, Vysok kola technick a ekonomick v eskch Budjovicch, Okrun 517/10, 37001 esk Budjovice, esk republika, studentka bakalrskho programu e-mail: 31316@mail.vstecb.cz

The impact of economic factors on prices and availability of real estate in the Czech Republic

Stanislav Vítovec¹, Tereza Matasová²

¹ School of Expertness and Valuation, Institute of Technology and Business in České Budějovice, Czech Republic

² Pan-European University, Business and management, Praha

Abstract

The aim of the work was to evaluate the offers on the furniture market in the Czech Republic and to predict the amount of this offer until 2025. To evaluate the structure of the furniture offer, a content analysis of the websites of five specific companies was carried out. The company's offers include a wide range of products for both home and work environments. The weakness is the focus on only five selected companies. The volume of the offer was determined thanks to the assumption that the companies offering will sell as much. Here the sum of the sales was done. The predicted bid was performed using regression analysis. The predicted supply is increasing.

Keywords: Real Estate Prices, Inflation, Housing Affordability, Interest Rates, Economic Factors, Correlation Analysis.

Úvod

Trh s nemovitostmi je jedním z nejdůležitějších ekonomických sektorů v mnoha zemích a hraje klíčovou roli ve formování ekonomického prostředí (Fabozzi, Schiller a Tunaru, 2019). V posledních letech bylo toto odvětví svědkem několika významných problémů a změn majících značný dopad na domácnosti, investory a ekonomiku jako celek. Jedním z aktuálně nejzřetelnějších problémů je stále rostoucí cena nemovitostí, které se stávají nedostupné pro skupiny obyvatel nedosahující nadprůměrných příjmů, což může vést k sociální segregaci a nerovnosti (Aiyin a Yanmei, 2018).

Nemovitosti jsou moderní společností vnímány jako spotřební zboží i jako investice a v obou rovinách vykazují citlivost na makroekonomické tendence. Dynamika na trhu nemovitostí je úzce provázána s vývojem na trhu úvěrovém, jelikož investice do bydlení jsou často

financovány formou hypotečního úvěru, a zřídka se hradí výhradně hotovostí (Filotto et al. 2018).

V ekonomikách potýkajících se s vysokou mírou inflace ceny nemovitostí prudce rostou a poskytovatelé hypotečních úvěrů zpříšňují podmínky pro jejich čerpání prostřednictvím zvýšení úrokových sazeb. Tímto způsobem se zvýšené úrokové sazby stávají odrazujícím prvkem pro potenciální kupce nemovitostí, kteří se brání využít úvěrový kapitál z důvodu vysokých nákladů na financování. V situaci s nízkou mírou inflace má účelové půjčování opačný efekt, kdy vyšší dostupnost hypotečního financování má přímý vliv na poptávku po hypotečních úvěrech a tím i na cenovou situaci na trhu s nemovitostmi (Korkmaz, 2019). Inflace způsobuje růst cen bydlení také prostřednictvím zvyšování stavebních nákladů a nákladů práce ve formě mezd. Toto rostoucí nákladové břemeno při výstavbě nových domů postupně přechází i do cen již existujících nemovitostí, což je způsobeno jejich substituční funkcí (Rehman, Ali a Shahzad, 2020).

Výchozím bodem při prodeji nemovitosti je stanovení nabídkové ceny, která vyjadřuje hodnotu, za kterou je prodávající ochoten svou nemovitost prodat. Jedná se o cenu odhadní, se kterou prodejce vstupuje na realitní trh a zpravidla jde o cenu vyšší než za jakou se transakce posléze realizuje (Raya, 2021). Jelikož je důležité mít znalosti, které by umožnily předvídat potenciální dopady a provádět kvalifikované investiční volby (Taltavull, 2021).

Cílem práce je zhodnotit nabídkové ceny nemovitostí, dostupnost bydlení a vliv inflace, mezd a výše úrokových sazeb hypoték na tyto ceny v České republice v letech 2015–2022.

Pro naplnění cíle práce byly formulovány následující výzkumné otázky:

VO1: Jaký je vývoj nabídkové ceny nemovitostí v jednotlivých krajích České republiky v období 2015–2022?

VO2: Jsou ovlivněny nabídkové ceny nemovitostí mírou inflace a úrokovou sazbou hypotečních úvěrů?

VO3: Jaká je dostupnost bydlení v jednotlivých krajích České republiky?

Literární rešerše

Trhy s nemovitostmi získávají na celosvětové úrovni trhy stále větší důležitost při tvoření ekonomického a sociálního blahobytu jak pro podniky, tak pro domácnosti. Procesy urbanizace, industrializace, demografické proměny a expanze finančního sektoru v rozvojových ekonomikách vedou ke stále větší poptávce po vlastnictví obytných prostor (Khan et al. 2021). V průběhu poslední dekády došlo k výraznému růstu cen nemovitostí v téměř všech zemích OECD. Tento nárůst cen často souvisel se změnami v podmínkách hypotečních úvěrů, především snížení úrokových sazeb, a zvýšení disponibilních příjmů domácností (Van Der Drift, De Haan a Boelhouwer, 2023). S tímto problémem se aktuálně potýká také Česká republika, která zaznamenala jedno z nejvýraznějších zvýšení cen nemovitostí v Evropě (Slavata, 2018). Idrovo-Aguirre, Lozano a Contreras-Reyes (2021) tvrdí, že až 92 % rozdílů cen nemovitostí je způsobeno proměnlivými makrofinančními faktory. Pro efektivní správu trhů s bydlením je tak klíčové pochopit, jaký vliv mají úrokové sazby a míra inflace na ceny nemovitostí (Lim a Tsipalis, 2018).

Mezi investory převládá názor, že nemovitosti představují účinný prostředek pro uchránění hodnoty kapitálu před devalvací způsobenou inflací (Wolski, 2023). Hledáním stěžejních

činitelů určujících ceny nemovitostí se zabývalo mnoho studií, přičemž výsledky nepředkládají jednoznačnou odpověď. S využitím panelové regrese analyzovali Liu a Ma (2021) determinanty určující ceny nemovitostí v Číně. Výsledky ukázaly, že ceny nemovitostí lze v celé zemi ze 72 % vysvětlit 5 faktory, a sice cenami pozemků, mírou nezaměstnanosti, úspory domácností, úrovní vzdělání a počtu poskytnutých úvěrů. U dalších ekonomických faktorů, jako je inflace, úroková sazba a hrubý domácí produkt na obyvatele naopak neidentifikovali významný dopad. Tang, Ye a Qian (2019) na základě modelu autoregresivní distributivní prodlevy (ARDL) a testu mezních hodnot neobjevili žádnou významnou kointegraci mezi cenami bydlení a mírou inflace v Číně, přičemž ve výzkumu uvažovali inflaci očekávanou, neočekávanou a skutečnou. Obdobné výsledky předkládá Wolski (2023) s využitím kointegrační analýzy s Engle - Grangerovým testem. Naopak k opačnému zjištění dospěli na základě metody ARDL Okuta et al. (2022), jejichž výzkum odhalil, že ceny nemovitostí jsou ovlivňovány krátkodobě i dlouhodobě mírou inflace, příjmem domácností a výší hrubého domácího produktu. Souvislost mezi cenami nemovitostí a mírou inflace potvrdili prostřednictvím regresní analýzy také Melnychenko et al. (2022), kteří při svém výzkumu v Polsku vycházeli z panelového modelu založeném na datech z posledních 13 let. Prostřednictvím dynamické metody DARDL se podařilo prokázat existenci kointegračního vztahu také Mohd Thas Thaker, Ariff a Subramaniam (2020).

Míra inflace úzce souvisí s výší úrokové sazby, již lze označit za jeden klíčový faktorů vysvětlujících trendy na trhu s nemovitostmi (Radonjič et al., 2019). S ohledem na to, že míra inflace významných rozvinutých ekonomik setrvala zejména v období let 1998–2015 na nízkých hodnotách (Fleischmann, Fritz a Sebastian, 2019) a úrokové sazby tento trend kopírovaly, zvýšená likvidita způsobila nárůst inflace po celém světě. Vlády jsou tak v současnosti nuceny úrokové sazby zvyšovat, což má přímý dopad na dostupnost vlastnického bydlení. Lee a Park (2022) zjistili, že úrokové sazby ovlivňují ceny nemovitostí negativním způsobem a reakce na úrokové změny během období růstu a poklesu úrokových sazeb jsou nevyrovnané. Tuto asymetrii vysvětlují tak, že pokles úrokových sazeb vyvolává rychlý nárůst poptávky, díky nižším finančním nákladům a očekávání růstu cen, zatímco růst úrokových sazeb vede ke zvýšeným nákladům na financování a tedy ke klesající poptávce a nižšímu počtu realizovaných transakcí. Tyto závěry podporuje studie Valadkhani, Nguyen a O'Brian (2019) na datech z Austrálie v letech 1995–2017, kteří tvrdí, že nárůst úrokových sazeb má výraznější negativní efekt na ceny nemovitostí, než jaký má pozitivní efekt klesajících sazeb. Z výsledků vyplynulo, že snížení úrokových sazeb o 1 % zvyšuje ceny nemovitostí o 0,7 %, zatímco zvýšení o 1 % vede k poklesu o 1,5 %. Zdůrazňují také regionální aspekt a vyšší cenovou elasticitu ve větších městech. Ke stejným výsledkům došel i Yiu (2021), který za pomoci panelové regrese analyzoval empirická data z pěti různých trhů s bydlením (USA, Austrálie, Kanada, Evropská unie, Nový Zéland), přičemž snížení úrokové míry o 1 % vedlo k nárůstu cen nemovitostí o 1,5 %. U a Chen (2018) zkoumali, zda nízké úrokové sazby nezvýhodňují trh s bydlením na Tchaj-Wanu. Za pomoci regrese nejmenších čtverců a kvantilové regrese došli ke zjištění, že nízké úrokové sazby sehrály klíčovou roli v dramatickém růstu cen bydlení během poslední dekády. Při zvýšení úrokových sazeb o 1 % odhadují potenciální pokles cen nemovitostí v rozmezí od 5 % do 17 %. Myšlenku o efektivitě úrokové míry jako nástroje hospodářské politiky pro korigování rovnováhy na realitních trzích potvrzují také Ruiz Bravo de Mansilla (2023) a Bui (2020). Naopak Yin et al. (2020) vidí množství peněžního agregátu M2 v oběhu jako účinnější nástroj pro regulaci cen na trhu s nemovitostmi.

Od výše úrokových sazeb se přímo odvíjí výše hypotečních sazeb, které mají přímý dopad na dostupnost nemovitostí. Silnou jednosměrnou kauzalitu mezi cenami nemovitostí a hypotečními úvěry se s využitím Grangerova testu kauzality podařilo v Turecku prokázat Akçay, Karul, a Akyuz (2022), kteří vidí vývoj na úvěrových trzích jako zásadního hybatele cen nemovitostí. Stejný trh se zaměřením na počet hypotečních úvěrů zkoumali Akgündüz et al. (2023), z jejichž závěrů vyplynulo, že snížení ročních hypotečních sazeb o 1 procentní bod způsobilo zvýšení hypotečních půjček o 3,3 % a zároveň zvýšení cen nemovitostí o 1,6 %. White a Papastamos (2022) akcentují také snahu o maximalizaci zisku prodejců a tvrdí, že nabídkové ceny nemovitostí jsou často odvozeny z nedávno registrované nejvyšší prodejní ceny dosažené u podobných nemovitostí ve stejné oblasti. Naopak, na trhu, kde dochází ke snižování cen, nabídkové ceny zůstávají poměrně stálé a méně reagují na nejnovější realizované prodeje. Poptávkou po hypotečních úvěrech se zabýval i Dajcman (2020), který na základě dat ze 13 zemí eurozóny zjistil její pozitivní spojitost s cenami nemovitostí. Podobnou pozitivní korelaci zaznamenal také u hrubého domácího produktu. Naopak, zvýšení úrokových sazeb a navazující úpravy bankovních standardů pro hypoteční úvěry byly spojeny s negativním vlivem na poptávku.

Na základě literární rešerše budou v práci použity následující metody: pro zodpovězení VO1 bude provedena analýza časových řad a obsahová analýza; pro VO2 bude aplikována vícenásobná korelační analýza a VO3 bude řešena prostřednictvím výpočtu indexu dostupnosti nemovitostí.

Methodics

Hodnoty nabídkových cen nemovitostí pro VO1 a VO2 budou zjištěny na internetových stránkách srealty.cz jako cena za m². Data budou dále rozdělena na rodinné domy a byty dle krajů České republiky. Průměrná kvartální úroková sazba hypoték bude získána ze serveru kurzy.cz. Z webového portálu czso.cz budou zjištěny údaje o inflaci, konkrétně v sekci Statistiky – Ceny, Inflace – Inflace, spotřebitelské ceny – Indexy spotřebitelských cen podle klasifikace ECOICOP – časové řady. Využit bude meziroční index se čtvrtletní periodicitou. Na stejné stránce budou zjištěny také průměrné mzdy, konkrétně v části Statistiky – Mzdy a náklady práce – Počet zaměstnanců a průměrné hrubé měsíční mzdy. Zvoleným ukazatelem budou absolutní údaje pro kraje se čtvrtletní periodicitou.

Pro zodpovězení VO1 bude provedena analýza dat cen nemovitostí, a to sledováním nabídkových cen za m² užité plochy pro byty a rodinné domy v pravidelných časových úsecích – kvartálech období 2015–2022. Poté s využitím obsahové analýzy bude zhodnocen historický vývoj cen a výsledky budou zobrazeny v grafu vytvořeném pomocí softwaru Microsoft Excel.

Při řešení VO2 bude pro zjištění míry závislosti mezi zkoumanými proměnnými použita metoda vícenásobné korelační analýzy s využitím funkce *Analýza dat* v programu Microsoft Excel. Intenzita a orientace vzájemných vazeb bude popsána s využitím Pearsonova korelačního koeficientu r dle rovnice:

$$r = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}}$$

Kde:

x_i je hodnota i -tého měření pro proměnnou X ,

y_i je hodnota i -tého měření pro proměnnou Y ,

\bar{x} je průměr všech hodnot x_i ,

\bar{y} je průměr všech hodnot y_i ,

a r nabývá hodnot v rozmezí od -1 do 1. Hodnota koeficientu blízko 1 ukazuje na výraznou přímou korelaci, naopak hodnota -1 ukazuje na výraznou nepřímou korelaci, zatímco hodnota okolo 0 naznačuje, že mezi proměnnými není významný statistický vztah. Detailní interpretace míry závislosti bude provedena podle kritérií uvedených v tabulce 1.

Tabulka 11: Interpretace korelačního koeficientu

Hodnota korelace	Interpretace souvislosti
0,01 - 0,09	triviální, žádná
0,10 - 0,29	nízká až střední
0,30 - 0,49	střední až podstatná
0,50 - 0,69	podstatná až velmi podstatná
0,70 - 0,89	velmi silná
0,90 - 0,99	téměř perfektní

Zdroj: Mareš (2015)

Pro zjištění celkového lineárního vztah mezi skupinou nezávislých proměnných a jednou závislou proměnnou (cena), bude vypočítán vícenásobný korelační koeficient (multiple correlation coefficient) R^2 , který udává, jaký podíl variability závislé proměnné je společně vysvětlený všemi nezávislými proměnnými v modelu. Koeficient determinace je definován jako:

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$

kde RSS je suma čtverců reziduí, tj. suma čtverců rozdílů mezi pozorovanými a modelovanými hodnotami závislé proměnné a TSS je celková suma čtverců, tj. suma čtverců rozdílů mezi pozorovanými hodnotami závislé proměnné a jejich průměrnou hodnotou. R^2 se pohybuje od 0 do 1, kde hodnota blízka 1 značí, že model významně vysvětluje variabilitu závislé proměnné, a hodnota blízka 0 značí, že model neposkytuje významné vysvětlení.

Pro zodpovězení VO3 bude vypočítán index dostupnosti nemovitostí pro byty a rodinné domy dle jednotlivých krajů na základě rovnice:

$$IDN = \frac{W}{P}$$

Kde:

W značí průměrnou hrubou měsíční mzdu v daném kraji,

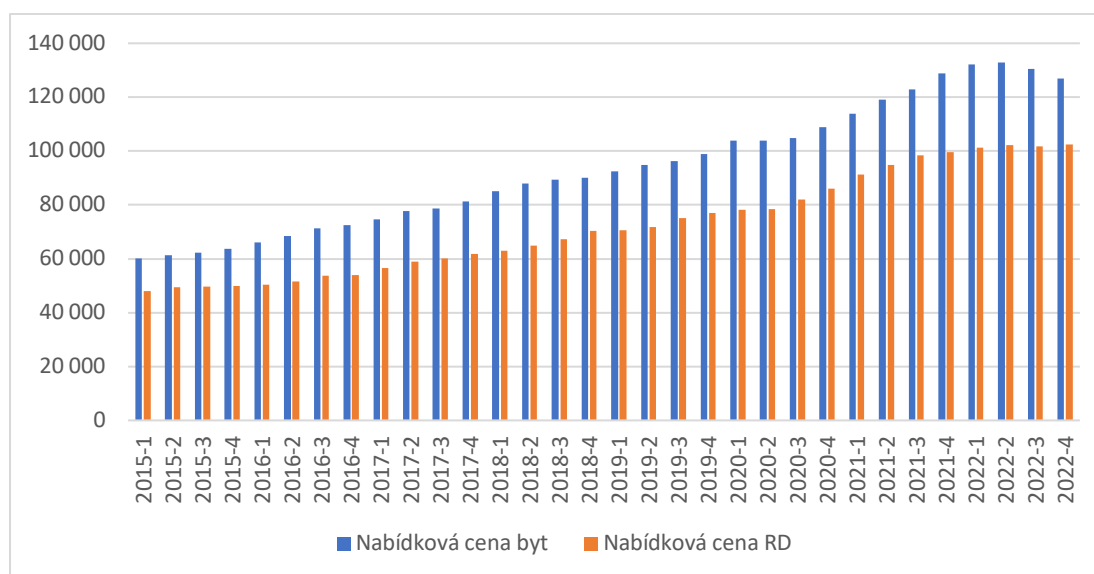
P je průměrná cena za m² užitné plochy v daném kraji.

Předpokládané výsledky jsou odhalení vztahů mezi nabídkovými cenami nemovitostí, inflací, mzdami a úrokovými sazbami v České republice v letech 2015–2022. Předpokládá se, že korelační analýza ukáže významné souvislosti mezi těmito ekonomickými ukazateli. Specificky předpokládáme, že vyšší inflace a úrokové sazby budou korelovat s vyššími nabídkovými cenami nemovitostí, což odráží vliv makroekonomických faktorů na trh s nemovitostmi. Je také očekáváno, že při zvýšení nabídkových cen dojde k poklesu dostupnosti bydlení, což je dáno vztahem mezi cenami nemovitostí a průměrnými mzdami

Výsledky

V Praze, v období od roku 2015 do roku 2022, byl pozorován výrazný a stálý růst nabídkových cen bytů a rodinných domů. V roce 2015 byly ceny bytů na začátku roku na úrovni 60,042 CZK/m² a v průběhu roku postupně stoupaly, dosahující 63,795 CZK/m² na konci roku. Ceny rodinných domů byly na začátku roku přibližně 48,072 CZK/m² a během roku rovněž vzrostly, dosahující 49,839 CZK/m² na konci roku. V roce 2016 pokračoval tento vzestupný trend cen bytů, přičemž na začátku roku dosáhly 66,070 CZK/m², a během roku dále stoupaly. Ceny domů se také zvyšovaly, začínajíc rok na úrovni 50,300 CZK/m². Během let 2017 a 2018 byl zaznamenán další růst cen. Ceny bytů postupně stoupaly a na konci roku 2018 překročily 70,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, i když méně výrazně než ceny bytů. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, přičemž ceny bytů na konci roku 2020 přesáhly 80,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, ale opět v menší míře než ceny bytů. Rok 2021 byl charakterizován dalším nárůstem cen, kdy ceny bytů dosáhly úrovně kolem 90,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 60,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, avšak ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově v Praze došlo během sledovaného období k výraznému a kontinuálnímu růstu cen bytů i rodinných domů, s mírným poklesem cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 1.

Graf 1 Vývoj nabídkových cen – Praha

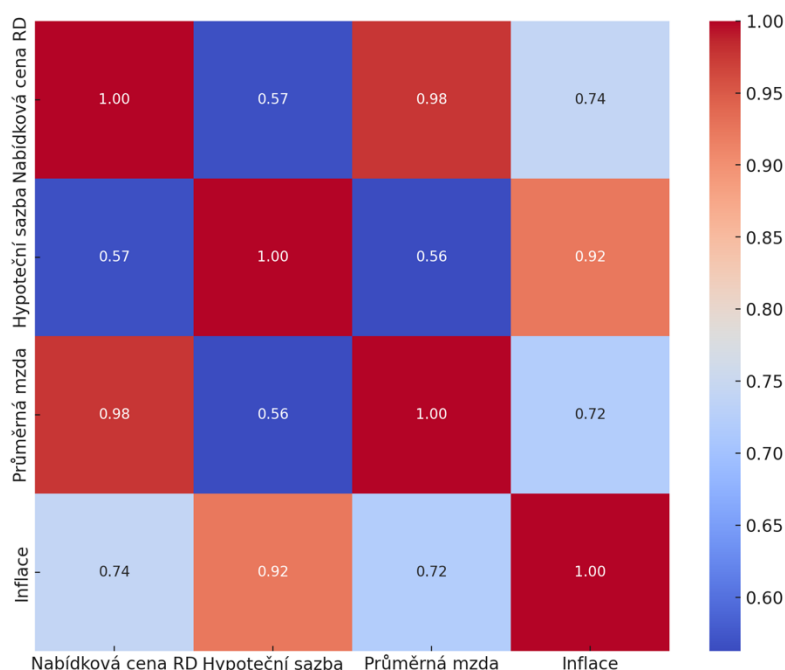


Zdroj: Vlastní zpracování

i. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,566, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,977, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,742 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,963, zvolený model tedy vysvětluje 96,3 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 1 Korelační matice – RD Praha

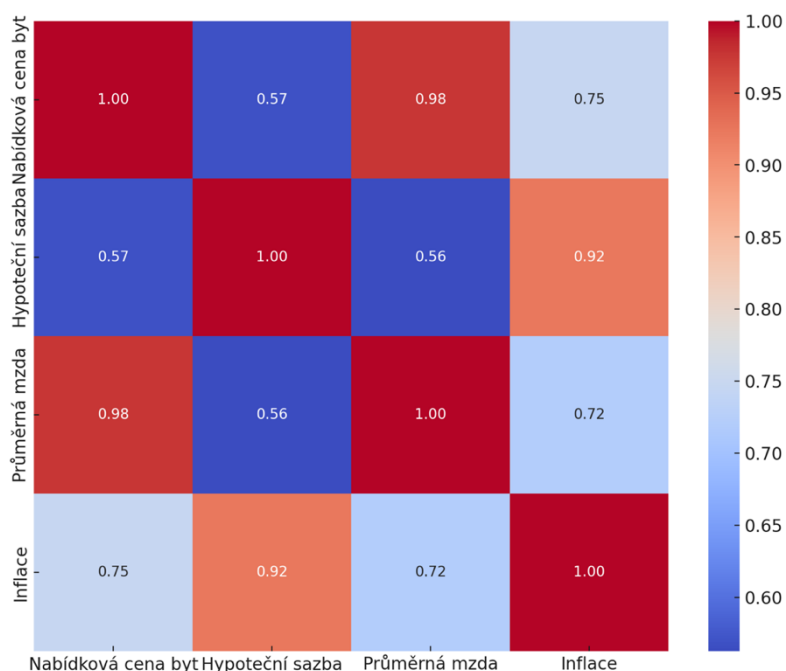


Zdroj: Vlastní zpracování

ii. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,568, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,977, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,747 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,964, zvolený model tedy vysvětluje 96,4 % variability nabídkové ceny bytů.

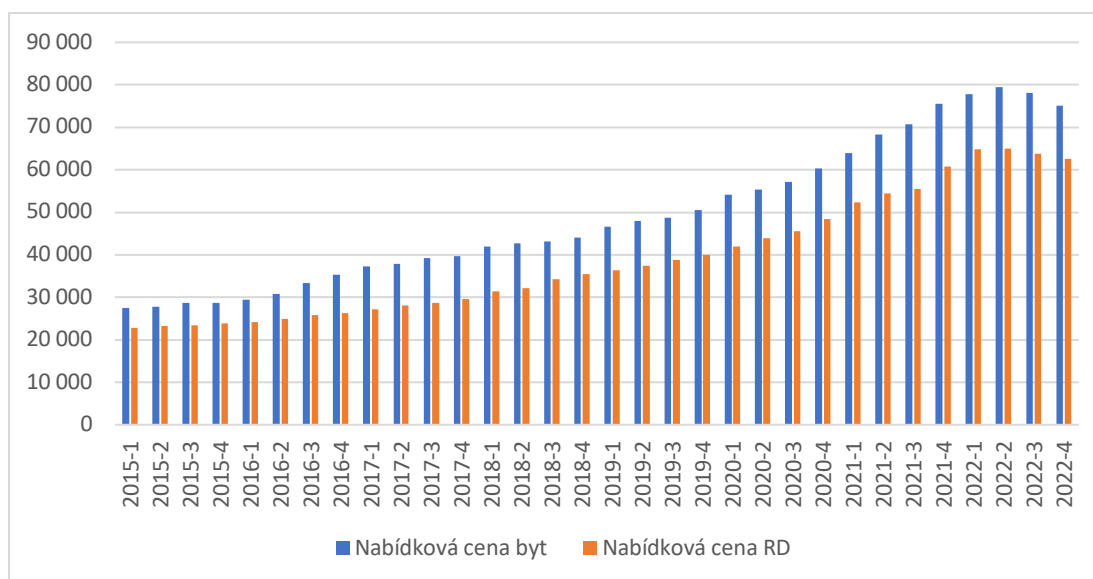
Obrázek 2 Korelační matice – byty Praha



Zdroj: Vlastní zpracování

Vývoj nabídkových cen bytů a rodinných domů ve Středočeském kraji od roku 2015 do roku 2022 lze popsat jako postupný a pravidelný růst. Na počátku sledovaného období se cena bytů ohybovala kolem 27,500 CZK/m² a ceny domů byly ještě nižší, přibližně 22,800 CZK/m². Během tohoto roku byl zaznamenán mírný růst. V roce 2016 začíná cenový růst nabírat na tempu. Cena bytů vzrostla na téměř 30,500 CZK/m² na konci roku a cena domů se pohybovala kolem 26,300 CZK/m². Tento trend růstu pokračuje i v následujících letech. V letech 2017 a 2018 dochází k ještě výraznějšímu růstu cen. V roce 2018 se průměrná cena bytů vyšplhala na přibližně 44,100 CZK/m² a cena domů dosáhla téměř 35,500 CZK/m². Rok 2019 přinesl další zvýšení cen, kdy cena bytů se dostala nad 50,000 CZK/m² a domy se pohybovaly kolem 40,000 CZK/m². Tento vzestupný trend pokračoval i v roce 2020, kdy jsme zaznamenali výrazný skok, zejména u bytů, které dosáhly na konci roku ceny přes 60,000 CZK/m². Rok 2021 byl rokem značného růstu, kdy ceny bytů vzrostly až na 75,554 CZK/m² a domy dosáhly ceny nad 60,000 CZK/m². Rok 2022 začal s dalším nárůstem, ale zajímavě v polovině roku došlo k drobnému poklesu. Na konci roku 2022 se cena bytů snížila na přibližně 75,083 CZK/m² a cena domů se pohybovala kolem 62,511 CZK/m². Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 2.

Graf 2 Vývoj nabídkových cen – Středočeský kraj

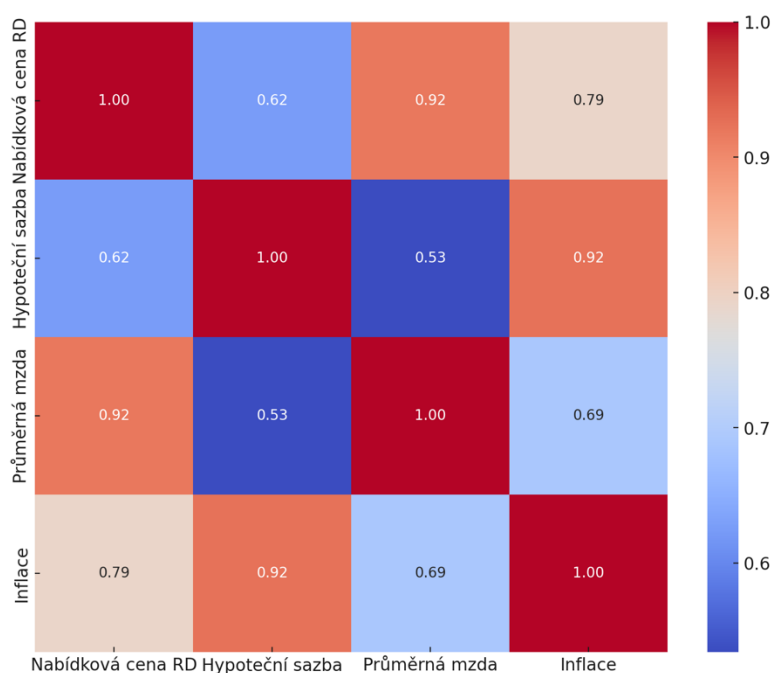


Zdroj: Vlastní zpracování

iii. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,624, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,919, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,791 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,901, zvolený model tedy vysvětluje 90,1 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 3 Korelační matice – RD Středočeský kraj

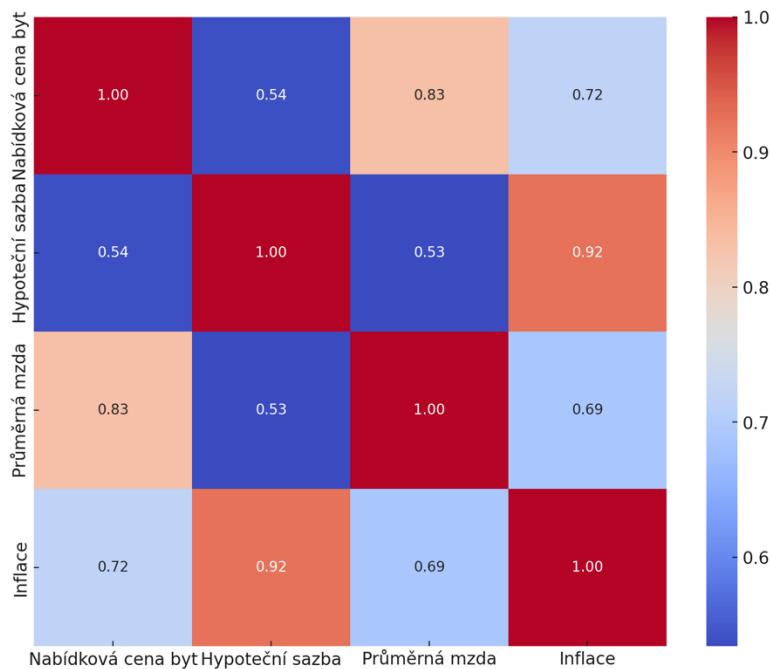


Zdroj: Vlastní zpracování

iv. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,538, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,831, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,719 byla objevena rovněž velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,761, zvolený model tedy vysvětluje 76,1 % variability nabídkové ceny bytů.

