



JOURNAL OF VALUATION AND EXPERTNESS

editor-in-chief: Ing. Vilém Kovač, PhD.

managing editor: Ing. Tereza Matasová

chairman of the editorial board: Tomáš Řezníček

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: kovac@znalcivste.cz

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

ISSN 2533-6258 (Online)

Since 2016

Periodicity: Twice a year

Date of issue: June 2025

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

prof. Ing. Jan Mareček, DrSc., dr. h. c.
Mendel University of Brno

Ing. Pavel Rousek, Ph.D.
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

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., MBA
The Institute of Technology and Business in České Budějovice

doc. et 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

doc. 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

EVALUATION OF TRAFFIC ACCIDENTS IN NETVOŘICE AND ITS SURROUNDINGS.....	5
---	----------

Vilém Kovač, Kateřina Kutová

THE IMPACT OF HOUSE PRICE TO INCOME RATIOS ON THE AVERAGE AGE AT WHICH YOUNG PEOPLE LEAVE THE FAMILY HOME.....	20
---	-----------

Jiří Máška, David Zavřel

PREDICTING PRICES OF PRECIOUS METALS USED IN THE AUTOMOTIVE INDUSTRY.....	38
--	-----------

Jakub Horák, Filip Hofmann

COMPARISON OF ACCOUNTING AND VALUATION OF AGRICULTURAL PRIMARY PRODUCTION ACCORDING TO CZECH LEGISLATION AND INTERNATIONAL FINANCIAL REPORTING STANDARDS IFRS.....	62
---	-----------

Kristina Kabourková

COMPARISON OF FACTORS AFFECTING TESLA SHARE PRICE.....	87
---	-----------

Tereza Pexová, Tomáš Řezníček

Zhodnocení dopravních nehod v Netvořicích a okolí

Vilém Kovač¹, Kateřina Kutová²

¹ *Technical University of Košice, Faculty of Mining, Ecology, Process Control and Geotechnologies, Letná 9, 042 00 Košice, Slovak Republic*

² *Institute of Technology and Business in České Budějovice, Okružní 517/10, 370 01 České Budějovice, Czech Republic*

Abstract

Dopravní nehody představují závažný problém, který má velké důsledky nejen pro jednotlivce, ale i pro celou společnost, a jejich analýza je klíčová pro zlepšení bezpečnosti silničního provozu. Cílem práce bylo zhodnotit dopravní nehody v okolí Netvořic v období od ledna 2014 do listopadu 2024. Pomocí obsahové analýzy bylo zjištěno, že nejčastějším typem dopravní nehody byla srážka s lesní zvěří, srážka s pevnou překážkou a srážka s jedoucím nekolejovým vozidlem. Celkové hmotné škody dosáhly výše 15 629 200 korun českých. Při použití Pearsonovy korelační analýzy došlo ke zjištění existence mírného vztahu mezi počtem dopravních nehod a hmotnými škodami ve dnech v týdnu a bylo také zjištěno, že oprava komunikace neměla vliv na snížení počtu dopravních nehod. Přínosem práce je poskytnutí informací pro místní úřady a plánovače dopravy při formulaci preventivních opatření zaměřených na snížení počtu nehod a minimalizaci jejich následků v této oblasti. Práce je limitována tím, že je zaměřena jen na omezený časový rámec a specifickou geografickou lokalitou. Další výzkumy by se mohly zaměřit na dopravní nehody v jiné oblasti či v širším časovém úseku.

Keywords: Dopravní nehody, Netvořice, hmotná škoda, druh dopravní nehody, povrch vozovky.

Úvod

Automobilový průmysl dříve pracoval s automatizací a řízením, dnes však spolupracuje s umělou inteligencí. Vývoj se výrazně zrychlil a narostla jeho složitost. Bezpečnost je klíčová,

proto existuje mnoho předpisů a norem zajišťujících kvalitu vozů (Popa et al., 2023). Dopravní prostředky jsou vybaveny různými bezpečnostními prvky. Aktivní bezpečnost zabraňuje nehodám pomocí prvků jako ABS brzdy a stabilizační tyče. Pasivní bezpečnost minimalizuje zranění při nehodě, například pomocí bezpečnostních pásů a airbagů (Ruiz Castilla & García Lamont, 2022).

Rychlý technologický vývoj a konkurenční prostředí nutí podniky, aby zvýšily míru inovací (Cagánová et al., 2019). Jednou z inovací je systém automatické detekce autonehody, který může zkrátit dobu odezvy záchranných složek a vozidel v okolí, čímž zlepšuje efektivitu záchrany lidských životů a bezpečnost provozu (Tian et al., 2019). Přesto počet dopravních nehod zůstává znepokojivě vysoký a dochází k vážným nehodám. Úmrtí v důsledku dopravních nehod mají za následek finanční ztráty i fyzické a psychické utrpení (Kadam, 2020). Zranění při dopravních nehodách jsou třetím hlavním faktorem přispívajícím k úmrtí lidí na světě (Deretić et al., 2022). Motocyklisté patří mezi nejzranitelnější účastníky na rychlostních silnicích. Následky nehod motocyklistů bývají vážnější než u srážek mezi auty (Macurová et al., 2024).

Dopravní nehody mohou být způsobeny různými faktory, nepozornost řidiče, řízení pod vlivem alkoholu nebo drog, překročení povolené rychlosti, technické závady vozidla, nedostatečné značení či změna dopravního značení. Při každé dopravní nehodě je důležité zjistit příčinu jejího vzniku, nejenže pomáhá určit odpovědnost a právní následky pro zúčastněné strany. Zároveň poskytuje důležité informace pro prevenci budoucích nehod, tím že identifikuje rizikové faktory v dopravě či v technických aspektech vozidel (Danilevičius & Bogdevičius, 2020).

Cílem práce je zhodnotit dopravní nehody v okolí Netvořic od 2014 do listopadu roku 2024.

V souvislosti s cílem jsou stanoveny následující výzkumné otázky:

VO1: Co je nejčastějším druhem dopravních nehod v okolí Netvořic od roku 2014 do listopadu 2024 a jaké jsou celkové finanční škody spojené s těmito nehodami?

Zodpovězením výzkumné otázky lze identifikovat specifické faktory, které nejvíce přispívají k nehodovosti v této oblasti a jaké jsou celkové hmotné škody v této oblasti.

VO2: Existuje vztah mezi počtem dopravních nehod a výší hmotných škod ve dnech v týdnu?

Zodpovězením této výzkumné otázky lze zjistit, zda existuje vztah mezi počtem nehod a škodami ve dnech v týdnu.

VO3: Má obnova povrchu vozovky vliv na snížení četnosti dopravních nehod v okolí Netvořic?

Zodpovězením této výzkumné otázky lze zjistit, zda nový asfalt přispívá ke snížení počtu dopravních nehod.

Literární řešerše

Dopravní nehody stále představují značné riziko pro mnoho lidí je nutné přijmout preventivní opatření ke snížení jejich počtu. V této oblasti je důležité brát v úvahu různé faktory, od nepříznivého počasí po nebezpečné podmínky na silnicích, které ovlivňují výskyt nehod (Roland et al., 2021). Pro účinné snížení počtu vážných zranění a úmrtí je zásadní přesná

detekce dopravních nehod a analýza jejich příčin a důsledků. Detailní analýza umožňuje efektivnější obnovu plynulosti dopravy a tím i minimalizaci následků nehod (Ali et al., 2021).

Navzdory pokrokům v oblasti technologií vozidel a dopravního řízení však počet nehod zůstává vysoký, což má vážné dopady na veřejné zdraví a bezpečnost, a proto se prevence nehod stává zásadním aspektem ochrany veřejnosti (Řezníček & Sloup, 2024). Pro zajištění bezpečné jízdy je klíčové sledovat, kam se řidiči dívají a jak se chovají, když se na silnici setkají s jinými účastníky silničního provozu porušujícími dopravní předpisy. Tento pohled na chování řidičů přináší cenné poznatky pro rozvoj účinných opatření ke zvýšení bezpečnosti na silnicích (Xu et al., 2022).

Pro prevenci dopravních nehod existuje široká škála přístupů a metod, přičemž mezi nejvýznamnější body patří identifikace faktorů, které přispívají k nehodovosti. Khan & Hussain (2024) se zabývali predikcí dopravních nehod jako klíčovým krokem k účinné prevenci a lepšímu řízení dopravy. Získali data o nehodách od záchranné služby Rescue 1122 v Faisalabadu a pomocí analýzy hotspotů v Moran's I in ArcGIS identifikovali oblasti s nejvyšší koncentrací nehod. Největší hustota nehod byla zjištěna v oblasti GTS (General Transport Stand), kde se pohybuje nejvíce účastníků silničního provozu. Časová analýza ukázala zvýšený výskyt nehod mezi 13. a 14. hodinou. Následně autoři provedli terénní průzkum zaměřený na klíčové rysy silnic a shromáždili dopravní data. Pro predikci nehod vytvořili algoritmy strojového učení, přičemž rozhodovací strom dosáhl nejvyšší přesnosti (84,4 %). Výsledky odhalily, že největší vliv na vznik nehod mají rozměry silnic.

Podobný problém zkoumali i Gatarić et al. (2023), kde se zaměřili na využití umělých neuronových sítí (ANN) k predikci dopravních nehod na běžných silnicích v Srbsku a v Bosně a Hercegovině, s cílem zvýšit bezpečnost silničního provozu. Použili snadno dostupné objektivní faktory, jako jsou délka silnice, typ terénu, šířka silnice, průměrný denní objem dopravy a rychlostní limit, pro vytvoření dvou ANN modelů. Modely umožnily předvídat počet dopravních nehod i závažnost jejich následků, včetně počtu obětí, zranění a škod na majetku. Nejvyšší hodnoty koeficientu r^2 pro ANN modely (ANN1 a ANN2) dosáhly 0,986, 0,988 a 0,977, respektive 0,990, 0,969 a 0,990 pro tréninkové, testovací a validační cykly, což naznačuje jejich vysokou přesnost a schopnost generalizace na základě vstupních parametrů. Identifikace nejvlivnějších faktorů může významně přispět ke zvýšení bezpečnosti na silnicích a snížení počtu nehod.

Liu et al. (2023) využili obsahové analýzy statistiky nehod na dálnici v čínské provincii Hunan z let 2012–2018, aby zjistili podíl jednotlivých faktorů na vzniku nehod a jejich dlouhodobé trendy. Bylo zjištěno že, počet závažných nehod nejdříve narůstal, poté klesal, zatímco počet nehod a úmrtí na 1000 kilometrů se každoročně snižoval. U menších nehod počet meziročně rostl, ale počet nehod na 1000 kilometrů zůstal poměrně stabilní. Mezi hlavní příčiny závažných nehod patří překročení rychlosti, únava, chybné řízení, nedodržení bezpečné vzdálenosti a vstup chodců na dálnici. U menších nehod tvoří asi dvě třetiny případů nedodržení bezpečné vzdálenosti a chybné řízení.

Faktory, které ovlivňují závažnost dopravních nehod, zkoumali také Liu et al. (2022), kde se konkrétně zabývali závažností dopravních nehod mezi automobily a motocykly pomocí modelu Bayesovské sítě (BN), aby se minimalizoval negativní dopad těchto nehod. Nehody

byly rozděleny na ty, kde byl hlavní odpovědný automobil, a na ty, kde byl hlavní odpovědný motocykl. Byly navrženy dva BN modely pro analýzu závažnosti nehod, které byly kalibrovány na základě databáze 1560 nehod v Guilinu, provincie Guangxi. Výsledky ukázaly, že počasí a viditelnost byly největšími faktory vedoucími k úmrtí, přičemž jejich vliv byl 32,20 % a 27,23 %. Největšími faktory vedoucími k úmrtí byly také specifické kombinace faktorů jako věk řidiče a chování při parkování.

Sufian et al. (2024) se zaměřili na analýzu závažnosti dopravních nehod ve Velké Británii, přičemž využili kombinaci algoritmů strojového učení, ekonometrických technik a tradičních statistických metod pro analýzu historických dat. Byla použita robustní analytická metodologie zahrnující deskriptivní, inferenční a multivariační analýzy, korelační analýzy (Pearsonova a Spearmanova korelační koeficient), vícenásobné logistické regresní modely a hodnocení multikolinearity. Pro zajištění přesnosti regresních analýz byl použit Generalizovaný metod momentů (GMM), který řeší heteroskedasticitu a autokorelace v chybových termínech. Analýza faktorů identifikovala klíčové proměnné, které vysvětlují korelace mezi pozorovanými faktory. Byly identifikovány důležité faktory jako typ domovské oblasti řidiče, zeměpisná šířka a délka, IMD decil řidiče, typ silnice a další.

Oproti tomu Gulek (2021) zkoumal vliv půstu během ramadánu na dopravní nehody v Jordánsku. Bylo vybráno dvanáct hlavních městských vícestopých úseků a analyzována data o dopravních nehodách z let 2013 až 2017. Pro modelování denní míry nehod a počtu nehod v ramadánu byly vhodné časové modely ARIMA (9,8) a ARIMA (7,4). Výsledky ukázaly, že denní a hodinové objemy dopravy během ramadánu byly srovnatelné s obdobím před a po ramadánu, zatímco denní míra nehod a počet nehod během ramadánu byly výrazně vyšší než před nebo po ramadánu.

V Rusku se zaměřili Ponomareva & Savina (2022) na kvantitativní analýzu faktorů, které ovlivňují bezpečnost a snížili úmrtnost při dopravních nehodách v Rusku, a dále se zaměřili na návrhy praktických opatření pro snížení úmrtnosti na silnicích. K analýze byla použita data z dopravních nehod v letech 2015–2019, která byla vyhodnocena pomocí logitových modelů kvantitativní ekonometrické analýzy. Bylo zjištěno, že hlavními faktory, které zvyšují riziko úmrtí při nehodě patří stav silnic, správný technický stav vozidla a dodržování dopravních předpisů.

Z výše stanovených metod lze určit, že pro tuto práci bude nejvhodnější využít obsahovou analýzu pro získání potřebných dat. Výzkum pak bude proveden pomocí korelační analýzy (Pearsonův korelační koeficient) a pomocí T-testu. Jednotlivé výsledky budou graficky znázorněny a jednotlivé analýzy budou použity ke zhodnocení dopravních nehod v okolí Netvořic od ledna roku 2014 do listopadu 2024.

Data a metody

Pro celý výzkum budou použita data z webových stránek od Policie České republiky (CDV, 2024). Jednotlivá data o dopravních nehodách jsou zde znázorněna na mapě České republiky od ledna roku 2006 až k dnešními dni a pro výzkum budou použita všechna data od 1. ledna 2014 do 30. listopadu 2024. Vybraná oblast je Netvořice – obec. Z webových stránek městyse Netvořice bylo zjištěno, že oprava silnice II/105 v této oblasti skončila na konci listopadu roku 2019 v tuto dobu byla zároveň dokončena vozovka v městyse Netvořice, kvůli skončení prací na nové kanalizační síti. Nová silnice III/1065 byla dokončena 4. srpna 2024 (Městys Netvořice, 2024).

Nejprve bude pomocí obsahové analýzy zjištěno, co je nejčastějším druhem dopravních nehod v okolí Netvořic od ledna roku 2014 do listopadu 2024 a jaké jsou celkové finanční škody spojené s těmito nehodami. Jednotlivé druhy dopravních nehod a jejich hmotné škody budou graficky znázorněny. Celkové finanční náklady budou pro větší přehled vyčísleny v tabulce vytvořené v softwaru MS Excel včetně aritmetického průměru, medián (prostřední hodnota uspořádaného souboru dat) a modus (hodnota, která se v datové sadě vyskytuje nejčastěji).

Aritmetický průměr se vypočítá (Wang et al., 2021):

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$$

ve kterém:

- $\bar{x}$ aritmetický průměr
- x_i jednotlivé hodnoty
- n počet hodnot

Dále bude pro zjištění, zda má počet dopravních nehod v jednotlivých dnech v týdnu vliv na výši hmotné škody a průzkumu, zda má obnova povrchu vozovky vliv na snížení četnosti dopravních nehod, provedena korelační analýza, která bude provedena pomocí Pearsonova koeficientu. Tento koeficient měří sílu a směr lineárního vztahu mezi dvěma proměnnými a bude vypočítán s hladinou významnosti alfa 5 %. Výpočet Pearsonova korelačního koeficientu umožní stanovit, zda existuje statisticky významný přímý nebo nepřímý vztah mezi hodnotami. Počet dopravních nehod a hmotné škody budou zobrazeny v tabulce.

Při výpočtu Pearsonova korelačního koeficientu se bude vycházet ze vztahu (Wang et al., 2021):

$$r = \frac{\sum (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum (X_i - \bar{X})^2 \sum (Y_i - \bar{Y})^2}}$$

ve kterém:

- x hodnota proměnné X
- $\bar{x}$ průměrná hodnota proměnné X
- y hodnota proměnné Y
- $\bar{y}$ průměrná hodnota proměnné Y
- α hladina významnosti [5 %]

Váhy korelace určují sílu korelace mezi neznámými:

- 0: Žádná korelace. Hodnoty jedné proměnné se nemění s hodnotami druhé proměnné.
- 0,1 - 0,3: Slabá korelace. Existuje jen malá souvislost mezi proměnnými.
- 0,3 - 0,5: Mírná korelace. Souvislost mezi proměnnými je znatelnější.
- 0,5 - 0,7: Střední korelace. Existuje poměrně silný vztah mezi proměnnými.
- 0,7 - 0,9: Silná korelace. Hodnoty jedné proměnné se výrazně mění s hodnotami druhé proměnné.
- 0,9 - 1: Velmi silná korelace. Existuje téměř dokonalý lineární vztah mezi proměnnými.

Výsledky korelační analýzy budou ověřeny pomocí jednoduchého dvouvýběrového t-testu, který bude proveden v softwaru MS Excel. Tento test slouží k porovnání středních hodnot dvou vzorků a umožní posouzení, zda jsou mezi těmito vzorky statisticky významné rozdíly. Pokud je rozdíl mezi dvěma korelačními koeficienty statisticky významný, naznačuje to, že vztahy mezi sledovanými proměnnými jsou odlišné. Naopak, není-li rozdíl statisticky významný, znamená to, že korelace mezi proměnnými jsou podobné (Wang et al., 2021).

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

Kde:

- $\bar{x}_1$ průměr prvního vzorku
- $\bar{x}_2$ průměr druhého vzorku
- s_1 rozptyl prvního vzorku
- s_2 rozptyl druhého vzorku
- n_1 počet pozorování v prvním vzorku
- n_2 počet pozorování v druhém vzorku

Výsledné korelace budou uvedeny v tabulkách, ve kterých:

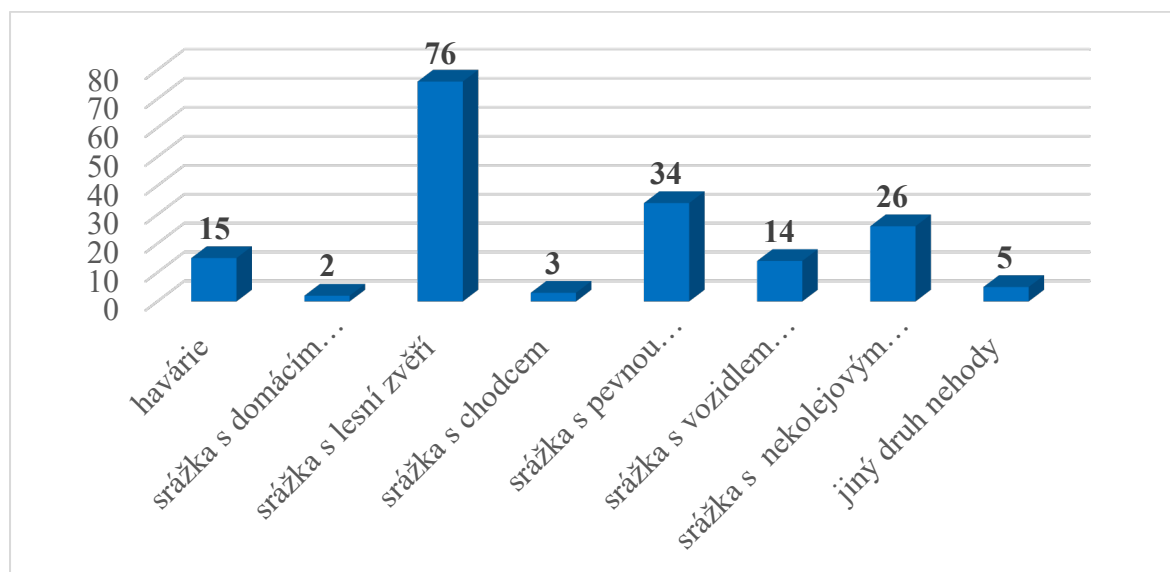
- Střední hodnota = Průměrná hodnota proměnné. Vypočítá se součtem hodnot všech pozorování a dělením jejich počtem.
- Variance = Míra rozptylu hodnot proměnné od průměru. Vypočítá se součtem čtverců
- odchylek od průměru pro všechny pozorování a dělením jejich počtem.
- Pozorování = Počet individuálních datových bodů, které jsou analyzovány.
- Pearsonova korelace = Míra síly a směru lineární závislosti mezi dvěma proměnnými.
- Hypotetický rozdíl středních hodnot = Rozdíl průměrů, který se testuje.
- Rozdíl = Míra počtu nezávislých hodnot, které lze odhadnout ve statistickém modelu
- 1 Stat = Míra rozdílu mezi pozorovaným a předpokládaným rozdílem průměrů, dělená
- standardní chybou rozdílu průměrů
- $P(T \leq t) (1)$ = Pravděpodobnost pozorování t-statistiky tak extrémní nebo extrémnější, než jaká
- byla pozorována, za předpokladu, že nulová hypotéza (neexistuje rozdíl mezi průměry) je pravdivá.
- 1 krit (1) = Hodnota t-statistiky, kterou by sledující musel pozorovat, aby zamítl nulovou
- hypotézu na dané hladině významnosti (alfa).
- $P(T \leq t) (2)$ = Pravděpodobnost pozorování t-statistiky tak extrémní nebo extrémnější, než jaká
- byla pozorována, v libovolném směru, za předpokladu, že nulová hypotéza (neexistuje rozdíl mezi
- průměry) je pravdivá.
- t krit (2) = Hodnota t-statistiky, kterou by sledující musel pozorovat, aby zamítl nulovou
- hypotézu na dané hladině významnosti (alfa).

Výsledky

Ve sledovaném období došlo na území Netvořice – obec ke 175 dopravním nehodám, které byly nahlášený a řešeny Policií České republiky.

Nejčastějším druhem nehody, ke kterému zde dochází je srážka s lesní zvěří od 1. ledna 2014 do 30. listopadu 2024, zde došlo ke 76 nehodám. Dále se zde stalo 34 dopravních nehod, kdy se vůz srazil s pevnou překážkou. K tomuto typu nehody došlo zejména kvůli nepřizpůsobení rychlosti dopravně technickému stavu vozovky, nepřizpůsobení rychlosti stavu vozovky či se řidič plně nevěnoval řízení vozidla. Třetím nejčastějším druhem nehody je v této oblasti srážka s jedoucím nekolejovým vozidlem, celkem 26 dopravních nehod. Nejčastější příčinou této nehody byla jízda po nesprávné straně vozovky nebo vjetí do protisměru a proti příkazu dopravní značky DEJ PŘEDNOST.

Graf 1: Druhy dopravních nehod v oblasti Netvořice – obec od ledna 2014 do listopadu 2024



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z CDV.

Graf 1 vyobrazuje ještě další druhy nehod, například havárie či srážka s vozidlem zaparkovaným, odstaveným, těchto dopravních nehod zde vzniklo 15 a 14. Havárie byly způsobeny jízdou po nesprávné straně vozovky, nezvládnutí řízení vozidla nebo vjetím na nezpevněnou komunikaci. Zanedbatelnými druhy nehod v oblasti Netvořice – obec je srážka s domácím zvířetem, srážka s chodcem a jiný druh nehody.

Při převedení dat na procenta havárie tvoří 8,57 %, srážka s domácím zvířetem je 1,14 %, srážka s chodcem představuje 1,71 %, jiný druh nehody činí 2,86 % a srážka s vozidlem zaparkovaným, odstaveným tvoří 8,00 %. Největší díl představuje srážka s lesní zvěří, která představuje 43,43 %, srážka s pevnou překážkou je 19,43 % a srážka s jedoucím nekolejovým vozidlem, která činí 14,86 % z celkového počtu 175 dopravních nehod.

Celková hmotná škoda dopravních nehod v oblasti Netvořice – obec činila 15 629 200 korun českých od 1. ledna 2014 do 30. listopadu 2024. V této celkové škodě má velký podíl dopravní nehoda, která byla zařazena do jiného druhu nehody, kdy nákladní automobil vjel na nezpevněnou komunikaci, čímž byla způsobena celková hmotná škoda ve výši 4 999 000 Kč. V tomto případě je vidět, že tato dopravní nehoda představuje 31,99 % z celkové hmotné škody v této oblasti. Tato částka představuje poškození na vozidle.

Průměrná škoda na jednu nehodu činí 89 309,71 Kč, což ukazuje, že nehody často vedou k poměrně vysokým nákladům na opravy či jiné materiální náhrady v této oblasti. Průměr byl ovlivněn i již výše zmíněnou dopravní nehodou nákladního automobilu.

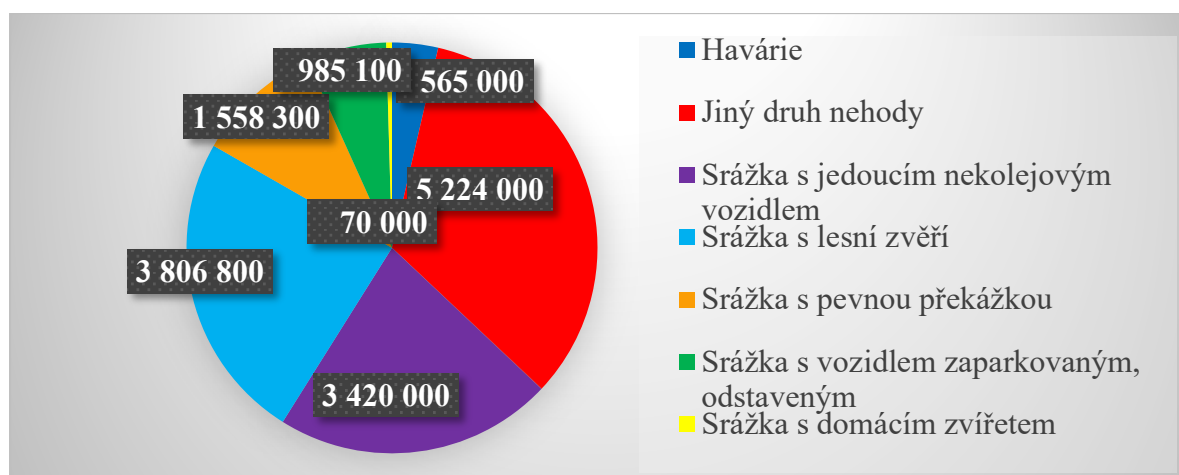
Tabulka 1: Celkové hmotné škody od ledna 2014 do listopadu 2024 v Kč

Hmotné škody v Kč od ledna 2014 do listopadu 2024	
Průměr	89 309,71
Modus	20 000,00
Medián	31 000,00
Celková hmotná škoda	15 629 200,00

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z CDV.

Tabulka 1 uvádí modus, tedy nejčastěji se vyskytující hodnota škody, která činí 20 000 Kč. To naznačuje, že většina nehod má menší rozsah škod a převažují méně závažné nehody. Medián, který představuje prostřední finanční hodnotu veškerých škod, je 31 000 Kč. Medián je přesnějším ukazatelem pro posouzení škod než průměr, protože není ovlivněn extrémními hodnotami. V tomto případě se jedná například o dopravní nehody s chodci, u nichž je celková hmotná škoda 0 Kč v porovnání s nákladnou nehodou nákladního automobilu či srážkou osobního automobilu značky Jaguar s lesní zvěří.

Graf 2: Celkové hmotné škody jednotlivých dopravních nehod v Kč



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z CDV.

Největší podíl na celkové částce hmotných škod mají nehody označené jako "jiný druh nehody" s částkou 5 224 000 Kč, což odpovídá 33,42 %. Graf 2 zobrazuje srážky s lesní zvěří, které představují 3 806 800 Kč, tedy 24,36 %. Srážky s jedoucimi nekolejovými vozidly způsobily škody ve výši 3 420 000 Kč, což činí 21,88 %. Při srážkách s pevnými překážkami vznikly škody za 1 558 300 Kč, což představuje 9,97 %, a u nehod s odstavenými vozidly dosáhly škody 985 100 Kč, tedy 6,31 %. Havárie způsobily škody ve výši 565 000 Kč, což odpovídá 3,62 %. Nejmenší podíl vykazují srážky s domácími zvířaty s částkou 70 000 Kč, což je 0,44 %, zatímco u srážek s chodci nebyly hlášeny žádné hmotné škody.

V oblasti Netvořice (obec) bylo zaznamenáno nejvíce dopravních nehod v pátek, kdy se jich odehrálo 32, a vznikly škody ve výši 2 119 000 Kč. Pondělních 17 nehod mělo za následek hmotné škody ve výši 877 300 Kč.

Tabulka 2: Počet dopravních nehod a hmotné škody od ledna 2014 do listopadu 2024

Počet dopravních nehod a hmotné škody ve dnech v týdnu		
Den v týdnu	Počet dopravních nehod	Hmotná škoda v Kč
Pondělí	17	877 300
Úterý	20	760 600
Středa	29	2 035 500
Čtvrtek	25	6 300 100
Pátek	32	2 119 000
Sobota	21	1 291 500
Neděle	31	2 245 200

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z CDV.

Tabulka 2 eviduje v neděli 31 nehod, přičemž škoda činila 2 245 200 Kč. Nejvyšší finanční újmy, konkrétně 6 300 100 Kč, byly způsobeny ve čtvrtek, kdy se stalo 25 nehod. Naopak v úterý bylo hlášeno pouze 20 případů, což vedlo k nejnižší škodě ve výši 760 600 Kč.

Tabulka 3: Výpočet korelace a provedení T-testu pro vztah mezi počtem nehod a výší hmotných škodami ve dnech v týdnu

	Počet nehod	Celková hmotná škoda
Střední hodnota	25	2232742,857
Rozptyl	34,33333333	3,58096E+12
Pozorování	7	7
Pearsonova korelace	0,30751846	
Hypotetický rozdíl středních hodnot	0	
Rozdíl	6	
t Stat	-3,121645262	
P(T<=t) (1)	0,010270918	
t krit (1)	1,943180281	
P(T<=t) (2)	0,020541836	
t krit (2)	2,446911851	

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z CDV.

Výsledky korelační analýzy zaměřené na závislost počtu dopravních nehod se hmotnou škodou ve dnech v týdnu ukazují, že mezi těmito proměnnými je znatelnější souvislost. Jedná se o mírnou korelaci. Tabulka 3 ukazuje, že Pearsonův korelační koeficient má v tomto případě hodnotu 0,3075.

Rozptyl počtu dopravních nehod vyšel 34,3333, zatímco rozptyl celkové hmotné škody v jednotlivých dnech vyšel 3,5810E+12. To ukazuje na rozmanitost jednotlivých dat v obou proměnných. Na základě výsledné hodnoty t Stat -3,1216 a hodnoty P(T<=t) (1) 0,0103, lze stanovit, že vztah mezi počtem dopravních nehod a mezi celkovou hmotnou škodou v jednotlivých pracovních dnech není pravděpodobně náhodný.

Korelační analýza vztahu mezi počtem dopravních nehod před a po opravě silničních komunikací v oblasti Netvořice – obec vykázala, že v průměru se zde stalo 5,33 nehod za měsíc, zatímco po položení nového asfaltu byl průměrný počet dopravních nehod měsíčně 9,25.

Rozptyl počtu dopravních nehod před opravou silnic byl za sledované období 1,6970 a rozptyl počtu dopravních nehod po opravě komunikace za sledované období byl 14,9318.

Tabulka 4: Výpočet korelace a provedení T-testu pro vztah mezi počtem dopravních nehod před a po opravě silničních komunikací

	Soubor 1	Soubor 2
Střední hodnota	5,333333333	9,25
Rozptyl	1,696969697	14,93181818
Pozorování	12	12
Pearsonova korelace	-0,433436186	
Hypotetický rozdíl středních hodnot	0	
Rozdíl	11	
t Stat	-2,96125589	
P(T<=t) (1)	0,006473091	
t krit (1)	1,795884819	
P(T<=t) (2)	0,012946182	
t krit (2)	2,20098516	

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat z CDV.

Při korelační analýze mezi počtem dopravních nehod před a po opravě silničních komunikací v oblasti Netvořice – obec je zjištěna negativní korelace. Pearsonův koeficient dosáhl hodnoty - 0,4334, což naznačuje, že oprava komunikace neměla vliv na počet dopravních nehod. Výsledná hodnota t Stat (- 2,9613) a hodnota P(T<=t) (1) (0,0065) naznačují, že vztah mezi měsíčním počtem dopravních nehod před položením nového asfaltu a měsíčním počtem dopravních nehod po opravě silniční vozovky není pravděpodobně náhodný.

Diskuse výsledků

VO1: Co je nejčastějším druhem dopravních nehod v okolí Netvořic od roku 2014 do listopadu 2024 a jaké jsou celkové finanční škody spojené s těmito nehodami?

Na základě obsahové analýzy dat bylo zjištěno, že v období od roku 2014 do listopadu 2024 došlo v okolí Netvořic ke 175 dopravním nehodám. Nejčastějším druhem nehody byly v oblasti Netvořice – obec srážky s lesní zvěří, srážky s pevnou překážkou a srážky s jedoucím nekolejovým vozidlem. Podobným tématem se zabývali i Liu et al. (2023) a došli ke zjištění tyto druhy nehod vznikají, protože řidiči nejčastěji překročí dovolenou rychlost, chybně řídí a nedodržují bezpečnou vzdálenost od vozidla před sebou.

Celkové finanční škody spojené s těmito nehodami byly v této oblasti vyčísleny na 15 629 200 českých korun. Srážky s lesní zvěří, které jsou v této oblasti nejčastějším druhem nehody, představují 3 806 800 Kč, tedy 24,36 % z celkové hmotné škody. Jedna dopravní nehoda je průměrně vyčíslena na 89 309,71 Kč. Zajímavé je porovnání s mediánem, který představuje 31 000 Kč. Tyto hodnoty se od sebe liší a je jasné vidět, že průměr je významně navýšen o extrémně nákladné dopravní nehody, které se v této oblasti udály. Celková hmotná škoda je ovlivněna i druhem vozidla, které se v dopravní nehodě ocitlo a také samotným druhem dopravní nehody. Danilevičius & Bogdevičius (2020) také potvrzují, že při dopravní nehodě je důležité zjistit příčinu jejího vzniku, nejenže pomáhá určit odpovědnost a právní následky

pro zúčastněné strany, ale také poskytuje důležité informace pro prevenci budoucích nehod, tím že identifikuje rizikové faktory.

VO2: Existuje vztah mezi počtem dopravních nehod a výší hmotných škod ve dnech v týdnu?

Ke zjištění vztahu mezi počtem dopravních nehod a hmotnými škodami ve dnech v týdnu byla použita Pearsonova korelační analýza. Výsledky ukázaly mírnou korelaci ($r = 0,3075$) mezi počtem nehod a celkovými hmotnými škodami v jednotlivých dnech v týdnu. Výsledky naznačují, na základě hodnoty t Stat ($-3,1216$) a hodnoty $P(T \leq t)$ (1) ($0,0103$), že existující mírný vztah mezi počtem dopravních nehod a mezi celkovou hmotnou škodou v jednotlivých pracovních dnech není pravděpodobně náhodný. Toto pravděpodobnost potvrzuje i Khan & Hussain (2024), kteří také identifikovali vztah mezi frekvencí nehod a jejich ekonomickými dopady.

VO3: Má obnova povrchu vozovky vliv na snížení četnosti dopravních nehod v okolí Netvořic?

Při provedení výzkumu, zda měla obnova povrchu vozovek v Netvořici – obec vliv na snížení četnosti dopravních nehod, bylo za pomoci korelační analýzy zjištěno, že existuje negativní souvislost mezi těmito dvěma proměnnými. Pearsonova korelace při výzkumu dosáhla

hodnoty $-0,4334$, což značí, že oprava komunikace neměla vliv na počet dopravních nehod. Nový asfalt nepřispívá na snížení počtu dopravních nehod. Toto zjištění odporuje výzkumu Ponomareva & Savina (2022), kteří uvádí stav silnic jako jeden z hlavních faktorů pro bezpečnost, aby snížil samotnou nehodovost a úmrtnost při dopravních nehodách.

Přínosem práce je přispění k lepšímu pochopení dynamiky dopravních nehod v okolí Netvořic. Identifikace nejčastějších typů nehod a jejich ekonomických dopadů poskytuje cenné informace pro místní úřady a plánovače dopravy. Zjištění by mohla být užitečná při formulaci preventivních opatření zaměřených na snížení počtu nehod a minimalizaci jejich následků.

Limitem této práce je omezený časový rámec a geografickou lokalitu, což může ovlivnit generalizaci závěrů na širší okruh výzkumu. Dále je třeba vzít v úvahu možné chyby v hlášeních dopravních nehod, nedostatečné nebo neexistující údaje o některých incidentech v oblasti Netvořice – obec.

Další výzkum by mohl být zaměřen na větší zkoumanou oblast a delší časové období pro sledování trendů v dopravních nehodách. Tímto způsobem by bylo možné lépe porozumět komplexnosti faktorů ovlivňujících bezpečnost silničního provozu a efektivněji přispět k prevenci budoucích incidentů.