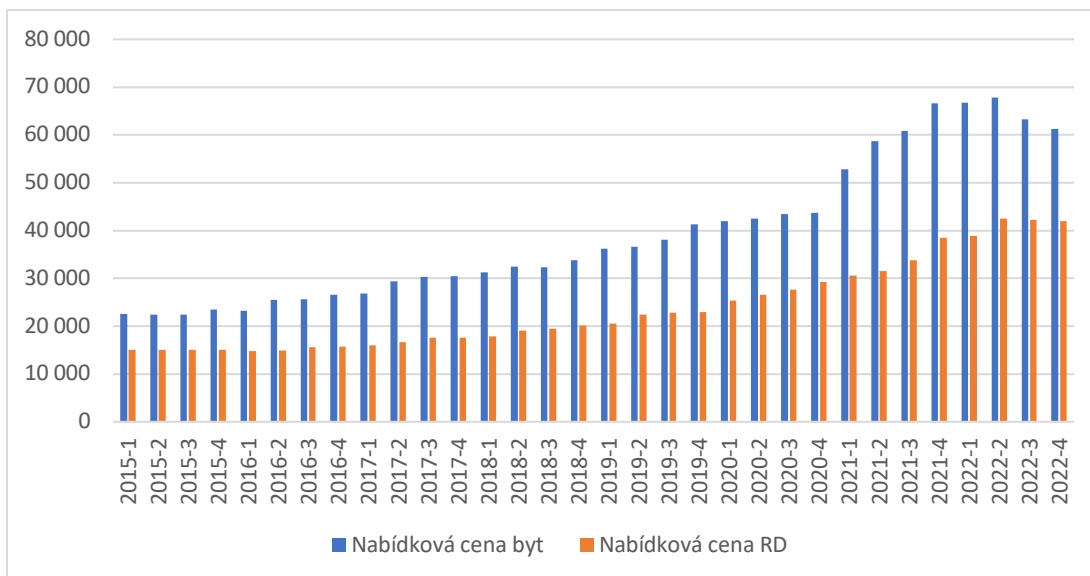
Obrázek 4 Korelační matice – byty Středočeský kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

Vývoj nabídkových cen bytů a rodinných domů v Jihočeském kraji od roku 2015 do roku 2022 lze popsat jako postupný růst s několika mírnými výkyvy. V roce 2015 se ceny bytů pohybovaly okolo 22,500 CZK/m² a ceny domů byly okolo 15,000 CZK/m². Během tohoto roku došlo k mírnému nárůstu, zejména u cen bytů, které v 4. kvartálu dosáhly na úroveň 23,448 CZK/m². V roce 2016 byl zaznamenán drobný pokles cen bytů na začátku roku, kdy se dostaly na úroveň 23,220 CZK/m², a také pokles cen domů na 14,789 CZK/m². Nicméně, během roku došlo k postupnému zotavení a růstu cen. Následující dva roky, 2017 a 2018, přinesly mírný, ale stálý růst cen, přičemž na konci roku 2018 se ceny bytů pohybovaly okolo 28,000 CZK/m². Rok 2019 a zejména rok 2020 byly svědky výraznějšího růstu cen, přičemž ceny bytů v roce 2020 překročily úroveň 30,000 CZK/m². Růst cen rodinných domů byl také patrný, ale ne tak markantní. Rok 2021 přinesl další výrazný nárůst cen, kdy cena bytů se blížila k 35,000 CZK/m² a cena domů k 25,000 CZK/m². První polovina roku 2022 pak zaznamenala další růst cen, ale v druhé polovině roku došlo k mírnému poklesu cen. Celkově v Jihočeském kraji došlo během pozorovaného období k postupnému a stabilnímu růstu cen bytů i rodinných domů, s několika výkyvy, včetně mírného poklesu v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 3.

Graf 3 Vývoj nabídkových cen – Jihočeský kraj

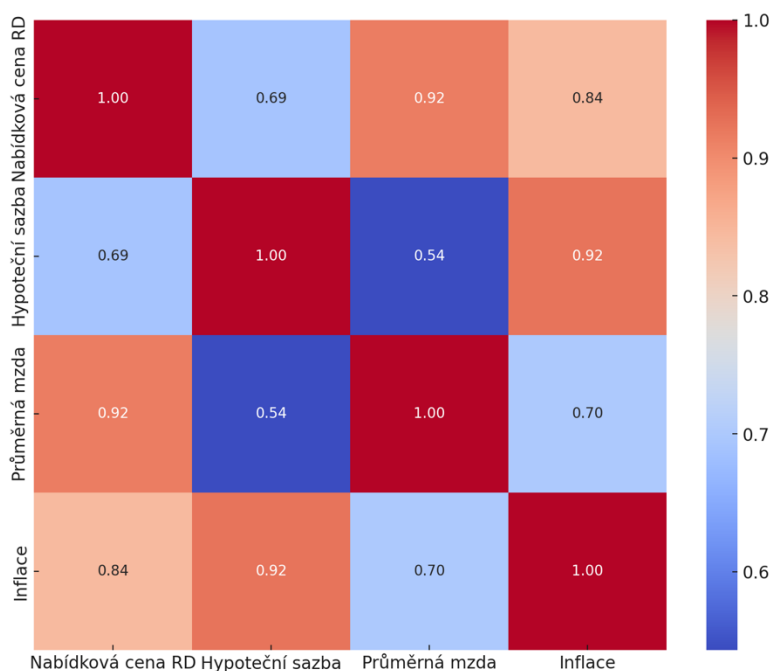


Zdroj: Vlastní zpracování

v. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,691, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,915, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,844 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,923, zvolený model tedy vysvětluje 92,3 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 5 Korelační matice – RD Jihočeský kraj

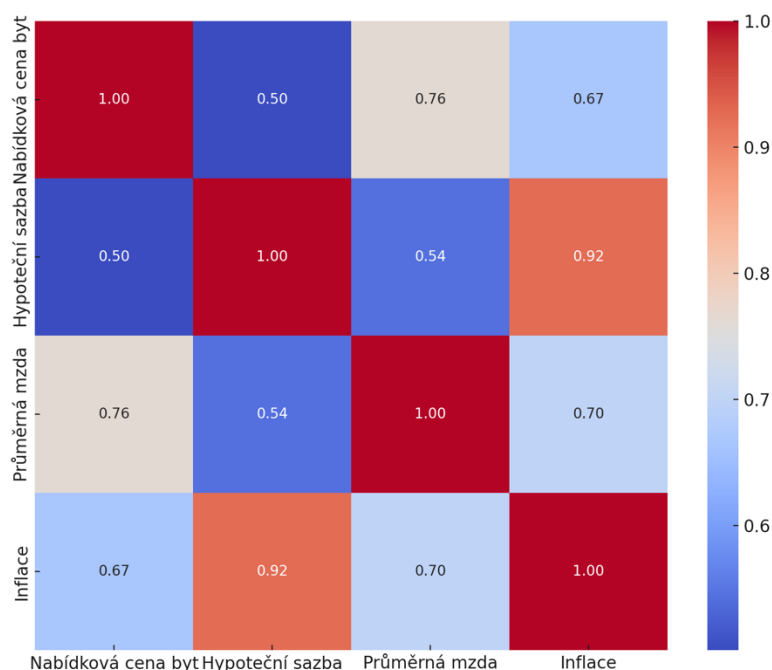


Zdroj: Vlastní zpracování

vi. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,501, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,763, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,665 byla objevena rovněž velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,639, zvolený model tedy vysvětluje 63,9 % variability nabídkové ceny bytů.

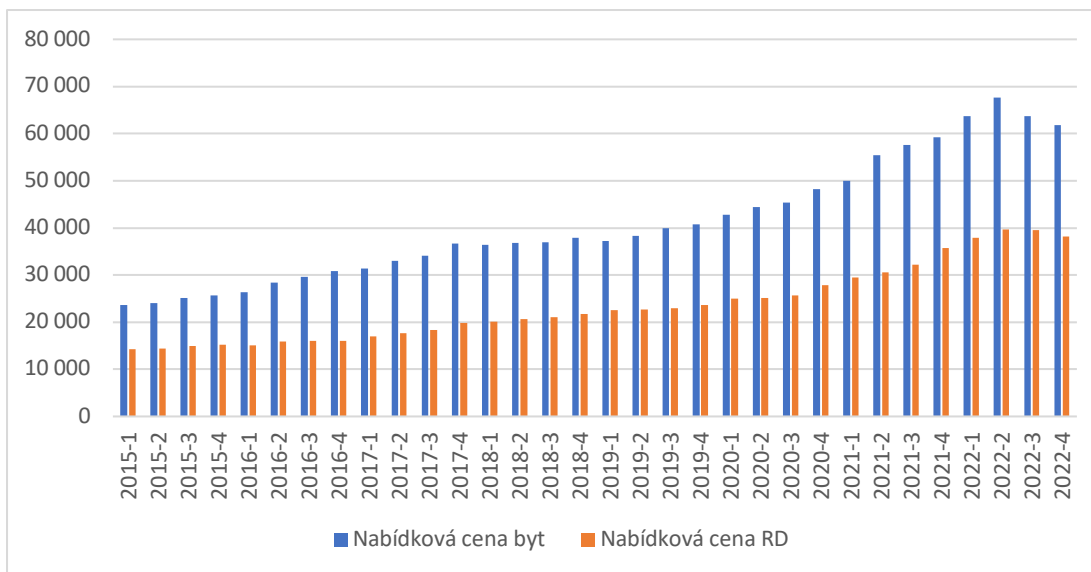
Obrázek 6 Korelační matice – byty Středočeský kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

V období od roku 2015 do roku 2022 v Plzeňském kraji došlo k postupnému růstu nabídkových cen bytů i rodinných domů, s několika výkyvy. V roce 2015 se ceny bytů pohybovaly na úrovni přibližně 23,500 CZK/m² a ceny domů byly kolem 14,300 CZK/m². Během tohoto roku došlo k mírnému nárůstu, kdy cena bytů v 4. kvartálu dosáhla 25,626 CZK/m² a ceny domů 15,270 CZK/m². V roce 2016 se ceny bytů dále zvyšovaly, přičemž na začátku roku dosáhly 26,325 CZK/m², a v průběhu roku dále rostly. Cena domů však na začátku roku mírně poklesla na 15,025 CZK/m², ale poté také následoval růst. V období 2017 a 2018 pokračoval tento trend růstu cen, přičemž ceny bytů se postupně zvýšily a na konci roku 2018 překročily hranici 30,000 CZK/m². Cena domů rovněž stoupala, i když méně výrazně než ceny bytů. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, zejména u bytů, kde ceny na konci roku 2020 přesáhly 35,000 CZK/m². Růst cen rodinných domů byl stále patrný, ale tempem nižším než u bytů. Rok 2021 byl charakterizován výrazným nárůstem cen, přičemž ceny bytů se blížily k 40,000 CZK/m² a ceny domů k 30,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, ale podobně jako v ostatních krajích, ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles cen. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 4.

Graf 4 Vývoj nabídkových cen – Plzeňský kraj

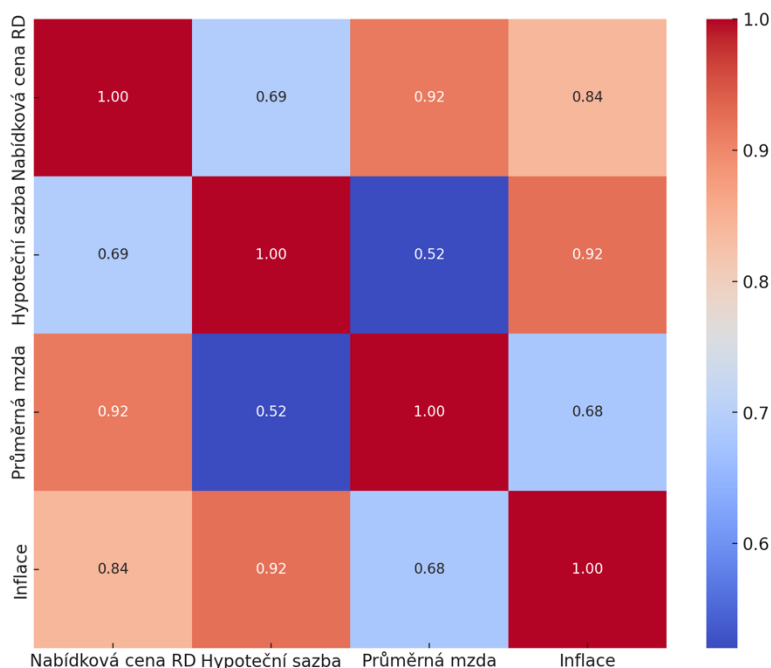


Zdroj: Vlastní zpracování

vii. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,692, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,916, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,841 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,929, zvolený model tedy vysvětluje 92,9 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 7 Korelační matice – RD Plzeňský kraj

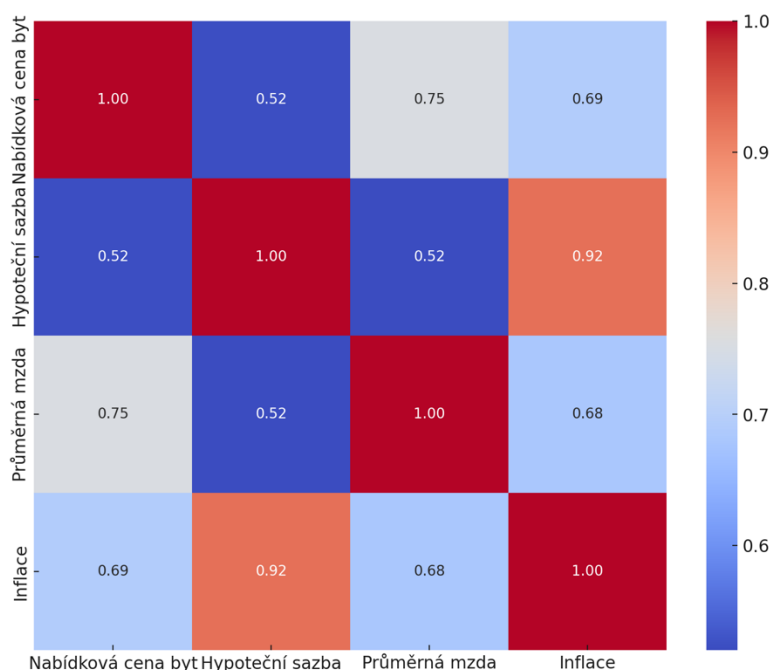


Zdroj: Vlastní zpracování

viii. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,523, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,753, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,691 byla objevena rovněž velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,655, zvolený model tedy vysvětluje 65,5 % variability nabídkové ceny bytů.

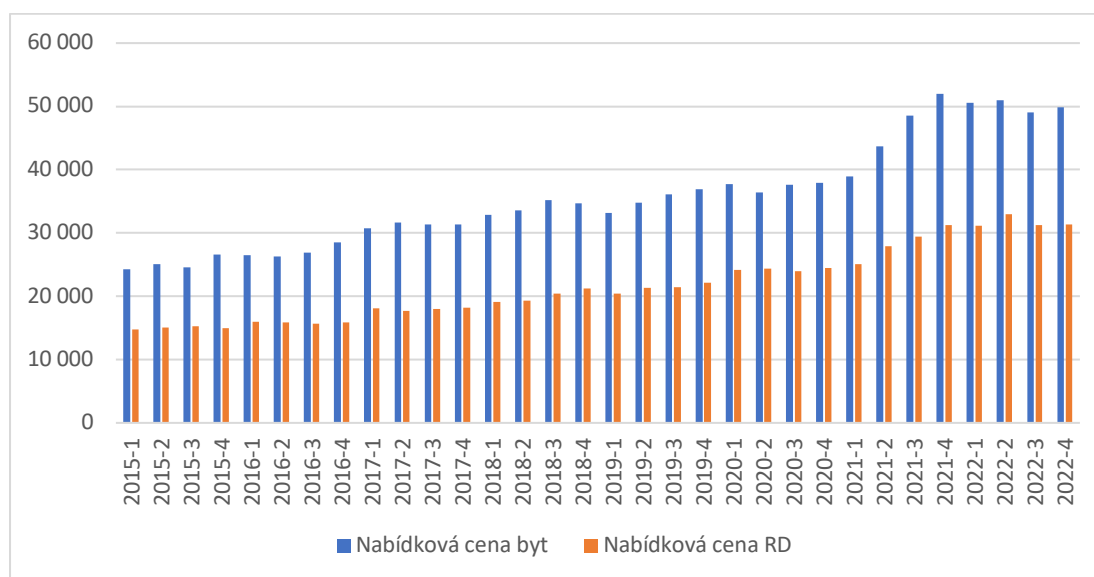
Obrázek 8 Korelační matice – byty Plzeňský kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

V období mezi lety 2015 a 2022 došlo v Karlovarském kraji k postupnému růstu nabídkových cen bytů i rodinných domů, přičemž byly zaznamenány určité výkyvy. V roce 2015 začaly ceny bytů na úrovni přibližně 24,317 CZK/m² a postupně stoupaly, dosahující na konci roku 26,561 CZK/m². Ceny rodinných domů se pohybovaly okolo 15,000 CZK/m², ale mírně klesly na konci roku na 14,969 CZK/m². V roce 2016 ceny bytů setrvaly v podobné cenové hladině, kolem 26,444 CZK/m² na začátku roku, zatímco ceny domů v tomto roce zaznamenaly nárůst, dosahující 15,958 CZK/m² na začátku roku. V následujících letech, 2017 a 2018, pokračoval tento trend růstu, přičemž ceny bytů se postupně zvyšovaly, dosahující na konci roku 2018 úroveň přes 30,000 CZK/m². Cena domů rovněž stoupala, i když méně výrazně než ceny bytů. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, přičemž ceny bytů v roce 2020 dosáhly úrovně nad 35,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, avšak opět v menší míře než ceny bytů. Rok 2021 byl charakterizován dalším výrazným nárůstem cen, kdy ceny bytů se blížily k 40,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 30,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, ale ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově v Karlovarském kraji došlo během sledovaného období k postupnému růstu cen bytů i rodinných domů, přičemž byly zaznamenány některé menší výkyvy a mírný pokles cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 5.

Graf 5 Vývoj nabídkových cen – Karlovarský kraj

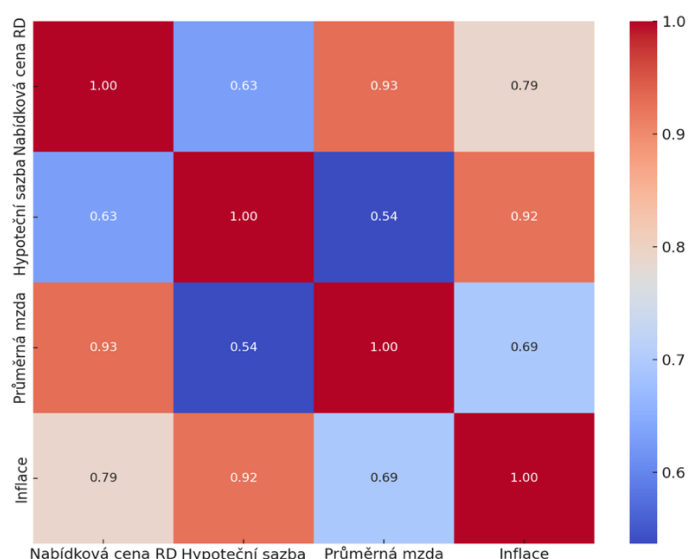


Zdroj: Vlastní zpracování

ix. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,629, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,928, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,792 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,909, zvolený model tedy vysvětluje 90,9 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 9 Korelační matice – RD Karlovarský kraj

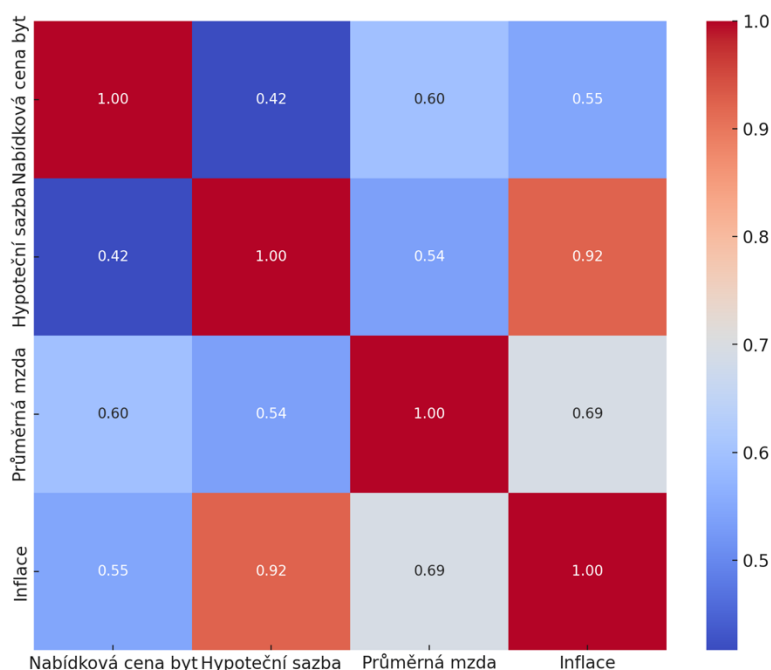


Zdroj: Vlastní zpracování

x. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,417, což značí střední až podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,595, což evokuje podstatnou až velmi podstatnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,546 byla objevena rovněž podstatná až velmi podstatná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,405, zvolený model tedy vysvětluje 40,5 % variability nabídkové ceny bytů.

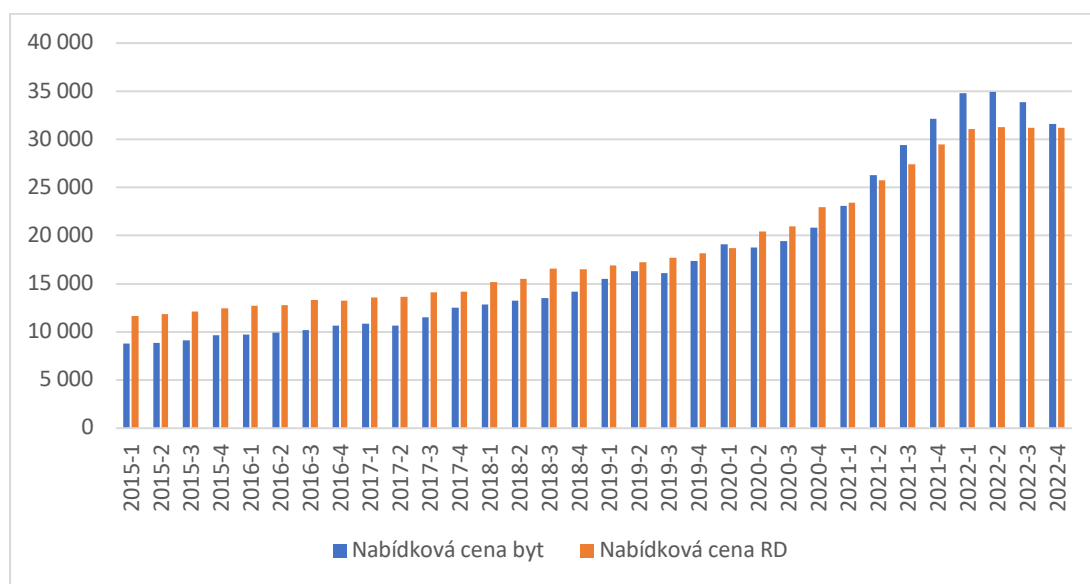
Obrázek 10 Korelační matice – byty Karlovarský kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

V období od roku 2015 do roku 2022 v Ústeckém kraji došlo k postupnému růstu nabídkových cen bytů a rodinných domů. V roce 2015 byly ceny bytů na začátku roku poměrně nízké, okolo 8,813 CZK/m², a v průběhu roku postupně rostly, dosahující na konci roku hodnoty 9,689 CZK/m². Ceny rodinných domů byly na začátku roku kolem 11,685 CZK/m² a také vykazovaly růst, končíc roku na úrovni 12,430 CZK/m². V roce 2016 se tento vzestupný trend cen pokračoval. Ceny bytů se pohybovaly mírně nad 9,700 CZK/m² a ceny domů postupně stoupaly, přičemž na začátku roku byly okolo 12,716 CZK/m². Během let 2017 a 2018 došlo k dalšímu, i když mírnějšímu, růstu cen. V roce 2018 ceny bytů překročily hranici 10,000 CZK/m², zatímco ceny domů pokračovaly v postupném růstu. Rok 2019 a zejména rok 2020 přinesly výraznější nárůst cen. Na konci roku 2020 se ceny bytů pohybovaly nad 12,000 CZK/m², a ceny domů rovněž zaznamenaly výrazný růst. Rok 2021 byl charakterizován dalším nárůstem cen, přičemž ceny bytů dosáhly úrovně kolem 14,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 17,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, ale ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově v Ústeckém kraji došlo během sledovaného období k postupnému růstu cen bytů i rodinných domů, s několika menšími výkyvy a mírným poklesem cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 6.

Graf 6 Vývoj nabídkových cen – Ústecký kraj

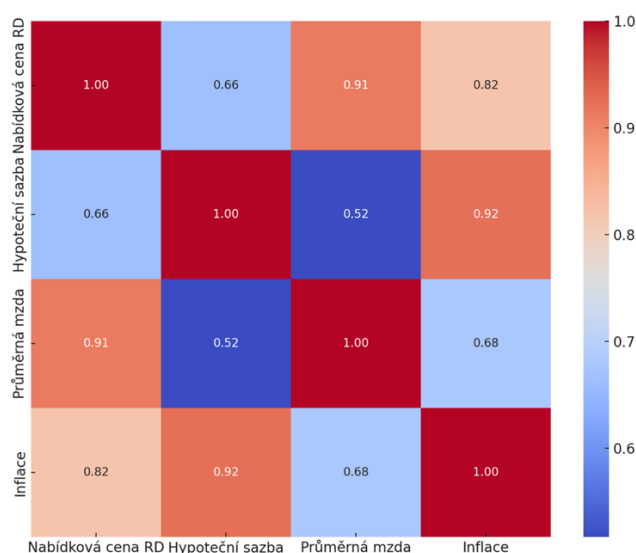


Zdroj: Vlastní zpracování

xi. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,663, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,912, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,820 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,909, zvolený model tedy vysvětluje 90,9 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 11 Korelační matice – RD Ústecký kraj

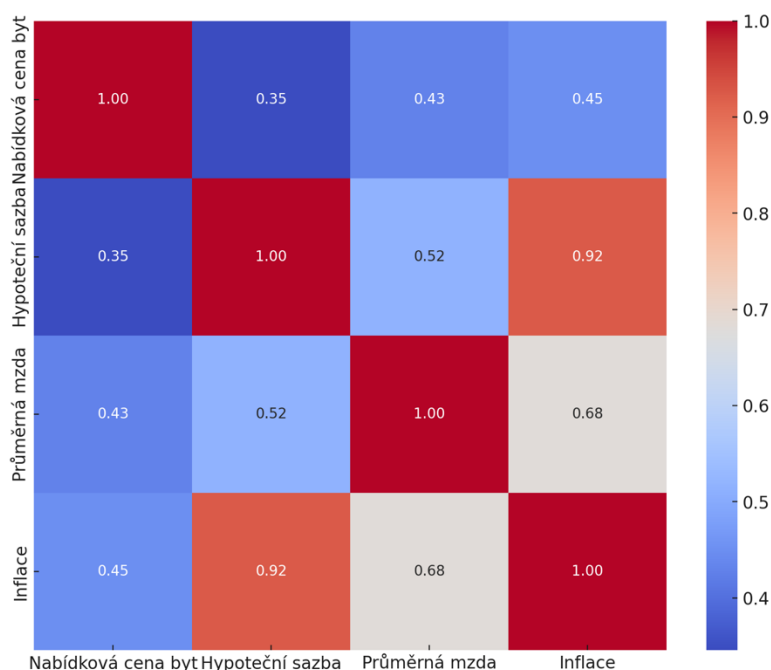


Zdroj: Vlastní zpracování

xii. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,346, což značí střední až podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,430, což evokuje také střední až podstatnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,450 byla objevena rovněž střední až podstatná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,247, zvolený model tedy vysvětluje 24,7 % variability nabídkové ceny bytů.

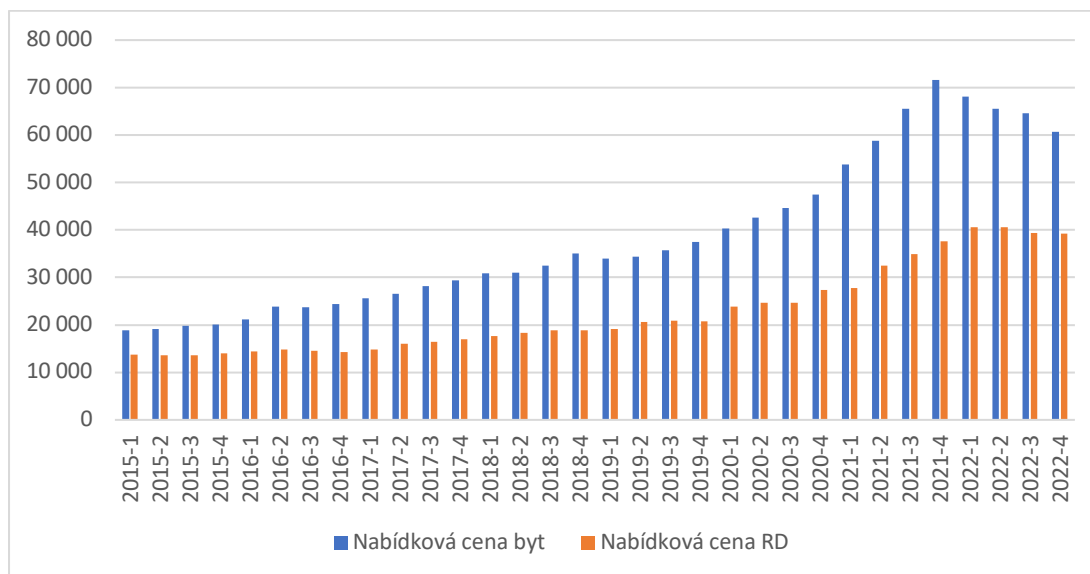
Obrázek 12 Korelační matice – byty Ústecký kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

Mezi lety 2015 a 2022 v Libereckém kraji byl pozorován postupný růst nabídkových cen bytů a rodinných domů. V roce 2015 se ceny bytů pohybovaly na začátku roku kolem 18,928 CZK/m², postupně vzrůstajíc na 20,030 CZK/m² na konci roku. Ceny rodinných domů byly na začátku roku přibližně 13,772 CZK/m² a mírně kolísaly, dosahující na konci roku hodnoty 14,026 CZK/m². V roce 2016 ceny bytů pokračovaly ve vzestupném trendu, na začátku roku dosahující 21,095 CZK/m², a postupně stoupaly během roku. Ceny domů také vykazovaly růst, začínajíc rok na úrovni 14,384 CZK/m². V následujících letech 2017 a 2018 došlo k dalšímu růstu cen. Na konci roku 2018 ceny bytů přesáhly 25,000 CZK/m², zatímco ceny domů pokračovaly v postupném růstu. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, přičemž ceny bytů v roce 2020 překročily 30,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, ale v menší míře než ceny bytů. Rok 2021 byl charakterizován dalším výrazným nárůstem cen, kdy ceny bytů dosáhly úrovně kolem 35,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 25,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, avšak ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově lze konstatovat, že v Libereckém kraji došlo v období od roku 2015 do roku 2022 k postupnému růstu cen bytů i rodinných domů, s několika menšími výkyvy a mírným poklesem cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 7.