Dále by bylo vhodné zaměřit se i na specifické faktory ovlivňující závažnost nehod, jako je chování řidičů nebo technický stav vozidel. Tyto aspekty by mohly poskytnout hlubší pohled na problematiku dopravních nehod při vytváření preventivních opatření. Vzhledem k tomu, že dopravní nehody mají nejen ekonomické důsledky, ale mají také vážné sociální dopady, je velmi důležité pokračovat ve výzkumu této problematiky. Získané poznatky mohou přispět k ochraně životů lidí.

Závěr

Cílem této práce bylo zhodnotit dopravní nehody v okolí Netvořic od 2014 do listopadu roku 2024. Tento cíl práce byl naplněn, avšak v důsledku nedostatku podrobnějších dat, nemusejí být výsledky jednotlivých analýz použitých při výzkumu zcela přesné.

V rámci výzkumu bylo zjištěno, že v uvedeném období došlo v oblasti Netvořice – obec k celkem 175 dopravním nehodám. Pomocí obsahové analýzy bylo odhaleno, že nejčastějším druhem nehody byly srážky s lesní zvěří, srážky s pevnou překážkou a srážky s jedoucím nekolejovým vozidlem, což dokládá potřebu zaměřit se v této oblasti více na prevenční opatření, která by zabránila vzniku těchto dopravních nehod.

Celkové hmotné škody byly vyčísleny v této oblasti při vzniku dopravních nehod od ledna 2014 do listopadu 2024 na 15 629 200 Kč. Nejvíce se na této vysoké částce podílela dopravní nehoda nákladního automobilu, která činila 4 999 000 Kč a představuje tak 31,99 % z celkové hmotné škody v této oblasti. Srážky s lesní zvěří, které jsou v této oblasti nejčastějším druhem nehody, představují 24,36 % z celkové hmotné škody. Jedna dopravní nehoda je průměrně vyčíslena na 89 309,71 Kč.

Při použití Pearsonovy korelační analýzy došlo k zjištění vztahu mezi počtem dopravních nehod a hmotnými škodami ve dnech v týdnu. Výsledky prokázaly mírnou korelaci, čímž naznačují, že vztah mezi počtem dopravních nehod a mezi celkovou hmotnou škodou v jednotlivých pracovních dnech není pravděpodobně náhodný.

Dále práce byla zaměřena vliv obnovy povrchu vozovky na snížení četnosti dopravních nehod, kde při využití korelační analýzy, bylo zjištěno, že oprava komunikace neměla vliv na počet dopravních nehod. Nový asfalt v této oblasti ve zkoumaném období nepřispěl ke snížení počtu dopravních nehod.

Přínosem práce je přispění k lepšímu pochopení dynamiky dopravních nehod v okolí Netvořic a v určení nejčastějších typů nehod a jejich ekonomických dopadů, čímž je přínosná pro poskytnutí informací pro místní úřady a plánovače dopravy při formulaci preventivních opatření zaměřených na snížení počtu nehod a minimalizaci jejich následků v této oblasti.

Práce je limitována kvůli omezenému časovému rámci a geografickou lokalitou, což ovlivňuje závěry práce. Dále je třeba vzít v úvahu možnost existencí chyb v hlášeních o jednotlivých dopravních nehodách, nedostatečné nebo neexistující údaje o některých incidentech v oblasti Netvořice – obec. Je tedy důležité brát v úvahu tato omezení při interpretaci výsledků této práce a v budoucích výzkumech.

Seznam zdrojů

Ali, F., Ali, A., Imran, M., Naqvi, R. A., Siddiqi, M. H., & Kwak, K.-S. (2021). Traffic accident detection and condition analysis based on social networking data. *Accident Analysis & Prevention*, 151, 105973. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2021.105973>

Cagaňová, D., Hlásniková, P. R., Vraňaková, N., & Chlpekova, A. (2019). Intellectual Capital as a Key Factor in the Automotive Industry. *Mobile Networks and Applications*, 24(6), 2024–2031. <https://doi.org/10.1007/s11036-018-01206-2>

CENTRUM DOPRAVNÍHO VÝZKUMU. (2024). *Dopravní nehody v ČR*. Získáno 5. prosince 2024, z: <https://nehody.cdv.cz/>

- Danilevičius, A., & Bogdevičius, M. (2020). Impact of Road Traffic Accidents on the Dynamics of Traffic Flows. In A. Varhelyi, V. Žuraulis, & O. Prentkovskis (Ed.), *Vision Zero for Sustainable Road Safety in Baltic Sea Region* (s. 85–92). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-030-22375-5_10
- Deretić, N., Stanimirović, D., Awadh, M. A., Vujanović, N., & Djukić, A. (2022). SARIMA Modelling Approach for Forecasting of Traffic Accidents. *Sustainability*, 14(8), 4403. <https://doi.org/10.3390/su14084403>
- Gatarić, D., Ruškić, N., Aleksić, B., Đurić, T., Pezo, L., Lončar, B., & Pezo, M. (2023). Predicting Road Traffic Accidents—Artificial Neural Network Approach. *Algorithms*, 16(5), 257. <https://doi.org/10.3390/a16050257>
- Gulek, A. (2021). Driving While Hungry: The effect of fasting on traffic accidents. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3782700>
- Kadam, A. (2020). Vehicle Automation and Car-Following Models for Accident Avoidance. *PRZEGLĄD ELEKTROTECHNICZNY*, 1(1), 120–125. <https://doi.org/10.15199/48.2020.01.26>
- Khan, A. A., & Hussain, J. (2024). Utilizing GIS and Machine Learning for Traffic Accident Prediction in Urban Environment. *Civil Engineering Journal*, 10(6), 1922–1935. <https://doi.org/10.28991/CEJ-2024-010-06-013>
- Liu, L., Ye, X., Wang, T., Yan, X., Chen, J., & Ran, B. (2022). Key Factors Analysis of Severity of Automobile to Two-Wheeler Traffic Accidents Based on Bayesian Network. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(10), 6013. <https://doi.org/10.3390/ijerph19106013>
- Liu, X., Huang, S., & Chen, Q. (2023). Cause analysis of expressway traffic accidents based on accident statistics of Hunan provincial expressway in 2012–2018. *Transportation Safety and Environment*, 6(1), tdad010. <https://doi.org/10.1093/tse/tdad010>
- Macurová, L., Kohút, P., Ondruš, J., & Ballay, M. (2024). Peculiarities Traffic Accidents with the Participation of Motorcyclists. In O. Prentkovskis, I. Yatskiv, P. Skačkauskas, M. Karpenko, & M. Stosiak (Ed.), *TRANSBALTICA XIV: Transportation Science and Technology* (s. 421–430). Springer Nature Switzerland. https://doi.org/10.1007/978-3-031-52652-7_41
- MĚSTYS NETVOŘICE. (2024). *Děni v obci*. Získáno 5. prosince 2024, z: <https://www.netvorice.cz/netvoricky-zpravodaj>
- Ponomareva, E., & Savina, A. (2022). Factors Influencing Traffic Accident Mortality. *Economic policy*, 17(4), 128–153. <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2022-4-128-153>
- Popa, O., Făgărășan, C., Pîslă, A., Mihele, C., & Felician, R. (2023). Hybrid Approach on the Project Development Within Automotive Industry. In K. Von Leipzig, N. Sacks, & M. McClelland (Ed.), *Smart, Sustainable Manufacturing in an Ever-Changing World* (s. 251–261). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-031-15602-1_20

Roland, J., Way, P. D., Firat, C., Doan, T.-N., & Sartipi, M. (2021). Modeling and predicting vehicle accident occurrence in Chattanooga, Tennessee. *Accident Analysis & Prevention*, 149, 105860. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2020.105860>

Ruiz Castilla, J. S., & García Lamont, F. (2022). Extraordinary Passive Safety in Cars Using a Sensor Network Model. *Ingeniería*, 26(3), 479–492. <https://doi.org/10.14483/23448393.18493>

Řezníček, T., & Sloup, V. (2024). CAR ACCIDENTS IN THE CZECH REPUBLIC AND LIGHT AS A CONTRIBUTORY FACTOR. *AD ALTA: Journal of Interdisciplinary Research*, 14(1), 348–354. <https://doi.org/10.33543/j.1401.348354>

Sufian, M. A., Varadarajan, J., & Niu, M. (2024). Enhancing prediction and analysis of UK road traffic accident severity using AI: Integration of machine learning, econometric techniques, and time series forecasting in public health research. *Heliyon*, 10(7), e28547. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e28547>

Tian, D., Zhang, C., Duan, X., & Wang, X. (2019). An Automatic Car Accident Detection Method Based on Cooperative Vehicle Infrastructure Systems. *IEEE Access*, 7, 127453–127463. <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2019.2939532>

Wang, F., Wang, Z., Hu, L., Xu, H., Yu, C., & Li, F. (2021). Evaluation of Head Injury Criteria for Injury Prediction Effectiveness: Computational Reconstruction of Real-World Vulnerable Road User Impact Accidents. *Frontiers in Bioengineering and Biotechnology*, 9, 677982. <https://doi.org/10.3389/fbioe.2021.677982>

Xu, J., Guo, K., & Sun, P. Z. H. (2022). Driving Performance Under Violations of Traffic Rules: Novice vs. Experienced Drivers. *IEEE Transactions on Intelligent Vehicles*, 7(4), 908–917. <https://doi.org/10.1109/TIV.2022.3200592>

Contact address of the author(s):

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

Bc. Kateřina Kutová, School of Expertness and Valuation, Institute of Technology and Business in České Budějovice, Okružní 517/10, 37001 České Budějovice, Czech Republic, e-mail: 29099@mail.vstecb.cz

Vliv poměru cen nemovitostí k příjmům na průměrný věk odchodu mladých lidí z rodinného domu

Jiří Máška¹, David Zavřel²

¹ *PANEUROPEAN University in Bratislava, Faculty of Economics, Tematínska 10, 851 05 Bratislava, Slovakia*

² *Institute of Technology and Business in České Budějovice, Okružní 517/10, 370 01 České Budějovice, Czech Republic*

Abstract

Věk, ve kterém mladí lidé opouštějí rodný dům, je výrazně ovlivněn ekonomickými podmínkami. Tato práce se zaměřila na analýzu ukazatele, jakým je poměr cen nemovitostí k příjmům. Cílem práce bylo analyzovat vliv poměru cen nemovitostí k příjmům na věk, kdy mladí lidé opouštějí rodinný dům. K dosažení tohoto cíle byly použity tři analytické metody: korelační analýza pro posouzení základních vztahů mezi proměnnými, lineární regrese pro zkoumání vlivu poměru cen nemovitostí k příjmům na věk odchodu z domova a panelová regrese s fixními efekty pro detailnější pohled na rozdíly mezi zeměmi. Výsledky naznačily, že vztah mezi poměrem cen nemovitostí k příjmům a věkem odchodu z domova je složitý a významně se liší mezi jednotlivými státy. Přestože studie přinesla cenné poznatky, měla svá omezení. Mezi ně patří zejména nezohlednění kulturních rozdílů a dalších socioekonomických faktorů, jako je míra vzdělání nebo regionální nezaměstnanost, které mohou významně ovlivnit rozhodovací procesy mladých lidí.

Keywords: Věk odchodu z domova, ekonomické faktory, poměr cen nemovitostí k příjmům, korelační analýza, lineární regrese, panelová regrese, makroekonomické ukazatele.

Úvod

Odchod mladých lidí z rodinného domu je jedním z klíčových momentů při přechodu do dospělosti. Tento krok bývá často spojen s osamostatněním, hledáním zaměstnání nebo dalším studiem. Tradičně se předpokládá, že mladí lidé opouštějí domov ve chvíli, kdy jsou finančně soběstační a připraveni čelit výzvám samostatného bydlení. Nicméně v posledních desetiletích se tato dynamika mění (Colom Andres & Moles Machi, 2019). Především rostoucí cena nemovitostí výrazně ovlivňuje schopnost mladších lidí vlastnit nemovitost. Na rozdíl od minulých generací, které měly stabilnější příjmy a snazší přístup k bydlení, čelí dnešní mladé generace větším ekonomickým výzvám (Paz-Pardo, 2024). Tento vývoj vyvolává otázky ohledně faktorů, které tento odchod ovlivňují. Jedním z nejdůležitějších ekonomických ukazatelů je poměr cen nemovitostí a příjmů, který významně ovlivňuje schopnost mladých lidí získat vlastní bydlení.

Poměr cen nemovitostí a příjmů ukazuje, jak dostupné jsou nemovitosti v poměru k průměrným příjmům obyvatel. Tento poměr se v mnoha zemích, zejména ve velkých městských oblastech, výrazně zvýšil, což znamená, že dostupnost bydlení se pro mladé lidi stala významnou překážkou (Bosch Meda, 2017). Zvyšující se ceny nemovitostí, kombinované se stagnací či jen mírným růstem mezd, činí pro mladé lidi obtížným osamostatnit se a pořídit si vlastní bydlení. Tento trend je často doprovázen prodlužováním doby, po kterou mladí lidé setrvávají v rodičovských domácnostech (Miles et al., 2024).

Kromě zásadních ekonomických faktorů, jako jsou ceny nemovitostí a příjmy, hrají při rozhodování o odchodu mladých lidí z rodinného domu roli i další vlivy. Patří sem například dostupnost hypoték, výše úrokových sazeb a míra nezaměstnanosti (Thornton, 2023). Tyto faktory významně ovlivňují, kdy a zda si mladí lidé mohou dovolit vlastní bydlení. V zemích, kde jsou nemovitosti kvůli výše zmíněným faktorům méně dostupné, jako v jižní Evropě, mladí lidé často zůstávají v rodinném domě déle (Ferraretto & Vitali, 2024). Naopak v zemích, kde jsou podmínky pro získání bydlení příznivější, jako v severní Evropě nebo v USA, je tendence k dřívějšímu osamostatnění častější (Santos, 2024). Tyto rozdíly ukazují, jak důležité je zahrnout makroekonomické proměnné při zkoumání průměrného věku odchodu z domova, protože ekonomické podmínky výrazně ovlivňují šance mladých lidí na získání vlastního bydlení, a tím i jejich schopnost osamostatnit se.

Cílem této práce je prozkoumat, jak poměr cen nemovitostí k příjmům ovlivňuje průměrný věk, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný domov. K dosažení uvedeného cíle budou po provedení rešerše zvoleny vhodné analýzy, které umožní zkoumat vliv poměru ceny nemovitostí k příjmům na rozhodování mladých lidí o odchodu z domova.

Získané poznatky mohou být užitečné nejen pro akademickou sféru, ale i pro politiku bydlení a ekonomické plánování, protože mohou upozornit na nutnost zlepšení dostupnosti bydlení pro mladé lidi. Práce tak může přispět k podpoře strategií, které se soustředí na zjednodušení procesu, jakým mladí lidé získávají vlastní bydlení.

V souvislosti s cílem práce jsou formulovány následující výzkumné otázky:

VO1: Existuje korelační vztah mezi poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům s průměrným věkem, ve kterém mladí lidé odcházejí z rodinného domu v České republice během období 2002-2023?

Pokud se ukáže, že existuje silná korelace mezi výše zmíněným poměrem a průměrným věkem odchodu mladých lidí z rodinného domova, může to naznačovat nutnost změn v bytové politice nebo podpoře mladých lidí při pořizování bydlení.

H1: Existuje negativní vztah mezi poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům a průměrným věkem odchodu mladistvých z rodinného domu. (Čím vyšší je poměr cen nemovitostí k průměrným příjmům, tím mladší je průměrný věk odchodu mladých lidí z rodinného domu).

H0: Existuje pozitivní vztah mezi poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům a průměrným věkem odchodu mladistvých z rodinného domu. (Čím vyšší je poměr cen nemovitostí k průměrným příjmům, tím starší je průměrný věk odchodu mladých lidí z rodinného domu).

VO2: Jaký vliv má poměr cen nemovitostí k průměrným příjmům na věk, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný dům, v České republice během období 2002–2023?

Odpověď na výzkumnou otázku poskytne důkazy o tom, jak silně ovlivňuje poměr mezi cenami nemovitostí a průměrnými příjmy rozhodnutí mladých lidí opustit rodinné bydlení. Toto zjištění může pomoci lépe pochopit současné sociální a ekonomické trendy v oblasti dostupnosti bydlení a nezávislosti mladých lidí. Výsledky mohou být užitečné pro tvorbu politik zaměřených na podporu dostupnosti bydlení a podporu samostatného bydlení mladé generace.

VO3: Jaký vliv má poměr cen nemovitostí k průměrným příjmům na věk, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný dům, v členských státech OECD během období 2005–2023?

Z odpovědi na tuto otázku je možné získat přehled o celkovém vztahu mezi poměrem cen nemovitostí a příjmů a věkem odchodu mladých lidí z rodinného domu napříč všemi sledovanými zeměmi. Tento souhrnný pohled umožňuje pochopit, jak výrazně tento ekonomický ukazatel ovlivňuje rozhodování mladých lidí o osamostatnění na mezinárodní úrovni.

Literární rešerše

V posledních letech se problematika dostupnosti bydlení stala zásadním tématem sociální a ekonomické diskuse. Jedním z klíčových faktorů je poměr cen nemovitostí k příjmům. Tento poměr je zkoumán z různých úhlů pohledu, přičemž autoři se zaměřují na identifikaci ekonomických a sociálních determinant tohoto fenoménu.

Srinivas, (2019) ve své studii pomocí regresní analýzy zkoumal, jak rostoucí ceny nájmu nemovitostí zvyšují průměrný věk mladých lidí při odchodu z domova. Ve výzkumu bylo zjištěno, že u žen nárůst nájmu prodloužil soužití s rodiči přibližně o 40 % od roku 1983. U mužů tento nárůst nájmu prodloužil pobyt s rodiči o 10 %. Naopak Petach (2022) zmiňuje, že kromě cen nemovitostí hraje důležitou roli také stagnace mezd. Použil analýzu, která zahrnovala konstrukci kontrafaktuálních simulací. Tyto simulace měly za cíl zachytit vývoj trendů na trhu s bydlením. Analýza se zaměřila na to, jak stagnace příjmů ovlivnila dostupnost bydlení pro domácnosti v nejnižší příjmové skupině. Studie ukázala, že stagnace příjmů téměř úplně vysvětluje pokles dostupnosti bydlení pro nejchudší skupinu. Bayrakdar & Coulter (2018) ve své studii analyzovali data z UK Household Longitudinal Study. Použita byla analýza regresních modelů. Studie zjistila, že odchod mladých lidí z domova je heterogenní proces. Každopádně také bylo zjištěno, že mladí lidé, zejména ti s nižšími příjmy, mají nižší pravděpodobnost odchodu z rodinného domu. Podobný přístup využívají i autoři Abidoye et al., (2021), kteří vedli výzkum zaměřený na vlastnictví bydlení mladých dospělých v Indonésii. Ve studii byly využity metody popisné analýzy, Cronbachův alfa test, Pearsonův korelační test a hodnocení průměrného skóre. Studie zjistila, že vlastnictví bydlení je pro mladé dospělé

spojeno především s praktickými potřebami, jako je bydlení a rodinné závazky. Nedostupnost bydlení a nízké příjmy se však ukázali být hlavními překážkami.

(Leung & Tang, 2023) provedli výzkum s využitím DSGE modelů napříč 15 zeměmi a zjistili, že mezi lety 1997 a 2018 se průměrný poměr cen nemovitostí k příjmům zvýšil o 67 %. Přestože se celkové finanční podmínky zlepšily, mladší generace mají menší schopnost získat vlastní bydlení ve srovnatelném věku jako starší generace. Tyto výsledky zdůrazňují výzvu, kterou dnes mladí lidé čelí při snaze získat vlastní bydlení. Gray (2021) se zabýval dlouhodobými změnami v poměru cen nemovitostí k příjmům na národní úrovni. Pomocí Cohenovy kappy a cyklického filtru, zjistil, že většina velkých výkyvů poměrů je způsobena spíše finančními cykly než hospodářskými, což odpovídá novodobému evropskému trendu. Podle výzkumu Brotman (2022), který provedl modelování časových řad se poměr cen nemovitostí k příjmům ukazuje jako velmi setrvalý ukazatel, který je úzce spojen s agregátním výstupem. Tento model naznačuje, že existuje dlouhodobý, pozitivní a významný vztah mezi poměrem cen nemovitostí k příjmům. Toto tvrzení podporuje i výzkum autorů Chahrour & Gaballo (2021), kteří pomocí makroekonomické analýzy zjistili, že růst cen nemovitostí, vyvolaný agregátními ekonomickými změnami, může vést k cyklům optimismu a pesimismu v ekonomice. Analyzovali vliv těchto agregátních výstupů v různých zemích a potvrdili, že zpožděné agregátní výstupy mohou ovlivnit poměr cen nemovitostí k příjmům. Tento efekt vytváří zpětnou vazbu, která zvyšuje poptávku po nemovitostech a posiluje cenový růst. Oikarinen et al. (2023) zkoumali dlouhodobé vzorce v poměru cen nemovitostí k příjmům v 70 největších metropolitních oblastech USA. Autoři využili panelové regresní modely a našli, že rozdíly v elasticitě nabídky bydlení mají zásadní dopad na regionální rozdíly v cenách nemovitostí.

Je však důležité zohlednit socioekonomický status v různých zemích, jak poukazují Ferraretto & Vitali (2023) ve své studii, která využívá tříúrovňové lineární regresní modely. Tyto modely analyzují, jak je socioekonomický status rodičů spojen s věkem, kdy mladí lidé opouštějí domov, a jak se tento vztah liší na národní a regionální úrovni ve 29 evropských zemích. Výsledky potvrzují, že v jižní a východní Evropě rodičovský status hraje významnou roli a zvyšuje věk odchodu z domova, zatímco v západní a severní Evropě je tento vliv méně zřetelný. Na otázku jaké proměnné mají vliv na odchod mladých lidí z rodičovského domu se zaměřili také autoři Luo et al., (2024). Výzkum se zabýval problémem neúplných dat, která vznikají v důsledku této životní události, a představil metodu úpravy dat kombinující imputaci mezer a vážení podle pravděpodobnosti. Bylo zjištěno, že lidé, kteří jsou starší nebo žijí s nevlastními rodiči, mají větší šanci odejít, zatímco ti, kteří jsou z asijských rodin nebo žijí v oblastech s vysokými cenami nemovitostí, mají menší šanci.

V neposlední řadě je velmi důležité zdraví a proto se Grewal et al. (2024) zabývali, jak zvyšující ceny v bydlení ovlivňují zdravotní a duševní stav mladých lidí. V této studii byla použita systematická literární analýza. Bylo zjištěno, že nižší příjmové skupiny a nájemníci zaznamenali negativní zdravotní důsledky, jako je zvýšený stres a finanční zátěž. Je také důležité zjistit, jak pandemie COVID-19 ovlivnila mladé dospělé v souvislosti s odchodem z domova. Tomuto tématu se věnovali autoři Lei & South (2023), kteří analyzovali data z panelové studie příjmů a přechodu do dospělosti v období 2013–2021 pomocí logistických regresních modelů. Výsledky ukazují, že během pandemie došlo k nárůstu mladých lidí vracejících se domů, zatímco poklesl počet těch, kteří se rozhodli opustit rodičovský domov.

Na základě provedené rešerše byly vybrány a identifikovány metody vhodné pro dosažení cílů práce. Data budou shromážděna prostřednictvím obsahové analýzy, která bude sloužit jako podklad pro odpovědi na stanovené výzkumné otázky.

První výzkumná otázka bude zkoumána pomocí Pearsonova korelačního testu, jenž byl inspirován studií autorů Abidoye et al. (2021). Tento test umožní analyzovat vztah mezi poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům a dalšími kvantitativními proměnnými, což napomůže odhalit sílu a směr tohoto vztahu.

Druhá výzkumná otázka bude řešena prostřednictvím lineární regresní analýzy, která byla použita například ve výzkumu Srinivase (2019). Tento postup umožní kvantifikovat vliv nezávislé proměnné – konkrétně poměru cen nemovitostí k příjmům – na závislou proměnnou, tedy průměrný věk, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný domov. Lineární regrese představuje vhodný nástroj pro hodnocení vztahů mezi kvantitativními proměnnými a umožňuje identifikovat přímý vliv ekonomických faktorů.

Třetí výzkumná otázka bude analyzována pomocí panelového regresního modelu s fixními efekty, jak ukázali ve své studii Oikarinen et al. (2023). Tento model umožní eliminovat vliv časově invariantních faktorů, které se mohou lišit mezi jednotlivými státy, a zajistí přesnější určení vlivu poměru cen nemovitostí k průměrným příjmům na průměrný věk odchodu mladých lidí z domova.

Použití uvedených metod zajistí komplexní přístup k řešení výzkumných otázek a přispěje k naplnění stanoveného cíle práce

Data a metody

V této kapitole budou představena data a metodologický přístup použitý k analýze výzkumných otázek. Nejprve budou popsána data, jejich struktura, zdroje a způsob, jakým byla připravena pro analýzu. Následně budou detailně vysvětleny statistické metody, které byly použity k odpovědi na jednotlivé výzkumné otázky, včetně zvolených analytických nástrojů a způsobu interpretace výsledků.

Data budou systematicky vyhledávána a analyzována z dokumentů Českého statistického úřadu, (2024) a z veřejně dostupných dat *Statistics | Eurostat*, (2024) pro účely mezinárodního srovnání. Data budou sbírána v tabulkovém formátu v Microsoft Excelu, což umožní přehledné zpracování a sjednocení záznamů z různých zdrojů. Sběr dat bude zaměřen na období 2002–2023, přičemž data budou sbírána jednou ročně, vždy ke dni 31. prosince daného roku. Shromážděné údaje budou zahrnovat poměr průměrné ceny nemovitostí k průměrným hrubým příjmům a průměrný věk, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný dům. Pro mezinárodní srovnání budou tato data zpracována ve formě procentních změn oproti předchozímu roku, a to jak u poměru cen nemovitostí k příjmům, tak u věku odchodu z domova.

Data získaná z Českého statistického úřadu budou analyzována za účelem zodpovězení výzkumných otázek 1 a 2. Tato analýza se zaměří na poměr průměrné ceny nemovitostí k průměrným hrubým příjmům a na průměrný věk, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný dům v České republice. Pro zodpovězení výzkumné otázky číslo 3 budou analyzována data získaná z veřejně dostupných zdrojů Eurostat, která umožní provést mezinárodní srovnání v této oblasti.

Sběr dat proběhne jednorázově a zahrne roční údaje o výše uvedených proměnných. Z analyzovaného období budou získána data týkající se výše průměrného hrubého platu a průměrné ceny 1 m² bytů. Tato hodnota bude následně přepočítána na cenu bytů o rozloze 70 m², která bude sloužit jako referenční ukazatel průměrné ceny nemovitostí. Dále budou získána data o průměrném věku, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný dům. Tato data budou následně zpracována za účelem identifikace trendů a souvislostí mezi analyzovanými proměnnými.

Poměr cen nemovitostí k příjmům bude stanoven jako podíl průměrné ceny bytů o rozloze 70 m² a průměrného hrubého příjmu v daném roce. Tento postup umožňuje přesněji zachytit ekonomickou dostupnost bydlení pro průměrného občana, protože zohledňuje jak aktuální tržní ceny nemovitostí, tak vývoj příjmů. Velikost bytu 70 m² byla zvolena jako reprezentativní standardní obytná plocha pro běžnou domácnost, což zajišťuje lepší srozumitelnost a interpretaci výsledků analýzy.

Data pro analýzu budou nejprve organizována do tabulky vytvořené v programu Excel. Tato tabulka bude mít strukturu se sloupci, přičemž první sloupec bude obsahovat roky od 2002 do 2023. Další sloupce budou zahrnovat průměrný hrubý příjem, průměrnou cenu bytu přepočtenou na standardní plochu 70 m², poměr cen nemovitostí k příjmům (vypočítaný jako podíl průměrné ceny bytu a průměrného hrubého příjmu) a průměrný věk.

Pro každý rok bude poměr cen nemovitostí k příjmům vypočítán pomocí vzorce $=C/B$, kde C bude označovat průměrnou cenu bytu a B bude odpovídat průměrnému příjmu. Tento vzorec bude aplikován na každý řádek dat a umožní získat požadovaný poměr pro každé sledované období. Tím budou data připravena k dalšímu zpracování a analýze.

Pro analýzu první výzkumné otázky bude použit Pearsonův korelační test. Nejprve budou data uspořádána v excelové tabulce, přičemž sloupec D bude obsahovat hodnoty poměru cen k příjmům a sloupec E bude obsahovat hodnoty průměrného věku odchodu z domova. Pro výpočet korelačního koeficientu bude použita funkce PEARSON v Excelu. Funkce PEARSON vrací hodnotu korelačního koeficientu (r), který určuje sílu a směr lineárního vztahu mezi dvěma proměnnými. Alternativně lze korelační koeficient vypočítat manuálně pomocí následujícího vzorce (Abidoye et al., 2021):

$$r = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}} \quad (1)$$

Kde:

x_i a y_i jsou jednotlivé hodnoty proměnných (v tomto případě poměr cen k příjmům a průměrný věk odchodu z domova).

$\bar{x}$ a $\bar{y}$ jsou průměry hodnot těchto proměnných

Hodnota korelačního koeficientu se pohybuje v intervalu $[-1,1]$

$r > 0$: Mezi proměnnými existuje pozitivní lineární závislost (například s rostoucím poměrem cen nemovitostí k příjmům roste i věk odchodu z domova).

$r < 0$: Mezi proměnnými existuje negativní lineární závislost (například s rostoucím poměrem cen nemovitostí k příjmům klesá věk odchodu z domova).

$r = 0$: Mezi proměnnými není žádná lineární závislost.

Významnost korelačního koeficientu bude ověřen pomocí t-testu, který bude proveden na základě následujícího vzorce (Gray, 2021):

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (2)$$

Kde:

r : je hodnota korelačního koeficientu

n : je počet datových bodů.

Výsledek t-testu bude porovnán s kritickou hodnotou t na dané hladině významnosti.

Výsledky budou znázorněny korelačním diagramem (Scatter plot), který přiblíží vzájemný vztah mezi proměnnými. Hodnoty korelačního koeficientu a výsledky t-testu budou prezentovány přímo v textu pro stručnou a přehlednou interpretaci.

Pro vyhodnocení druhé výzkumné otázky bude použita jednoduchá lineární regrese, která se zaměřuje na vyhodnocení vlivu poměru cen nemovitostí k příjmům na věk, kdy mladí lidé opouštějí rodinný dům. Tento statistický model umožňuje analyzovat, zda a jak silně je věk odchodu z domova ovlivněn ekonomickými faktory, konkrétně poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům.

Regresní rovnice má následující formu (Ferraretto & Vitali, 2023):

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon \quad (3)$$

Kde:

Y : věk odchodu z domova.

X : poměr cen nemovitostí k příjmům.

β_0 : intercept (hodnota Y , pokud $X = 0$)

β_1 : regresní koeficient, který udává, o kolik se Y změní při jednotkové změně X .

ϵ : chybový člen, který představuje odchylky, jež nejsou vysvětleny modelem.

Pro sestavení a vyhodnocení regresního modelu budou v Excelu dodrženy následující kroky: Nejprve bude otevřena možnost Analýza dat. Pokud tato možnost není v Excelu dostupná, bude aktivována v nastavení Excelu. Následně bude z nabídky nástrojů vybrána možnost Regrese.

Poté bude jako vstupní rozsah pro závisle proměnnou (Y) zadán sloupec obsahující hodnoty věku odchodu z domova. Jako vstupní rozsah pro nezávisle proměnnou (X) bude zadán sloupec obsahující hodnoty poměru cen k příjmům.

Výsledky lineární regrese budou shrnuty v tabulce a bude přiložen bodový graf s regresní přímkou a s přímkou vytvořenou z predikovaných regresních hodnot pro názorné zobrazení vztahu mezi analyzovanými proměnnými. Ve výsledcích regresní analýzy bude klíčová pozornost věnována regresnímu koeficientu β_1 . Tato hodnota vyjadřuje vliv změny poměru cen nemovitostí k příjmům na věk odchodu z domova. Pokud je $\beta_1 > 0$, znamená to, že vyšší poměr cen k příjmům je spojen s vyšším věkem odchodu z domova. Naopak, pokud je $\beta_1 < 0$, vyšší poměr cen k příjmům je spojen s nižším věkem odchodu. Tato interpretace umožňuje posoudit, zda tento ekonomický ukazatel má pozitivní či negativní vliv na rozhodnutí mladých lidí opustit rodinné zázemí.

Pro zodpovězení třetí výzkumné otázky, bude použita panelová regrese s fixními efekty. Tento model umožňuje analyzovat data, která mají časovou složku, a to s ohledem na individuální charakteristiky, které se mohou lišit mezi jednotlivými jednotkami (např. zeměmi) v různých časových obdobích.

Data budou uspořádána v tabulce ve formátu CSV a budou zahrnovat následující proměnné. První sloupec bude obsahovat roky od 2005 do 2023, druhý sloupec názvy států, pro které jsou k dispozici data. Třetí sloupec bude zahrnovat procentní změnu poměru cen nemovitostí k příjmům ve srovnání s předchozím rokem. Poslední sloupec pak bude obsahovat procentní změnu průměrného věku, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný dům, rozdělenou podle států a let.

Takto připravená data budou následně importována do programu R, kde budou podrobena analýze s cílem zkoumat vliv poměru cen nemovitostí k příjmům na průměrný věk odchodu z domova v různých státech v období 2005–2023. Výsledné hodnoty budou zahrnuty v tabulce, která bude obsahovat regresní koeficienty a hodnoty p pro všechny analyzované roky a státy.

Výsledky

V této kapitole budou prezentovány výsledky analytického výzkumu, jehož cílem bylo získat odpovědi na výzkumné otázky a dosáhnout stanoveného cíle. Na základě zpracování a analýzy dat budou představeny výsledky kvantitativních analýz, včetně korelačních a regresních testů, které umožnily hlubší pochopení vztahů mezi zkoumanými proměnnými.

V této části práce budou prezentovány výsledky analýzy korelace, která byla provedena za účelem zodpovězení první výzkumné otázky. Cílem této analýzy bylo zjistit, zda existuje a jak silný je vztah mezi poměrem cen nemovitostí k příjmům a průměrným věkem, kdy mladí lidé opouštějí rodinné zázemí. Analýza korelace umožňuje identifikovat, zda je tento vztah pozitivní, negativní či neexistující, a jaký je jeho praktický význam.

Tabulka 1: Statistické hodnoty, uvádí hodnoty průměrného věku, průměrných platů/mezd, průměrné ceny nemovitostí o rozloze 70 m² a jejich poměr k příjmům za období 2002–2023.

Tabulka 5: Statistické hodnoty

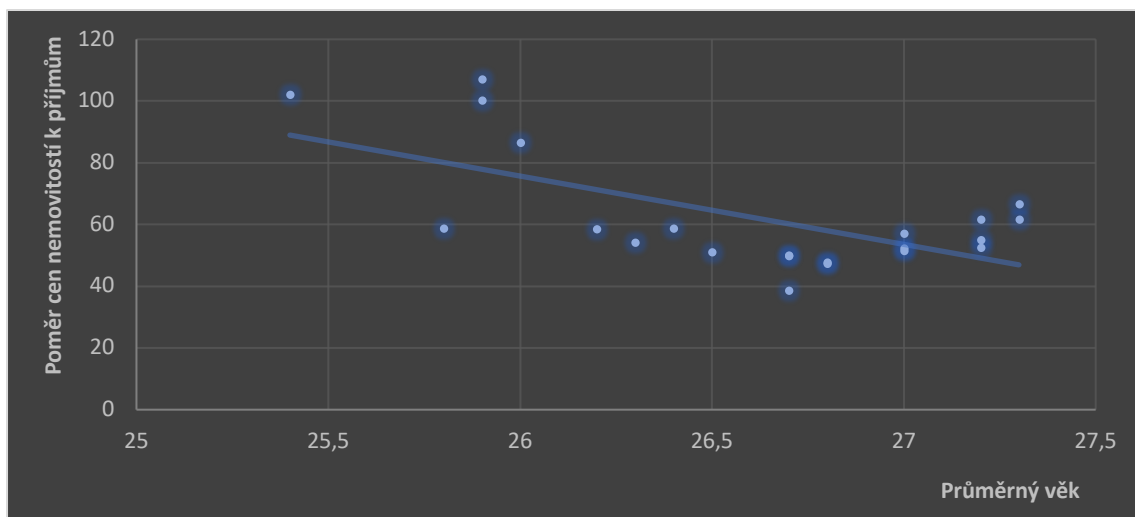
ROK	Průměrný věk	Průměrný plat/mzda v Kč	Průměrná cena v Kč za 70m ² bytu	Poměr cen nemovitostí k příjmům
2002	26,7	15524	601300	38,73
2003	26,8	16430	777070	47,30
2004	26,8	17466	836850	47,91
2005	27	18344	961170	52,40
2006	27,2	19548	1027180	52,55
2007	27,3	20957	1291920	61,65
2008	27,3	22691	1514590	66,75
2009	27,2	23488	1450890	61,77
2010	27	23951	1369060	57,16
2011	27,2	24319	1338260	55,03
2012	27	25109	1295700	51,60
2013	26,7	25128	1254470	49,92
2014	26,7	25686	1287370	50,12
2015	26,5	26467	1352400	51,10
2016	26,3	27589	1497230	54,27
2017	26,4	29504	1734390	58,78
2018	26,2	31885	1869980	58,65
2019	25,8	34125	2007320	58,82
2020	26	35611	3085740	86,65
2021	25,9	37839	3798200	100,38
2022	25,9	40353	4325790	107,20
2023	25,4	42658	4360650	102,22

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat (Český statistický úřad, 2024)

V rámci analýzy první výzkumné otázky bylo zjištěno, že mezi poměrem cen nemovitostí k příjmům a průměrným věkem, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný dům, existuje středně silná negativní lineární závislost. Hodnota Pearsonova korelačního koeficientu činí -0,64178. Tato hodnota indikuje, že s rostoucím poměrem cen nemovitostí k příjmům se věk odchodu z domova mírně snižuje.