Graf 7 Vývoj nabídkových cen – Liberecký kraj

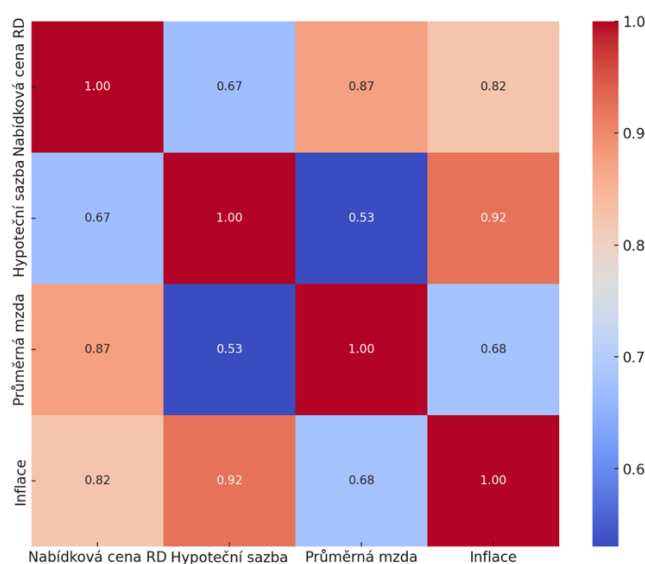


Zdroj: Vlastní zpracování

xiii. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,671, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,875, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,824 byla objevena rovněž velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,872, zvolený model tedy vysvětluje 87,2 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 13 Korelační matice – RD Liberecký kraj

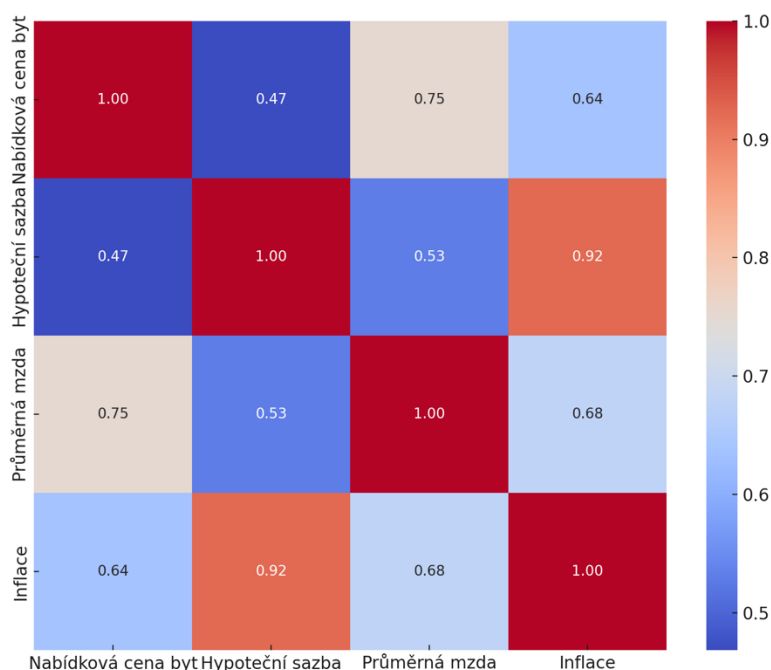


Zdroj: Vlastní zpracování

xiv. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,468, což značí střední až podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,752, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,637 byla objevena podstatná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,628, zvolený model tedy vysvětluje 62,8 % variability nabídkové ceny bytů.

Obrázek 14 Korelační matice – byty Liberecký kraj

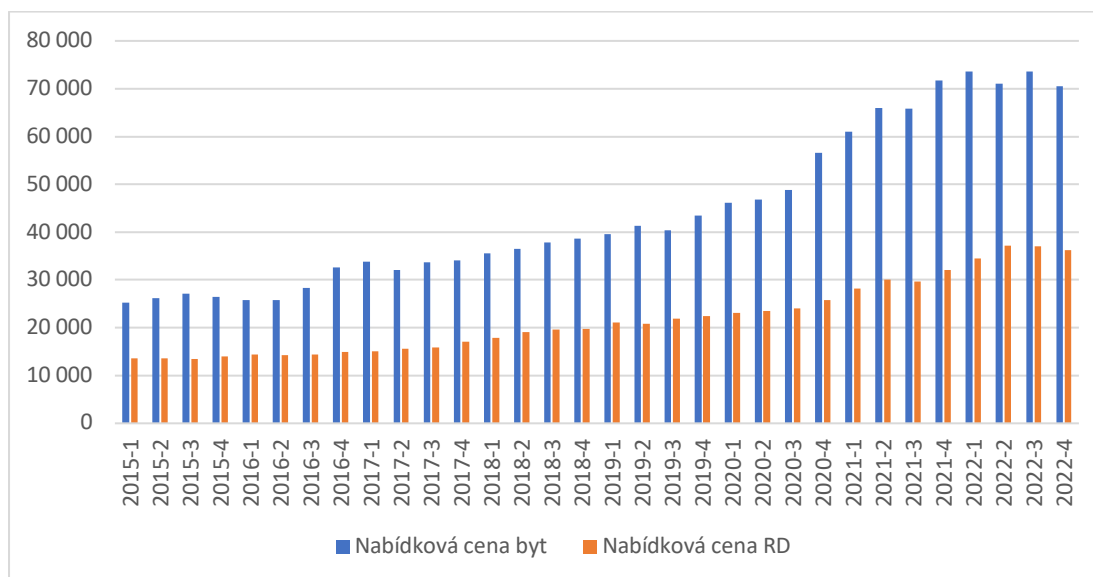


Zdroj: Vlastní zpracování

V Královéhradeckém kraji od roku 2015 do roku 2022 byl pozorován postupný růst nabídkových cen bytů a rodinných domů, přičemž byly zaznamenány určité výkyvy. V roce 2015 začaly ceny bytů na úrovni okolo 25,280 CZK/m² a v průběhu roku postupně stoupaly, dosahující na konci roku hodnoty 26,481 CZK/m². Ceny rodinných domů byly na začátku roku přibližně 13,652 CZK/m² a v průběhu roku mírně kolísaly, končíc rok na úrovni 14,033 CZK/m². V roce 2016 došlo k určitému poklesu cen bytů na začátku roku, kdy cena byla 25,716 CZK/m², ale postupně se zotavovaly. Ceny domů naopak vykazovaly růst, začínajíc rok na úrovni 14,402 CZK/m². Během let 2017 a 2018 pokračoval tento trend růstu cen, přičemž ceny bytů se postupně zvyšovaly a na konci roku 2018 překročily hranici 30,000 CZK/m². Cena domů rovněž stoupala, i když méně výrazně než ceny bytů. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, zejména u bytů, kde ceny na konci roku 2020 přesáhly 35,000 CZK/m². Růst cen rodinných domů byl stále patrný, ale tempem nižším než u bytů. Rok 2021 byl charakterizován dalším výrazným nárůstem cen, přičemž ceny bytů dosáhly úrovně kolem 40,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 30,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, ale ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově v Královéhradeckém kraji došlo během sledovaného období k postupnému růstu cen bytů i

rodinných domů, přičemž byly zaznamenány některé menší výkyvy a mírný pokles cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 8.

Graf 8 Vývoj nabídkových cen – Královéhradecký kraj

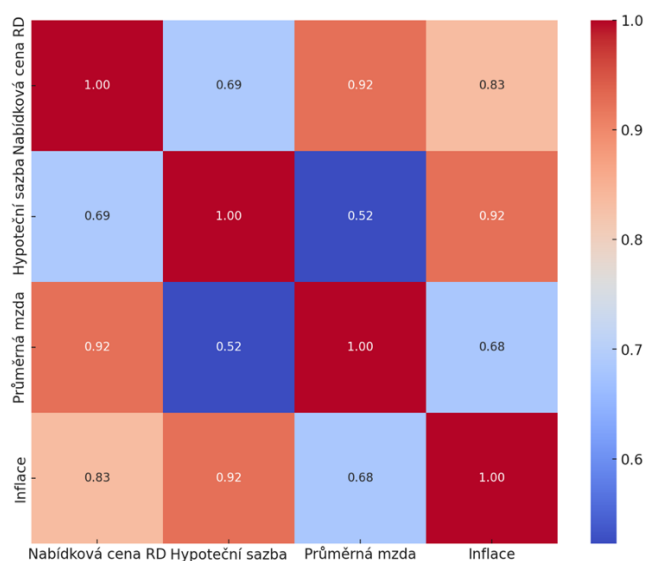


Zdroj: Vlastní zpracování

xv. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,687, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,924, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,835 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,934, zvolený model tedy vysvětluje 93,4 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 15 Korelační matice – RD Královéhradecký kraj

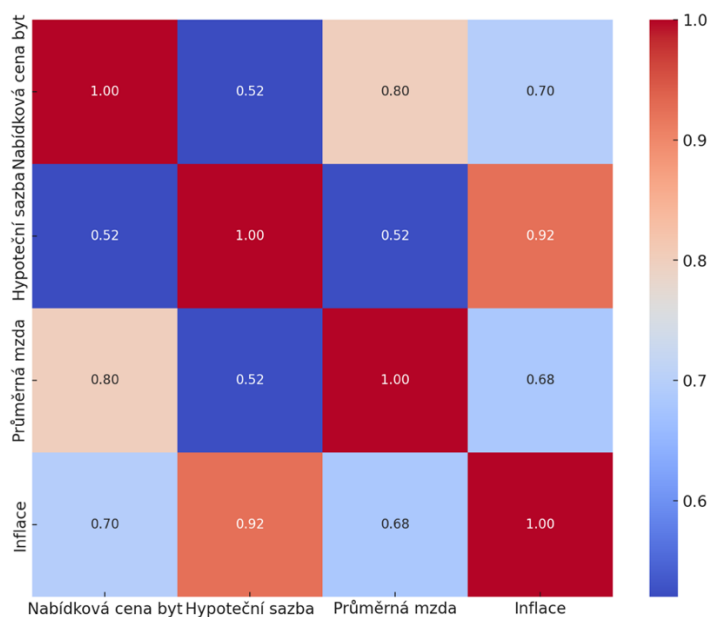


Zdroj: Vlastní zpracování

xvi. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,520, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,800, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,696 byla objevena podstatná až velmi podstatná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,709, zvolený model tedy vysvětluje 70,9 % variability nabídkové ceny bytů.

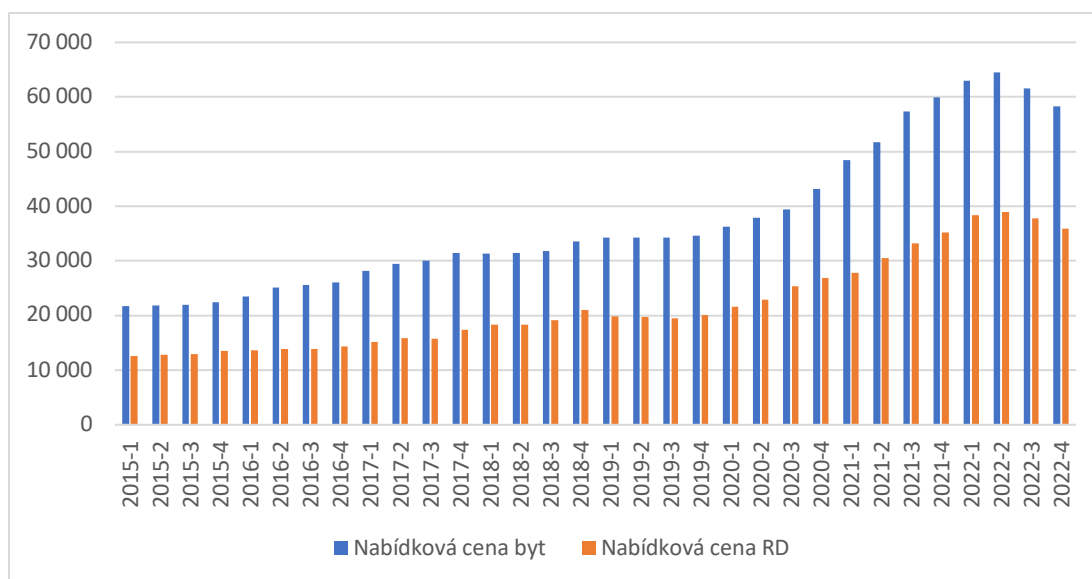
Obrázek 16 Korelační matice - byty Královéhradecký kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

V Pardubickém kraji v období od roku 2015 do roku 2022 byl zaznamenán postupný růst nabídkových cen bytů a rodinných domů. V roce 2015 byly ceny bytů na začátku roku okolo 21,761 CZK/m² a v průběhu roku jen mírně vzrostly, dosahující na konci roku 22,377 CZK/m². Ceny rodinných domů byly na začátku roku přibližně 12,630 CZK/m² a postupně se zvyšovaly, na konci roku dosahující 13,487 CZK/m². V roce 2016 pokračoval tento vzestupný trend, přičemž ceny bytů na začátku roku byly 23,454 CZK/m² a dále stoupaly během roku. Ceny domů rovněž vykazovaly růst, začínajíc rok na úrovni 13,651 CZK/m². V letech 2017 a 2018 byl zaznamenán další růst cen, přičemž na konci roku 2018 ceny bytů přesáhly 25,000 CZK/m² a ceny domů pokračovaly v postupném růstu. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, zejména u bytů, kde ceny na konci roku 2020 dosáhly úrovně nad 30,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, ale v menší míře než ceny bytů. Rok 2021 byl charakterizován dalším nárůstem cen, přičemž ceny bytů dosáhly úrovně kolem 35,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 27,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, avšak ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově v Pardubickém kraji došlo během sledovaného období k postupnému růstu cen bytů i rodinných domů, s několika menšími výkyvy a mírným poklesem cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 9.

Graf 9 Vývoj nabídkových cen – Pardubický kraj

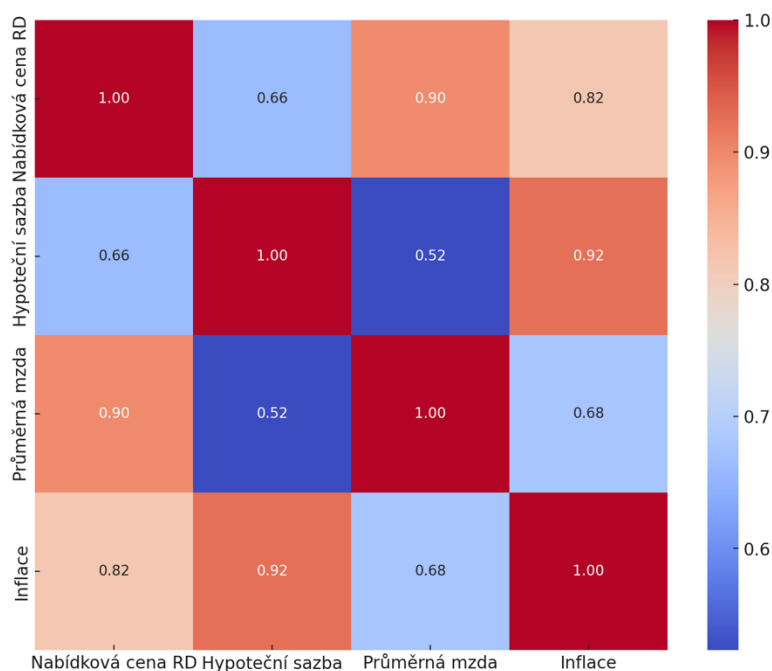


Zdroj: Vlastní zpracování

xvii. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,662, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,897, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,817 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,891, zvolený model tedy vysvětluje 89,1 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 17 Korelační matice – RD Pardubický kraj

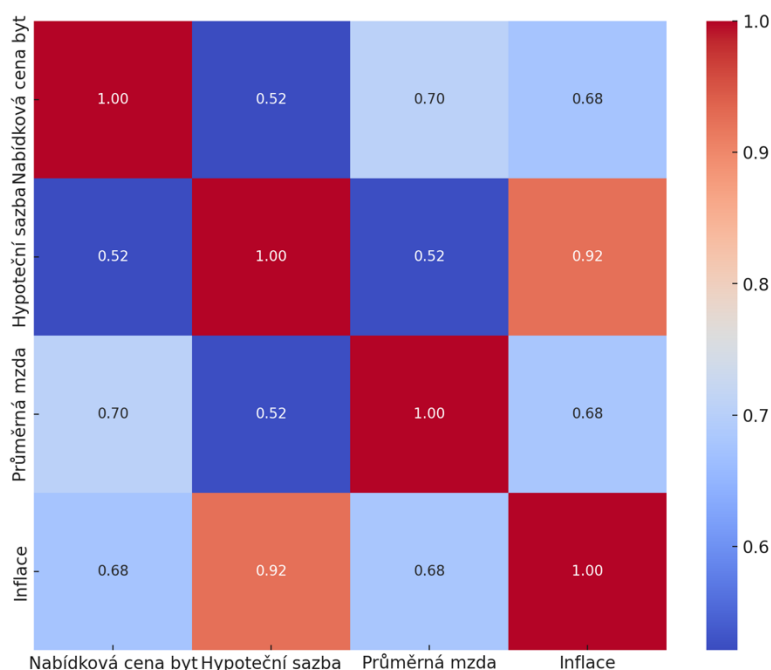


Zdroj: Vlastní zpracování

xviii. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,521, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,705, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,676 byla objevena podstatná až velmi podstatná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,595, zvolený model tedy vysvětluje 59,5 % variability nabídkové ceny bytů.

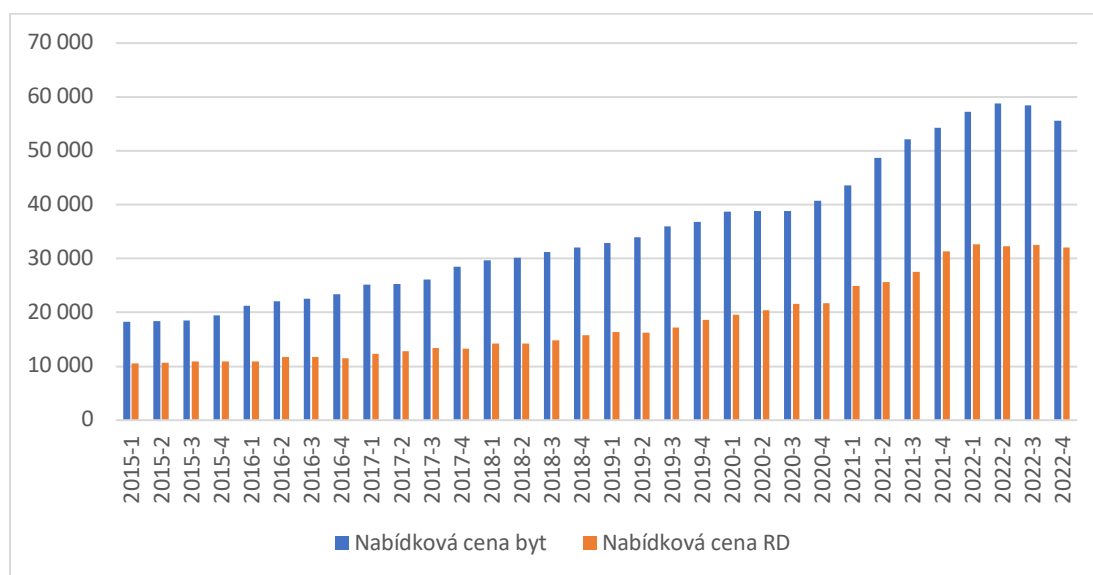
Obrázek 18 Korelační matice – byty Pardubický kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

V období od roku 2015 do roku 2022 na Vysočině byl pozorován postupný růst nabídkových cen bytů a rodinných domů. V roce 2015 byly ceny bytů na začátku roku relativně nízké, okolo 18,237 CZK/m², a během roku mírně vzrostly, dosahující na konci roku 19,462 CZK/m². Ceny rodinných domů byly na začátku roku také nízké, přibližně 10,501 CZK/m², a v průběhu roku se zvyšovaly jen mírně. V roce 2016 došlo k výraznějšímu nárůstu cen bytů, které začátkem roku dosáhly 21,298 CZK/m², a postupně se zvyšovaly během roku. Ceny domů zůstávaly na podobné úrovni jako v předchozím roce, okolo 10,850 CZK/m². Během let 2017 a 2018 pokračoval tento vzestupný trend, přičemž ceny bytů se postupně zvyšovaly a na konci roku 2018 překročily 22,000 CZK/m². Cena domů rovněž stoupala, i když méně výrazně. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, přičemž ceny bytů na konci roku 2020 přesáhly 25,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, ale opět v menší míře než ceny bytů. Rok 2021 byl charakterizován dalším nárůstem cen, kdy ceny bytů dosáhly úrovně kolem 28,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 15,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, avšak ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově na Vysočině došlo během sledovaného období k postupnému růstu cen bytů i rodinných domů, s několika menšími výkyvy a mírným poklesem cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 10.

Graf 10 Vývoj nabídkových cen – Kraj Vysočina

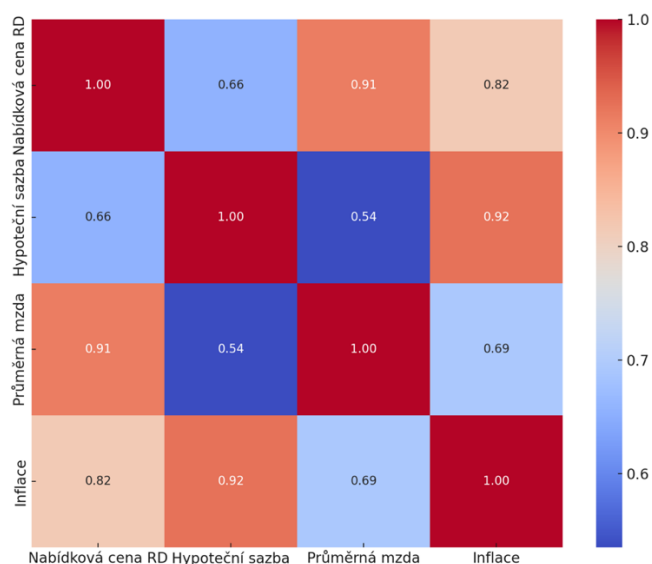


Zdroj: Vlastní zpracování

xix. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,656, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,914, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,816 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,905, zvolený model tedy vysvětluje 90,5 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 19 Korelační matice – RD Kraj Vysočina

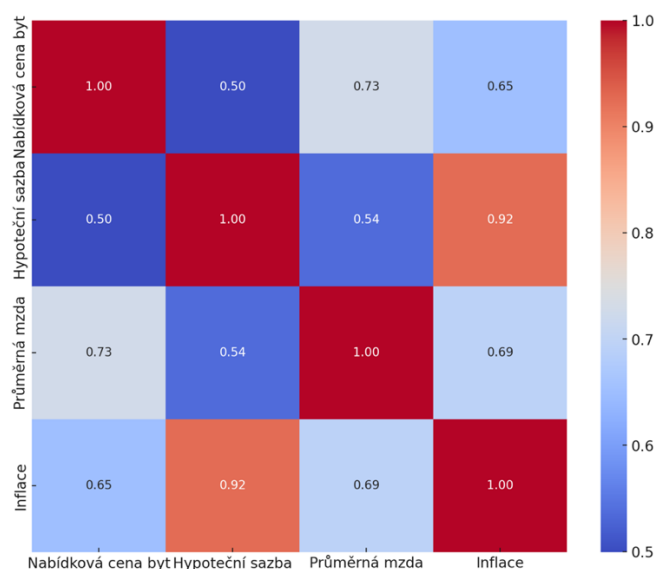


Zdroj: Vlastní zpracování

xx. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,500, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,728, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,650 byla objevena podstatná až velmi podstatná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,587, zvolený model tedy vysvětluje 58,7 % variability nabídkové ceny bytů.

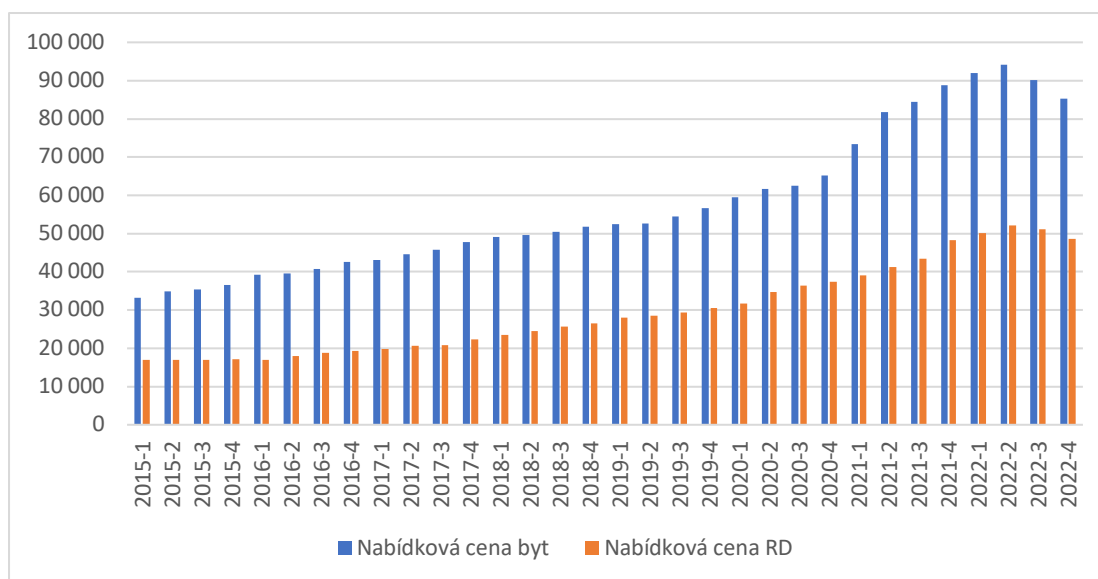
Obrázek 20 Korelační matice – byty Kraj Vysočina



Zdroj: Vlastní zpracování

V Jihomoravském kraji mezi lety 2015 a 2022 došlo k výraznému růstu nabídkových cen bytů a rodinných domů. V roce 2015 se ceny bytů pohybovaly na začátku roku kolem 33,245 CZK/m² a v průběhu roku stoupaly, dosahující 36,631 CZK/m² na konci roku. Ceny rodinných domů byly na začátku roku přibližně 17,027 CZK/m² a během roku kolísaly, ale zůstávaly v podobném rozmezí. V roce 2016 ceny bytů pokračovaly v růstu, přičemž na začátku roku dosáhly 39,170 CZK/m², a během roku dále vzrostly. Ceny domů se na začátku roku mírně snížily na 16,912 CZK/m², ale následně se zvyšovaly. V následujících letech 2017 a 2018 pokračoval tento vzestupný trend cen. Ceny bytů postupně stoupaly a na konci roku 2018 přesáhly 40,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, i když méně výrazně. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, přičemž ceny bytů na konci roku 2020 přesáhly 45,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, ale tempo růstu bylo pomalejší než u bytů. Rok 2021 byl charakterizován dalším nárůstem cen, kdy ceny bytů dosáhly úrovně kolem 50,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 25,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, avšak ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově v Jihomoravském kraji došlo během sledovaného období k výraznému růstu cen bytů i rodinných domů, s několika menšími výkyvy a mírným poklesem cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 11.

Graf 11 Vývoj nabídkových cen – Jihomoravský kraj

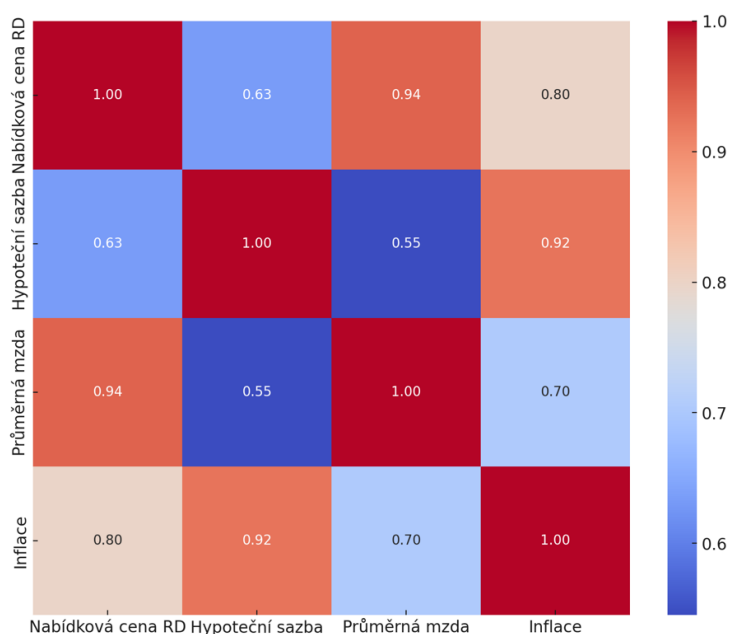


Zdroj: Vlastní zpracování

xxi. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,634, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,940, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,799 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,925, zvolený model tedy vysvětluje 92,5 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 21 Korelační matice – RD Jihomoravský kraj

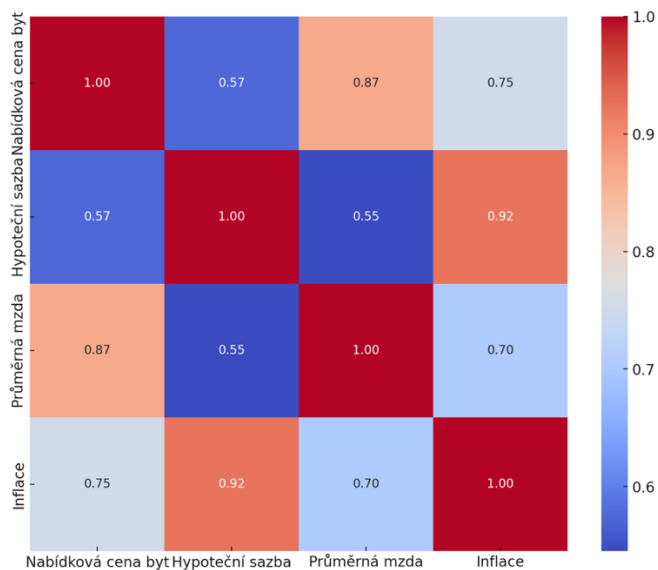


Zdroj: Vlastní zpracování

xxii. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,574, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,868, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,753 byla objevena rovněž velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,813, zvolený model tedy vysvětluje 81,3 % variability nabídkové ceny bytů.