Na následujícím grafu 1: Korelační diagram, je zobrazen vztah mezi poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům a průměrným věkem, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný dům, během období 2002 až 2023. Na ose Y je zobrazen poměr cen nemovitostí k příjmům a na ose X průměrný věk odchodu z domova. Každý bod na grafu reprezentuje data za konkrétní rok.

Graf 3: Korelační diagram



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat (Český statistický úřad, 2024)

Z grafu:1 Korelační diagram, je jasně patrný negativní vztah mezi analyzovanými proměnnými, konkrétně mezi poměrem cen nemovitostí k příjmům a průměrným věkem odchodu z domova. Tento vztah je znázorněn pomocí bodového diagramu, kde každý bod reprezentuje data za jednotlivé roky.

Významnost korelačního koeficientu byla ověřena pomocí t-testu, přičemž výsledná hodnota testového kritéria činí $t = -3,741$. Tato hodnota byla porovnána s kritickou hodnotou $t_{krit} = \pm 2,086$ (pro hladinu významnosti $\alpha = 0,05$ a stupně volnosti $df = n - 2 = 20$). Protože platí $|t| > t_{krit}$, korelace je tedy statisticky významná na hladině významnosti 0,05.

V této části práce budou prezentovány výsledky týkající se druhé výzkumné otázky, tedy vlivu poměru cen nemovitostí k průměrným příjmům na věk, kdy mladí lidé opouštějí rodinný dům. Pro vyhodnocení tohoto vztahu byla použita metoda jednoduché lineární regrese, která umožňuje zkoumat, zda a jak silně tento ekonomický ukazatel ovlivňuje rozhodování mladých lidí o opuštění domácnosti. Výsledky regresní analýzy poskytují konkrétní informace o síle a směru tohoto vztahu, včetně interpretace klíčových regresních koeficientů. V následujícím textu budou uvedeny detaily o statistických ukazatelích.

Následující tabulka: 2 Výsledky regresní analýzy, shrnuje klíčové parametry regresního modelu použitého pro analýzu vlivu poměru cen nemovitostí k příjmům na věk odchodu mladých lidí z rodinného domu. Tabulka poskytuje přehled o síle vztahu mezi proměnnými, významnosti modelu a hodnotách regresních koeficientů, které byly vypočítány v rámci lineární regrese. Tyto údaje představují základ pro interpretaci výsledků analýzy.

Tabulka 6: Výsledky regresní analýzy

Parametr	Hodnota
Násobné R (korelace)	0,642
R ² (koeficient determinace)	0,412
Regresní koeficient (β_1)	-0,0186
Intercept (β_0)	27,76
Významnost modelu (p-hodnota)	0,00128
F-statistika	14,01

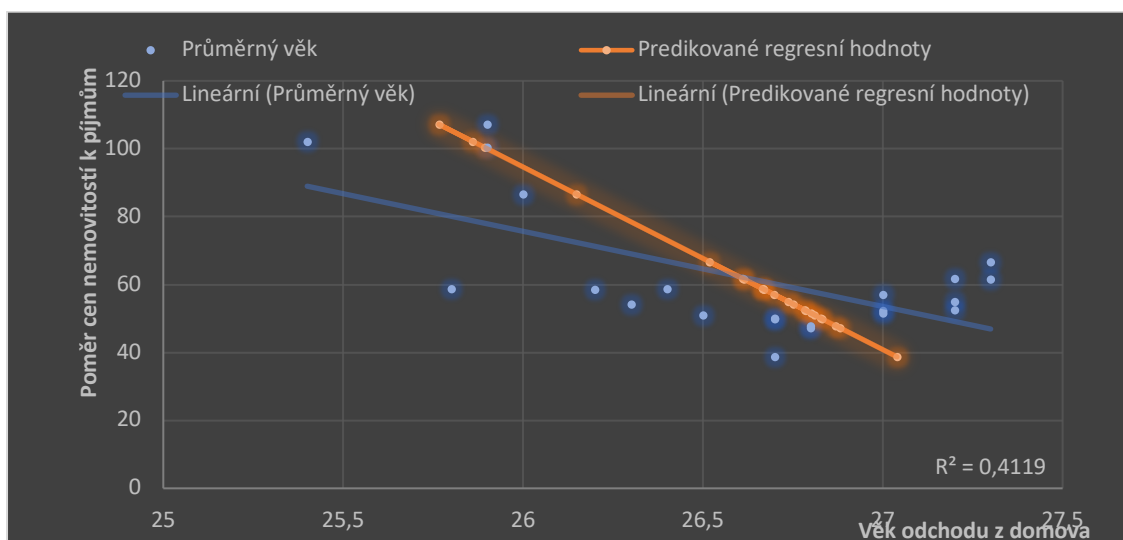
Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat (Český statistický úřad, 2024)

Z tabulky: 2 Výsledky regresní analýzy, je patrný regresní koeficient β_1 , který má hodnotu -0,0186, což ukazuje, že s každým zvýšením poměru cen nemovitostí k příjmům o jednotku klesá věk odchodu z domova v průměru o 0,0186 roku. Intercept β_0 (27,76) představuje odhadovaný věk odchodu z domova v případě, že by byl poměr cen nemovitostí k příjmům nulový (teoreticky hypotetická situace). Hodnota F-statistiky (14,01) a její statistická významnost ($p = 0,00128$) naznačují, že model jako celek je statisticky významný, což znamená, že vztah mezi proměnnými není náhodný.

Rozsah spolehlivostních intervalů pro β_1 (-0,02898 až -0,00824) ukazuje, že vliv poměru cen nemovitostí k příjmům na věk odchodu z domova je záporný i na úrovni 95% spolehlivosti. To posiluje důvěru v interpretaci výsledků.

Graf 2: Regresní model, znázorňuje bodový graf, který zobrazuje vztah mezi poměrem cen nemovitostí k příjmům (osa Y) a věkem odchodu z domova (osa X). Modré body odpovídají jednotlivým pozorováním, přičemž ukazují variabilitu v datech a rozptyl mezi analyzovanými případy. Oranžová čára představuje predikované regresní hodnoty získané z lineárního regresního modelu, které odhadují trend ve vztahu mezi proměnnými. Modrá čára zobrazuje regresní přímku vytvořenou přímo na základě získaných dat v grafu.

Graf 4: Regresní model



Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat (Český statistický úřad, 2024)

Oranžová přímka, která reprezentuje predikované regresní hodnoty, je výsledkem lineárního regresního modelu. Tento model ilustruje obecný směr vztahu mezi analyzovanými proměnnými a odhaduje, jaký by mohl být trend v závislosti na změnách nezávislé proměnné (poměru cen nemovitostí k příjmům). Modrá přerušovaná čára, která je vytvořena na základě bodového rozložení dat, ukazuje regresní přímku odhadnutou na základě skutečných datových bodů. Přičemž negativní sklon přímky potvrzuje nepřímý (inverzní) vztah mezi těmito faktory. Rovnice přímky vyjadřuje, že se s každým zvýšením poměru cen nemovitostí k příjmům o jednotku se sníží průměrný věk odchodu z domova o 0,0186 roku. Koeficient determinace $R^2 = 0,4119$ naznačuje, že přibližně 41 % variability ve věku odchodu z domova lze vysvětlit touto lineární závislostí. Zbývajících 59 % variability může být ovlivněno jinými faktory.

V této kapitole budou prezentovány výsledky týkající se třetí výzkumné otázky. Pro vyhodnocení tohoto vztahu byla použita panelová regrese s fixními efekty, která umožňuje zohlednit specifické charakteristiky jednotlivých zemí, jež se nemění v čase, a analyzovat vliv

proměnlivých faktorů v rámci dané země. Tato metoda je vhodná pro identifikaci vlivu nezávislé proměnné (poměr cen nemovitostí k příjmům) na závislou proměnnou (průměrný věk odchodu z domova) při kontrole pro časově invariantní efekty. Výsledky analýzy poskytují podrobné informace o síle a směru tohoto vztahu a zahrnují interpretaci klíčových statistických ukazatelů, jako jsou regresní koeficienty, hodnoty R^2 a významnost modelu. V následujícím textu budou podrobně prezentovány klíčové závěry a jejich interpretace.

Následující tabulka 3: Panelová regrese, shrnuje klíčové parametry panelové regrese s fixními efekty, která byla použita k analýze třetí výzkumné otázky. Tabulka poskytuje přehled o síle vztahu mezi těmito proměnnými, významnosti modelu a hodnotách regresních koeficientů, které byly vypočítány v rámci této panelové regrese.

Tabulka 7: Panelová regrese

Parametr	Hodnota
Násobné R (korelace)	0,0166
R^2 (koeficient determinace)	0,000085
Upravené R^2	-0,0557
Regresní koeficient (β_1)	0,002649
Intercept (β_0)	-0,004725
Standardní chyba	0,018815
Významnost proměnné cena (p-hodnota)	0,8882
Významnost modelu (p-hodnota)	0,8882
F-statistika	0,0198
Počet pozorování (N)	247

Zdroj: Vlastní zpracování na základě dat (Eurostat, 2024)

V tabulce 3: Panelová regrese, můžeme pozorovat výsledné hodnoty analýzy. Koeficient nezávislé proměnné 0,002649 naznačuje, že 1% nárůst poměru cen nemovitostí k příjmům je spojen s velmi malým zvýšením průměrného věku odchodu z domu o přibližně 0,0026 %. Tento vliv je však zanedbatelný a jeho statistická významnost byla odmítnuta hodnotou p-value, která je výrazně vyšší než obvyklé hladiny významnosti (0,05 nebo 0,10), což znamená, že neexistují důkazy pro přítomnost vlivu ceny na věk odchodu z domu. Regresní model vysvětluje pouze 0,0085 % variability v závislé proměnné ($R^2 = 0,000085$), což naznačuje, že vliv ceny je téměř zanedbatelný. Upravené R^2 (-0,0557) dále potvrzuje, že model s přidáním této proměnné nepřispívá k lepšímu vysvětlení variability.

F-test ukázal, že model jako celek není statisticky významný (F-statistic = 0,0198, p-value = 0,8882). To znamená, že přidání poměru cen nemovitostí do modelu nepřináší zlepšení predikce.

Rezidua, tedy rozdíly mezi skutečnými hodnotami a predikcemi modelu, se pohybují mezi -10,092 a 11,428, přičemž medián reziduí je blízko nule (0,036). To je v souladu s tím, že model s fixními efekty má tendenci odstraňovat zkreslení způsobené časově invariantními rozdíly mezi zeměmi.

Tato část se zaměřuje na vyhodnocení stanovených hypotéz na základě provedených analýz. Hlavním cílem je ověřit, zda získaná data a použité metody umožňují zamítnutí nebo přijetí nulových hypotéz. Analýza se soustředí na vztah mezi ekonomickými faktory, konkrétně poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům, a věkem, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinné domácnosti.

Byly stanoveny následující hypotézy:

H1: Existuje negativní vztah mezi poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům a průměrným věkem odchodu mladistvých z rodinného domu. (Čím vyšší je poměr cen nemovitostí k průměrným příjmům, tím mladší je průměrný věk odchodu mladých lidí z rodinného domu).

H0: Existuje pozitivní vztah mezi poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům a průměrným věkem odchodu mladistvých z rodinného domu. (Čím vyšší je poměr cen nemovitostí k průměrným příjmům, tím starší je průměrný věk odchodu mladých lidí z rodinného domu).

Pro ověření hypotéz byla použita korelační analýza, která umožnila posoudit vztah mezi proměnnými, a testování významnosti korelačního koeficientu. Na základě provedené analýzy bylo zjištěno, že existuje statisticky významný vztah mezi poměrem cen nemovitostí k příjmům a věkem odchodu mladých lidí z rodinného domu.

Výsledky ukázaly, že nulová hypotéza může být zamítnuta. To znamená, že vyšší poměr cen nemovitostí k příjmům nesouvisí se starším věkem odchodu z domova, ale naopak, potvrzuje, že vyšší poměr je spojen s nižším průměrným věkem, kdy mladí lidé opouštějí rodinný dům.

Diskuse výsledků

Výsledky pro první výzkumnou otázku: „Existuje korelační vztah mezi poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům s průměrným věkem, ve kterém mladí lidé odcházejí z rodinného domu v České republice během období 2002-2023?“ naznačují, že mezi poměrem cen nemovitostí k průměrným příjmům a průměrným věkem, kdy mladí lidé opouštějí rodinný dům, existuje středně silná negativní lineární závislost. Pearsonův korelační koeficient dosahuje hodnoty -0,64178, což indikuje, že s rostoucím poměrem cen nemovitostí k příjmům se věk odchodu z domova mírně snižuje v závislosti na daném poměru v období 2002 až 2023, jak ukazuje graf:1 korelační diagram.

Významnost korelačního koeficientu byla ověřena pomocí t-testu, jehož hodnota dosáhla -3,741. Tato hodnota překračuje kritickou hodnotu 2,086, což znamená, korelace je tedy statisticky významná na hladině významnosti 0,05.

Výsledky analýzy korespondují s některými výzkumy v oblasti ekonomických faktorů ovlivňujících rozhodnutí mladých lidí o opuštění rodinného domu. Například výzkum autorů Bayrakdar a Coulter (2018) naznačuje, že odchod mladých lidí z domova je heterogenní proces, přičemž rostoucí ceny nemovitostí mohou paradoxně vést k dřívějšímu odchodu mladých lidí z domácností jejich rodičů. Vyšší ceny nemovitostí totiž činí vlastnické bydlení méně dostupným, což může mladé lidi motivovat k hledání jiných forem bydlení, například pronájmu.

Tato hypotéza je podpořena také dalším výzkumem, který zkoumal Srinivas, (2019). Studie ukázala, že ceny nájmu rostly znatelně pomaleji než ceny vlastnického bydlení. Je tedy možné, že v České republice došlo k určitému zlomovému bodu, kdy mladí lidé začali ztrácet motivaci ke koupi vlastního bydlení, vnímaného jako nedosažitelný cíl. Místo toho se stále častěji rozhodují pro dřívější odchod z rodinného domu směrem k nájemnímu bydlení.

Jiní autoři Abidoye et al., (2021) se zaměřili na faktory jako jsou příjmy, nezaměstnanost a demografické charakteristiky, které mohou tento vztah ovlivnit. Přestože byl zjištěn statisticky významný vztah, celková síla tohoto vztahu je mírná, což naznačuje, že i když poměr cen

nemovitostí k příjmům hraje roli, není to jediný faktor ovlivňující rozhodování mladých lidí o opuštění domácnosti.

„Jaký vliv má poměr cen nemovitostí a průměrných příjmů na věk, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný dům, v České republice během období 2002–2023?“ Výsledky naznačují, že existuje statisticky významný vztah mezi poměrem cen nemovitostí k příjmům a věkem odchodu z domova. Regresní analýza ukázala, že tento vztah je nepřímý (negativní), což znamená, že vyšší poměr cen nemovitostí k příjmům je spojen s mírně nižším věkem, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinné zázemí. Tuto skutečnost podporuje hodnota regresního koeficientu ($\beta_1 = -0,0186$), která ukazuje, že s každým zvýšením poměru cen nemovitostí k příjmům o jednotku klesá průměrný věk odchodu z domova o 0,0186 roku. Tento efekt je sice relativně malý, avšak statisticky významný (p -hodnota = 0,00128).

Koeficient determinace naznačuje, že model vysvětluje přibližně 41 % variability ve věku odchodu z domova, což lze považovat za středně silný efekt. Zbývajících 59 % variability je pravděpodobně ovlivněno jinými faktory, jako je kulturní prostředí, dostupnost nájemního bydlení nebo politická opatření na podporu mladých rodin, což nebylo v této analýze zahrnuto.

Výsledky této studie se shodují s poznatky autorů jako Leung & Tang, (2023), kteří rovněž identifikovali, že vyšší ceny nemovitostí mohou ovlivnit chování mladých lidí, ale v opačném směru, než by bylo intuitivně očekáváno. Vyšší poměr cen nemovitostí k příjmům často motivují mladé lidi k rychlejšímu opuštění rodinného zázemí, a to zejména z důvodu, že vysoké náklady na pořízení vlastního bydlení je vedou k přehodnocení finančních priorit. Místo dlouhodobého šetření na koupi bytu, které se může jevit jako nedosažitelné, se raději rozhodnou pro dostupnější variantu, například pronájem, který jim umožní osamostatnit se výrazně rychleji. Tento paradoxní jev může být také spojen se strukturálními změnami na trhu práce nebo zvýšenou mobilitou mladých lidí.

Na druhou stranu výsledky této práce nejsou zcela v souladu s Santos, (2024), který na základě analýzy dat z USA zjistil, že vyšší poměr cen nemovitostí k příjmům vede k výraznému zpoždění v rozhodnutí opustit rodinný dům. Tento rozpor by mohl být způsoben rozdílným ekonomickým a sociálním kontextem České republiky, kde může existovat jiný přístup k mezigenerační podpoře nebo jiné trendy na trhu s bydlením.

Metoda lineární regrese byla pro tento výzkum vhodná, neboť umožnila odhalit sílu a směr vztahu mezi poměrem cen nemovitostí a věkem odchodu z domova. Navíc byla její interpretace doplněna grafickým znázorněním, které potvrdilo negativní trend a přispělo k jasnějšímu pochopení vztahu mezi analyzovanými proměnnými.

Výsledky třetí výzkumné otázky: *„Jaký vliv má poměr cen nemovitostí k průměrným příjmům na věk, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný dům, v členských státech OECD během období 2005–2023?“* Panelové regrese s fixními efekty ukazují, že vliv poměru cen nemovitostí k průměrným příjmům na průměrný věk odchodu z domova je zanedbatelný a statisticky nevýznamný. Regresní koeficient pro nezávislou proměnnou ($\beta_1 = 0,002649$) naznačuje, že 1% nárůst poměru cen nemovitostí k příjmům je spojen s velmi malým zvýšením věku odchodu z domova o 0,0026 %. Tato hodnota je však extrémně nízká a její p -hodnota (0,8882) přesvědčivě naznačuje, že tento vztah není statisticky významný.

Hodnota koeficientu determinace ukazuje, že model vysvětluje pouhých 0,0085 % variability v závislé proměnné. Upravené R^2 dokonce poukazuje na zhoršení predikční schopnosti modelu po přidání nezávislé proměnné. Dále F-test potvrzuje, že model jako celek

není statisticky významný. Tyto výsledky společně naznačují, že zahrnutí poměru cen nemovitostí k příjmům do modelu nepřispívá k vysvětlení variability věku odchodu z domova mezi jednotlivými zeměmi.

Tyto závěry jsou v rozporu s některými předchozími studiemi, které naznačovaly významnější vliv poměru cen nemovitostí k příjmům, na rozhodování mladých lidí opustit rodinné zázemí Miles et al., (2024). Rozdíly v těchto výsledcích mohou být vysvětleny rozdílným ekonomickým a kulturním kontextem zemí zahrnutých do analýzy. Je možné, že vliv cen nemovitostí na věk odchodu z domova se projevuje spíše nepřímě, například prostřednictvím faktorů, jako jsou možnosti nájemního bydlení nebo státní podpora mladých rodin, které nebyly v tomto modelu zohledněny.

Panelová regrese s fixními efekty byla vhodnou volbou pro tuto analýzu, neboť umožnila eliminovat zkreslení způsobené časově invariantními rozdíly mezi jednotlivými zeměmi. Nicméně nízké hodnoty regresních ukazatelů a absence statistické významnosti naznačují, že pro pochopení vztahu mezi analyzovanými proměnnými by bylo třeba zahrnout další faktory nebo použít odlišný přístup. Jak zmiňovali autoři Ferraretto & Vitali (2023) může jít například o socioekonomické statusy.

Rezidua modelu vykazují přijatelnou symetrii kolem nuly, což potvrzuje, že fixní efekty adekvátně eliminují rozdíly mezi zeměmi. Tento model však nepřinesl nové poznatky o vlivu poměru cen nemovitostí k příjmům na věk odchodu z domova, a výsledky proto naznačují, že tento faktor hraje minimální roli, pokud vůbec nějakou, v mezinárodním kontextu.

Závěr

Cílem této práce bylo prozkoumat, jak poměr cen nemovitostí a příjmů ovlivňuje průměrný věk, ve kterém mladí lidé opouštějí rodinný domov. Práce se zaměřila na zjištění vlivu tohoto klíčového ekonomického faktoru na rozhodovací procesy mladých lidí při odchodu z domácnosti. Tohoto cíle bylo dosaženo za použití tří metod analýzy: korelační analýzy, lineární regrese a panelové regrese s fixními efekty. Na základě provedených analýz lze konstatovat, že cíl práce byl splněn.

Byla získána odpověď na všechny stanovené výzkumné otázky, přičemž hlavní zjištění ukázala, že poměr cen nemovitostí k příjmům hraje roli při rozhodování mladých lidí o odchodu z domova. Výsledky první analýzy odhalily, že rostoucí poměr cen nemovitostí k příjmům může být významnou překážkou pro mladé lidi, kteří chtějí opustit rodinné zázemí. Tento vztah byl podpořen analýzou lineární regrese, která prokázala negativní vliv tohoto faktoru na věk odchodu z domova. Panelová regrese s fixními efekty však ukázala, že vliv poměru cen nemovitostí k příjmům na věk odchodu z domova je ve srovnání mezi zeměmi statisticky nevýznamný. Výsledky naznačují, že jiné faktory, například kulturní normy nebo dostupnost nájemního bydlení, mohou hrát důležitější roli.

Zjištění této práce poskytují ucelené shrnutí odpovědí na stanovené výzkumné otázky a umožňují zobecnění na segment mladých dospělých, zejména v zemích, kde vysoké ceny nemovitostí představují zásadní překážku pro dosažení samostatného bydlení. Tyto výsledky mohou být rovněž cenným podkladem pro tvůrce politik zaměřených na řešení problémů spojených s dostupností bydlení a podporu mladých lidí při jejich osamostatňování.

Přestože byl cíl práce naplněn, je vhodné upozornit na určitá omezení, která mohla ovlivnit interpretaci výsledků. Mezi hlavní limity patřila závislost na dostupnosti dat, která i přes svou

reprezentativnost mohla obsahovat chyby či nepřesnosti ovlivňující analýzu. Dalším omezením bylo, že modely nezohledňovaly všechny relevantní faktory, jako například míra vzdělání či kulturní rozdíly, jež mohou významně ovlivnit rozhodování mladých lidí. V neposlední řadě představuje limit také časový horizont studie, neboť analýza byla založena na datech z omezeného časového období, což mohlo omezit schopnost identifikovat dlouhodobé trendy.

Přínos této práce spočívá ve zdůraznění důležitosti ekonomických faktorů při rozhodování mladých lidí o odchodu z domova, přičemž byla poskytnuta detailní analýza jejich vlivu. Tato práce přispívá k diskusi o dostupnosti bydlení a osamostatnění mladých lidí, a zároveň nabízí podklady pro politická rozhodnutí směřující ke zlepšení situace v oblasti bydlení.

Na základě tohoto zjištění by bylo užitečné v budoucnosti provést hlubší analýzu s použitím více proměnných, které by pomohly lépe objasnit, jaký vliv mají jiné faktory, například cena pronájmu, vzdělání, vliv státní podpory, rozdíly v městských a venkovských oblastech. Analýza by mohla být rozšířena i o specifické regionální rozdíly, které by mohly odhalit další nuance v tomto vztahu.

Seznam zdrojů

Abidoye, R. B., Puspitasari, G., Sunindijo, R., & Adabre, M. (2021). Young adults and homeownership in Jakarta, Indonesia. *INTERNATIONAL JOURNAL OF HOUSING MARKETS AND ANALYSIS*, 14(2), 333–350. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-03-2020-0030>

Bayrakdar, S., & Coulter, R. (2018). Parents, local house prices, and leaving home in Britain. *POPULATION SPACE AND PLACE*, 24(2), e2087. <https://doi.org/10.1002/psp.2087>

Bosch Meda, J. (2017). The Relationship Between Housing Policy and Housing Transitions of Young People in Europe. *PAPERS-REVISTA DE SOCIOLOGIA*, 102(1), 107–141. <https://doi.org/10.5565/rev/papers.2238>

Brotman, B. A. (2022). Property investor decisions using income and rental ratio signals. *JOURNAL OF PROPERTY INVESTMENT & FINANCE*, 40(1), 2–13. <https://doi.org/10.1108/JPIF-03-2020-0031>

Colom Andres, M. C., & Moles Machi, M. C. (2019). Leaving parental home and labor dedication of spanish young people: An analysis by Autonomous Communities. *REVISTA DE ESTUDIOS REGIONALES*, 116, 187–211.

Český statistický úřad. (2024). Statistika. Získáno 21. listopad 2024, z <https://csu.gov.cz/domov>

Ferraretto, V., & Vitali, A. (2023). Parental socioeconomic status and age at leaving home in Europe: Exploring regional differences. *POPULATION SPACE AND PLACE*, 29(6). <https://doi.org/10.1002/psp.2679>

Ferraretto, V., & Vitali, A. (2024). The transition to adulthood in Europe at the intersection of gender and parental socioeconomic status. *DEMOGRAPHIC RESEARCH*, 51. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2024.51.23>

Gray, D. (2021). Medium-term cycles in affordability: What does the house price to income ratio indicate? *NATIONAL ACCOUNTING REVIEW*, 3(2), 204–217. <https://doi.org/10.3934/NAR.2021010>

Grewal, A., Hepburn, K. J., Lear, S. A., Adshade, M., & Card, K. G. (2024). The impact of housing prices on residents' health: A systematic review. *BMC PUBLIC HEALTH*, 24(1), 931. <https://doi.org/10.1186/s12889-024-18360-w>

Chahrour, R., & Gaballo, G. (2021). Learning from House Prices: Amplification and Business Fluctuations. *REVIEW OF ECONOMIC STUDIES*, 88(4), 1720–1759. <https://doi.org/10.1093/restud/rdaa079>

Lei, L., & South, S. J. (2023). Who returned home? The COVID-19 pandemic and young adults' residential transitions. *ADVANCES IN LIFE COURSE RESEARCH*, 58, 100582. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2023.100582>

Leung, C. K. Y., & Tang, E. C. H. (2023). The dynamics of the house price-to-income ratio: Theory and evidence. *CONTEMPORARY ECONOMIC POLICY*, 41(1), 61–78. <https://doi.org/10.1111/coep.12538>

Luo, Y., Nur, J., & Jin, Y. (2024). Adjust for non-ignorable panel attrition in the analysis of leaving the parental home. *ADVANCES IN LIFE COURSE RESEARCH*, 60, 100605. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2024.100605>

Miles, W., Jung, S. M., & Vijverberg, C.-P. C. (2024). The home price-income relationship for US states. *APPLIED ECONOMICS*, 56(34), 4128–4139. <https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2210818>

Oikarinen, E., Bourassa, S. C., Hoesli, M., & Engblom, J. (2023). Revisiting metropolitan house price-income relationships. *JOURNAL OF HOUSING ECONOMICS*, 61, 101946. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2023.101946>

Paz-Pardo, G. (2024). Homeownership and Portfolio Choice over the Generations†. *AMERICAN ECONOMIC JOURNAL-MACROECONOMICS*, 16(1), 207–237. <https://doi.org/10.1257/mac.20200473>

Petach, L. (2022). Income stagnation and housing affordability in the United States. *REVIEW OF SOCIAL ECONOMY*, 80(3), 359–386. <https://doi.org/10.1080/00346764.2020.1762914>

Santos, A. C. (2024). Peripheral housing rentierisation in Southern Europe: Reflections from the Portuguese case. *HOUSING STUDIES*. <https://doi.org/10.1080/02673037.2024.2312168>

Srinivas, V. (2019). Explaining the Increase in Young Adults Living with Parents. *JOURNAL OF ECONOMIC ISSUES*, 53(4), 1017–1028. <https://doi.org/10.1080/00213624.2019.1664237>

Statistics | Eurostat. (2024). Získáno 21. listopadu 2024, z https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tipsho60__custom_14027250/default/table?lang=en

Thornton, A. (2023). Leaving the parental home in post-apartheid South Africa. *POPULATION SPACE AND PLACE*, 29(8). <https://doi.org/10.1002/psp.2698>

Contact address of the author(s):

Ing. Jiří Máška, PANEUROPEAN University in Bratislava, Faculty of Economics,
Tematínska 10, 851 05 Bratislava, Slovakia email: maska@znalecvste.cz

Bc. David Zavřel, School of Expertness and Valuation, Institute of Technology and Business
in České Budějovice, Okružní 517/10, 37001 České Budějovice, Czech Republic, e-mail:
28165@mail.vstecb.cz

Predikce cen drahých kovů využívaných v automobilovém průmyslu

Jakub Horák¹, Filip Hofmann²

¹ *International School of Management Slovakia, Duchnovičovo námestie 1, 080 01 Prešov, Slovak Republic*

² *Institute of Technology and Business in České Budějovice, Okružní 517/10, 370 01 České Budějovice, Czech Republic*

Abstract

The aim of this study was to analyze and predict the prices of precious metals—palladium, platinum, rhodium, and gold—for the period from October 16 to November 27, 2024.

To achieve this goal, historical price data were utilized, and modern machine learning methods, specifically neural networks, were applied in combination with basic statistical analyses. By comparing predicted and actual values, it was possible to assess the accuracy of individual models and identify trends in price fluctuations. The findings showed that neural networks are effective at capturing price trends, particularly for metals with higher stability, such as rhodium. However, for palladium and platinum, the models tended to underestimate growth phases and smooth out extreme fluctuations. The results also highlighted the importance of geopolitical events and economic shocks, which significantly impact the volatility of precious metal markets. These factors were not fully included in the modeling, leading to reduced prediction accuracy in some cases. The contribution of this study lies in providing a comprehensive perspective on the price trends of key precious metals essential for the automotive industry. The findings may prove valuable not only for car manufacturers but also for investors and other stakeholders. A limitation of the research is the lack of deeper integration of macroeconomic and geopolitical variables, which presents an opportunity for further studies in this field.

Keywords: Neural networks, prediction, palladium, platinum, rhodium, gold

Úvod

V posledních letech jsme byli svědky významných změn v globálním automobilovém průmyslu, které velmi ovlivnili nejen výrobce automobilů, ale i širokou společnost a ekonomiku

jako celek. Hlavními faktory, které ovlivnily stabilitu a ceny surovin používaných v tomto odvětví, byly pandemie COVID-19 a geopolitické napětí, kde hlavním viníkem byla válka na Ukrajině. Tyto události odhalily zranitelnost dodavatelských řetězců, kdy Manley, Alonso a Nassar (2022) říkají, že automobilový průmysl je nesmírně závislý na složitých a někdy neprůhledných vícevrstvých globálních dodavatelských řetězcích. Velkým problémem je, že drahé kovy, které jsou nesmírně důležité pro automobilový průmysl – palladium, platina, rhodium a zlato, jsou dle Sun et al. (2022) těženy ve velkém převážně v Rusku a Jižní Africe a upozornily na důležitost strategického plánování v oblasti nejen drahých kovů, ale obecně všech surovin.

Podle Hubicki, Zinkowska a Wójcik (2023) patří palladium, platina, rhodium a zlato mezi nejdůležitější drahé kovy v automobilovém průmyslu, kde se využívají hlavně v katalyzátorech, které pomáhají snižovat emise škodlivých látek. V posledních několika letech poptávka po těchto kovech stále strmě stoupá a je to hlavně díky rostoucím nárokům na ekologičtější automobilovou výrobu a tlak na snížení a minimalizaci uhlíkové stopy. Grad et al. (2021) protože neexistují adekvátní alternativy těchto kovů, neustále roste jejich význam pro automobilový průmysl.

Zlato se v automobilovém průmyslu používá především díky svým výjimečným vodivým vlastnostem a odolnosti vůči korozi. Jedním z hlavních využití zlata je pokovování elektrických kontaktů a konektorů. Zlato je vynikajícím vodičem a na rozdíl od jiných materiálů nepodléhá. Dalším důležitým použitím je v airbagových systémech, kde jsou spínací mechanismy vybaveny zlatými kontakty, aby se zajistilo, že v případě potřeby budou airbagy aktivovány bez jakéhokoliv selhání.

Vzhledem k jejich omezené dostupnosti a koncentrované těžbě v několika zemích, jako je Jižní Afrika a Rusko, se ceny těchto kovů stávají důležitou otázkou ekonomické stability. Podle Granados-Fernández et al. (2021) je vzhledem k rostoucí poptávce po automobilech a díky stále přísnějším ekologickým předpisům vzniká ročně značné množství použitých automobilových katalyzátorů, což vede ke zvýšenému zájmu o jejich účinnou recyklaci a znovuzískání vzácných kovů, které obsahují. Jedním z možných řešení by mohl být 3D tisk. Stejného názoru, že 3D by mohl do budoucna být využíván jsou i Nascimento et al. (2022), kteří říkají, že by se mohli využívat kovové zbytky jako surovina pro výrobu prášku, který bude sloužit jako vstup do kovové 3D tiskárny pro generování udržitelných automobilových součástí.

Tyto drahé kovy ovlivňují nejen automobilový průmysl, ale také ostatní drahé kovy, a dokonce i kryptoměny. Například Huynh et al. (2020) zjistili, že když vzroste cena zlata v poměru k platině, tak dochází ke zvýšení návratnosti Bitcoinu.

Na jedné straně pandemie COVID-19, způsobila výrazné zpomalení výroby a narušení dodavatelských řetězců a díky ní došlo k dramatickému poklesu poptávky po automobilech, následně i po surovinách potřebných k jejich výrobě. Následně se však s oživením poptávky v postpandemickém období se ceny drahých kovů opět zvýšily.

Na druhé straně válka na Ukrajině velmi zhoršila a zkomplikovala situaci na trhu, jelikož Rusko je významným producentem těchto drahých kovů. Jejich ceny mohou ovlivnit další sankce a tlaky západního světa na Rusko, díky čemuž může cena drahých kovů stále růst. Dalším důvodem, proč roste cena drahých kovů je podle Xia a Ghahreman (2023) recyklace katalyzátorů, která je v mnoha zemích nízká, a proto dochází ke ztrátě cenných kovů.

Tato práce má za cíl poskytnout cenné informace a analýzy, které mohou být užitečné pro různé zainteresované strany, od výrobců automobilů po investory a běžné občany, jelikož je společnost jako celek ovlivněna vývojem cen drahých kovů, neboť ceny automobilů, a tím i náklady na dopravu a mobilitu, se promítají do životní úrovně obyvatelstva. Vyšší ceny automobilů mohou omezit přístup k mobilitě pro nižší příjmové skupiny, což může mít dalekosáhlé sociální důsledky. Dále, změny v cenách mohou ovlivnit konkurenceschopnost automobilových výrobců, což se následně promítá do pracovních míst a ekonomického růstu.

V posledních letech došlo k významným změnám v automobilovém průmyslu, ovlivněným pandemií COVID-19 a válkou na Ukrajině, což odhalilo zranitelnost dodavatelských řetězců. Poptávka po drahých kovech, jako jsou palladium, platina, rhodium a zlato vzrostla kvůli ekologickým požadavkům a jejich význam pro výrobu automobilových katalyzátorů.

Cílem práce je predikce cen drahých kovů od 16. října 2024, které jsou v současné době nenahraditelné v automobilovém průmyslu, tedy platina, palladium, rhodium a zlato a jejich porovnání se skutečnou hodnotou do 27.11.2024.

VO1: Jak přesná je predikce budoucích cen palladia?

VO2: Jak přesná je predikce budoucích cen platiny?

VO3: Jak přesná je predikce budoucích cen rhodia?

VO4: Jak přesná je predikce budoucích cen zlata?

Výstupem práce bude zjištění o kolik se predikované ceny drahých kovů, které jsou nezbytné pro fungování automobilového průmyslu měnily, tedy cen, které jsou důležité pro výrobce automobilů, pro investory do těchto drahých kovů a běžné občany.

Literární rešerše

Pro mnoho účastníků komoditních trhů je prognóza cen drahých kovů, jako jsou zlato, stříbro a platina, zásadním úkolem. Tyto kovy hrají důležitou roli nejen jako investiční aktiva, ale také v průmyslovém odvětví, zejména v automobilovém průmyslu. Přesná předpověď cen těchto kovů je proto důležitá jak pro investory, tak pro výrobce, kteří musí plánovat náklady na suroviny. Odhad budoucího vývoje však není snadný, protože ceny drahých kovů ovlivňují faktory jako globální ekonomická situace, změny v měnové politice a geopolitické události. Navíc jsou ceny zlata, platiny a zbylých zkoumaných kovů téměř vždy nestacionární, tedy jejich dlouhodobé hodnoty se neustále mění. Tato nestabilita představuje výzvu pro predikci cen a zároveň podtrhuje význam těchto kovů na globálním trhu. Každý účastník k predikci cenových řad přistupuje jinak. Například Xu a Zhang (2024) zkoumali potenciál modelů nelineárních autoregresních neuronových sítí pro předpovídání denních cenových řad platiny a palladia po dobu přibližně padesáti let a ve svém výzkumu zjistili, že výkon modelů z hlediska relativní střední kvadratické chyby je 1,86 % a 3,61 % pro platinu a palladium. Dále například Raj et al. (2024) predikovali vývoj cen zlata, stříbra a platiny do konce roku 2024 a použitím Nearest Neighbors v softwaru Wolfram Mathematica zjistili, že nejvýnosnější investiční páry jsou zlato-platina a stříbro-platina a při investování do jednoho kovu zvolili platinu jako nejvhodnější investiční nástroj. Rozdílný názor mají Mamplata, Mamon a David (2022), kteří pomocí rekurzivního modelu říkají, že investice do palladia jsou lepší než investice do zlata, stříbra a platiny.