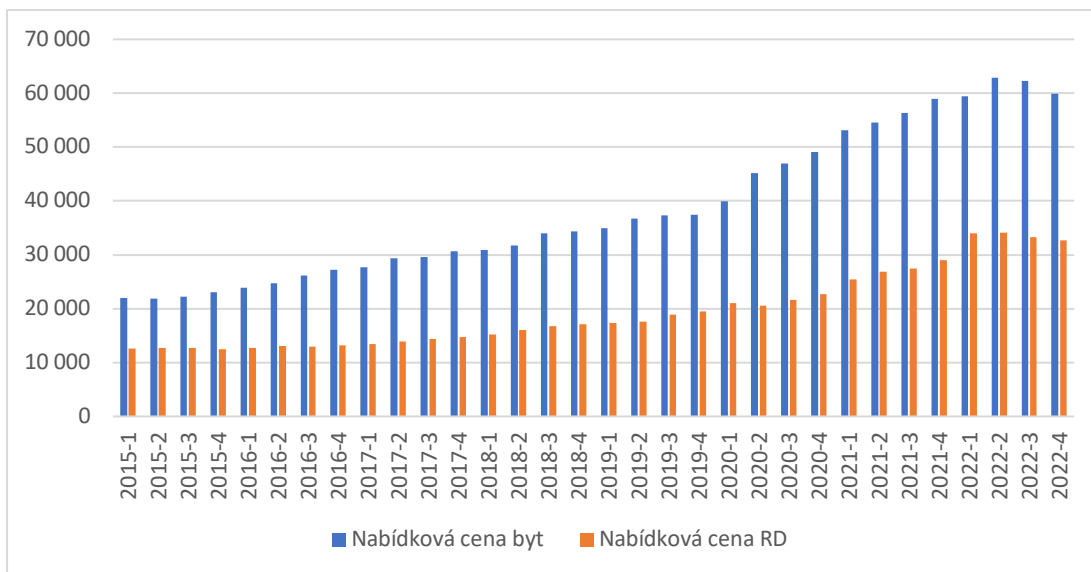
Obrázek 22 Korelační matice – byty Jihomoravský kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

Ve Zlínském kraji v období mezi lety 2015 a 2022 byl pozorován postupný růst nabídkových cen bytů a rodinných domů. V roce 2015 se ceny bytů pohybovaly na začátku roku kolem 22,020 CZK/m² a v průběhu roku mírně vzrostly, dosahující na konci roku 23,106 CZK/m². Ceny rodinných domů byly na začátku roku přibližně 12,573 CZK/m² a během roku mírně kolísaly, končíc rok na úrovni 12,426 CZK/m². V roce 2016 pokračoval tento vzestupný trend, přičemž ceny bytů na začátku roku byly 23,903 CZK/m², a postupně stoupaly během roku. Ceny domů se také zvyšovaly, začínajíc rok na úrovni 12,748 CZK/m². V následujících letech 2017 a 2018 došlo k dalšímu růstu cen. Ceny bytů postupně stoupaly a na konci roku 2018 dosáhly úrovně přesahující 25,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, i když méně výrazně než ceny bytů. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, přičemž ceny bytů na konci roku 2020 překročily 30,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, ale opět v menší míře než ceny bytů. Rok 2021 byl charakterizován dalším nárůstem cen, kdy ceny bytů dosáhly úrovně kolem 35,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 20,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, avšak ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově ve Zlínském kraji došlo během sledovaného období k postupnému růstu cen bytů i rodinných domů, s několika menšími výkyvy a mírným poklesem cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 12.

Graf 12 Vývoj nabídkových cen – Zlínský kraj

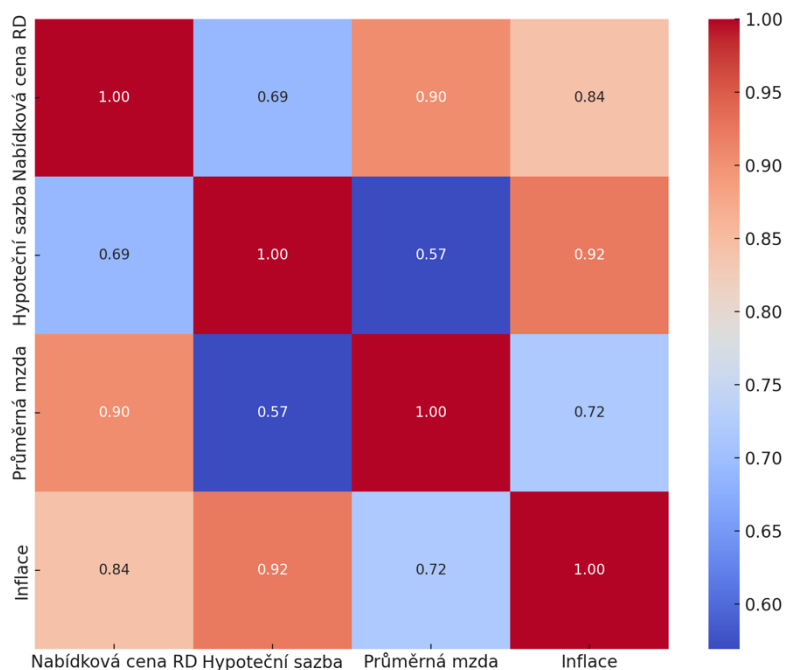


Zdroj: Vlastní zpracování

xxiii. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,689, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,905, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,842 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,903, zvolený model tedy vysvětluje 90,3 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 23 Korelační matice – RD Zlínský kraj

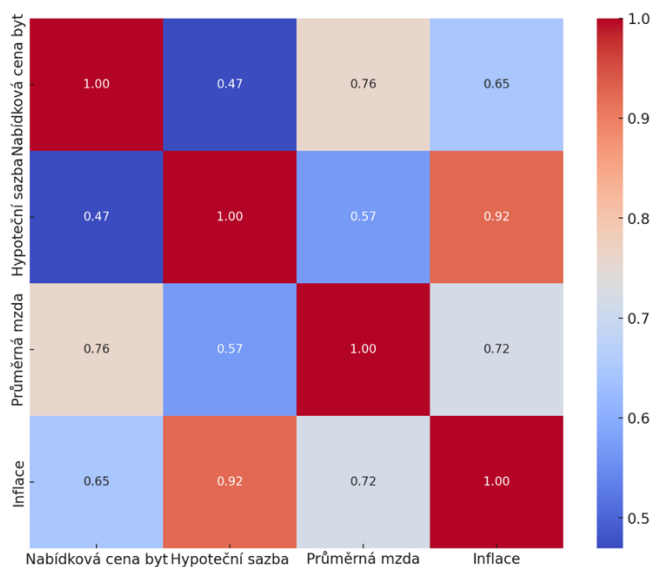


Zdroj: Vlastní zpracování

xxiv. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,470, což značí střední až podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,758, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,646 byla objevena podstatná až velmi podstatná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,635, zvolený model tedy vysvětluje 63,5 % variability nabídkové ceny bytů.

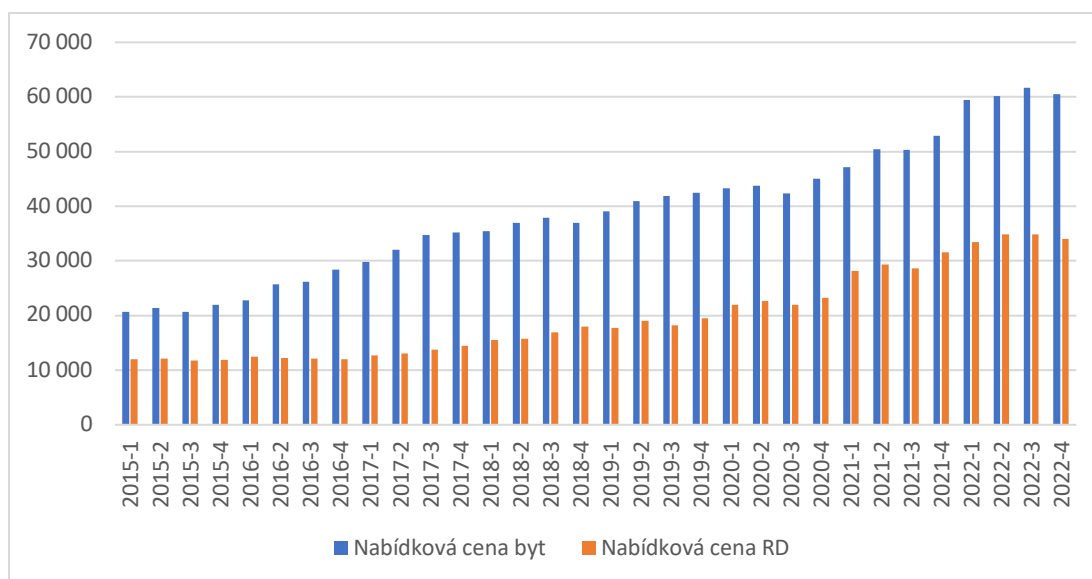
Obrázek 24 Korelační matice – byty Zlínský kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

V Olomouckém kraji od roku 2015 do roku 2022 došlo k postupnému růstu nabídkových cen bytů a rodinných domů. V roce 2015 byly ceny bytů na začátku roku na úrovni okolo 20,659 CZK/m² a během roku vzrostly, dosahující 21,998 CZK/m² na konci roku. Ceny rodinných domů byly na začátku roku přibližně 12,052 CZK/m² a během roku kolísaly, ale zůstaly v podobném rozmezí. V roce 2016 ceny bytů pokračovaly v růstu, na začátku roku dosahující 22,751 CZK/m², a během roku dále stoupaly. Ceny domů také vykazovaly růst, začínajíc rok na úrovni 12,437 CZK/m². Během let 2017 a 2018 pokračoval tento trend růstu cen. Ceny bytů postupně stoupaly a na konci roku 2018 dosáhly úrovně přesahující 25,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, i když méně výrazně než ceny bytů. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, přičemž ceny bytů na konci roku 2020 překročily 30,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, ale v menší míře než ceny bytů. Rok 2021 byl charakterizován dalším nárůstem cen, kdy ceny bytů dosáhly úrovně kolem 35,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 20,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, avšak ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově v Olomouckém kraji došlo během sledovaného období k postupnému růstu cen bytů i rodinných domů, s několika menšími výkyvy a mírným poklesem cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 13.

Graf 13 Vývoj nabídkových cen – Olomoucký kraj

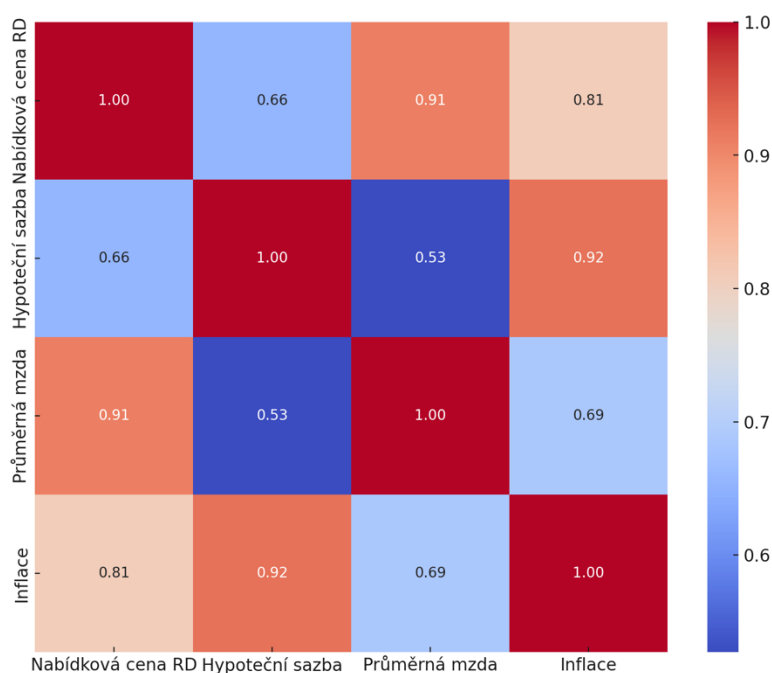


Zdroj: Vlastní zpracování

xxv. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,656, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,911, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,807 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,894, zvolený model tedy vysvětluje 89,4 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 25 Korelační matice – RD Olomoucký kraj

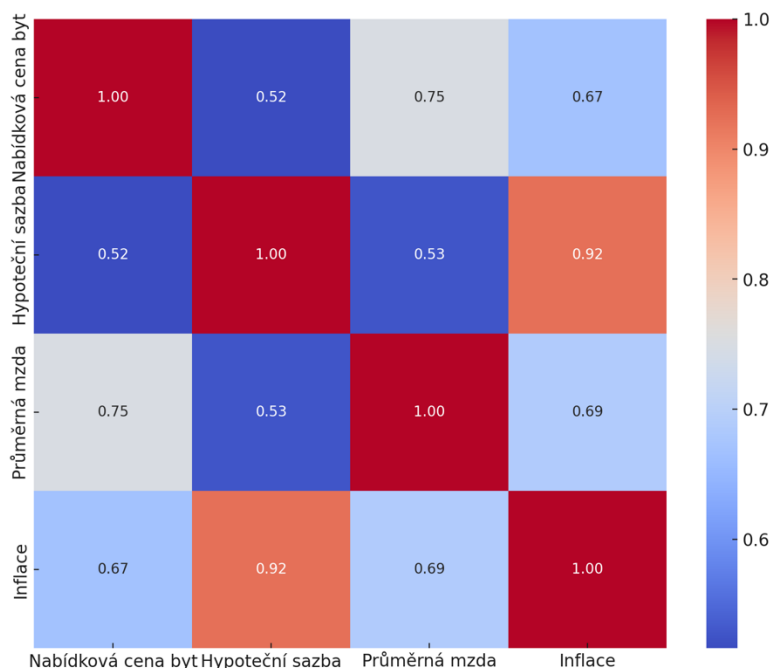


Zdroj: Vlastní zpracování

xxvi. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,517, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,749, což evokuje velmi silnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,669 byla objevena podstatná až velmi podstatná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,622, zvolený model tedy vysvětluje 62,2 % variability nabídkové ceny bytů.

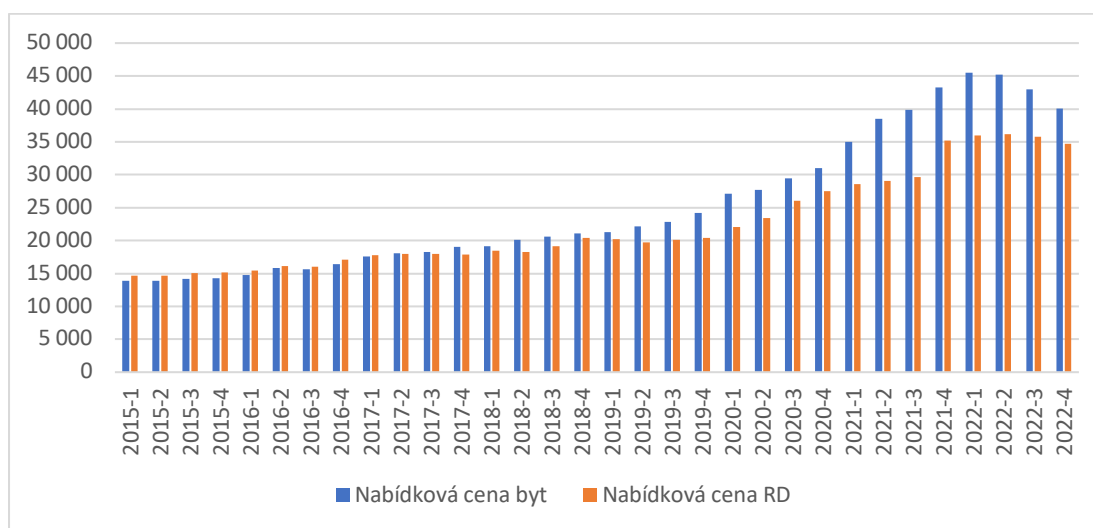
Obrázek 26 Korelační matice – byty Olomoucký kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

V Moravskoslezském kraji v období od roku 2015 do roku 2022 byl pozorován postupný růst nabídkových cen bytů a rodinných domů. V roce 2015 byly ceny bytů na začátku roku okolo 13,861 CZK/m², a během roku jen mírně vzrostly, dosahující 14,295 CZK/m² na konci roku. Ceny rodinných domů byly na začátku roku přibližně 14,659 CZK/m² a postupně se zvyšovaly, na konci roku dosahující 15,123 CZK/m². V roce 2016 pokračoval tento vzestupný trend, přičemž ceny bytů na začátku roku dosáhly 14,800 CZK/m² a během roku dále stoupaly. Ceny domů se také zvyšovaly, začínajíc rok na úrovni 15,455 CZK/m². Během let 2017 a 2018 došlo k dalšímu růstu cen. Ceny bytů postupně stoupaly a na konci roku 2018 dosáhly úrovně nad 16,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, i když méně výrazně než ceny bytů. Roky 2019 a 2020 přinesly další zvýšení cen, přičemž ceny bytů na konci roku 2020 překročily 18,000 CZK/m². Cena domů také vzrostla, ale opět v menší míře než ceny bytů. Rok 2021 byl charakterizován dalším nárůstem cen, kdy ceny bytů dosáhly úrovně kolem 20,000 CZK/m² a ceny domů se pohybovaly okolo 18,000 CZK/m². V první polovině roku 2022 došlo k dalšímu růstu cen, avšak ve druhé polovině roku byl zaznamenán mírný pokles. Celkově v Moravskoslezském kraji došlo během sledovaného období k postupnému růstu cen bytů i rodinných domů, s několika menšími výkyvy a mírným poklesem cen v druhé polovině roku 2022. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 14.

Graf 14 Vývoj nabídkových cen – Moravskoslezský kraj

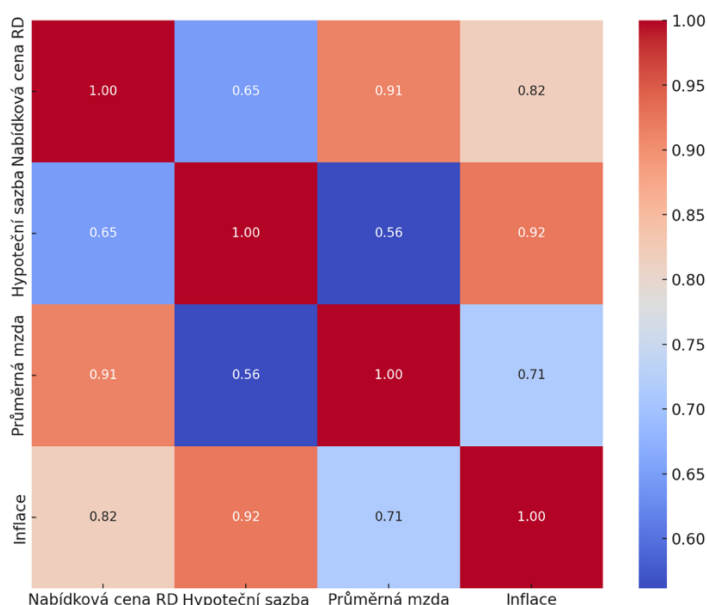


Zdroj: Vlastní zpracování

xxvii. Korelační analýza – rodinné domy

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny rodinných domů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,646, což značí podstatnou až velmi podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,914, což evokuje téměř perfektní souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,817 byla objevena velmi silná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,905, zvolený model tedy vysvětluje 90,5 % variability nabídkové ceny rodinných domů.

Obrázek 27 Korelační matice – RD Moravskoslezský kraj

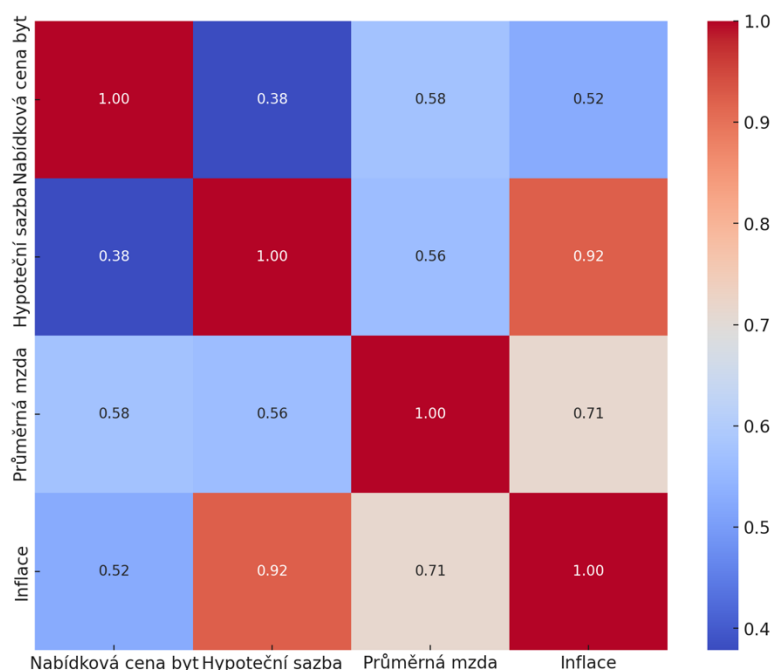


Zdroj: Vlastní zpracování

xxviii. Korelační analýza – byty

Z korelační analýzy vyplynulo, že pro vztah nabídkové ceny bytů a hypoteční sazby byl zjištěn korelační koeficient 0,379, což značí střední až podstatnou souvislost. Korelační koeficient průměrné mzdy dosáhl hodnoty 0,575, což evokuje podstatnou až velmi podstatnou souvislost a výpočtem korelačního koeficientu pro inflaci ve výši 0,524 byla objevena rovněž podstatná až velmi podstatná souvislost. Koeficient determinace dosáhl hodnoty 0,391, zvolený model tedy vysvětluje 39,1 % variability nabídkové ceny bytů

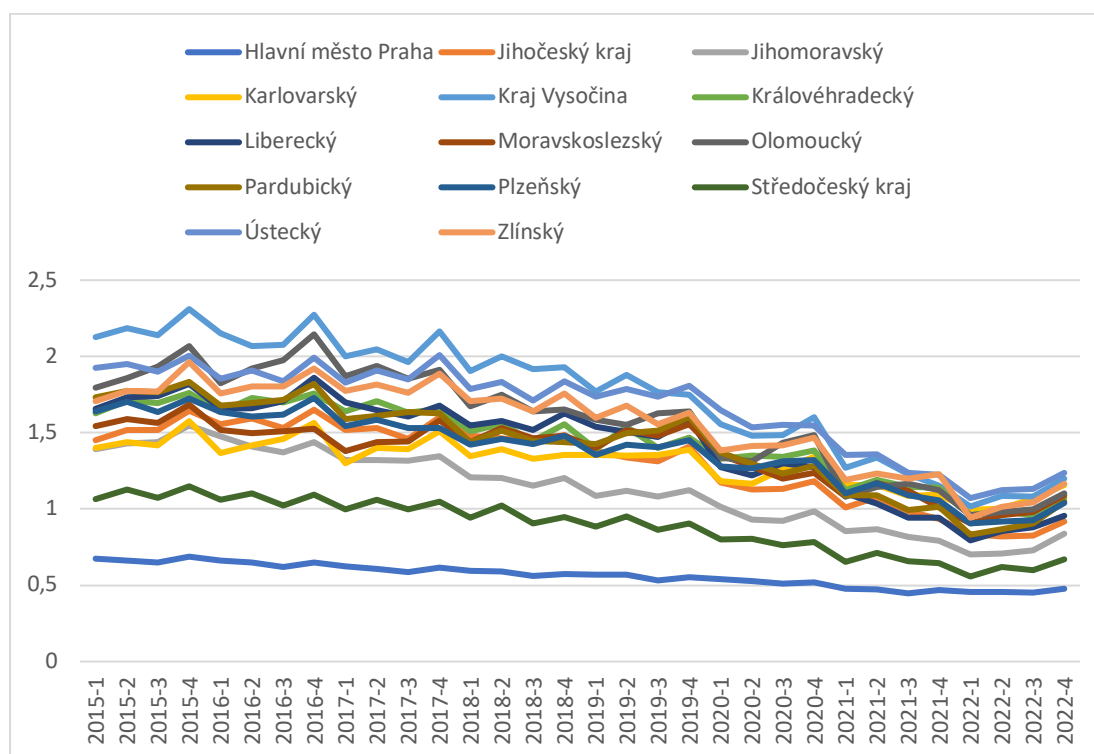
Obrázek 28 Korelační matice – byty Moravskoslezský kraj



Zdroj: Vlastní zpracování

V období mezi lety 2015 a 2022 ukazuje index dostupnosti bydlení v České republice na proměnlivý, ale převážně klesající trend cenové dostupnosti bydlení ve vztahu k průměrným mzdám v jednotlivých krajích. Praha, s nejnižším indexem dostupnosti v celém sledovaném období, odhaluje, že bydlení zde bylo konstantně na hranici cenové dostupnosti pro průměrně vydělávající obyvatele. V kontrastu s tím stojí kraje jako Vysočina a Královéhradecký kraj, které začaly sledované období s jedním z nejvyšších indexů dostupnosti, přesto i zde index postupně klesal. Jihočeský a Jihomoravský kraj vykazují podobný pokles dostupnosti, přičemž v Jihomoravském kraji je tento pokles ještě výraznější. Karlovarský kraj, i když prožil určité fluktuace, vykazuje v posledním roce mírné zlepšení dostupnosti, ale celkově sleduje sestupnou tendenci. Liberecký a Moravskoslezský kraj ukazují na mírný, ale stálý ústup dostupnosti bydlení. Olomoucký kraj po poklesu v průběhu let 2020 a 2021 naznačuje v roce 2022 mírné zlepšení, zatímco Pardubický kraj předvádí konstantní mírný pokles indexu dostupnosti. Plzeňský, Středočeský a Ústecký kraj mají srovnatelné hodnoty s mírnějšími výkyvy. Všechny tři kraje ukazují na snižující se trend dostupnosti bydlení, přičemž Ústecký kraj začínal s jedním z vyšších indexů, ale postupně se přiblížil ostatním. Zlínský kraj, přestože vykazuje určité fluktuace v indexu dostupnosti bydlení, sleduje pokles v celém sledovaném období. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 15.

Graf 15 Vývoj indexu dostupnosti bydlení – rodinné domy

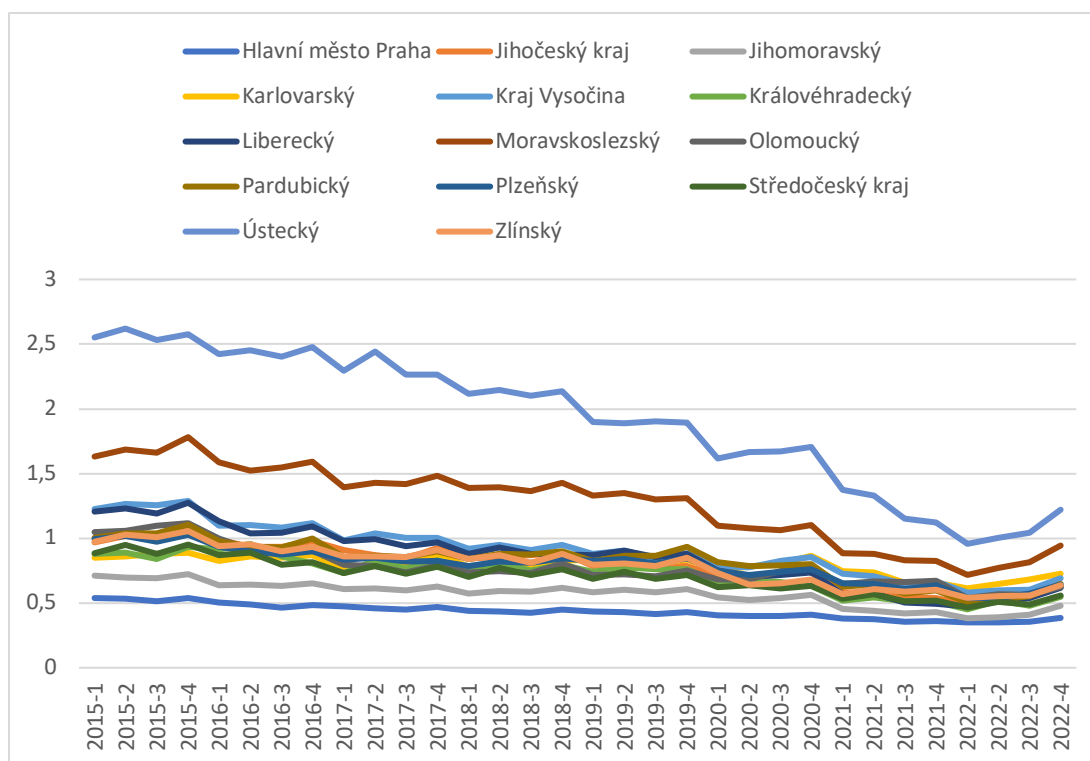


Zdroj: Vlastní zpracování

xxix. Byty

Podobně jako u rodinných domů, analýza indexu dostupnosti bytů mezi lety 2015 a 2022 odhaluje proměny v cenové dostupnosti bytů ve vztahu k průměrným mzdám v jednotlivých krajích České republiky. Index dostupnosti bytů je ve všech krajích nižší než index dostupnosti rodinných domů, což signalizuje, že byty jsou ve srovnání s průměrnými mzdami méně dostupné než rodinné domy. V Praze je opět vidět nejnižší index dostupnosti, což poukazuje na vysoké ceny bytů v porovnání s průměrnými mzdami. Tento trend je konzistentní a index klesá, což značí postupné zhoršování dostupnosti bytů. Ve vyšších indexech dostupnosti bytů se na začátku období umísťují kraje jako Ústecký a Moravskoslezský, avšak i zde dochází k postupnému poklesu indexu. Tento trend snižující se dostupnosti je patrný ve všech krajích. V kraji Vysočina, Královéhradeckém a Jihočeském kraji začíná index vysoko, ale postupně klesá, což naznačuje zvyšující se ceny bytů nebo pomalejší růst mezd ve srovnání s cenami bytů. Karlovarský kraj ukazuje méně výrazný pokles indexu v průběhu sledovaného období, přesto trend zůstává sestupný. Podobný obraz postupného poklesu indexu dostupnosti je patrný i v Olomouckém, Pardubickém, Plzeňském a Zlínském kraji. Středočeský a Liberecký kraj, i když začínaly s nižším indexem než některé jiné kraje, také sledují pokles indexu dostupnosti bytů. Vývoj v jednotlivých kvartálech je zobrazen v grafu 16.

Graf 16 Vývoj indexu dostupnosti bydlení – byty



Zdroj: Vlastní zpracování

Diskuse výsledků

VO1: Jaký je vývoj nabídkové ceny nemovitostí v jednotlivých krajích České republiky v období 2015–2022?

Vývoj nabídkových cen nemovitostí v České republice v období 2015 až 2022 odhaluje rozmanité regionální trendy, které jsou ovlivněny jak lokálními, tak celostátními ekonomickými a sociálními faktory. V Hlavním městě Praze cena bytů stoupla z průměrných 61,880 CZK/m² na 130,613 CZK/m², a cena rodinných domů z 49,254.75 CZK/m² na 101,925 CZK/m². Tento výrazný růst je důsledkem kombinace vysoké poptávky, omezené nabídky nového bydlení, atraktivity města pro mezinárodní investory a ekonomické prosperity regionu. Praha, jakožto politické, kulturní a vzdělávací centrum země, přitahuje nejen domácí, ale i mezinárodní populace, což působí na cenový růst. Jihomoravský kraj, se značným nárůstem cen bytů z 35,041.75 CZK/m² na 90,406 CZK/m² a rodinných domů z 17,025.50 CZK/m² na 50,446 CZK/m², reflektuje dynamiku Brna jakožto druhého největšího města v zemi. Růst může být zapříčiněn rozvojem vysokoškolského vzdělávání, technologického sektoru, a také významnými infrastrukturními projekty, které zvyšují atraktivitu bydlení. Jihočeský kraj vykazuje zvýšení cen bytů z 22,693 CZK/m² na 64,760.50 CZK/m² a rodinných domů z 15,060.75 CZK/m² na 41,409.75 CZK/m². Růst cen může být důsledkem zvýšeného zájmu o oblast jako o rekreační destinaci a rostoucí poptávky po bydlení v blízkosti přírodních krás, jako jsou České Budějovice a Český Krumlov. Karlovarský kraj ukazuje nárůst cen bytů z 25,132.75 CZK/m² na 50,099 CZK/m² a domů z 15,008.50 CZK/m² na 31,647.25 CZK/m². Tento trend může souviset s mezinárodním turismem a lázeňstvím, které je pro region tradičně charakteristické, a může přispívat k vyšším cenám nemovitostí. Kraj Vysočina zaznamenal růst cen bytů z 18,652.25 CZK/m² na 57,522.25 CZK/m² a domů z 10,714 CZK/m² na 32,393 CZK/m². Tento kraj může profitovat ze své strategické polohy a investic do dopravní

infrastruktury, které zlepšují dostupnost a zvyšují zájem o bydlení. Královéhradecký kraj s nárůstem cen bytů z 26,246.75 CZK/m² na 72,174 CZK/m² a rodinných domů z 13,693.75 CZK/m² na 36,208.75 CZK/m² může těžit z přírodního bohatství a kvality životního prostředí, stejně jako z rozvoje služeb a turismu. Liberecký kraj, s cenami bytů vzrostlými z 19,485 CZK/m² na 64,706.75 CZK/m² a domů z 13,743.75 CZK/m² na 39,970.25 CZK/m², je pravděpodobně ovlivněn svou blízkostí k Německu a oblibou mezi pendlery dojíždějícími za prací přes hranice. Moravskoslezský kraj ukázal mírnější růst cen bytů z 14,051 CZK/m² na 43,421.75 CZK/m² a domů z 14,874 CZK/m² na 35,656.75 CZK/m². Tento pomalejší růst může být spojen s průmyslovou restrukturalizací regionu a postupným ekonomickým oživením. Olomoucký kraj s růstem cen bytů z 21,181.75 CZK/m² na 60,471.75 CZK/m² a domů z 11,959.50 CZK/m² na 34,305.75 CZK/m² může těžit z rozvoje svých univerzit a vysokoškolských institucí, které přitahují studenty a akademický personál. Pardubický kraj, kde ceny bytů vzrostly z 21,969.75 CZK/m² na 61,838 CZK/m² a domů z 12,950.75 CZK/m² na 37,756 CZK/m², může být atraktivní díky svému průmyslovému zázemí a vylepšení dopravní infrastruktury, které zlepšuje dostupnost. Plzeňský kraj s nárůstem cen bytů z 24,616.5 CZK/m² na 64,225 CZK/m² a rodinných domů z 14,733.75 CZK/m² na 38,838.25 CZK/m² může profitovat z jeho pozice průmyslového a logistického hubu, stejně jako z blízkosti k Německu. Středočeský kraj vykazuje významný růst cen bytů z 28,141.25 CZK/m² na 77,615.75 CZK/m² a domů z 23,354.75 CZK/m² na 64,047.75 CZK/m², což může být důsledkem sub urbanizačních trendů a hledání alternativ k bydlení v Praze. Zlínský kraj s nárůstem cen bytů z 22,325.75 CZK/m² na 61,107 CZK/m² a domů z 12,586.25 CZK/m² na 33,542 CZK/m² může reflektovat jeho silný průmyslový základ a investice do místního hospodářství. Nakonec Ústecký kraj, i přes to, že stále nabízí jedny z nejnižších cen, ukázal nárůst cen bytů z 9,112 CZK/m² na 33,813.25 CZK/m² a domů z 12,030.5 CZK/m² na 31,189 CZK/m², což může souviset s jeho strategickou polohou a potenciálem pro průmyslový rozvoj.

VO2: Jsou ovlivněny nabídkové ceny nemovitostí mírou inflace, průměrnou mzdou a úrokovou sazbou hypotečních úvěrů?

Výsledky korelační analýzy z jednotlivých krajů České republiky ukazují, že existuje významná korelace mezi nabídkovými cenami nemovitostí a průměrnými mzdami, úrokovými sazbami a mírou inflace. To je v souladu se zjištěními o vlivu inflace, ke kterým dospěli Okuta et al. (2022) a Melnychenko et al. (2022) a zjištěními o vlivu hypotečních úvěrů prezentovaných Akçay, Karul, a Akyuz (2022) a Akgündüz et al. (2023). Průměrná mzda, jako ukazatel kupní síly, má téměř dokonalou korelaci s cenami nemovitostí, což naznačuje, že s rostoucími mzdami se zvyšuje schopnost a ochota lidí platit více za nemovitosti. Tento jev je patrný ve všech krajích a je nezávislý na velikosti města nebo regionu. Koeficient determinace (R^2), který udává, jak velkou část variability cen nemovitostí lze vysvětlit pomocí sledovaných proměnných, je vysoký pro všechny kraje, což svědčí o významném vlivu zmíněných ekonomických faktorů. Vysoké hodnoty R^2 ve většině modelů naznačují, že inflace, úrokové sazby a průměrné mzdy jsou klíčovými determinanty cen nemovitostí. Je tedy možné konstatovat, že nabídkové ceny nemovitostí jsou významně ovlivněny ekonomickým prostředím. S rostoucí inflací se zvyšují i ceny nemovitostí, protože peníze ztrácejí na hodnotě a lidé jsou ochotni platit více za realitní majetek jako způsob ochrany svého kapitálu. Vyšší úrokové sazby činí půjčky na nákup nemovitostí dražšími, což má za následek zvýšení nabídkových cen, aby se pokryly vyšší náklady spojené s financováním. V neposlední řadě vysoká průměrná mzda zvyšuje kupní sílu obyvatel a tím i poptávku po nemovitostech, což vede k růstu cen. Tento jev je dále umocněn v prostředí, kde roste ekonomika a mzdy stoupají rychleji než inflace a úrokové sazby.

Výsledky jasně ukazují, že nabídkové ceny nemovitostí jsou ovlivněny kombinovaným efektem inflace, úrokových sazeb a průměrné mzdy, a to konzistentně napříč různými kraji České republiky.

VO3: Jaká je dostupnost bydlení v jednotlivých krajích České republiky?

Analýza indexu dostupnosti bydlení v jednotlivých krajích České republiky odhaluje významné regionální rozdíly a celkový trend poklesu dostupnosti bydlení. V Praze je pozorován nejnižší průměrný index dostupnosti bydlení pro byty i rodinné domy, což odráží vysoké ceny v hlavním městě v porovnání s průměrnými mzdami. Jihočeský kraj, přestože zaznamenává pokles dostupnosti, si udržuje průměrné hodnoty indexu nad republikovým průměrem. Jihomoravský kraj vykazuje pokles dostupnosti bydlení, což může souviset s ekonomickým rozvojem a růstem populace v tomto regionu. Karlovarský kraj, ačkoliv nezaznamenal tak drastický pokles jako jiné kraje, stále vykazuje negativní trend ve vývoji dostupnosti bydlení. Vysočina má jedny z nejvyšších průměrných hodnot indexu, ale i zde je zaznamenán výrazný pokles, což může mít dopad na trh s bydlením v tomto kraji. Královéhradecký kraj ukazuje výrazný pokles dostupnosti bydlení, což může být znamením zvyšujících se cen nemovitostí nebo stagnujících mezd. Liberecký kraj se potýká s jedním z nejprudších poklesů indexu, což naznačuje, že dostupnost bydlení se zde stává významným problémem. Moravskoslezský kraj vykazuje výrazný pokles indexu dostupnosti bydlení, což naznačuje, že i přes tradičně nižší ceny nemovitostí dochází k zhoršení dostupnosti. Olomoucký kraj má srovnatelný pokles dostupnosti bydlení s ostatními kraji, což naznačuje, že se jedná o celorepublikový problém. Pardubický kraj zaznamenal pokles dostupnosti, který je v souladu s celkovým trendem v zemi. Plzeňský kraj, podobně jako ostatní regiony, čelí poklesu dostupnosti bydlení, což může být spojeno s růstem cen nemovitostí. Středočeský kraj vykazuje pokles dostupnosti bydlení, což může být ovlivněno blízkostí k Praze a šířením vysokých cen nemovitostí do okolních oblastí.

Nejprudší pokles dostupnosti bydlení byl zaznamenán v Ústeckém kraji, což vyžaduje zvláštní pozornost v oblasti bytové politiky. Zlínský kraj také zaznamenává pokles dostupnosti bydlení, i když není tak extrémní jako v některých jiných krajích. Tyto výsledky ukazují na celostátní úrovni trend poklesu dostupnosti bydlení, což odráží rostoucí rozpor mezi cenami nemovitostí a průměrnými mzdami. Celkově tento trend má potenciál vyvolat dlouhodobé ekonomické a sociální důsledky, jako je snížená mobilita pracovní síly a větší finanční zátěž pro domácnosti. Vyžaduje si to pozornost a možná akci ze strany vlády a místních úřadů, aby se zlepšila dostupnost bydlení a zajistila stabilita na bytovém trhu.

Závěr

Cílem práce bylo zhodnotit nabídkové ceny nemovitostí, dostupnost bydlení a vliv inflace, mezd a výše úrokových sazeb hypoték na tyto ceny v České republice. Cíl se podařilo splnit.

Nabídkové ceny nemovitostí v České republice v období 2015-2022 odhalily rozmanité regionální trendy, které byly ovlivněny jak lokálními, tak celostátními ekonomickými a sociálními faktory. V Praze byl zaznamenán výrazný růst cen, což bylo důsledkem kombinace vysoké poptávky, omezené nabídky nového bydlení, atraktivity města pro mezinárodní investory a ekonomické prosperity regionu. Podobné vzorce růstu cen byly pozorovány i v dalších krajích, přičemž každý kraj reflektoval specifické lokální podmínky a faktory, jako je například rozvoj vzdělání, technologického sektoru, turismu nebo strategická poloha. Výsledky

korelační analýzy ukázaly, že existuje významná korelace mezi nabídkovými cenami nemovitostí a průměrnými mzdami, úrokovými sazbami a mírou inflace. Růst průměrných mezd byl téměř dokonale korelován s cenami nemovitostí, naznačující, že s rostoucími mzdami se zvyšuje schopnost a ochota lidí platit více za nemovitosti. Inflace a vysoké úrokové sazby zvyšovaly náklady na financování a tím pádem i nabídkové ceny nemovitostí. Výpočet indexu dostupnosti bydlení poukázal na významné regionální rozdíly a celkový trend poklesu dostupnosti bydlení napříč různými kraji. Nejnižší průměrný index dostupnosti byl pozorován v Praze, což odráží vysoké ceny nemovitostí ve srovnání s průměrnými mzdami. V ostatních krajích byly zaznamenány různé úrovně poklesu dostupnosti, což naznačuje celostátní trend snižující se dostupnosti bydlení.

Celkově lze konstatovat, že nabídkové ceny nemovitostí v České republice jsou významně ovlivněny ekonomickým prostředím, přičemž vývoj cen je ovlivněn kombinací inflace, úrokových sazeb a průměrných mezd. Tento trend má potenciál vyvolat dlouhodobé ekonomické a sociální důsledky, jako je snížená mobilita pracovní síly a větší finanční zátěž pro domácnosti, což vyžaduje pozornost a možnou akci ze strany vlády a místních úřadů. Přínos této práce spočívá v poskytnutí vhledu do dynamiky trhu, což je klíčové pro kupující, prodejce a investory. Kromě ekonomických a tržních aspektů odhaluje výzkum také sociální a regionální rozdíly v dostupnosti bydlení, což může napomoci lepšímu porozumění sociálních nerovností a regionálních disparit. Tento aspekt je zvláště relevantní pro formulaci strategií, které cílí na zlepšení dostupnosti a kvality bydlení. Nakonec, výzkum poskytuje pevný základ pro další studie v oblasti trhu s nemovitostmi, městského rozvoje, sociálního bydlení a finanční politiky. V kontextu dynamického vývoje trhu s nemovitostmi v České republice představuje tato práce ucelený pohled na klíčové faktory ovlivňující trh a jeho širší dopady na ekonomiku a společnost

Zdroje

AIYIN, Wang a YANMEI, Xu. Multiple Linear Regression Analysis of Real Estate Price. Online. *2018 International Conference on Robots & Intelligent System (ICRIS)*. IEEE, 2018, s. 564-568. ISBN 978-1-5386-6580-0. Dostupné z: <https://doi.org/10.1109/ICRIS.2018.00145>. [cit. 2023-10-07].

AKÇAY, S. Belgin; KARUL, Cagin a AKYUZ, Mert. Mortgage credit and house prices: the Turkish case. Online. *International Journal of Housing Markets and Analysis*. 2022, roč. 16, č. 2, s. 318-335. ISSN 1753-8270. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/IJHMA-11-2021-0127>. [cit. 2023-10-16].

AKGÜNDÜZ, Yusuf Emre; DURSUN-DE NEEF, H. Özlem; HACIHASANOĞLU, Yavuz Selim a YILMAZ, Fatih. Cost of credit, mortgage demand and house prices. Online. *Journal of Banking & Finance*. 2023, roč. 154. ISSN 03784266. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2023.106953>. [cit. 2023-10-16].

- Bui, T.N., 2020. IMPACTS OF INTEREST RATE ON HOUSING PRICES: EVIDENCE FROM HO CHI MINH CITY, VIETNAM. *International Transaction Journal of Engineering, [online] Management*, p.11A05A: 1–7. Dostupné z: <https://doi.org/10.14456/ITJEMAST.2020.81>. [cit. 2023-10-07].
- DAJCMAN, Silvo. Demand for residential mortgage loans and house prices in the euro area. Online. *Economics & Sociology*. 2020, roč. 13, č. 1, s. 40-51. ISSN 2071-789X. Dostupné z: <https://doi.org/10.14254/2071-789X.2020/13-1/3>. [cit. 2023-10-16].
- FABOZZI, Frank J.; SHILLER, Robert J. a TUNARU, Radu S. Evolution of Real Estate Derivatives and Their Pricing. Online. *The Journal of Derivatives*. 2019, roč. 26, č. 3, s. 7-21. ISSN 1074-1240. Dostupné z: <https://doi.org/10.3905/jod.2019.26.3.007>. [cit. 2023-10-07].
- FILOTTO, Umberto; GIANNOTTI, Claudio; MATTAROCCHI, Gianluca a SCIMONE, Xenia. Residential mortgages, the real estate market, and economic growth: evidence from Europe. Online. *Journal of Property Investment & Finance*. 2018, roč. 36, č. 6, s. 552-577. ISSN 1463-578X. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/JPIF-09-2017-0060>. [cit. 2023-10-07].
- FLEISCHMAN, Benedik; FRITZ, Carsten a SEBASTIAN, Steffen. Real Estate, Stocks, and Bonds as a Deflation Hedge, *International Real Estate Review*. Online. Global Social Science Institute. 2019, vol. 22(1), pages 1-26. [cit. 2023-10-16].
- IDROVO-AGUIRRE, Byron J.; LOZANO, Francisco J. a CONTRERAS-REYES, Javier E. Prosperity or Real Estate Bubble? Exuberance Probability Index of Real Housing Prices in Chile. Online. *International Journal of Financial Studies*. 2021, roč. 9, č. 3. ISSN 2227-7072. Dostupné z: <https://doi.org/10.3390/ijfs9030051>. [cit. 2023-10-16].
- KHAN, Mohsin; SINGH, Rup; PATEL, Arvind a JAIN, Devendra Kumar. An examination of house price bubble in the real estate sector: the case of a small island economy – Fiji. Online. *International Journal of Housing Markets and Analysis*. 2021, roč. 14, č. 4, s. 745-758. ISSN 1753-8270. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/IJHMA-05-2020-0056>. [cit. 2023-10-16].

- KORKMAZ, Özge. The relationship between housing prices and inflation rate in Turkey. Online. *International Journal of Housing Markets and Analysis*. 2019, roč. 13, č. 3, s. 427-452. ISSN 1753-8270. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/IJHMA-05-2019-0051>. [cit. 2023-10-07].
- LEE, Cheonjae a PARK, Jinbaek. The Time-Varying Effect of Interest Rates on Housing Prices. Online. *Land*. 2022, roč. 11, č. 12. ISSN 2073-445X. Dostupné z: <https://doi.org/10.3390/land11122296>. [cit. 2023-10-16].
- LIM, G.C. a TSIAPLIAS, Sarantis. Interest Rates, Local Housing Markets and House Price Over-reactions. Online. *Economic Record*. 2018, roč. 94, č. S1, s. 33-48. ISSN 0013-0249. Dostupné z: <https://doi.org/10.1111/1475-4932.12402>. [cit. 2023-10-16].
- LIU, Mei a MA, Qing-Ping. Determinants of house prices in China: a panel-corrected regression approach. Online. *The Annals of Regional Science*. 2021, roč. 67, č. 1, s. 47-72. ISSN 0570-1864. Dostupné z: <https://doi.org/10.1007/s00168-020-01040-z>. [cit. 2023-10-16].
- MAREŠ, Petr, Ladislav RABUŠIC a Petr SOUKUP. 2015. *Analýza sociálněvědních dat (nejn) v SPSS*. Brno: Masarykova universita. ISBN 978-80-210-6362-4.
- MELNYCHENKO, Oleksandr; OSADCHA, Tetiana; KOVALYOV, Anatolij a MATSKUL, Valerii. Dependence of Housing Real Estate Prices on Inflation as One of the Most Important Factors: Poland's Case. Online. *Real Estate Management and Valuation*. 2022, roč. 30, č. 4, s. 25-41. ISSN 2300-5289. Dostupné z: <https://doi.org/10.2478/remav-2022-0027>. [cit. 2023-10-15].
- MOHD THAS THAKER, Hassanudin; ARIFF, Mohamed a SUBRAMANIAM, Niviethan Rao. Residential property market in Malaysia: an analysis of price drivers and co-movements. Online. *Property Management*. 2020, roč. 39, č. 1, s. 107-138. ISSN 0263-7472. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/PM-10-2019-0064>. [cit. 2023-10-16].
- OKUTA, Fredrick Otieno; KIVAA, Titus; KIETI, Raphael a OKAKA, James Ouma. Modeling the dynamic effects of macroeconomic factors on housing performance in Kenya. Online. *International Journal of Housing Markets and Analysis*. 2022. ISSN 1753-8270. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/IJHMA-06-2022-0093>. [cit. 2023-10-16].

- RADONJIĆ, Milena; ĐURIŠIĆ, Vladimir; ROGIĆ, Sunčica a ĐUROVIĆ, Andrija. The impact of macroeconomic factors on real estate prices. Online. *Ekonomski pregled*. 2019, roč. 70, č. 4, s. 603-626. ISSN 18489494. Dostupné z: <https://doi.org/10.32910/ep.70.4.2>. [cit. 2023-10-15].
- RAYA, Josep Maria Raya. 2021. Evaluating Different Housing Prices: Marketing and Financial Distortions. Online. *International Real Estate Review*. 2019, vol. 24(4), s 549-576. ISSN: 2154-8919. [cit. 2023-10-07].
- REHMAN, Mobeen Ur; ALI, Sajid a SHAHZAD, Syed Jawad Hussain. Asymmetric Nonlinear Impact of Oil Prices and Inflation on Residential Property Prices: a Case of US, UK and Canada. Online. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. 2020, roč. 61, č. 1, s. 39-54. ISSN 0895-5638. Dostupné z: <https://doi.org/10.1007/s11146-019-09706-y>. [cit. 2023-10-07].
- RUIZ BRAVO DE MANSILLA, Gumersindo. INTEREST RATES, PRICES AND HOUSING TRANSACTIONS IN SPAIN. Online. *Revista de Estudios Empresariales. Segunda Época*. 2023, s. 5-26. ISSN 1988-9046. Dostupné z: <https://doi.org/10.17561/ree.n2.2023.7821>. [cit. 2023-10-16].
- SLAVATA, David. The Comparison of Housing Affordability in Czech and Polish Regions. In: *Development and Administration of Border Areas of the Czech Republic and Poland - Support for Sustainable Development : conference proceedings : 11.-12.9.2018, Ostrava*. Ostrava: VŠB - Technical University of Ostrava, 2018. s. 247-254. ISBN 978-80-248-4229-5. [cit. 2023-10-16].
- TALTAVULL, Paloma. Editorial. Online. *Journal of European Real Estate Research*. 2021, roč. 14, č. 3, s. 305-308. ISSN 1753-9269. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/JERER-11-2021-066>. [cit. 2023-10-07].
- TANG, Jianli; YE, Kunhui a QIAN, Yan. RETHINKING THE RELATIONSHIP BETWEEN HOUSING PRICES AND INFLATION: NEW EVIDENCE FROM 29 LARGE CITIES IN CHINA. Online. *International Journal of Strategic Property Management*. 2019, roč. 23, č. 3, s. 142-155. ISSN 1648-715X. Dostupné z: <https://doi.org/10.3846/ijspm.2019.7800>. [cit. 2023-10-16].

- VALADKHANI, Abbas; NGUYEN, Jeremy a O'BRIEN, Martin. Asymmetric responses of house prices to changes in the mortgage interest rate: evidence from the Australian capital cities. Online. *Applied Economics*. 2019, roč. 51, č. 53, s. 5781-5792. ISSN 0003-6846. Dostupné z: <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1619026>. [cit. 2023-10-16].
- U, Chien-Ming a CHEN, Pei-Fen. House Prices, Mortgage Rate, and Policy: Megadata Analysis in Taipei. Online. *Sustainability*. 2018, roč. 10, č. 4. ISSN 2071-1050. Dostupné z: <https://doi.org/10.3390/su10040926>. [cit. 2023-10-16].
- VAN DER DRIFT, Rosa; DE HAAN, Jan a BOELHOUWER, Peter. Mortgage credit and house prices: The housing market equilibrium revisited. Online. *Economic Modelling*. 2023, roč. 120. ISSN 02649993. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106136>. [cit. 2023-10-16].
- WHITE, Michael a PAPASTAMOS, Dimitrios. Buyer behaviour and price expectations: a spatial analysis of the Athens residential market. Online. *Journal of European Real Estate Research*. 2022, roč. 15, č. 3, s. 463-481. ISSN 1753-9269. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/JERER-03-2020-0013>. [cit. 2023-10-16].
- WOLSKI, Rafal. Residential Real Estate as a Potential Hedge of Capital Against Inflation. Online. *Real Estate Management and Valuation*. 2023, roč. 31, č. 1, s. 36-42. ISSN 2300-5289. Dostupné z: <https://doi.org/10.2478/remav-2023-0004>. [cit. 2023-10-15].
- YIN, XIAO-CUI; SU, CHI-WEI a TAO, RAN. HAS MONETARY POLICY CAUSED HOUSING PRICES TO RISE OR FALL IN CHINA? Online. *The Singapore Economic Review*. 2020, roč. 65, č. 06, s. 1601-1618. ISSN 0217-5908. Dostupné z: <https://doi.org/10.1142/S0217590818500145>. [cit. 2023-10-16].
- YIU, Chung Yim. Why House Prices Increase in the COVID-19 Recession: A Five-Country Empirical Study on the Real Interest Rate Hypothesis. Online. *Urban Science*. 2021, roč. 5, č. 4. ISSN 2413-8851. Dostupné z: <https://doi.org/10.3390/urbansci5040077>. [cit. 2023-10-16].
-

Kontaktní adresa autorů:

Bc. Stanislav Vítovec, Ústav znalectví a oceňování, Vysoká škola technická a ekonomická v Českých Budějovicích, Okružní 517/10, 37001 České Budějovice, Česká republika, student magisterského programu, e-mail: vitovec@mail.vstecb.cz

Yelyzaveta Apanovych Pan-European University in Bratislava, Tomášikova 20 e-mail: apanovych@znalcivste.cz

Development of platinum and palladium prices in relation to themselves

Michaela Žilinská¹, Nikola Kováčiková²

¹ School of Expertness and Valuation, Institute of Technology and Business in České Budějovice, Czech Republic

² School of Expertness and Valuation, Institute of Technology and Business in České Budějovice, Czech Republic

Abstract

The aim of this work was to assess the historical evolution of platinum and palladium prices from 2015 to October 2023 and to identify the impact of geopolitical events on these prices. The objectives were achieved using content analysis, linear regression, correlation analysis and the method of comparison. The findings showed that platinum and palladium had very different price trends during the period under study and there is no correlation between them. Geopolitical events such as industrial demand, COVID-19 pandemic, military and political tensions, monetary policy and inflation have influenced the price development of metals. The paper concludes by suggesting that palladium appears to be a more suitable instrument for storing and multiplying funds compared to platinum. The results of this study offer scope for further research with a longer time span and extension to other metal commodities to provide new and more detailed insights.

Keywords: Platinum, palladium, commodity, precious metals, price development, investment.

Úvod

Zlato, stříbro, platina a palladium jsou oblíbenými drahými kovy. Jejich popularita mezi investory spočívá v jejich schopnosti uchovávat bohatství, zajišťovat proti inflaci, diverzifikovat riziko a sloužit jako bezpečná aktiva (Salisu et al., 2019). Ceny těchto kovů mají značný vliv na celosvětovou hospodářskou aktivitu, neboť jsou důležitými surovinami pro průmyslovou výrobu a stavebnictví a také jsou atraktivní investičními aktivy (Kara et al., 2023). Nedávně se tyto kovy staly středem pozornosti investorů, přestože jejich ceny ovlivňují

průmysloví výrobci, spotřebitelé a finanční investoři, úloha konkrétních cenových faktorů však zůstává nejasná (Lutzenberger et al., 2017). Porozumění cenám kovů má důležitý význam pro výrobce, spotřebitele, tvůrce politik a obchodníky, neboť jim umožňuje předvídat krátkodobé i dlouhodobé cenové trendy. Ceny kovů jsou spojeny s jejich výrobou a spotřebou (Shammugam et al., 2019). Drahé kovy hrají významnou roli v celosvětovém finančním systému, stávají se stále oblíbenějšími investicemi a součástí dobře diverzifikovaných portfolií. Také slouží jako rezervy pro centrální banky (Smales & Lucey, 2019). S ekonomickou nejistotou roste zájem investorů o drahé kovy, a to především o kovy fondů, jako způsob ochrany proti rizikům a možnost získání kapitálových výnosů (Jensen et al., 2018).

Měnové kovy hrály v minulosti klíčovou roli v určování hodnoty peněz, ale jejich povinné krytí bylo postupně opuštěno. Dnes jsou tyto drahé kovy vnímány spíše jako investiční aktiva s rizikem a výnosem. Jejich absence omezení vede k rychlejšímu znehodnocování peněz (Revenda & Arltova, 2022). Investoři se historicky pokoušeli předpovědět budoucí ceny těchto kovů, a proto byly vyvinuty různé ekonometrické modely k určení proměnných, které ceny ovlivňují (Eryigit, 2017). Růst cen na trzích s kovovými komoditami může být spojen s větší volatilitou na finančních trzích, což zvyšuje význam analýzy cenových pohybů komodit pro investory, kteří hledají optimální alokaci svých aktiv (Kirkpınar, 2020). Komoditní futures indexy se stávají stále důležitějšími pro institucionální investory, kteří hledají diverzifikaci svých portfolií (Cortazar et al., 2021).

Volatilita je klíčovým faktorem při oceňování derivátů, správě rizik v portfoliích a používání strategií k hedgingu na finančních trzích. Přesný odhad volatilitu důležitých přírodních surovin, jako je zlato, stříbro, platina a palladium, je nezbytný (Srivastava et al., 2023). Nedávný vývoj cen na mezinárodních finančních a komoditních trzích ukazuje významnou korelaci mezi nimi. Tato korelace se zvýšila v důsledku makroekonomických změn, včetně ekonomických cyklů způsobených pandemií COVID-19. Výsledkem jsou změny v investičních strategiích jak jednotlivců, tak institucionálních investorů. Zvýšený zájem o zlato jako bezpečnou investici vedl k růstu poptávky na mezinárodních trzích s drahými kovy. Celkově jsou ceny drahých kovů citlivé na geopolitické napětí, finanční nestabilitu, inflaci, růst a tržní podmínky. Zatímco tradiční energetické suroviny jako ropa a zemní plyn jsou důležitými složkami výroby kovů, což zvyšuje propojení těchto dvou oblastí (Shahzad et al., 2023). Drahé kovy jsou tak vnímány jako relativně odolné vůči ekonomickým otřesům a nejistotě v hospodářské politice v porovnání s akciovými trhy (Shah et al., 2021).

Cílem práce je zhodnotit historický vývoj cen drahých kovů, tedy platiny a palladia, a dále identifikovat vliv geopolitických událostí na jejich vývoj, a to v období od 02.01. 2015 do 31. 10. 2023. Dílčím cílem je pak posoudit, který kov je vhodnějším nástrojem pro zhodnocení finančních prostředků. Za účelem dosažení cíle byly definovány následující výzkumné otázky:

VO1: Jak se lišil vývoj cen platiny a palladia během posledních 8 let, a jaký je vzájemný vztah mezi těmito kovy?

VO2: Které geopolitické faktory se ve sledovaném období nejvíce podílely na vývoji cen platiny a palladia?

VO3: Do jaké míry se jeví platina a palladium jako vhodné uchovatelé a rozmnožitelé finančních prostředků?

Literární rešerše

Mezi kovy platinové skupiny patří platina, palladium, rhodium, iridium, ruthenium a osmium. Jsou seskupeny dohromady, protože se obvykle vyskytují ve stejných ložiscích minerálů a také jelikož mají podobné chemické vlastnosti (McCown & Shaw, 2017). Získávání kovů PGMs (The platinum group metals) nabývá na významu vzhledem k vysoké hodnotě těchto kovů a jejich postupnému vyčerpání. Zejména platina a palladium mají ze všech PGMs nejzásadnější hospodářský dopad, a to, jelikož se používají v široké škále aplikací a staly se tak nepostradatelnými v různých průmyslových procesech (Lanaridi et al., 2021). I v posledních několika letech neustále roste poptávka po PGMs, která převyšuje dosažitelnou nabídku a podle prognóz do budoucna se neočekává, že by se tento trend změnil. Jejich přirozený výskyt je totiž velmi nízký a jejich přírodní zdroje jsou celosvětově omezené. Navíc jsou PGMs v průmyslových aplikacích do značné míry nenahraditelné a podle geologů je objevení nových ložisek velmi nepravděpodobné (Zientek et al., 2014). Přestože bílé drahé kovy obecně, a platina a palladium zvláště, byly obvykle považovány za pouhé výrobní vstupy, nedávné zavedení ETF (Exchange-traded funds) na stříbro v dubnu roku 2006 a ETF na platinu a palladium v srpnu roku 2010 výrazně posílilo investiční stránku těchto kovů. Mimo jiné lze u všech tří kovů v posledních letech pozorovat vzestupný a poměrně výrazný trend fyzické poptávky po bílých drahých kovech jako investičních aktivech (Bilgin et al., 2018). Stejného názoru zastávají i Lucey et al., (2018) a rovněž uvádí, že v posledních letech se v důsledku rostoucí financionalizace komoditních trhů bílé drahé kovy změnilo z pouhého výrobního zboží na aktivně obchodované cenné papíry. Navíc dodávají, že jako investiční aktiva by bílé drahé kovy mohly sloužit jako alternativní a možná i účinnější ochrana proti inflaci, a to například i v porovnání se zlatem, které je dodnes považováno jako za nejúčinnější nástroj pro zajištění proti inflaci.