K předvídání budoucího vývoje těchto cen se využívá řada metod, které umožňují zpracovat složité vztahy mezi tržními faktory a odhadnout, jak se ceny budou vyvíjet. Mezi nejpoužívanější přístupy patří časové řady, kdy modely pomáhají analyzovat sezónní trendy, cykly a nestabilitu v datech. Tyto modely dokáží zohlednit dlouhodobé vzorce chování trhů a změny v cenách způsobené jak ekonomickými podmínkami, tak poptávkou v průmyslových odvětvích. Moderní technologie umožňují také využití strojového učení a neuronových sítí, které dokáží zpracovat velké objemy dat a najít skryté vzory v pohybech cen. Tyto pokročilé algoritmy mohou zvýšit přesnost prognóz tím, že zahrnují složité vztahy mezi tržními proměnnými, které by tradiční metody nemusely zachytit. Kombinace těchto přístupů poskytuje investorům a výrobcům nástroje pro lepší rozhodování a plánování na volatilních trzích s drahými kovy. S tímto tvrzením souhlasí i Varshini, Kayal, a Maiti (2024) kteří pomocí různých modelů strojového a hlubokého učení Stacked Long-Short Term Memory, Convolutional LSTM, Bidirectional LSTM, Support Vector Regressor, Extreme Gradient Boosting a Gated Recurrent Unit zjistili, že hodnoty střední absolutní procentuální chyby ukazují, že různé modely strojového a hlubokého učení dokážou efektivně předpovídat budoucí ceny kovů. Nicméně, výkon jednotlivých modelů se značně liší v závislosti na výběru kovu, délce vzorku a typech vstupních dat.

Ropa bývá často spojená s drahými kovy, protože oba tyto trhy jsou vzájemně propojeny mnoha ekonomickými faktory. Ropa, jakožto klíčová komodita v globální ekonomice, ovlivňuje náklady na dopravu, výrobu i průmyslovou produkci, což má nepřímý vliv na ceny drahých kovů. Jak roste cena ropy, může se měnit poptávka po automobilech nebo alternativních zdrojích energie, což má dopad na poptávku po těchto drahých kovech. Toto tvrzení podporuje výzkum, který provedli Khan, Shahbaz a Napari (2023) kteří díky empirické analýze vyzkoumali, že ceny ropy, zlata a platiny jsou, s výjimkou několika málo případů, trvale nestabilní a vykazují dlouhodobé změny. Ropa a drahé kovy se často sledují společně, protože pohyby na jednom trhu mohou mít přímé nebo nepřímé důsledky na druhý. Například Mohsin a Jamaani (2023) pomocí nové konvoluční neuronové sítě s hlubokým učením zjistili nelineární korelaci mezi volatilitou cen ropy a cenami drahých kovů. Na volatilitu se ve svém výzkumu zaměřili Oláh, Noor a Uddin (2023) kteří použitím standardního prediktivního regresního modelu z týdenních dat realizované volatility došli k zjištění, že platina, palladium, zlato a ropa vykazují značnou předvídatelnost při odhadech realizované volatility během globální finanční krize. Na vliv ropných šoků se podívali Chai et al. (2021) kteří ve svém výzkumu využili STL-ETS (Seasonal and Trend decomposition using Loess – Error, Trend, Seasonality), neuronovou síť a Bayesovský strukturální model časových řad k predikci návratnosti ceny zlata a poukazují na to, že šoky výnosů ropy a indexu VIX (Volatility index) mají pozitivní vliv na zhodnocení ceny zlata, zatímco šoky spojené s indexem amerického dolaru působí na výnosy zlata negativně.

Drahé kovy jsou ovlivněny i ekonomickou situací ve světě. Například Apanovych et al. (2024) pomocí obsahové analýzy odhalili, že přestože je zájem o zlato obvykle vyšší během období ekonomické nejistoty a inflace, nedostatek hotovosti není klíčovým faktorem, který by výrazně ovlivňoval rozhodnutí zlato prodat. Na to Brabenec et al. (2020) ve svém výzkumu, ve kterém použili neuronové sítě, rozhodovací strom, gradientem zesílený strom, lineární regrese a nejbližší sousedy zjistili, že na počátku ekonomické recese investoři často nakupují zlato, jako způsob, jak ochránit hodnotu svého majetku. Kvůli tomu však mohou brzy čelit nedostatku hotovosti, což je poté nutí zlato znovu prodat. Říkají, že v moment, kdy nastává ekonomická recese klesne cena zlata.

Zlato není pouze ovlivňovanou komoditou, ale jako takové ovlivňuje další věci, jak zjistili například Ali et al. (2022) použitím nové bootstrapové autoregresivní distribuovaného lag testování. Vyzkoumali, že cenové šoky zlata negativně ovlivňují ceny bydlení v Číně, a to jak v krátkodobém, tak i dlouhodobém horizontu.

Uyar, Uyar, a Balkan (2024) využili logistickou regresi, podpůrné vektorové stroje, CART (Classification and Regression Trees), náhodné lesy, extrémní zesílení gradientu a algoritmy neuronových sítí a říkají, že makroekonomické faktory hrají klíčovou roli při vzniku cenových bublin u drahých kovů. Zvláště index spotřebitelské důvěry v USA se ukázal jako společný faktor, který pozitivně ovlivňuje pravděpodobnost bublin ve zlatě, platině a stříbře. Naopak, při vzniku bublin v palladiu se jako hlavní faktory projevíly finanční proměnné a proměnné nejistoty.

Co se týká predikce tak Ding a Zhang (2020) použili analýzu časových řad a říkají, že méně likvidní komodity vyžadují zohlednění jak cen, tak i úrovně likvidity z křížových trhů, zatímco u likvidních komodit, jako jsou ropa a kovy, lze předpovědi vytvářet pouze na základě mezi tržních cen.

Existuje několik způsobů sledování změn cen a zjišťování si informací. Velmi populární jsou Google Trends, které poskytují cenný pohled na to, jak se mění zájem veřejnosti o konkrétní aktiva. Miao et al. (2022) použitím lineární Grangerovy kauzality a neparametrické kauzality v kvantilech zjistili, že investoři předtím, než se rozhodnou investovat, často vyhledávají informace online, hlavně na Google Trends, aby získali přehled o možném budoucím vývoji cen. Na podobné téma se zaměřili i Salisu, Ogbonna a Adewuyi (2020) prostřednictvím vysokofrekvenčních dat, zkreslení endogenity v důsledku pravděpodobného vyloučení důležitých prediktorů a persistence v důsledku dynamického chování ekonomických subjektů říkají, že Google Trends pozitivně a významně ovlivňuje výnosy zmíněných drahých kovů.

Pro zpracování dat u výzkumných otázek V01 až V04 budou využity neuronové sítě a základní statistické metody a jako metoda sběru dat bude využita obsahová analýza.

Data a metody

Pro získání klíčových dat výzkumu, bude použit mezinárodně uznávaný web investing.com (investing.com, 2024). Tento postup bude stejný pro všechny analyzované drahé kovy, což umožní snadné získávání dat. Jako první krok se otevře webová stránka investing.com a přejde se do sekce „markets“ (trhy), kde se následně rozklikne podsekce „commodities“ (komodity). Zde se naleznou podrobné informace o jednotlivých drahých kovech, jako je zlato, platina, palladium a rhodium. Lze použít i rychlejší přístup, je možné přímo napsat název požadovaného drahého kovu do vyhledávacího pole na stránce.

Tento výzkum je zaměřen na analýzu a porovnání investičních příležitostí v období od 16. října roku 2024 do 27. listopadu 2024. Prvním krokem bude vyhledání konkrétního kovu, například zlata, kde se vybere možnost „Gold Futures“. Po otevření této sekce se klikne na podsekcí „Historical Data“ (historická data), kde je možnost zvolit období pomocí kalendáře – nastaví se tedy 16. října 2024 až 27.11.2024. Po zadání tohoto období se klikne na „Download data“ (stáhnout data), což umožní získat požadovaná historická data ve formátu vhodném pro další analýzu.

Pro následnou práci s daty bude použita aplikace Microsoft Excel. Nejprve se otevře stažený soubor a bude provedeno několik úprav. Prvním krokem je odstranění prvního řádku, který obvykle obsahuje nadbytečné informace nebo záhlaví. Následně se přejde k úpravě textu primárně ve sloupci A, kde se data zobrazují ve formě, která se nedá přímo využít. Bude označen tedy celý sloupec A, přejde se na záložku „Data“ a bude vybrána funkce „Text do sloupců“. V otevřeném dialogovém okně bude zvolen „Oddělovač“ a následně kliknutím na „Další“. Zde se vybere „čárka“ jako oddělovač a do pole „Jiné“ se přidá lomítko (/). Po provedení těchto nastavení bude dokončena úprava kliknutím na „Další“ a poté „Dokončit“.

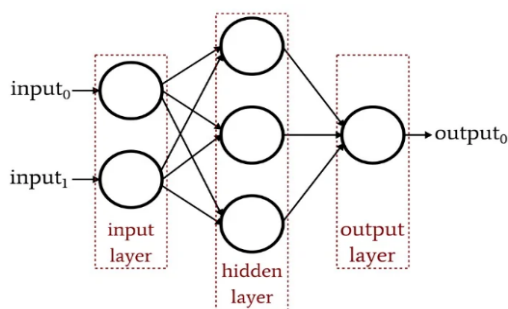
Následně se odstraní text v buňkách, nechají se pouze čísla, která tvoří datum a jejich hodnoty, které vyjadřují hodnotu kovu k danému datu. Kromě toho bude potřeba zajistit, že formát datumu bude vhodný pro tvorbu grafů. V prázdné buňce se zadá funkce „DATUM“, kde jako rok budou použity hodnoty zadané ve sloupci C, jako měsíc hodnoty ze sloupce A a jako den hodnoty ze sloupce B. Tento vzorec se následně aplikuje na celý sloupec, aby se zajistilo zobrazení datumu pro všechna data v souboru.

Další krok zahrnuje úpravu formátování číselných hodnot ve sloupci obsahujícím ceny kovu. Označí se celý sloupec, přejde se na záložku „Domů“ a vybere se „Najít a vybrat“. Bude zvolena možnost „Nahradit“ a do pole „Najít“ se napíše čárka, přičemž pole „Nahradit“ bude ponecháno prázdné. Klikne se na „Nahradit vše“, čímž se odstraní všechny čárky. Následně do pole „Najít“ bude napsána tečka a do pole „Nahradit“ vložena čárka, což zajistí správné formátování čísel.

Pro zpřehlednění je možné vytvořit nový prázdný první sloupec, kam se doplní záhlaví. V horní buňce sloupce s daty se napíše „Datum“ a nad sloupec s cenami kovu „Cena“. Tímto způsobem budou data připravena k další analýze a tvorbě grafů, což umožní snadno identifikovat trendy, které jsou zajímavé k danému tématu.

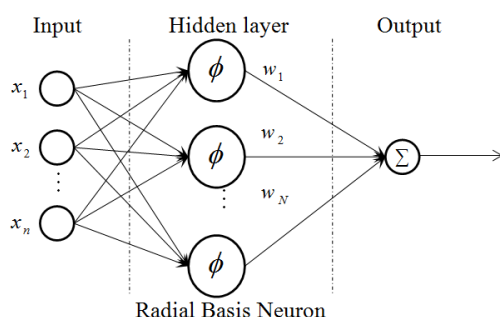
Pro řešení všech výzkumných otázek budou aplikovány metody umělých neuronových sítí, konkrétně vícevrstvé perceptronové neuronové sítě MLP (Multilayer Perceptrons) a neuronové sítě s radiální bázovou funkcí RBF (Radial basis function network). Oba typy sítí lze vidět na obrázcích číslo 1 a 2.

Obrázek 1: MLP



Zdroj 1: Keim (2019)

Obrázek 2: RBF



Zdroj 2: He a kol. (2019)

Matematická reprezentace MLP neuronové sítě je vyjádřena vzorcem:

$$y(\vec{x}) = \sigma\left(\sum_{i=0}^n w_i x_i\right)$$

Zatímco RBF neuronová síť je popsána rovnicí:

$$y(\vec{x}) = e - \left(\frac{\|\vec{x} - \vec{c}\|}{b}\right)^2$$

V těchto výrazech $\vec{x}$ představuje vstupy, y je výstup, $\vec{c}$ označuje střed, b je parametr šířky, $\|\vec{x} - \vec{c}\|$ je vzdálenost dle Euklidovské metriky, $\frac{\|\vec{x} - \vec{c}\|}{b}$ odpovídá vnitřnímu potenciálu jednotky RBF a w představuje váhy.

Pro predikci budoucího vývoje bude vybráno pět nejvhodnějších neuronových sítí na základě metody nejmenších čtverců. Časové řady budou rozděleny do trénovací, validační a testovací množiny. Trénovací data (70 % celkového objemu) budou sloužit k učení neuronových sítí, zatímco validační (15 %) a testovací (15 %) data budou určena pro ověření výkonu modelu. Proces tréninku neuronových sítí zahrnuje stanovení počtu neuronů ve skryté vrstvě a optimalizaci váhových parametrů jednotlivých neuronů.

Neuronové sítě budou obsahovat tři vrstvy. Vstupní vrstva bude odpovídat počtu vstupních hodnot představujících denní data od 16. října 2014. Skrytá vrstva bude tvořena neurony, které budou provádět klíčové výpočty na základě tréninkových dat. Výstupní vrstva bude zodpovědná za generování výsledných predikcí. Pro skrytou a výstupní vrstvu MLP budou využity různé aktivační funkce, konkrétně lineární, logistická, hyperbolický tangens, exponenciální a sinusová. Ostatní parametry sítě budou nastaveny automaticky pomocí nástroje ATS.

Jako chybová funkce bude použita metoda nejmenších čtverců, která je popsána vzorcem:

$$E_{sos} = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N (y_i - t_i)^2$$

Zde nám N představuje počet případů použitých při tréninku y_i označuje predikované hodnoty a t_i jsou cílové hodnoty odpovídající těmto případům.

Tato metodologie poskytuje ucelený přístup k predikci budoucího vývoje pomocí pokročilých neuronových sítí.

Výsledky

Tabulka č.1 ukazuje popisnou statistiku historických dat o cenách palladia, která poskytuje přehled o klíčových charakteristikách těchto údajů. Celkový počet záznamů je 2 844, což zajišťuje robustnost analýzy. Průměrná cena palladia v tomto období činila 1 401,336 USD, minimální zaznamenaná cena byla 470,45 zatímco maximální cena dosáhla 3 289 USD, USD což ukazuje na výrazné kolísání hodnot. Směrodatná odchylka je 655,8753.

Tabulka 8: Statistické hodnoty palladia

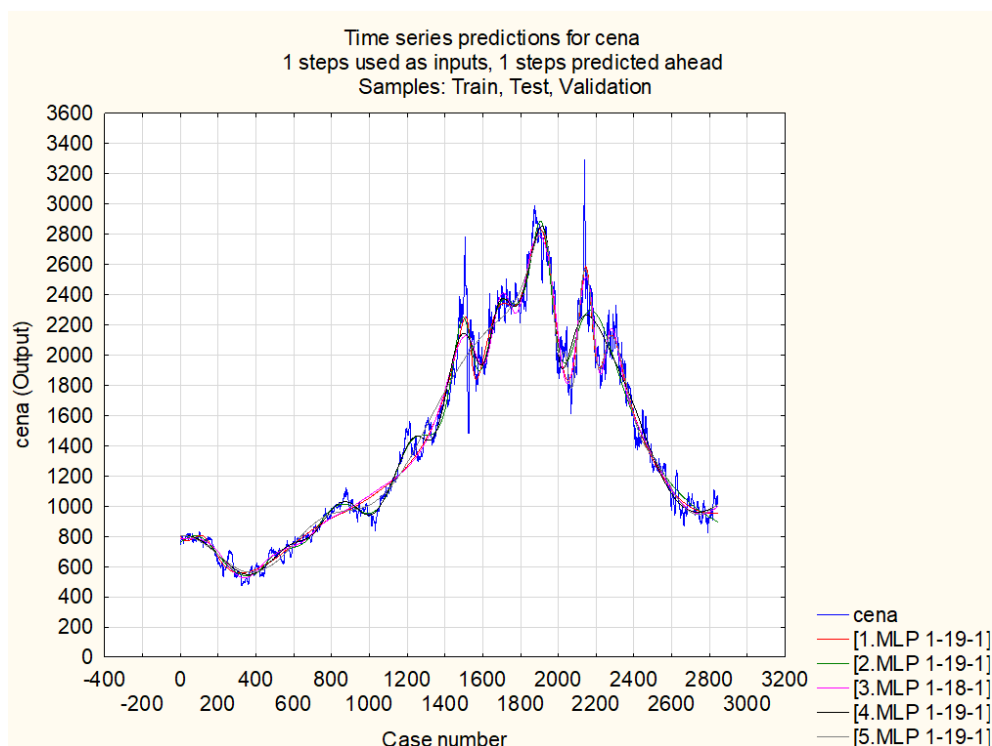
	Popisná statistika (historická data budoucnosti palladia)				
	Počet údajů	Průměr	Minimum	Maximum	Směr.odchylka
cena	2844	1401,336	470,4500	3289,000	655,8753

Zdroj 3: Investing.com, (2024), vlastní zpracování

V příloze č.1 můžeme vidět přehled aktivních sítí, které se týkají palladia. V prvním sloupečku je uvedeno 5 sítí, které jsou zkoumány. V druhém sloupečku prostřední číslo znamená počet neuronů ve skryté vrstvě. Jedničky jsou vstup a výstup. V dalším sloupečku je popsána trénovací množina. Čím blíže jsou čísla 1čce, tím lépe mají síť schopnost predikovat. Můžeme v příloze čísla 2 vidět, že se čísla přibližují 1čce, měly by tedy mít velmi dobré prediktivní schopnosti. V příloze číslo 4 jsou čísla nejdál od 1ky co se týká všech zkoumaných hodnot. Dále můžeme vidět uvedené SOS, což znamená suma nejmenších čtverců. Poslední 2 sloupce jsou funkce – hyperbolický tangens a output activation – identická, exponenciální, logistická. Na stejném způsobu jsou postavené i přílohy 4,7 a 10.