Vzácné kovy, včetně platiny a palladia, mají význam v průmyslu a investicích. Tyto kovy jsou známé pro svou unikátní fyzikální a chemickou odolnost, což je činí důležitými v mnoha odvětvích, jako jsou automobily, chemie, ropný průmysl, elektrotechnika, šperkařství, letectví, lékařství a farmaceutický průmysl (Pianowska et al., 2023). Hlavními producenty platiny a palladia jsou Rusko a Jihoafrická republika, a tyto kovy jsou vzácné s omezenými světovými zásobami. Platinu lze dokonce považovat za kritický materiál, a je očekáváno, že poptávka po ní v budoucnu výrazně vzroste díky ekologickým technologiím jako vodíkovým palivovým článkům (Li et al., 2023). Palladium má význam v moderní syntetické chemii a je klíčovou složkou katalyzátorů a elektronických zařízení. Je však důležité zdůraznit, že trvalá poptávka po těchto kovech má dopady na finanční i ekologické náklady spojené s jejich těžbou. Automobilový průmysl spotřebovává většinu produkce palladia, což ovlivňuje jeho dostupnost (Antonakakis & Kizys, 2015).

Drahé kovy získávají na oblibě zejména v době finančních krizích a nejistoty, kdy jejich ceny mají tendenci růst, protože investoři hledají bezpečné investice pro zhodnocení finančních prostředků. Problémem ovšem je, že velká část lidí stále nedokáže využít a posoudit jejich přínos (Novotny & Sejkora, 2017). Financionalizace komodit a jejich začlenění do finančních portfolií jako součástí investiční strategie může vést k vyšší korelaci a přelévání volatility mezi komoditními a akciovými trhy. V článku de Boyria & Pavlova (2018) byla proto provedena analýza vzájemného pohybu mezi akciovými trhy a komoditami s důrazem na rozdíly mezi vývojem cen v rozvíjejících se trzích s komoditami. Z jejich výsledků vyplývá, že některé rozvíjející trhy mají nižší míru co-movementu s cenami komodit než rozvinuté země. Dále bylo zjištěno, že zemědělské komodity a komodity drahých kovů poskytují lepší možnost diverzifikace v méně rozvinutých trzích. Balcilar & Ozdemir (2019) zkoumali, jak volatilita

ovlivňuje výnosy z cen drahých kovů. Pro odhad použili model stochastické volatility s časově proměnlivým faktorem (TVP-SVM), který zahrnuje silnou dynamiku komoditních trhů měnící se v čase. Jejich studie využila měsíční data o cenách zlata, stříbra, platiny a palladia. Autoři dokazují, že volatilita má do značné míry proměnlivý vliv na výnosy cen drahých kovů. Výsledky tedy ukazují, že volatilita má významný negativní dopad na výnosy cen drahých kovů a tento dopad je negativnější v obdobích s vyšší volatilitou.

GPR (geopolitical risks) jsou spojená s válkami, teroristickými útoky a napětími mezi státy, která narušují pravidelný a mírový průběh mezinárodních vztahů jsou považována za jeden z významných typů rizik, která negativně ovlivňují finanční trhy. Očekává se tedy, že iracionální chování investorů z psychologických důvodů v rizikových situacích, rozhodnutí přijímaná ve strachu a panice ovlivní výkonnost investičních nástrojů, a tím i rozhodování diverzifikovaného portfolia (Lu et al., 2023). Autoři tak ve své studii zkoumali existenci argumentu, že investice do drahých kovů mohou chránit před geopolitickými riziky a potencionálně tak působit jako bezpečný přístav. Pomocí metody časově proměnných kvantilů došli k závěrům, že zejména v období vyššího napětí se vysoké ceny drahých kovů přelévají z indexu geopolitického rizika.

V posledních několika letech finanční nestabilita spolu s různými geopolitickými událostmi zhoršily výnosy tradičních neobnovitelných zdrojů energie a také trhů se vzácnými kovy v důsledku některých nevyhnutelných podmínek, jako byla rusko-ukrajinská válka v roce 2014, teroristické útoky v Paříži v roce 2015 a vojenské napětí mezi USA a Íránem (Zhou et al., 2020). Nygaard (2023) k tomu dodává, že pandemie Covid-19 byla spolu s geopolitickými riziky jedním z nejdůležitějších případů rizika finanční nestability, která vážně poškodila světovou ekonomiku včetně cen komodit. Navíc po ruské invazi na Ukrajinu v roce 2022, kdy se světová ekonomika teprve začala vzpamatovávat z pandemie Covid-19, došlo opět k výraznému nárůstu cen ropy a drahých kovů (Yu et al., 2021).

Vývoj cen drahých kovů ovlivňuje globální ekonomickou politiku. Jejich investiční hodnota může pozitivně reagovat na globální ekonomickou nejistotu, zejména v dobách krizí. Růst cen těchto kovů může zvýšit investiční výnosy a snížit paniku na trhu, přispívající ke snížení této nejistoty. Ceny drahých kovů jsou také závislé na průmyslové nabídce a poptávce. Studie ukazují, že existuje spojitost mezi globální ekonomickou politickou nejistotou a volatilitou cen zlata, stříbra, platiny a palladia. Zvýšená nejistota zvyšuje tuto volatilitu (Razy et al., 2023). Investice do drahých kovů nemohou zcela garantovat ochranu proti inflaci, ale mohou být atraktivním způsobem diverzifikace investičního portfolia. Drahé kovy také slouží jako ochrana proti inflaci, která snižuje reálnou hodnotu peněz. Například studie McCown & Shaw (2017) naznačuje, že platina a palladium mohou být účinnějšími nástroji pro zajištění proti inflaci než zlato. Studie Antonakakis & Kizys (2015) ukazuje, že zlato má dominantní roli při přenosu výnosů a volatility na trzích. Salisu et al. (2019) zase naznačuje, že zlato a palladium poskytují zajištění proti inflaci v zemích OECD, bez ohledu na rozdílné výsledky v jednotlivých zemích

K zodpovězení první výzkumné otázky bude použita obsahová analýza s grafickým zobrazením, pro identifikaci vývoje cen platiny a palladia, korelační analýza k potvrzení či vyvrácení existence vztahu mezi těmito dvěma proměnnými a metoda komparace k posouzení odlišností ve vývoji jejich cen.

K identifikaci klíčových geopolitických faktorů podílejících se na vývoji cen platiny a palladia, bude druhá výzkumná otázka zodpovězena za využití obsahové analýzy.

Pro třetí výzkumnou otázku bude použita analýza proměnných ukazatelů (tedy ROI), díky které bude možné dojít k závěrům, který ze dvou vybraných kovů se jeví jako nejlepší uchovatel finančních prostředků. Dále bude využito lineární regrese pro předpověď budoucích cen platiny a palladia a tím i výpočtu ROI do budoucna.

Methodics

Za účelem dosažení stanoveného cíle budou použita sekundární data dostupná na webové stránce [macrotrends.net](https://www.macrotrends.net) (Macrotrends, 2023). Na této webové stránce budou zajištěna konkrétní data týkající se vývoje cen platiny a palladia. Tato data budou klíčová pro analýzu historického vývoje cen platiny a palladia. Pro získání podrobného přehledu o historickém vývoji cen těchto dvou drahých kovů budou shromážděna denní data za období od 2. ledna 2015 do 31. října 2023. Výchozí měnou pro tuto analýzu bude americký dolar (USD), a jako hmotnostní jednotka bude použita trojská unce (oz.t.). Pro uložení a zpracování dat bude vytvořeno několik datových souborů v programu Excel od společnosti Microsoft. Tyto soubory budou následně upraveny tak, aby obsahovaly pouze relevantní informace, které budou sloužit jako základ pro další analýzy. Získaná data budou podrobena jak kvalitativnímu, tak i kvantitativnímu hodnocení.

Kromě webové stránky [macrotrends.net](https://www.macrotrends.net) budou také využity zprávy a další veřejné zdroje dostupné na webových stránkách [Finex.cz](https://www.finex.cz) (Finex.cz, 2023), [Purple-trading.com](https://www.purple-trading.com) (Purple Trading, 2023) a [Investing.com](https://www.investing.com) (Investing.com, 2023), které se budou týkat platiny, palladia a souvisejících geopolitických faktorů. Tyto informace budou sloužit jako doplňkový zdroj pro komplexní analýzu vývoje cen těchto drahých kovů.

Pro zodpovězení první výzkumné otázky, bude využito obsahové analýzy a lineární regrese, která v rámci této práce umožní identifikovat, jak se historické ceny platiny a palladia vyvíjely. Pro výpočet lineární regrese bude využito následujícího vzorce (Alhakamy et al., 2023), kde:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x \quad (1)$$

y je závisle proměnná a x nezávisle proměnná,

β_0 je konstantní člen

β_1 směrnice přímky

Navíc bude aplikována kvantilová analýza, která za pomoci využití programu Excel umožní výpočet klíčových statistických parametrů pro oba kovy zvláště, tedy mediánu, modusu, aritmetického průměru, variačního rozpětí a maximálních a minimálních hodnot. Tato analýza bude podstatná pro lepší pochopení toho, jak se tyto komodity vyvíjely v průběhu času. Další použitou metodou bude navíc korelační analýza, pro kterou bude zvolena hladina významnosti 0,95, která se zaměřuje na lineární vztah mezi dvěma proměnnými. Tento vztah bude kvalifikován pomocí tzv. korelačního koeficientu, jehož hodnota může dosahovat rozmezí od 0 (velmi slabá korelace) do 1 (velmi silná korelace). Tato metoda tak umožní posoudit, jak silně jsou hodnoty jedné proměnné spojeny s hodnotami druhé, což bude klíčové pro zhodnocení potenciálních vzájemných vlivů mezi investicemi do platiny a palladia. K výpočtu korelace bude použit Paersonův korelační koeficient (Stigler, 1989), kde :

$$R(X, Y) = \frac{E(XY) - E(X)E(Y)}{\sqrt{E(X^2) - E^2(X)}\sqrt{E(Y^2) - E^2(Y)}} \quad (2)$$

X a Y jsou výběrové průměry,

E je výběrová směrodatná odchylka.

Na závěr bude použita metoda komparace. Účelem této metody bude identifikovat, která z těchto dvou komodit nabývala během sledovaného období vyšších cenových výkyvů.

Pro analýzu vývoje cen platiny a palladia v reakci na geopolitické události bude použita metoda obsahové analýzy. Tato metoda bude zahrnovat sběr relevantních dat z dokumentů a následné identifikaci klíčových geopolitických událostí a jejich vlivu na tržní ceny těchto drahých kovů. Tyto události budou dále kategorizovány dle témat a časových horizontů, a následně bude provedena analýza vzájemných vztahů mezi událostmi a cenovými pohyby. Tímto způsobem budou získány cenné poznatky o tom, jak geopolitické faktory ovlivňují trh s platinou a palladiem.

Pro třetí výzkumnou otázku bude využita analýza proměnných ukazatelů, konkrétně ukazatele ROI (návratnost investice). Tato metoda umožní provést komplexní vyhodnocení a porovnání obou vybraných kovů s ohledem na jejich schopnost uchovávat a rozmnožovat finanční prostředky. Metoda proměnných ukazatelů, zahrnující výpočet ROI, poskytne hodnotu, která vyjádří míru návratnosti investovaného kapitálu v období od 02.01. 2015 do 31.10.2023, u obou vzácných kovů zvlášť. Tímto způsobem bude možné posoudit, který z kovů má tendenci lépe sloužit jako uchovatel finančních prostředků. K výpočtu ukazatele ROI bude použit následující vzorec č. 2 (Binance academy, 2020), kde:

$$ROI = \frac{\text{výnosy z investice} - \text{náklady na investici}}{\text{náklady na investici}} \times 100 \quad (3)$$

V rámci předpovědi budoucích cen platiny a palladia bude využita lineární regrese. Po zajištění nezbytných dat dojde k výpočtu ukazatele ROI mezi lety 2015-2025, přičemž bude zohledněna počáteční investice ve výši 1000 USD. Tento postup umožní podniknout kvantitativní hodnocení výnosnosti investice v těchto drahých kovech.

Results

Během posledních několika let si ceny platiny i palladia prošly různými fázemi, provázenými významnými fluktuacemi cen. Na této skutečnosti se zásadně podílelo několik hlavních faktorů, mezi nimiž figurují například inflace, ekonomická turbulence, politické události, a zvláště i vojenská napětí či světová pandemie. Tyto události zásadně formovaly jak samotný průběh nabídky, tak i poptávky po vzácných kovech.

Jedním z nejvzácnějších drahých kovů je platina, která je díky její vlastnostem hojně využívaná v průmyslu. To, jakým způsobem se vyvíjela tržní cena platiny mezi období od roku 2015 do roku 2023 je zaznamenáno v uvedeném Grafu 1.

Graf 1: Vývoj ceny platiny mezi lety 2015-2023 uvedeno v USD/oz.t.

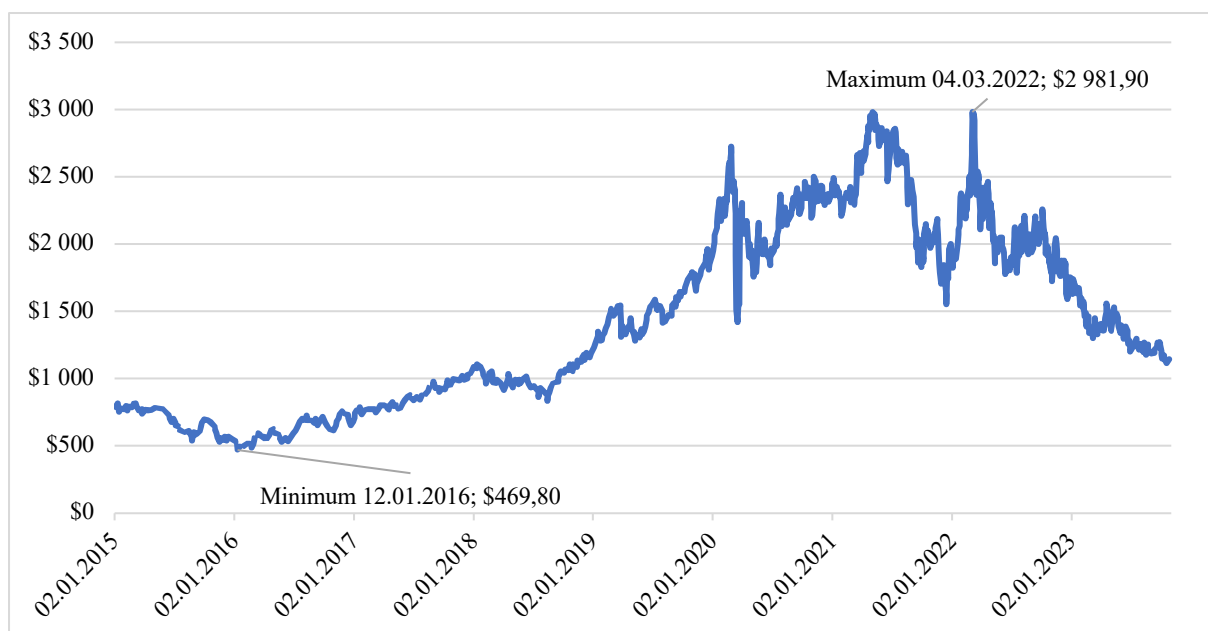


Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z Macrotrends.net

Z výše uvedeného grafu je patrné, že počátek roku 2015 působil na investory celkem působivě. Na začátku tohoto roku dosáhla cena platiny hodnoty 1286,60 USD/oz.t.. Nicméně od této chvíle do konce roku zaznamenala cena platiny strmý pokles, který se stabilizoval až na začátku roku 2016 pod hranicí 850 USD/oz.t.. Pro investory to znamenalo zásadní propad ceny o téměř 430 USD/oz.t., což představovalo propad o 33 %. Začátek roku 2016 byl ale ve znamení růstu a cena platiny se tak vyšplhala zpět nad hranici 1000 USD/oz.t.. Období od roku 2017 do roku 2019 nebylo pro investory nijak zvlášť atraktivní, protože se cena platiny v průměru pohybovala kolem 900 USD/oz.t. Skutečný zlom ale přišel na začátku ledna roku 2020 s nástupem celosvětové pandemie COVID-19. V tomto roce tak cena platiny velmi prudce klesala, a dokonce se dostala až pod hranici 600 USD/oz.t., což byla zároveň nejnižší cena za celé sledované období. V porovnání s počátkem roku 2015 to představovalo nejvyšší propad, tedy o necelých 690 USD/oz.t., což odpovídalo poklesu o obrovských 53 %. Naštěstí, jak je u platiny běžné, cena se na této hranici dlouho neudržela, a naopak až do června roku 2021 opět prudce narůstala. Tím se pak cena platiny nově vyšplhala nad cenovou hladinu 1200 USD/oz.t. a dosáhla tak nové maximální ceny 1293,10 USD/oz.t., což opět odpovídalo nárůstu ceny platiny o více jak 53 %. Od této doby pak cena platiny vykazovala velmi podobný kolísavý charakter jako předešlé dva roky 2015 a 2016.

Stejně jako platina je i palladium velmi vzácným a nenahraditelným drahým kovem, který se v přírodě vyskytuje takřka zřídka. Vývoj tržní ceny tohoto drahého kovu mezi lety 2015-2023 je zaznamenán v níže uvedeném Grafu 2.

Graf 2: Vývoj ceny palladia mezi lety 2015-2023 uvedeno v USD/oz.t.

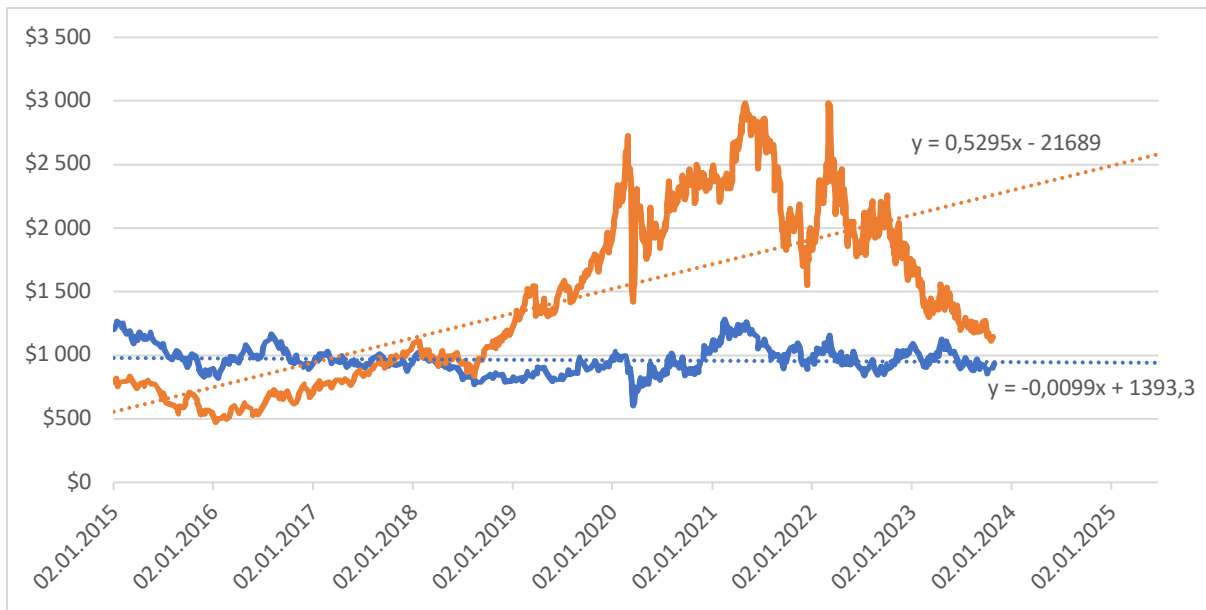


Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z Macrotrends.net

Cena palladia se během roku 2015 držela na průměrné částce 750 USD/oz.t., ovšem s příchodem nového roku cena klesla, a to až pod hranici 500 USD/oz.t., kdy se zastavila až na nejnižší možné hodnotě za celé sledované období, a to na částce 469,80 USD/oz.t.. Cena se ale na této hodnotě dlouho neudržela, a naopak znovu nabírala na své síle, což vedlo k tomu, že se na počátku roku 2018 nově vyšplhala nad hranici 1000 USD/oz.t.. I když se na této úrovni cena krátce stabilizovala, začala následně poměrně značným tempem opět narůstat, a to až do počátku roku 2020, kdy se vyšplhala nad doposud novou rekordní hranici 2 500 USD/oz.t. Nicméně s příchodem celosvětové pandemie COVID-19 lze zaznamenat v březnu roku 2020 první výraznější propad ceny palladia. V této době se cena propadla o 1305 USD/oz.t., což odpovídá přibližně 52 %. Tento cenový propad byl však krátkodobý, a cena s mírnými výkyvy opět v dubnu roku 2021 postupně stoupala k takřka 3000 USD/oz.t.. Od května do konce roku 2021 následovalo období prudkého poklesu ceny palladia, kdy se opět cena přiblížila k hranici 1500 USD/oz.t. V tomto období pokles představoval 78% propad, tedy o 1374 USD/oz.t.. Po tomto prudkém poklesu následoval nejvýraznější nárůst ceny ve sledovaném období, kdy během téměř čtyř měsíců cena raketově vzrostla o 66 % na nové rekordní maximum, a to na 2 981,90 USD/oz.t.. Avšak po tomto prudkém cenovém nárůstu nastal opět další výraznější pokles, který se promítl až do současné doby, kdy se cena palladia pohybuje kolem 1100 USD/oz.t.

Níže uvedený Graf 3 zobrazuje vývoj cen platiny a palladia v USD/oz.t., a to v období od 02.01. 2015 do 31.10. 2023. Červená křivka na grafu reprezentuje vývoj ceny palladia, zatímco modrá křivka představuje vývoj cen platiny.

Graf 3: Vývoj cen platiny a palladia mezi lety 2015-2023



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z Macrotrends.net

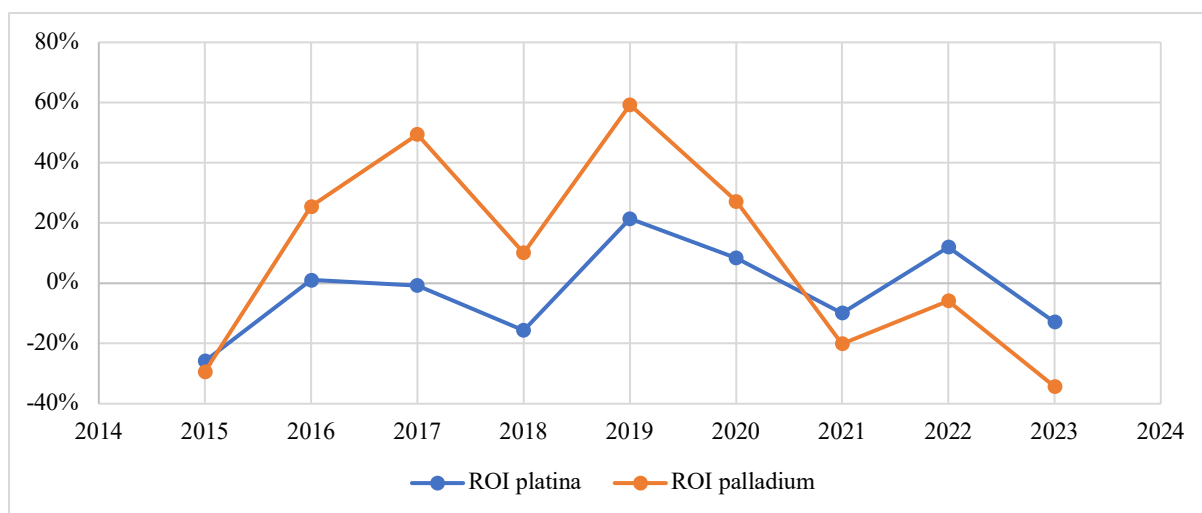
Z grafu je patrné, že oba drahé kovy vykazují výrazně odlišné trendy. Z výpočtu Paresonova korelačního koeficientu, který činí 0,13 vyplývá, že mezi cenami platiny a palladia téměř neexistuje žádná statisticky významná souvislost, což znamená, že volatilita ceny jednoho kovu nemá vliv na vývoj ceny kovu druhého.

Palladium dosáhlo svého minima 12.01.2016 (469,80 USD/oz.t.) a maxima pak 04.03.2022 (2981,90 USD/oz.t.). Mezi minimální a maximální cenou se v rámci tohoto sledovaného období jedná o cenový rozdíl 2512,10 USD/oz.t., což odpovídá přibližně 435% nárůstu ceny během šesti let. Průměrná cena za celé sledované období je pak 1414,81 USD/oz.t. Dominantní cenou ve sledovaném období naopak byla částka 1358 USD/oz.t. a částka 1306,45 USD/oz.t. je pak střední hodnotou.

Stejně jako pro palladium byly v rámci vývoje ceny platiny vypočítány klíčové statistické parametry. Minimální ceny 596,80 USD/oz.t. bylo dosaženo 19.03.2020 a maximální ceny 1293,10 USD/oz.t. pak bylo dosaženo 19.02.2021. V tomto případě se tedy jedná o cenový rozdíl 696,30 USD/oz.t., což odpovídá přibližně 85% nárůstu ceny během jednoho roku. Dominantní cenou ve sledovaném období pro platinu byla částka 875 USD/oz.t. a střední hodnotou pak částka 951,53 USD/oz.t.

Rentabilita investic

Graf 5: ROI u platiny a palladia v období od roku 2015 do roku 2023



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat Macrotrend.com

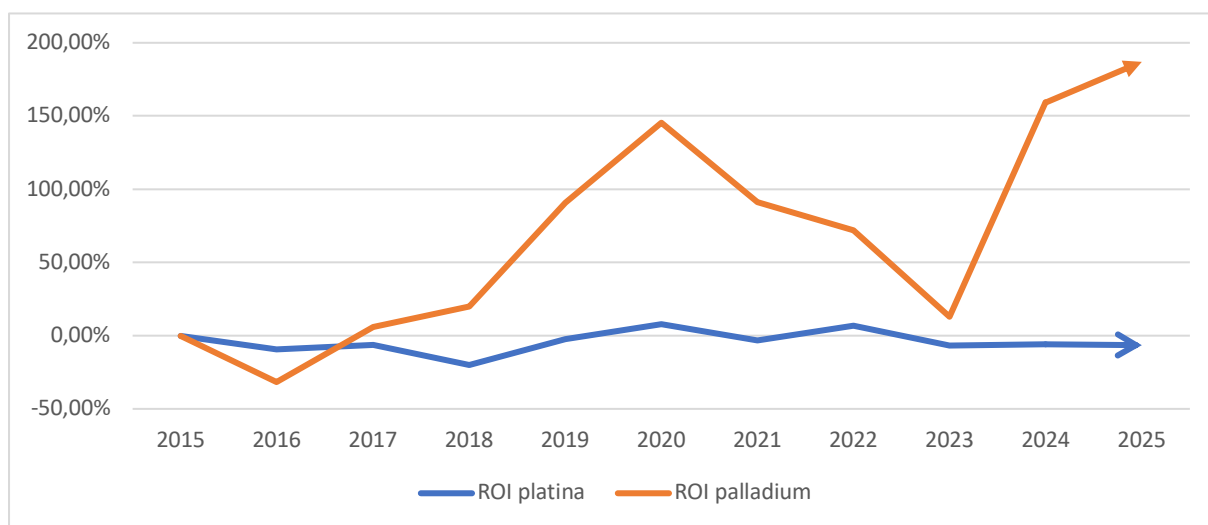
V Grafu 5 je vytvořena vizualizace rentability investice do platiny a palladia mezi lety 2015-2023. V tomto případě se uvažovalo vždy o nákupu 1 unce palladia a platiny, pro každý rok zvlášť.

Z výsledků vyplývá, že roky 2015, 2021 a 2023 nebyly pro investory příznivé z hlediska výnosnosti. Při nákupu jedné unce obou kovů na začátku těchto let došlo na konci těchto let k negativní rentabilitě, a tudíž ke znehodnocení investovaného kapitálu. Přesněji v roce 2015 dosáhla rentabilita platiny -25,83 %, a palladia -29,29 %. V roce 2021 byla rentabilita platiny -9,86 % a palladia -20,04 %. V neposlední řadě v roce 2023 pak rentabilita dosahovala pro platinu -12,82 % a pro palladium -34,31 %.

S porovnáním s platinou bylo období mezi lety 2017 a 2018 velice příznivé pro palladium, a to z hlediska návratnosti investice. V těchto letech platina opět dosahovala záporné rentability, tedy -0,71 % v roce 2017 a -15,64 % v roce 2018, zatímco rentabilita palladia byla v těchto letech 49,46 % a 10,10 %. Rok 2022 byl pak slibnější pro platinu, kdy dosahovala rentability 12,05 % oproti -5,86 % u palladia.

Nejvýznamnější roky z investičního hlediska byly roky 2016, 2019 a 2020. V těchto obdobích docházelo ke zhodnocení investovaného kapitálu u obou vzácných kovů. Rok 2016 byl opět výhodnější pro palladium s rentabilitou 25,55 %, zatímco rentabilita platiny činila pouhých 1,05 %. Rok 2019 byl za celé sledované období nejvíce výnosným, přičemž rentabilita palladia činila 59,27 % a platiny 21,46 %. V roce 2020 pak rentabilita palladia činila 27,27 % a platiny 8,39 %.

Graf 5: Předpověď návratnosti investice ve výši 1000 USD mezi lety 2015-2025



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat Macrotrends.net

Graf 5 ilustruje pravděpodobný vývoj ROI mezi lety 2015 a 2025, s ohledem na počáteční investici v roce 2015 ve výši 1000 USD do obou kovů. Z grafu vyplývá, že by investice do palladia byla pravděpodobně výhodnější, s očekávanou návratností 186,99 %. Naopak investice do platiny by mohla mít rentabilitu - 6,50 %, což by signalizovalo potenciální znehodnocení investovaného kapitálu.

Diskuse výsledků

Platina i palladium si jsou velmi blízkými komoditami. Díky svým specifickým vlastnostem jsou proto hojně využívanými kovy, a to zejména v průmyslovém sektoru. Mimo jejich průmyslové využití se oba tyto kovy stávají mezi investory čím dál vyhledávanějšími, zejména v době nejistoty, kdy se jeví jakožto vhodné uchovatelé a rozmnožitelé finančních prostředků. Na základě získaných výsledků je nyní možné zapovědět všechny výzkumné otázky.

VOI: Jak se lišil vývoj cen platiny a palladia během posledních 8 let, a jaký je vzájemný vztah mezi těmito kovy?

Vzhledem k vývoji cen platiny a palladia během posledních osmi let lze konstatovat, že si oba tyto vzácné kovy prošly obdobím značné nestability, kde jejich ceny dosahovaly značné volatility. Tento trend byl ovlivněn zejména geopolitickými událostmi, které během sledovaného období nastaly. Tyto události jsou pak konkrétněji rozepsány ve VO2. Jak je tedy z Grafu 3 patrné, platina i palladium se během sledovaného období vyvíjely velmi rozdílným tempem. Zajímavé je, že cena palladia na počátku roku 2015 spíše stagnovala, v roce 2016 se dostala na své cenové minimum, a od této doby už jenom narůstala, kdy se v roce 2022 dokonce dostala na své cenové maximum. Naopak u platiny byl trend opačný. Cena na počátku sledovaného období, tedy v roce 2015 dosahovala mnohem vyšší cenové hodnoty než palladium, ale s příchodem dalších let se dalo hovořit spíše o cenové stagnaci nežli o významném nárůstu její ceny. Významný ukazatel odlišného vývoje cen obou kovů se projevil v cenovém rozdílu mezi maximální a minimální hodnotou ve sledovaném období. U palladia byl tento rozdíl značný, dosahující nárůstu ceny o 435 %, zatímco u platiny byl tento nárůst pouze 85%. Co se týče zodpovězení první části výzkumné otázky, cena palladia se v tomto období vyvíjela mnohem rychleji než cena platiny. Zvláště zajímavé je, že palladium dosáhlo

během sledovaného období výrazně vyšších cen za unci než platina. Pokud jde o druhou část výzkumné otázky, tak ta pak pojednává o vzájemném vztahu mezi platinou a palladiem. Korelace v období od 02.01. 2015 do 31.10. 2023 dosáhla hodnoty 0,13. Z tohoto zjištění tedy vyplývá, že mezi cenami platiny a palladia neexistuje téměř žádná statistická souvislost, což znamená, že neexistuje ani vzájemný vztah mezi těmito dvěma kovy. Z důvodu odlišných výsledků tak nelze souhlasit s tvrzením Moralese a O'Callaghana (2011), kteří uvádí, že existuje významná pozitivní korelace mezi platinou, palladiem, stříbrem a zlatem.

VO2: Které geopolitické faktory se ve sledovaném období nejvíce podílely na vývoji cen platiny a palladia?

Určitě nejvýznamnějším faktorem, který se zásadně podílel na vývoji cen platiny a palladia byla zejména poptávka po těchto vzácných kovech, a to zejména poptávka automobilového průmyslu. Tento průmysl je totiž jejich největším odběratelem, a to, jelikož jsou platina i palladium nedílnou součástí automobilových katalyzátorů. Celosvětově zpřísňující emisní limity a zvýšený tlak na udržitelnost vedly k nutnosti vybavení automobilů katalyzátorem ve většině zemí světa, čímž se tak zvyšovala i poptávka po palladiu a platině. Jakékoliv změny v automobilovém průmyslu nebo technologický pokrok, pak vedly ke změně potřeby katalyzátorů na bázi platiny a palladia, a to mělo následně významný dopad na vývoj jejich ceny. S tím aktuálně souvisí i rostoucí popularita elektromobilů, které vyžadují méně průmyslových kovů na výrobu katalyzátorů, což má za následek změnu dynamiky poptávky po platině a palladiu a tím i změnu jejich cen. Ovšem na druhou stranu platina v katalyzátorech nemá takového zastoupení jako palladium, tudíž byla méně citlivá na změny v automobilovém průmyslu.

Dalším významným faktorem, který měl zásadní vliv na vývoj cen těchto vzácných kovů byla celosvětová pandemie COVID-19. Pro tuto dobu byla charakteristická ekonomická nejistota, což se také projevilo na investičním rozhodování. Investoři tak začali vyhledávat bezpečnější aktiva, jimiž byly právě komodity, a tedy i vzácné kovy, což mělo za následek jejich nárůst. Na druhou stranu pandemie měla na vývoj cen i negativní vliv. V důsledku celosvětového lockdownu, a uzavírání firem docházelo ke snížení průmyslové poptávky, což vedlo opět k poklesu cen platiny a palladia.

Jelikož je Rusko a Jihoafrická republika největšími producenty těchto dvou vzácných kovů, politická nestabilita a konflikty těchto zemí se významně podílely na vývoji jejich cen. Například opakovanými stávkami a výpadky elektřiny v důlních oblastech v Jihoafrické republice docházelo ke snížení produkce platiny, a tím tedy i ke snížení její nabídky, což se projevilo růstem její ceny. Válka na Ukrajině iniciována Ruskem, se rovněž významně podílí na vývoji cen palladia. Za to může převážně geopolitická nejistota a obavy o zásobování, což zvyšuje poptávku po tomto kovu, a tedy i jeho cenu.

Dolar, jakožto jedna z předních světových měn, hraje roli při formování cen platiny a palladia. Vzhledem k tomu, že tyto kovy jsou běžně obchodovány v dolarech, měla síla této měny tendenci snižovat jejich hodnotu, zatímco oslabení dolaru naopak podporovalo jejich cenový růst. Na ceny měla vliv i inflace, kdy s jejím růstem rostla i poptávka po těchto kovech a tím i její ceny a naopak. Naser (2017), došel ke stejným výsledkům, kdy ve své práci doporučuje investorům začlenit tyto vzácné kovy do svého investičního portfolia, a to z důvodu jejich schopnosti diverzifikace a zároveň vysoké ochrany proti inflaci. Za tímto názorem stojí i McCown a Shaw (2017) a potvrzují že je platina a palladium mnohem lepším nástrojem pro zajištění proti inflaci než zlato.

Konečným shrnutím tedy je, že průmyslová poptávka, pandemie COVID-19, vojenské a politické napětí, měnová politika a inflace se ve sledovaném období nejvíce podílely na vývoji cen platiny a palladia. Stejného názoru zastává Zhou et al. (2020), kteří uvádí, že se v posledních několika letech finanční nestabilita spolu s různými geopolitickými událostmi významně podílely na vývoji trhů se vzácnými kovy.

VO3: Do jaké míry se jeví platina a palladium jako vhodní uchovatelé a rozmnožitelé finančních prostředků?

Vysokou cenovou hodnotu platiny i palladia způsobuje skutečnost, že na celém světě existuje pouze omezené množství nalezišť těchto kovů, která jsou navíc neobnovitelná. Jejich unikátnost a omezenost z nich činí velice vzácné a ušlechtilé kovy, které mají v investičním portfoliu významné postavení. S pomocí výpočtu ukazatele ROI lze konstatovat, že v rámci sledovaného období bylo výhodnější investovat především do jedné unce palladia. Navzdory vyšším cenovým fluktuacím palladium dosahovalo vyšší rentability než platina, která se vyznačovala vyšší stabilitou cen. Pro ještě větší přesvědčivost byla navíc provedena predikce cen platiny a palladia do roku 2025. I v tomto případě, s počáteční investicí 1000 USD/oz.t. v roce 2015, dosahovala rentabilita palladia v roce 2025 186,99 %, zatímco platiny - 6,50 %. Tato prognóza tedy naznačuje, že má palladium stále větší potenciál pro ochranu a zhodnocení finančních prostředků oproti platině.

Závěr

Investiční rozhodování není v dnešní době vůbec jednoduché. Svět je stále ve stádiu zotavování z ekonomických dopadů celosvětové pandemie COVID-19, politické a vojenské konflikty se stávají čím dál častějšími a inflace neustále narůstá, to vše se také významně odráží na vývoji na finančních trzích. Banky se tak v dnešní době již nejeví pro investory jakožto vhodnými uchovateli, kdy naopak do popředí zájmu vstupují komodity, zejména drahé kovy, které se svým vysokým potenciálem představují atraktivní prostředky pro diverzifikaci investičních portfolií. Cílem této práce tedy bylo zhodnotit historický vývoj cen drahých kovů, tedy platiny a palladia, a dále identifikovat vliv geopolitických událostí na jejich vývoj, a to v období od 02.01. 2015 do 31. 10. 2023. Dílčím cílem pak bylo posoudit, který kov je vhodnějším nástrojem pro zhodnocení finančních prostředků. Cíl byl splněn.

Pro dosažení stanoveného cíle byly již v samotném úvodu definovány výzkumné otázky. K jejich zodpovězení bylo nutné vytvoření literárního rámce, díky kterému bylo možné nalezení vhodných metod vedoucích pro jejich zodpovězení. K získání historického přehledu o vývoji cen platiny a palladia byla jednotlivá data shromážděna pomocí webové stránky macrotrend.net. Mimo jiné byly rovněž využity zprávy a další veřejné zdroje, které posloužily jako doplňkový zdroj pro komplexní analýzu.

Výsledky ukázaly, že platina a palladium měly ve sledovaném období velmi odlišný vývoj. Palladium dosahovalo oproti platině mnohem větší cenové fluktuace, a tedy i vyšších cenových hodnot. Zároveň bylo prokázáno, že mezi platinou a palladiem neexistuje téměř žádný vzájemný vztah, a tudíž volatilita ceny jednoho kovu neměla vliv na vývoj ceny kovu druhého. Nejčastějšími geopolitickými faktory, které se ve sledovaném období zásadně podílely na vývoji cen u těchto dvou kovů byla převážně průmyslová poptávka, zejména tedy automobilového, pandemie COVID-19, vojenská a politická napětí v oblastech jejich těžby, měnová politika a inflace. V rámci sledovaného období a zároveň budoucí predikce cen se

palladium v komparaci s platinou jeví jakožto vhodnějším uchovatelem a rozmnožitelem finančních prostředků. Ovšem je za potřebí podotknout, že se i platina nabízí jako bezpečné uložení financí, a to díky její cenové stabilitě, a ne příliš vysoké cenové fluktuaci, čímž se dá hovořit o méně rizikovější komoditě.

Limitem této práce byla rozhodně doba, pro kterou byla použita data získána. K dispozici bylo pouze omezené množství dat, což může mít vliv na přesnost výsledků. Zároveň je potřeba dodat, že v rámci zvolené doby nejsou zohledňovány nepředvídatelné události, což opět může vést ke zkreslení dosažených výsledků. Limitem sledávám i to, že se práce zaměřuje pouze na dvě vybrané komodity. Z tohoto důvodu by bylo vhodné provést další výzkum, který by navázal na tuto práci, ovšem tentokrát by se jednalo o zvolení delšího časového úseku a o aplikaci více komodit, čímž by bylo

Seznam zdrojů:

- Alhakamy, A., Alhowaity, A., Alatawi, A. A., & Alsaadi, H. (2023). Are Used Cars More Sustainable? Price Prediction Based on Linear Regression. *Sustainability*, 15(2), Article 2. <https://doi.org/10.3390/su15020911>
- Antonakakis, N., & Kizys, R. (2015). Dynamic spillovers between commodity and currency markets. *International Review of Financial Analysis*, 41, 303–319. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.01.016>
- Balcilar, M., & Ozdemir, Z. A. (2019). The volatility effect on precious metals price returns in a stochastic volatility in mean model with time-varying parameters. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 534, 122329. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.122329>
- Bilgin, M. H., Gogolin, F., Lau, M. C. K., & Vigne, S. A. (2018). Time-variation in the relationship between white precious metals and inflation: A cross-country analysis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 56, 55–70. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2018.03.001>
- Cortazar, G., Ortega, H., Rojas, M., & Schwartz, E. S. (2021). Commodity index risk premium. *JOURNAL OF COMMODITY MARKETS*, 22, 100156. <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2020.100156>
- de Boyrie, M. E., & Pavlova, I. (2018). Equities and Commodities Comovements: Evidence from Emerging Markets. *Global Economy Journal*, 18(3), 20170075. <https://doi.org/10.1515/gej-2017-0075>
- Eryigit, M. (2017). Short-term and long-term relationships between gold prices and precious metal (palladium, silver and platinum) and energy (crude oil and gasoline) prices. *ECONOMIC RESEARCH-EKONOMSKA ISTRAZIVANJA*, 30(1), 499–510. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2017.1305778>
- Finex.cz. (2023, prosinec 1). *Finanční portál Finex.cz*. Finex.cz. <https://finex.cz/>
- Gong, X., & Xu, J. (2022). Geopolitical risk and dynamic connectedness between commodity markets. *Energy Economics*, 110, 106028. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106028>
- Investing.com—Stock Market Quotes & Financial News*. (b.r.). Získáno 1. prosinec 2023, z

<https://www.investing.com/>

- Jensen, G. R., Johnson, R. R., & Washer, K. M. (2018). All That's Gold Does Not Glitter. *FINANCIAL ANALYSTS JOURNAL*, 74(1), 59–76. <https://doi.org/10.2469/faj.v74.n1.5>
- Kara, A., Yildirim, D., & Tunc, G. I. (2023). Market efficiency in non-renewable resource markets: Evidence from stationarity tests with structural changes. *MINERAL ECONOMICS*, 36(2), 279–290. <https://doi.org/10.1007/s13563-022-00312-8>
- Kirkpinar, A. (2020). Volatility Spillover from Oil Prices to Precious Metals Under Different Regimes. In S. Grima, E. Ozen, & H. Boz (Ed.), *CONTEMPORARY ISSUES IN BUSINESS, ECONOMICS AND FINANCE* (s. 45–56). Emerald Group Publishing Ltd. <https://doi.org/10.1108/S1569-375920200000104005>
- Kunkler, M. (2022). Hedging local currency risk with precious metals. *The North American Journal of Economics and Finance*, 59, 101589. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101589>
- Lanaridi, O., Platzer, S., Nischkauer, W., Limbeck, A., Schnürch, M., & Bica-Schröder, K. (2021). A Combined Deep Eutectic Solvent–Ionic Liquid Process for the Extraction and Separation of Platinum Group Metals (Pt, Pd, Rh). *Molecules*, 26(23), Article 23. <https://doi.org/10.3390/molecules26237204>
- Li, P., Liu, Q., Zhou, P., & Li, Y. (2023). Mapping global platinum supply chain and assessing potential supply risks. *Frontiers in Energy Research*, 11. <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fenrg.2023.1033220>
- Lu, C., Zafar, M. W., Cevik, E. I., Destek, M. A., & Bugan, M. F. (2023). Time and quantile domain connectedness between the geopolitical risk of China and precious metals markets. *Resources Policy*, 85, 103721. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103721>
- Lucey, B. M., Vigne, S. A., Ballester, L., Barbopoulos, L., Brzezczynski, J., Carchano, O., Dimic, N., Fernandez, V., Gogolin, F., González-Urteaga, A., Goodell, J. W., Helbing, P., Ichev, R., Kearney, F., Laing, E., Larkin, C. J., Lindblad, A., Lončarski, I., Ly, K. C., ... Zaghini, A. (2018). Future directions in international financial integration research—A crowdsourced perspective. *International Review of Financial Analysis*, 55, 35–49. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.10.008>
- Lutzenberger, F., Gleich, B., Mayer, H. G., Stepanek, C., & Rathgeber, A. W. (2017). Metals: Resources or financial assets? A multivariate cross-sectional analysis. *EMPIRICAL ECONOMICS*, 53(3), 927–958. <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1162-9>
- Mamplata, J., Mamon, R., & David, G. (2022). Modelling and filtering for dynamic investment in the precious-metals market. *INTERNATIONAL JOURNAL OF COMPUTER MATHEMATICS*, 99(12), 2382–2409. <https://doi.org/10.1080/00207160.2022.2064192>
- Manić, Ž. (2020). Performing qualitative content analysis. *Sociologija*, 62(1), 105–123.
- McCarthy, S., Braddock, D. C., & Wilton-Ely, J. D. E. T. (2021). Strategies for sustainable palladium catalysis. *Coordination Chemistry Reviews*, 442, 213925. <https://doi.org/10.1016/j.ccr.2021.213925>
- McCown, J. R., & Shaw, R. (2017). Investment potential and risk hedging characteristics of

- platinum group metals. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 63, 328–337. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.06.001>
- Morales, L., & Andreosso-O’Callaghan, B. (2011). Comparative analysis on the effects of the Asian and global financial crises on precious metal markets. *Research in International Business and Finance*, 25(2), 203–227. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2011.01.004>
- Naser, H. (2017). Can Gold Investments Provide a Good Hedge Against Inflation? An Empirical Analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(1), Article 1.
- Novotny, J., & Sejkora, F. (2017). Development of Investment Precious Metals in the Global Environment. In T. Kliestik (Ed.), *GLOBALIZATION AND ITS SOCIO-ECONOMIC CONSEQUENCES, PTS I - VI* (s. 1764–1771). Univ Zilina, Fac Operation & Economics Transport & Communication. <https://www.webofscience.com/wos/woscc/full-record/WOS:000685059203024>
- Nygaard, A. (2023). The Geopolitical Risk and Strategic Uncertainty of Green Growth after the Ukraine Invasion: How the Circular Economy Can Decrease the Market Power of and Resource Dependency on Critical Minerals. *Circular Economy and Sustainability*, 3(2), 1099–1126. <https://doi.org/10.1007/s43615-022-00181-x>
- O’Connor, C., & Alexandrova, T. (2021). The Geological Occurrence, Mineralogy, and Processing by Flotation of Platinum Group Minerals (PGMs) in South Africa and Russia. *Minerals*, 11(1), Article 1. <https://doi.org/10.3390/min11010054>
- Pianowska, K., Kluczka, J., Benke, G., Goc, K., Malarz, J., Ochmański, M., & Leszczyńska-Sejda, K. (2023). Solvent Extraction as a Method of Recovery and Separation of Platinum Group Metals. *Materials*, 16(13), Article 13. <https://doi.org/10.3390/ma16134681>
- Purple Trading: Přední světový FOREX Broker | Online Forex Trading*. (b.r.). Získáno 1. prosinec 2023, z <https://purple-trading.com/cs/>
- Ranganai, E., & Kubheka, S. B. (2016). Long memory mean and volatility models of platinum and palladium price return series under heavy tailed distributions. *SpringerPlus*, 5(1), 2089. <https://doi.org/10.1186/s40064-016-3768-y>
- Raza, S. A., Masood, A., Benkraiem, R., & Urom, C. (2023). Forecasting the volatility of precious metals prices with global economic policy uncertainty in pre and during the COVID-19 period: Novel evidence from the GARCH-MIDAS approach. *Energy Economics*, 120, 106591. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106591>
- Rentabilita, návratnost investice—ROI (Return on Investment)—ManagementMania.com*. (2023). Získáno 3. listopad 2023, z <https://managementmania.com/cs/rentabilita-investic>
- Revenda, Z., & Arltova, M. (2022). Stocks, Gold and Inflation—Relationships and Contexts Over the Last 25 Years. *POLITICKA EKONOMIE*, 70(3), 288–311. <https://doi.org/10.18267/j.polek.1355>
- Salisu, A. A., Ndako, U. B., & Oloko, T. F. (2019). Assessing the inflation hedging of gold and palladium in OECD countries. *Resources Policy*, 62, 357–377. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.05.001>

- Shah, A. A., Dar, A. B., & Bhanumurthy, N. R. (2021). Are precious metals and equities immune to monetary and fiscal policy uncertainties? *RESOURCES POLICY*, 74, 102260. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102260>
- Shahzad, U., Mohammed, K. S., Tiwari, S., Nakonieczny, J., & Nesterowicz, R. (2023). Connectedness between geopolitical risk, financial instability indices and precious metals markets: Novel findings from Russia Ukraine conflict perspective. *RESOURCES POLICY*, 80, 103190. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103190>
- Shammugam, S., Rathgeber, A., & Schlegl, T. (2019). Causality between metal prices: Is joint consumption a more important determinant than joint production of main and by-product metals? *RESOURCES POLICY*, 61, 49–66. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.01.010>
- Smales, L. A., & Lucey, B. M. (2019). The influence of investor sentiment on the monetary policy announcement liquidity response in precious metal markets. *JOURNAL OF INTERNATIONAL FINANCIAL MARKETS INSTITUTIONS & MONEY*, 60, 19–38. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2018.12.003>
- Srivastava, M., Rao, A., Parihar, J. S., Chavriya, S., & Singh, S. (2023). What do the AI methods tell us about predicting price volatility of key natural resources: Evidence from hyperparameter tuning. *RESOURCES POLICY*, 80, 103249. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103249>
- Stigler, S. M. (1989). Francis Galton's Account of the Invention of Correlation. *Statistical Science*, 4(2), 73–79.
- Su, C.-W., Wang, K.-H., Lobonț, O.-R., & Qin, M. (2023). Continuous Wavelet Transform of Time-Frequency Analysis Technique to Capture the Dynamic Hedging Ability of Precious Metals. *Mathematics*, 11(5), Article 5. <https://doi.org/10.3390/math11051186>
- Vochozka, M., Blahova, A., & Rowland, Z. (2022). Is Platinum a Real Store of Wealth? *INTERNATIONAL JOURNAL OF FINANCIAL STUDIES*, 10(3), 70. <https://doi.org/10.3390/ijfs10030070>
- Yu, S., Duan, H., & Cheng, J. (2021). An evaluation of the supply risk for China's strategic metallic mineral resources. *Resources Policy*, 70, 101891. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101891>
- Zhang, Y., Chang, H., Saliba, C., & Hasnaoui, A. (2022). Metallic natural resources commodity prices volatility in the pandemic: Evidence for silver, platinum, and palladium. *Resources Policy*, 78, 102924. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102924>
- Zhou, M.-J., Huang, J.-B., & Chen, J.-Y. (2020). The effects of geopolitical risks on the stock dynamics of China's rare metals: A TVP-VAR analysis. *Resources Policy*, 68, 101784. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101784>
- Zientek, M. L., Causey, J. D., Parks, H. L., & Miller, R. J. (2014). Platinum-group elements in southern Africa: Mineral inventory and an assessment of undiscovered mineral resources. In *Scientific Investigations Report* (2010-5090-Q). U.S. Geological Survey. <https://doi.org/10.3133/sir20105090Q>

Zivanovic, V., Vitomir, J., & Dordevic, B. (2022). Portfolio Diversification During Covid-19 Outbreak: Is Gold a Hedge and a Safe-Haven Asset? *PRAGUE ECONOMIC PAPERS*, 31(2), 169–194. <https://doi.org/10.18267/j.pep.802>

Kontaktní adresa autorů:

Bc. Michaela Žilinská, Ústav znaleství a oceňování, Vysoká škola technická a ekonomická v Českých Budějovicích, Okružní 517/10, 37001 České Budějovice, Česká republika, student magisterského programu, e-mail: mzilinska@mail.vstecb.cz

Ing. Nikola Kováčiková, Ústav znaleství a oceňování, Vysoká škola technická a ekonomická v Českých Budějovicích, Okružní 517/10, 37001 České Budějovice, Česká republika, student bakalářského programu, e-mail: kovacikova@znalcivste.cz

The impact of inflation on interest rates in the Czech Republic

Lukáš Pech¹, Yelyzaveta Apanovych²

¹ Institute of Technology and Business in České Budějovice, School of Expertness and Valuation, Czech Republic

² Pan-European University (PEU), Tomášikova 20, 820 09 Bratislava, Slovakia

Abstract

The aim of this study was to examine the development of inflation and interest rates in the Czech Republic from September 2018 to September 2023. To achieve this goal, data collection methods such as macroeconomic data collection and time series data from official sources of the national bank were utilized. Subsequently, all data were analyzed through linear regression analysis, revealing a close correlation between these economic indicators. The value representing this relationship reached 87.91%, confirming the mentioned correlation. The study employed a basic linear model, but it contributes to confirming the mutual relationship and serves as a foundation for further research in the field of economics, providing valuable insights for decision-making in the financial environment.

Keywords: Gross wages, savings rate, Euros, Czech crowns, Polish zloty, Czech Republic, Austria, Poland, influence.

Úvod

Vliv inflace na úrokové sazby v České republice je téma, které by mělo zajímat každého občana, který uvažuje o sjednání hypotečního úvěru nebo již takový úvěr má. Tato záležitost má významný dopad na finanční stabilitu jednotlivců a celého ekonomického prostředí v zemi. Současná doba je specifická že většina obyvatel nedosahuje dostatečných výhodných podmínek pro sjednání hypotečního úvěru, aniž by jim bylo plně vysvětleno, proč je tomu tak.

Úroková sazba je jedním z klíčových politických nástrojů, které může centrální banka použít k dosažení inflačního cíle (Olayinka, 2021). V předchozích letech, kdy se většině zemím dařilo a inflace byla nízká, se centrální banky rozhodly snižovat úrokové sazby pod nulu. Činili tak s přesvědčením, že záporné úrokové sazby mohou přinést oživení hospodářství a chránit tak své

země před negativními dopady nezaměstnanosti a pomalého růstu. Podle Pressman (2019), jsou sazby mírně pod nulou možné kvůli pojistným a účetním nákladům, ale cokoli výrazně nižšího by vedlo ke značným hospodářským škodám, které by převýšili jakýkoli přínos nižších sazeb.

Podle Alexandrov (2021), mezi hlavní důsledky vysoké inflace patří zpomalení hospodářského růstu, pokles reálných příjmů domácností, rostoucí socioekonomická nerovnost ve společnosti, rostoucí chudoba a sociální napětí v zemi a snižující se životní úroveň a kvalita života. Za tyto všechny faktory může nárůst inflace a následně nárůst cen všech produktů a služeb. Po reakci cen teorie uvádí, že zvýšení úrokové sazby by mělo zpomalit růst cen a způsobit pokles míry inflace (Durcova, 2021). Ve skutečnosti je situace často taková, že zvýšení úrokových sazeb nemusí mít okamžitý vliv na zpomalení růstu inflace, ale naopak, může postupně snižovat inflační tlak.

Takovéto výkyvy může zavinit příchod tuzemské či globální krize, jako byla pandemie COVID19, díky čemuž se finanční instituce staly klíčovým prvkem ekonomické reakce.

Samotný proces pro identifikaci krizí zahrnuje analýzu klíčových konceptů. Tímto způsobem lze zanalyzovat a reálně identifikovat krizi a předejít jejímu budoucímu vývoji, který by mohl mít negativní dopad na ekonomické prvky. Utlumení opakujících se modelů anebo kombinací makroekonomických ukazatelů je nezbytné pro odpovídající úpravy a postupy, s cílem zabránit nalezených krizí (Blikhar et al. 2022). Pro dosažení optimálních výsledků v různých fázích hospodářského cyklu je klíčové mít připravené podmínky pro rychlou adaptaci. Stejně tak je zásadní začlenit klíčové prvky protikrizového řízení do celkové strategie správy ekonomických subjektů. Arfah, et al. (2020) však uvádí, že v reakci na různé vnitřní i vnější ekonomické nejistoty se klíčem k ekonomické odolnosti stala schopnost využít příležitosti a transformovat se. Instituce a organizace, které jsou schopny pružně reagovat na změny a přizpůsobit tak své strategie, mají totiž tendenci lépe zvládat nepředvídatelné situace a udržovat si tak výhodu.

Rovněž existuje vztah mezi objemem hypotečních úvěrů a hrubým domácím produktem (HDP) v České republice může být dynamický a reagovat na různé ekonomické faktory. Mezi faktory, které mohou ovlivňovat tento vztah, může patřit zájem o nemovitosti, změny v úrokových sazbách, ekonomický růst a jiné. V delší časové řadě, pro všechny země však existuje vztah mezi objemem hypotečních úvěrů a HDP, úrokovou sazbou hypoték a mírou nezaměstnanosti (Krkoskova, Szkorupova, 2021). Tham, Said a Adnan (2021) uvádí, že úrokové sazby významně ovlivňují nesplacené úvěry z nemovitostí v delších obdobích, následované HDP, cenami bydlení, daněmi ze služeb a příjmy. Což vytváří obecnou poptávku po informacích, jak tento celý proces funguje a zda jej lze nějak ovlivnit.

Cílem práce je analýza a hodnocení vývoje inflace a úrokových sazeb České republiky za posledních pět let. Pro tento účel byly stanoveny tyto výzkumné otázky:

VO1: Jaký byl vývoj inflace a úrokových sazeb od září 2018 do září 2023?

VO2: Jak úrokové sazby reagují na kolísavost inflace od září 2018 do září 2023?

Literární rešerše

Vliv inflace na úrokové sazby je téma, které již dlouhou dobu zaujímá pozornost ekonomů, centrálních bank a investičních analytiků. Frenkel, Jung a Rülke (2022) ve svém výzkumu o zkrácení projekcí úrokových sazeb zjistili, že centrální banky vnímají nadměrnou projekci

svých dlouhodobějších prognóz úrokových sazeb dvakrát tak nákladnější než podprojekce stejné velikosti. Podle Al-Zoubi, et al. (2018) je pozorování hypotetických změn a výkyvů na finančním trhu jednou z možných variant přizpůsobení makroekonomických změnám a následné reakce na tyto změny. Zároveň zde existují finanční a ekonomická rizika, které vznikají a kumulují ve finančním systému v cyklickém procesu a finančně nerovnoměrného vývoje ekonomiky. Dle Wang a Chen (2023) se podle mechanismu jejich vzniku k analýze dynamické korelace finančních a ekonomických rizik používají komplexní síťové modely. Zároveň je potřeba neustále analyzovat tyto komplexní síťové modely, jelikož dle Shvydun (2023) se tyto složité systémy v průběhu času vyvíjí a je třeba zkoumat změny, které se v systému objevují, aby bylo možné posoudit udržitelnost sítě a určit stabilní období.

Odhadování úrokových sazeb v době zvýšené inflace je klíčovým prvkem pro správné řízení měnové politiky a pro rozhodování investorů a hospodářských subjektů. Mezi změnami úrokových sazeb a následnými dopady na ekonomiku existuje obecně dlouhá časová prodleva (Li, Wang a Wang, 2022). Jednou z metod, kterou lze využít na odhad úrokových sazeb, je tzv. Taylorovo pravidlo. Tento model navrhuje úrokové sazby na základě aktuální inflace a míry produktivity. Podle Boehm a Christoph (2019) se zdá, že vzhledem k filtrovaným odhadům, které jsou založeny na současných a minulých pozorováních, vykazuje Taylorovo pravidlo vyhlazování úrokových sazeb, i když měnová autorita výslovně nepreferuje hladké úrokové sazby. Dále k odhadování úrokových sazeb lze využít makroekonomický model IS-LM, dle Li, Wang a Wang (2022) je tento model základním makroekonomickým modelem popisujícím vztah mezi úrokovými sazbami a trhem aktiv.

Pro odhadování a určování úrokových sazeb jsou potřeba různé ekonometrické a makroekonomické modely, které mají za cíl analyzovat a predikovat vývoj cenové hladiny v ekonomice, jenž mají dopad na inflaci. K těmto odhadům a predikcím lze využít mnoho modelů, či prognóz jako jsou kupříkladu makroekonomické modely IS-LM, Monetaristické modely, či Phillipsova křivka. Phillipsova křivka podle Hronová, Marek a Hindls (2021) představuje v ekonomické teorii vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou inflace. Právě nižší míra nezaměstnanosti obvykle vede k vyšší inflaci, jelikož rostoucí poptávka po pracovní síle může zvyšovat mzdy a ceny zboží a služeb. Dále je třeba vzít v úvahu tzv. Mundellův-Tobinův efekt (MT-E), který může zkoumat vztah mezi inflací a kapitálovými investicemi a zároveň Friedmanovo pravidlo, které se týká optimální úrokové míry, kterou by měla centrální banka stanovit v ekonomice. Altermatt a Wipf (2022) uvádí, že míra inflace nad Friedmanovým pravidlem je optimální pouze tehdy, když existuje MT-E a při absenci MT-E je Friedmanovo pravidlo rovněž optimální.

Aby byly získány odpovědi na výzkumné otázky, budou identifikovány a následně použity metody, které se zaměřují na danou problematiku. Zároveň pro zjištění vývoje inflace a úrokových sazeb budou použity oficiální údaje od České národní banky (ČNB), Českého statistického úřadu (ČSÚ) a finančních institucí. Hlavním bude makroekonomický datový sběr pro zjištění vývoje inflace a úrokových sazeb. Zároveň se využijí časové řady a regresní analýza, kde použijeme historická data o úrokových sazbách a míře inflace a vytvoří se tak statistické modely pro určení, zda existuje korelace mezi těmito dvěma proměnnými. Pomocí regresní analýzy existuje možnost měřit sílu a směr vztahu. Pikhart a Froňková (2019) praví, že navzdory nepozorovatelným charakteristikám základních úrokových sazeb a měnového kurzu je význam referenčních ukazatelů pro měnovou politiku klíčový. Aby úrokový kanál měnové politiky fungoval hladce a efektivně, měly by příslušné maloobchodní úrokové sazby

v reálné ekonomice reagovat rychle a sledovat pohyby základní úrokové sazby (Varga, 2021). Hanzlík a Teplý (2022) rovněž zjistili, že spořitelny, realitní a hypoteční banky a družstevní banky vykazují trvale nižší čistou úrokovou marži než komerční banky a bankovní holdingy. Kuc a Teplý (2023), kteří použili metody dynamických panelových dat, dále doplňují, že komerční banky v prostředí nízkých úrokových sazeb neoprávněně snížily tvorbu rezerv na krytí úvěrových ztrát, aby si udržely ziskovost.

Data a metody

Data

Údaje o vývoji inflace a základní úrokové sazby pocházejí z oficiálních stránek České národní banky (dále jen ČNB) a České statistického úřadu (dále jen ČSÚ) (2023). Data jsou k dispozici za období od září 2018 do září 2023.

Metody

Pro dosažení cílů této práce budou využity následující metody, které umožní pečlivě analyzovat vývoj inflace, základních úrokových sazeb a reakce komerčních bank na kolísavost úrokových sazeb v průběhu stanoveného období. Za prvé, bude proveden makroekonomický datový sběr z oficiálních zdrojů, konkrétně z ČNB a ČSÚ. Veškerá data budou čerpána čtvrtletně. Tento sběr dat je klíčový pro komplexní analýzu inflačního a monetárního prostředí.

Za druhé, data budou podrobně analyzována pomocí metod časových řad. Tato analýza umožní identifikovat dlouhodobé trendy a sezonní vlivy v datech, což je klíčové pro porozumění jak dlouhodobým, tak i krátkodobým výkyvům v oblasti inflace a úrokových sazeb. Zkoumání těchto výkyvů je nezbytné pro hlubší porozumění ekonomickým procesům a závislostem, které na tyto výkyvy reagují.

Nakonec regresní analýza bude klíčovým prvkem této práce. Tato metoda bude použita k detailnímu zkoumání vztahu mezi úrokovými sazbami a mírou inflace v daném období. Historická data o úrokových sazbách a míře inflace budou analyzována s cílem vytvořit statistické modely, což umožní určit existenci korelace mezi těmito proměnnými a zaměřit sílu a směr tohoto vztahu. Zároveň bude regresní analýza využita pro podrobnější zkoumání reakcí komerčních bank na základní úrokovou sazbu stanovenou ČNB. Tyto metody dohromady tvoří základní nástroj pro analýzu a porozumění problematice inflace a úrokových sazeb.

Model lineární regresní analýzy je následující: $y = \alpha + \beta x + e$

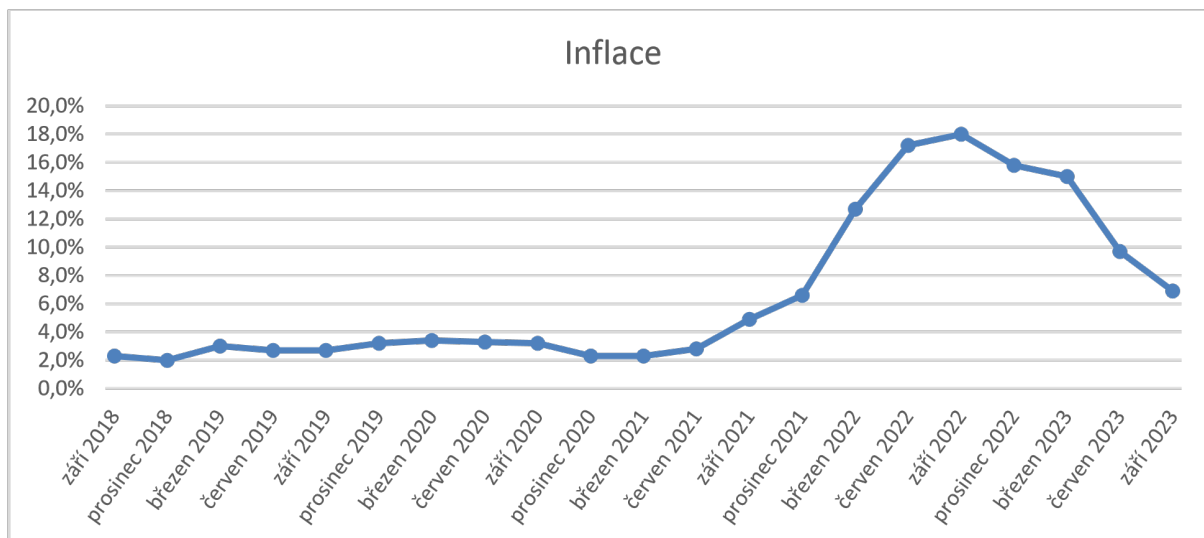
- Přičemž nám "y" znázorňuje závislou proměnnou – v tomto případě se jedná o úrokovou sazbu.
- "x" představuje nezávislou proměnnou – inflace.
- " α " je konstanta – hodnota "y", když "x" = 0.
- " β " je regresní koeficient – měří změnu "y" v reakci na změnu "x".
- "e" je chyba, která reprezentuje náhodné fluktuace a nesystémovou varianci v datech.

Výsledky

V Grafu číslo 1. je prezentován makroekonomický sběr dat týkající se vývoje inflace za posledních pět let. Všechny informace v tomto grafu jsou získány z oficiálních webových

stránek ČNB v roce 2023. Graf zahrnuje čtvrtletní vývoj inflace od září 2018 do září 2023. V grafu je patrné, že od září 2018 do června 2021 byla inflace takřka neměnná s lehkými odchylky, avšak v následujícím období inflace znatelně vzrostla. Vrcholem tohoto období bylo září 2022, kdy inflace dosáhla 18% a v následujících měsících začala znatelně klesat.

Graf č. 1 Přehled vývoje inflace České republiky od září 2018 do září 2023

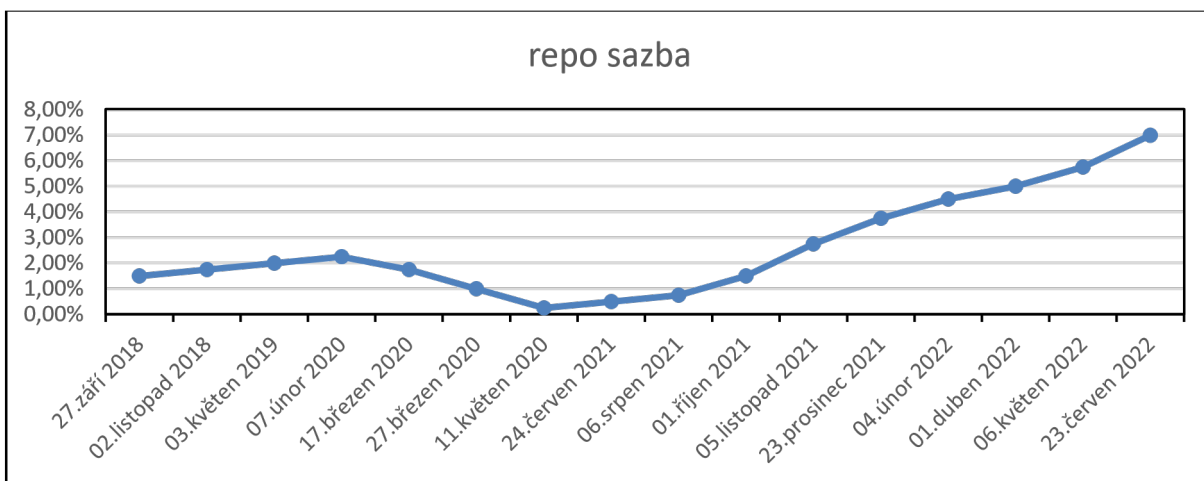


Zdroj: Vlastní zpracování v Microsoft Excel na základně dat České národní banky (2023)

Úrokové sazby

V Grafu číslo 2 je znázorněn sběr dat o vývoji repo úrokové sazby. Veškeré informace jsou získány z oficiálních webových stránek ČNB v roce 2023. Graf prezentuje veřejně dostupná data o vývoji repo úrokové sazby od září 2018 do června 2022. Z grafu lze rovněž vyčíst, že od září 2018 se repo úroková sazba pohybovala kolem 2%. Od února 2020 začala výrazně klesat a v květnu 2020 se přiblížila k nule. Od té doby rapidně vzrůstala a dosáhla hodnoty 7% v červnu 2022.

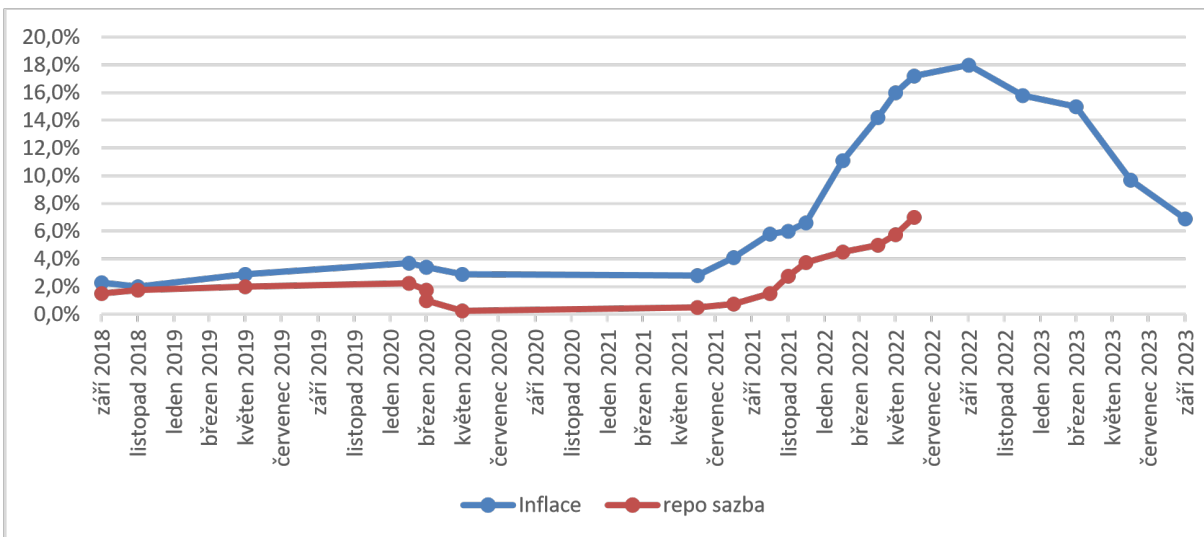
Graf č. 2 Přehled vývoje 2T repo úrokové sazby v České republice od září 2018 do června 2022



Zdroj: Vlastní zpracování v Microsoft Excel na základě dat České národní banky (2023)

V Grafu číslo 3 je znázorněn vztah mezi inflací a úrokovou sazbou. Je patrné, že od září 2018 do září 2020 byla inflace téměř neměnná a pohybovala se s minimálními výkyvy, čímž se 2T repo úroková sazba pohybovala stále mezi dvěma až třemi procenty. V březnu 2020 lze pozorovat, že 2T repo sazba začala klesat a postupně se přibližovat k nule. Rovněž tak inflace pocítila mírný pokles. Od června 2021 lze pozorovat nárůst 2T repo úrokové sazby, čímž chtěla ČNB zpomalit ekonomiku kvůli krizi a potenciálnímu budoucímu nárůstu inflace. Inflace v tomto období začala však rovněž stoupat. V červnu 2022 dosahuje 2T repo úroková sazba hodnoty 7% a poté zůstává neměnná, zatímco inflace dosáhla 17,2%. Září 2022 inflace dosáhla 18% a v následujícím období již znatelně klesá. Veškeré data a informace jsou získány z oficiálních webových stránek ČNB v roce 2023.

Graf č. 3 Znázornění vztahu inflace a úrokových sazeb České republiky za období 2018-2023

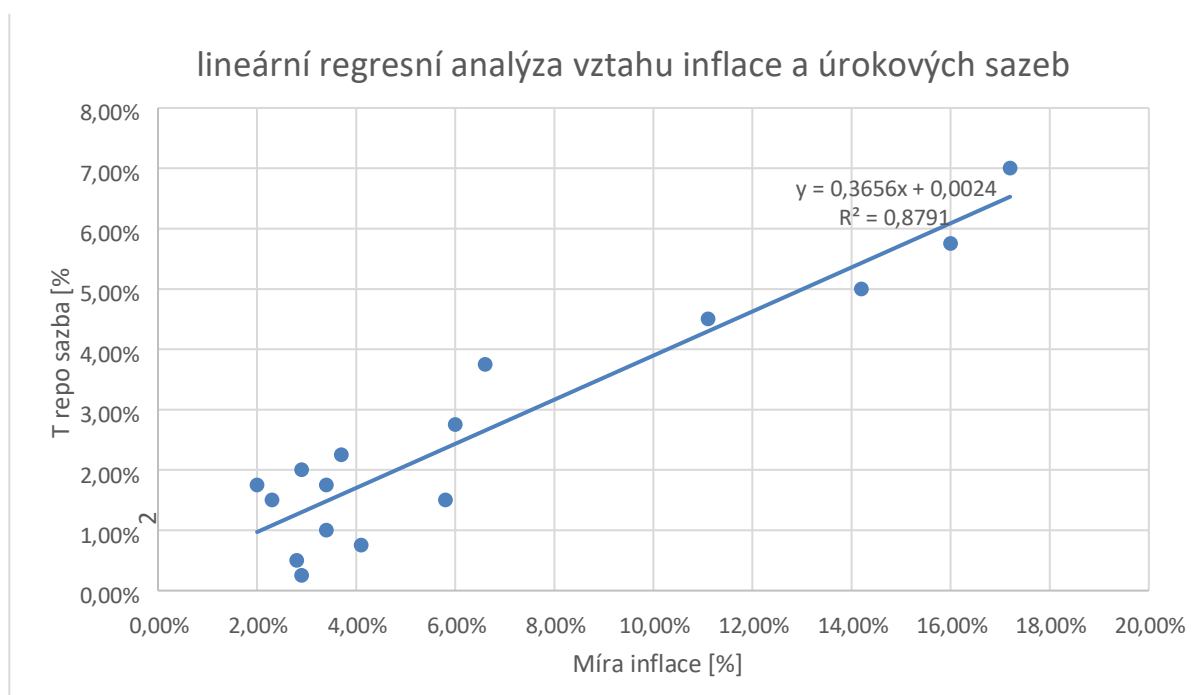


Zdroj: Vlastní zpracování v Microsoft Excel na základě dat České národní banky (2023)

Dále je zde graficky znázorněnou lineární regresní analýzu vztahu mezi inflací a repo úrokové sazbou v grafu číslo 4. Hodnota R² (0.8791) znamená, že přibližně 87,91% rozptylu nebo změn v růstu úrokových sazeb lze vysvětlit tím, jak se mění inflace. To naznačuje, že tento model vysvětluje, jak změny v inflaci mohou ovlivnit úrokové sazby. Díky tomu, že hodnota dosahuje téměř 90% procent, lze říct, že repo úroková sazba má úzký vztah s pohybující se

inflací. Dále zde je konstanta (0,3656), která vysvětluje situaci, kdy inflace zůstává neměnná, tak se očekává, že úrokové sazby budou okolo 0,37%. Koeficient x (0,0024) představuje hodnotu 0,0024, o kterou repo úroková sazba vzroste, jestliže inflace vzroste o jednotkový bod. To naznačuje, že když roste inflace, tak se očekává, že i úrokové sazby půjdou nahoru. Veškerá data, jenž byly využity, byly získány z oficiálních stránek České národní banky a České statistického úřadu. Jedná se o data od září 2018 do června 2022. Od června 2022 zůstala repo úroková sazba na stejné úrovni až doposud. Lineární znázornění přímky na grafu vykazuje pozitivní sklon, což naznačuje, že s rostoucí inflací dochází k růstu úrokových sazeb. Tento vzor podporuje pozorování chování České národní banky, která reaguje na zvýšenou míru inflace zvýšením úrokových sazeb s cílem regulovat Českou ekonomiku.

Graf č. 4 Znázornění lineární regresní analýzy vztahu mezi inflací a úrokové sazby



Zdroj: Vlastní zpracování v Microsoft Excel na základě dat České národní banky (2023)

Diskuse výsledků

Pomocí získaných výsledků lze odpovědět na položené výzkumné otázky, jenž byly stanoveny:

VOI: Jaký byl vývoj inflace a úrokových sazeb?

Na začátku roku 2018 byla inflace na úrovni, kde se ji Česká národní banka snaží neustále udržet a to v hodnotě mezi 2% až 3%. Díky tomu se 2T repo sazba pohybovala rovněž kolem dvou procent. Tento ideální stav trval do března 2020, kdy 2T repo sazba začala klesat a následně se pohybovala kolem nuly, zatímco inflace zůstala téměř neměnná kolem 3%. To vše se změnilo od června 2021, kdy začala 2T repo sazba a inflace rapidně vzrůstat. To vše bylo zapříčiněno pandemií SARS-CoV-2, který postihla celý svět na přelomu roku 2019 a 2020, přičemž ovlivnila v celém roce 2020 vývoj ekonomiky. Z důvodu hrozícího nárůstu inflace se ČNB rozhodla postupně navyšovat úrokové sazby, aby zpomalila ekonomiku a zabrzдила tím rapidním nárůstem inflace. 2T repo sazba dosáhla svého v tomto období maximální hodnoty

7% v červnu 2022, kdy inflace dosahovala téměř 18%. Od září 2022, kdy inflace dosáhla 18% je poznat na grafu číslo 1, že inflace začala klesat, avšak úrokové sazby zůstali doposud neměnné. Rok po dosažení 18% inflace klesla na hodnotu 6,9%, avšak z obávajícího nárůstu hodnota úrokových sazeb zůstává stále neměnná.

VO2: Jak úrokové sazby reagují na kolísavost inflace od září 2018 do září 2023?

Prvním aspektem je, že 2T repo sazba vykazuje pozitivní korelaci s rapidním růstem inflace. Jak ukazuje graf číslo 3, v období náhlého vzestupu inflace od poloviny roku 2021, tak 2T repo úrokové sazby stouply zhruba v témže období. Tato reakce lze pochopit jako snaha České národní banky o udržení inflace pod kontrolou a zabránit jejímu nadměrnému vzestupu, čímž navyšovala 2T repo úrokové sazby.

Lineární regresní analýza nám umožnila hlouběji porozumět vztahu mezi inflací a úrokovými sazbami. Na základě dosažených výsledků bylo zjištěno, že téměř 90% variability v nárůstu nebo poklesu úrokových sazeb lze vysvětlit kolísáním inflace. Tato zjištění naznačují tedy silnou a statisticky významnou korelaci mezi těmito dvěma klíčovými ekonomickými indikátory.

Zároveň je však nutno podotknout, že ačkoliv od září 2022 začala inflace znatelně klesat, tak úrokové sazby zůstaly prozatím neměnné. Tato situace odpovídá všeobecnému předpokladu, že snížení úrokových sazeb by mohlo vést k opětovnému vzrůstu inflace. ČNB tudíž pravděpodobně zvažuje opatrný postup k úpravám úrokových sazeb v situaci, kdy inflace klesá, aby minimalizovala rizika budoucího inflačního tlaku. Což může být bráno jako snaha banky udržet ekonomiku stabilní. Opětovně zde funguje politický princip, který zmínil Olayinka (2021), že úrokové sazby jsou jedním z klíčových nástrojů, které může centrální banka použít k dosažení inflačního cíle. S tímto výrokem lze jednoznačně souhlasit, avšak z aktuálních dat při zasažení krizí ne vždy dokáže centrální banka ukočírovat inflační vývoj.

Závěr

Cílem této práce bylo podrobně analyzovat a zhodnotit vývoj inflace a úrokových sazeb v České republice v období od září 2018 do září 2023. Cíl práce byl splněn.

Inflace a úrokové sazby představují stále aktuální téma, které by mělo poutat pozornost každého občana dané republiky. I přes jejich zdánlivou vzdálenost od každodenního života obyvatele jsou tyto politické a ekonomické ukazatele významné, neboť mohou výrazně ovlivnit samotné žití. Tyto ukazatele dokáží totiž ovlivnit samotný hrubý domácí produkt a následně i ceny nemovitostí, energií, potravin a dalších životně důležitých faktorů.

Analyzované údaje totiž umožnily nejen odpovědět na stanovené výzkumné otázky, ale též jasně demonstrovat vzájemnou návaznost mezi inflací a úrokovými sazbami. Lineární model regresní analýzy potvrdil tuto návaznost a ukázal, že úrokové sazby mají úzký vztah k inflačním výkyvům, což bylo potvrzeno hodnotou R^2 , která dosáhla 87,91%.

Přestože tato práce poskytuje hluboký vhled do vztahu mezi inflací a úrokovými sazbami v České republice, je důležité si uvědomit důležitý limit tohoto výzkumu. Omezení může vyplývat ze specifik datového období, jenž bylo zasaženo dvěma krizemi. Zároveň je však třeba zdůraznit přínos této práce, který spočívá v poskytnutí uceleného pohledu na vývoj inflace a úrokových sazeb a potvrzení významu jejich vzájemného vztahu. Tato práce může sloužit jako

podklad pro další studie v oblasti ekonomie a poskytuje užitečné poznatky pro rozhodování ve finančním prostředí.

Seznam zdrojů

AL-ZOUBI, Haitham A.; O'SULLIVAN, Jennifer A. a ALWATHNANI, Abdulaziz M. Business cycles, financial cycles and capital structure. Online. *Annals of Finance*. 2018, roč. 14, č. 1, s. 105-123. ISSN 1614-2446. Dostupné z: <https://doi.org/10.1007/s10436-017-0306-z>. [cit. 2023-10-30].

ALEXANDROV, Dmitry. Metrics for Assessing the Effect of Household Income and the Money Supply on Inflation. Online. *Montenegrin Journal of Economics*. 2021, roč. 17, č. 4, s. 147154. ISSN 1800-5845. Dostupné z: <https://doi.org/10.14254/1800-5845/2021.17-4.13>. [cit. 202310-16].

ALTERMATT, LUKAS a WIPF, CHRISTIAN. Liquidity, the Mundell–Tobin Effect, and the Friedman Rule. Online. *Journal of Money, Credit and Banking*. ISSN 0022-2879. Dostupné z: <https://doi.org/10.1111/jmcb.12994>. [cit. 2023-10-30].

ARFAH, Aryati; OLILINGO, Fahrudin Zain; SYAIFUDDIN, S.; DAHLIAH, D.; NURMIATI, N. et al. Economics During Global Recession: Sharia-Economics as a Post COVID19 Agenda. Online. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*. 2020, roč. 7, č. 11, s. 1077-1085. ISSN 2288-4637. Dostupné z: <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no11.1077>. [cit. 2023-11-01].

BLIKHAR, Mariia; MELNYCHENKO, Bogdana; PYLYPYSHYN, Pavlo; RYZHKOVA, Anzhela a RUVIN, Sergij. ECONOMIC AND LEGAL JUSTIFICATION OF THE METHODOLOGICAL APPROACH TO THE ASSESSMENT OF THE STATE OF BUDGET AND TAX SECURITY OF UKRAINE. Online. *Financial and credit activity problems of theory and practice*. 2022, roč. 2, č. 43, s. 357-364. ISSN 2310-8770. Dostupné z: <https://doi.org/10.55643/fcaptop.2.43.2022.3756>. [cit. 2023-10-24].

BOEHM, Christoph E. a Christopher L. HOUSE. Optimal Taylor rules when targets are uncertain. *European Economic Review* [online]. 2019, 119, 274-286 [cit. 2023-09-19]. ISSN 00142921. Dostupné z: [doi:10.1016/j.euroecorev.2019.07.013](https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2019.07.013)

DURCOVA, Julia. The Impact of Interest Rate Transmission Channel on the Prices Development in the Eurozone Countries. *Montenegrin Journal of Economics* [online]. 2021, 2021-4-1, 17(2), 23-35 [cit. 2023-09-19]. ISSN 1800-5845. Dostupné z: [doi:10.14254/18005845/2021.17-2.2](https://doi.org/10.14254/18005845/2021.17-2.2)

FRENKEL, Michael; JUNG, Jin-Kyu a RÜLKE, Jan-Christoph. Testing for the rationality of central bank interest rate forecasts. Online. *Empirical Economics*. 2022, roč. 62, č. 3, s.

- 1037-1078. ISSN 0377-7332. Dostupné z: <https://doi.org/10.1007/s00181-021-02046-y>. [cit. 2023-11-01].
- HANZLÍK, Petr a TEPLÝ, Petr. Key factors of the net interest margin of European and US banks in a low interest rate environment. Online. International Journal of Finance & Economics. 2022, roč. 27, č. 3, s. 2795-2818. ISSN 1076-9307. Dostupné z: <https://doi.org/10.1002/ijfe.2299>. [cit. 2023-11-01].
- HRONOVA, Stanislava, Lubos MAREK a Richard HINDLS. Search ... Results for Phillips curve (All Fields) and Czech Republic (Search within topic) Convergence of Inflation and Unemployment Rates: a Signal of Economic Slowdown? Convergence of Inflation and Unemployment Rates: a Signal of Economic Slowdown? STATISTIKA-STATISTICS AND ECONOMY JOURNAL. 2021, 101(3), 244-258. ISSN 0322-788X.
- KRKOSKOVA, Radmila a Zuzana SZKORUPOVA. Impact of Macroeconomic Indicators on Mortgage Loans in the V4. EKONOMICKY CASOPIS. 2021, (WOS:000697125800004), 627-646. [cit. 2021-09-29] ISSN 0013-3035. Dostupné z: <https://www.webofscience.com/wos/woscc/full-record/WOS:000697125800004>
- KUC, Matěj a TEPLÝ, Petr. Are European commercial banks more profitable than cooperative banks? Evidence from a low interest rate environment. Online. International Journal of Finance & Economics. 2023, roč. 28, č. 4, s. 4385-4400. ISSN 1076-9307. Dostupné z: <https://doi.org/10.1002/ijfe.2656>. [cit. 2023-11-01].
- LI, Shimin; WANG, Xiaoling a WANG, Cheng. Relaxation oscillations in slow-fast IS-LM economic models. Online. Applicable Analysis. 2023, roč. 102, č. 12, s. 3199-3208. ISSN 00036811. Dostupné z: <https://doi.org/10.1080/00036811.2022.2057303>. [cit. 2023-10-30].
- OLAYINKA, Musa Samuel. INTEREST RATES AND INFLATION RATE INTERPLAY: IMPACT ON POLICY DECISION IN NIGERIA SINCE YEAR 2000. INTERNATIONAL JOURNAL OF ECONOMICS MANAGEMENT AND ACCOUNTING. 2021, 29, 129-166. ISSN 1394-7680. Dostupné z: <https://www.webofscience.com/wos/woscc/fullrecord/WOS:000663045500006>
- PIKHART, Zdeněk a FROŇKOVÁ, Pavla. Estimating Natural Rate of Interest and Equilibrium Exchange Rate: A Case of the Czech Republic. Online. Review of Economic Perspectives. 2019, roč. 19, č. 4, s. 231-248. ISSN 1804-1663. Dostupné z: <https://doi.org/10.2478/revecp-2019-0013>. [cit. 2023-10-30].
- PRESSMAN, Steven. How low can we go? The limits of monetary policy. Online. Review of Keynesian Economics. 2019, roč. 7, č. 2, s. 137-150. ISSN 2049-5323. Dostupné z: <https://doi.org/10.4337/roke.2019.02.02>. [cit. 2023-10-23].

- SHVYDUN, Sergey. Models of similarity in complex networks. Online. PeerJ Computer Science. 2023, roč. 9. ISSN 2376-5992. Dostupné z: <https://doi.org/10.7717/peerj-cs.1371>. [cit. 2023-10-30].
- THAM, Kuen-Wei; SAID, Rosli a MOHD ADNAN, Yasmin. Dynamic implications of GDP, interest rates, taxes, income, foreign direct investments, housing prices on property NPLs. Online. International Journal of Housing Markets and Analysis. 2021, roč. 15, č. 5, s. 1122-1144. ISSN 1753-8270. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/IJHMA-07-2021-0078>. [cit. 2023-11-01].
- Varga, Janos Zoltan. Effects of the financial crisis and low interest rate environment on interest rate pass-through in Czech Republic, Hungary and Romania. Online. Acta Oeconomica. 2021, roč. 71, č. 4, s. 551-567. ISSN 0001-6373. Dostupné z: <https://doi.org/10.1556/032.2021.00039>. [cit. 2023-10-30].
- WANG, Kaili a CHEN, Yu. Design of Financial and Economic Monitoring System Based on Big Data Clustering. Online. In: FU, Weina a YUN, Lin (ed.). Advanced Hybrid Information Processing. Lecture Notes of the Institute for Computer Sciences, Social Informatics and Telecommunications Engineering. Cham: Springer Nature Switzerland, 2023, s. 426-439. ISBN 978-3-031-28786-2. Dostupné z: https://doi.org/10.1007/978-3-031-28787-9_32. [cit. 2023-10-30].

Kontaktní adresa autorů:

Lukáš Pech, School of Expertness and Valuation, Institute of Technology and Business in České Budějovice, Okružní 517/10, 37001 České Budějovice, Czech Republic, e-mail: 28598@mail.vstecb.cz.

Yelyzaveta Apanovych Pan-European University (PEU), Tomášikova 20, 820 09 Bratislava, Slovakia, e-mail: apanovych@znalcivste.cz.