Na obrázku č. 1 můžeme vidět časovou řadu zobrazující skutečné a predikované hodnoty. Vodorovná osa X zachycuje pořadová čísla případů (Case number), což odpovídá jednotlivým časovým bodům, zatímco svislá osa Y znázorňuje hodnoty ceny v měrných jednotkách. Modrá čára v grafu reprezentuje skutečné hodnoty ceny. Na počátku časové řady se hodnoty pohybují na nižší úrovni, pod hranicí 1 000, následně dochází k pozvolnému nárůstu ceny, která postupně dosahuje vrcholu kolem hodnoty 3 000. Poté je patrný prudký pokles cen až k jejich nižším úrovním, načež dochází k mírnému oživení a opětovnému růstu ke konci grafu. Barevné čáry v grafu (červená, zelená, fialová a černá) zobrazují predikované hodnoty, které byly odhadnuty. Tyto predikce ukazují, že modely velmi těsně sledují skutečné hodnoty ceny, což naznačuje vysokou přesnost predikce. Největší rozdíly mezi predikcí a skutečnými hodnotami se objevují v oblastech, kde dochází k prudkým výkyvům cen, zejména v blízkosti maximálních hodnot.

Obrázek 3: Predikovaná cena palladia



Zdroj 4: Vlastní zpracování

V příloze číslo 2 můžeme vidět vývoj ceny palladia v období od 16. října do 27. listopadu 2024. Na počátku sledovaného období cena vykazuje stabilní růst. Od hodnoty 1 034,6 USD dne 16. října postupně stoupá a dosahuje vrcholu 1 234,2 USD dne 28. října. Od 29. října nastává pokles, který je zpočátku pozvolný, ale postupně se zrychluje. Do 4. listopadu cena klesá na 1 081,9 USD, což představuje významný propad o více než 150 USD během necelého týdne. Další fáze vývoje, tedy od 5. do 14. listopadu, se vyznačuje postupným poklesem. Cena klesá z hodnoty 1 089,5 USD na 937,3 USD, což je nejnižší hodnota zaznamenaná v celém sledovaném období. Po dosažení minima dochází růstu, přičemž na konci sledovaného období, dne 27. listopadu, činí 987,1 USD.

Ve třetí příloze jsou výsledky predikce cen provedené neuronovou sítí, která odhaduje hodnoty na základě historických dat. Každý sloupec od 1.cena_(t) do 5.cena_(t) představuje predikci sítí, zatímco poslední sloupec „datum_(t-1)“ označuje datum, od něhož byly predikce počítány. V prvním sloupci (1.cena_(t)) hodnoty zde vykazují pozvolný růst, začínají na 952,5307 USD a končí na hodnotě 957,3130 USD. Tento trend naznačuje mírné zvyšování ceny v krátkodobém horizontu. Naopak druhý sloupec (2.cena_(t)) vykazuje zpočátku mírný pokles, kdy hodnota klesá z 895,4969 USD na 877,4719 USD. Třetí sloupec (3.cena_(t)) ukazuje stabilní růst od 1 000,108 USD po 1 031,740 USD. Čtvrtý sloupec (4.cena_(t)) pokračuje v růstovém trendu, přičemž predikované hodnoty začínají na 1 012,049 USD a stoupají na 1 040,341 USD. Podobně i pátý sloupec (5.cena_(t)) s hodnotami postupně rostoucími z 1 015,445 USD na 1 044,947 USD.

Tabulka č.2 poskytuje přehled základní statistiky historických cen platiny. Celkem bylo analyzováno 3 108 údajů. Průměrná cena platiny v tomto období činila 969,0127 dolarů. Nejnižší zaznamenaná cena byla 595,2 USD, zatímco maximální cena dosáhla 1 318,75 USD. Rozptyl cen, měřený směrodatnou odchylkou 109,3419, ukazuje relativně nižší volatilitu, než je u palladia.

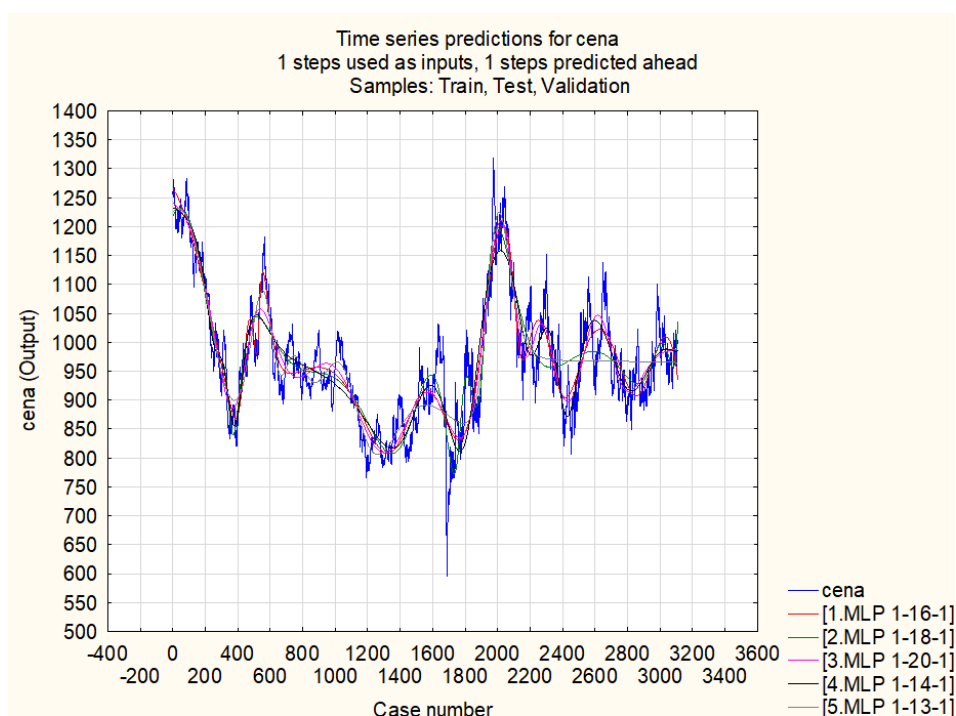
Tabulka 9: Statistické hodnoty platiny

	Popisná statistika (historická data budoucnosti platiny)				
	Počet údajů	Průměr	Minimum	Maximum	Směr.odchylka
cena	3108	969,0127	595,2000	1318,750	109,3419

Zdroj 5: Investing.com, (2024), vlastní zpracování

Modrá čára v obrázku číslo 2 znázorňuje skutečné hodnoty ceny, které vykazují značnou variabilitu v průběhu časové řady. Hodnoty se pohybují mezi minimem okolo 650 USD a maximem zhruba 1 300 USD. Časová řada obsahuje několik výrazných vrcholů a propadů, které odrážejí kolísání ceny v závislosti na čase. Nejvýraznější pokles je patrný kolem případu 1 600, kde cena spadla blízko 650 USD. Naopak, maxima jsou dosažena kolem případu 1 200 a 2 800, kde hodnota překračuje hranici 1 300 USD. Z grafu je patrné, že všechny modely dokážou velmi dobře sledovat skutečné hodnoty ceny, přičemž se přizpůsobují hlavním trendům a výkyvům. V oblastech s prudkými změnami, například kolem minima poblíž případu 1 600, však predikované hodnoty ukazují mírné zpoždění nebo vyhlazení ve srovnání s reálnými daty.

Obrázek 4: Predikovaná cena platiny



Zdroj 6: Vlastní zpracování

V příloze č. 5 můžeme vidět, že cena začíná na hodnotě 997,7 USD dne 16. října a postupně roste na 1 020,1 USD k datu 18. října. Mezi 22. říjnem a 29. říjnem cena zůstává na relativně vysoké úrovni, přičemž dosahuje maxima 1 056,3 USD dne 29. října. Po tomto maximu však dochází k obratu, kdy cena začíná postupně klesat. Dne 31. října klesá na 999,6 USD, což představuje návrat pod hranici 1 000 USD. V listopadu dochází k dalšímu poklesu a následně dosahuje svého minima 943,5 USD dne 13. listopadu. V druhé polovině listopadu se situace mírně stabilizuje. Konec sledovaného období však opět přináší pokles, kdy cena klesá na 924,8 USD k 26. listopadu a končí na 931,8 USD dne 27. listopadu.

Příloha č. 6 zobrazuje výsledky predikce cen platiny na základě historických dat. První sloupec (1.cena_(t)) vykazuje postupný pokles od 934,7039 USD na začátku predikce k 835,5894 USD na jejím konci. Druhý sloupec (2.cena_(t)) naproti tomu ukazuje opačný trend – výrazný růst od 1 039,987 USD na začátku až po 1 287,793 USD na konci. Tento vzestupný pohyb naznačuje, že predikce v delším časovém horizontu očekává růst hodnoty platiny. Třetí sloupec (3.cena_(t)) ukazuje výraznou stabilitu predikovaných hodnot, které se pohybují kolem 986,4 USD s minimálními odchylkami. Tato stabilita naznačuje, že model předpokládá vyvážený trh bez výrazných výkyvů v tomto časovém kroku. Podobně čtvrtý sloupec (4.cena_(t)) vykazuje mírně rostoucí trend od 985,078 USD na začátku k 1 005,104 USD na konci. Pátý sloupec (5.cena_(t)) představuje podobný případ jako třetí neuronová síť, kdy hodnoty vykazují 964 USD.

Tabulka č.3 představuje základní statistický přehled historických cen rhodia. Průměrná cena za sledované období byla 565,9007 USD. Nejnižší zaznamenaná cena byla 60,5 USD, zatímco maximální cena dosáhla 2 535,5 USD, což naznačuje extrémní rozdíl mezi minimálními a maximálními hodnotami. Směrodatná odchylka 573,6039 USD dále poukazuje na vysokou volatilitu trhu s rhodiem.

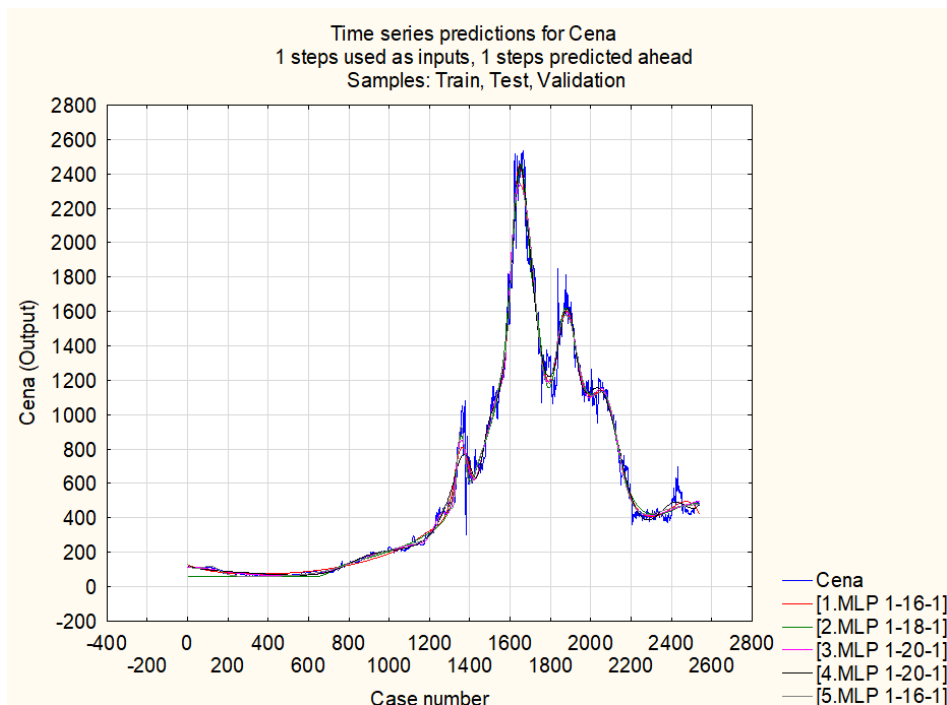
Tabulka 10: Statistické hodnoty rhodia

	Popisná statistika (historická data budoucnosti rhodia)				
	Počet údajů	Průměr	Minimum	Maximum	Směr.odchylka
cena	2537	565,9007	60,50000	2535,500	573,6039

Zdroj 7: Investing.com, (2024), vlastní zpracování

Graf na obrázku číslo 3 zachycuje vývoj ceny rhodia. Ceny začínají na nízkých úrovních, pohybujících se mezi 0 a 200 USD, přičemž první fáze dat, do přibližně případu 1 000, ukazuje relativně stabilní období s minimálními výkyvy. Následně, kolem bodu 1 200, dochází k prudkému nárůstu cen, který eskaluje do ostrého růstu, až cena překonává hranici 2 600 USD. Tento vrchol představuje nejvyšší hodnotu v rámci časové řady. Po dosažení maxima dochází k dramatickému propadu cen, kdy hodnota rhodia během relativně krátkého období klesá z 2 600 USD zpět pod hranici 1 000. Predikované hodnoty (barevné čáry: červená, zelená, fialová, růžová a černá) kopírují skutečný vývoj cen s velmi vysokou přesností. Podobně je tomu i při poklesu cen po dosažení vrcholu – modely efektivně predikují hlavní trajektorii, i když některé z predikovaných hodnot mírně zaostávají za skutečnými změnami, zejména v obdobích rychlého poklesu. V závěrečné části grafu, přibližně od bodu 2 400, je vidět stabilizace cen. Hodnoty se pohybují v rozmezí 400 až 600 USD, přičemž predikované čáry opět přesně sledují skutečné ceny.

Obrázek 5: Predikovaná cena rhodia



Zdroj 8: Vlastní zpracování

Z přílohy č. 8 můžeme pozorovat, že cena začíná na hodnotě 469,5 USD, ale následující den hned klesá na 465 USD. Nejvyšší hodnota sledovaného období je zaznamenána 21. a 22. října, kdy cena dosahuje 493,33. Po tomto vrcholu dochází 23. října k prudkému poklesu na 458 USD. Od 28. října do 30. října se cena stabilizuje kolem 482,5 USD. Listopad přináší další významné výkyvy. Dne 31. října dochází k poklesu na 460 USD, přičemž cena dále kolísá. Nejnižší hodnota 430 USD je dosažena 25. listopadu, což představuje výrazný sestup oproti hodnotám z října. Konec sledovaného období ukazuje mírné zotavení, kdy cena stoupá na 445 USD k 27. listopadu.

V příloze č.9 první sloupec (1.cena_(t)) ukazuje trvalý pokles predikovaných hodnot. Cena začíná na 421,4990 USD na začátku sledovaného období a končí na 307,8024 USD na jeho konci. Druhý sloupec (2.cena_(t)) rovněž ukazuje sestupný trend, přičemž hodnota klesá z 480,8440 USD na začátku na 469,9219 USD na konci sledovaného období. Třetí sloupec (3.cena_(t)) ukazuje odlišný závěr, kdy predikované hodnoty začínají na 496,6637 USD a postupně rostou na 503,8980 USD. Čtvrtý sloupec (4.cena_(t)) vykazuje výrazný růst. Lze vidět, že hodnoty začínají na částce 478,0695 USD a dosahují 555,6600 USD na konci sledovaného období. Pátý sloupec (5.cena_(t)) zobrazuje stabilní, mírně rostoucí trend. Hodnoty začínají na úrovni 478,8847 USD a končí na hodnotě 480,7153 USD.

Zlato

V tabulce č. 4 můžeme vidět 2 565 záznamů. Průměrná cena zlata během sledovaného období činila 1 580,149 USD. Nejnižší cena byla zaznamenána na úrovni 1 049,6 USD, zatímco nejvyšší hodnota dosáhla 2 691,3 USD, což ukazuje na značné rozpětí cen. Směrodatná odchylka ve výši 368,9390 USD naznačuje mírnou cenovou volatilitu.

Tabulka 11: Statistické hodnoty zlata

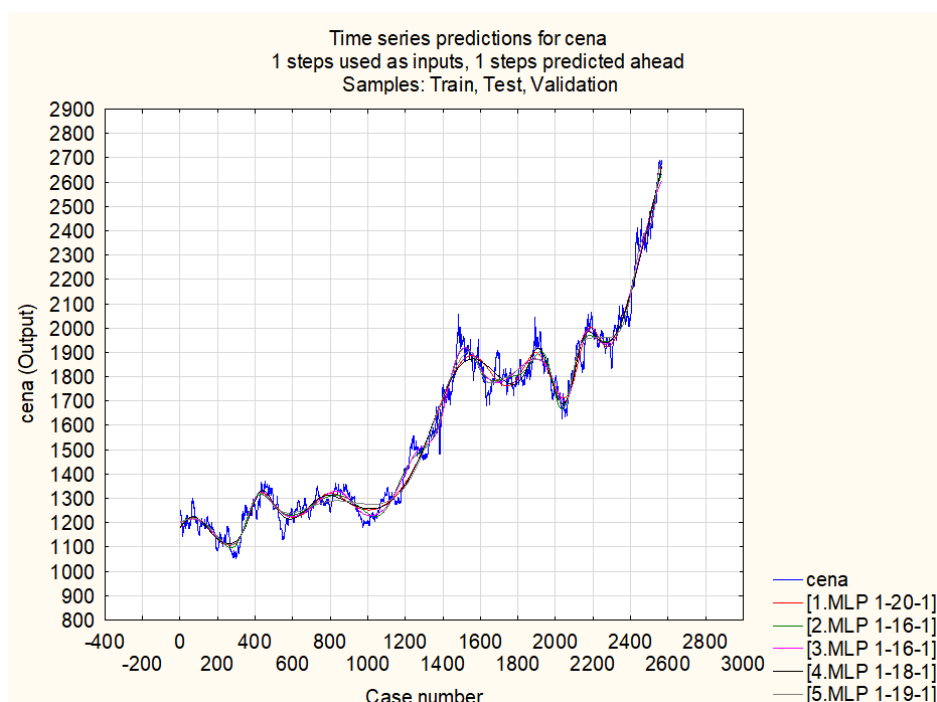
	Popisná statistika (historická data budoucnosti zlata)				
	Počet údajů	Průměr	Minimum	Maximum	Směr.odchylka

cena	2565	1580,149	1049,600	2691,300	368,9390
------	------	----------	----------	----------	----------

Zdroj 9: Investing.com, (2024), vlastní zpracování

Na začátku časové řady se v obrázku č.4 cena pohybuje kolem 1 100 USD s mírnými fluktuacemi. Do bodu cca kolem 800 záznamu zůstává cena relativně stabilní a kolísá v úzkém rozmezí 1 100–1 300 USD. V této fázi sítě velmi přesně sledují skutečné hodnoty. Mezi body 800 a 1 400 dochází k růstu ceny, která dosahuje přibližně 1 800 USD. Tento nárůst není lineární, protože je doprovázen krátkodobými výkyvy. V některých případech neuronové sítě mírně podhodnocují vrcholy. Po bodu 1 400 dochází k mírnému zpomalení růstu, kdy cena zůstává v rozmezí 1 600–1 800 USD až do bodu 2 000. V této fázi graf ukazuje větší výkyvy cen, kdy některé hodnoty překračují hranici 2 000 USD, zatímco jiné klesají zpět k 1 700 USD. Poté můžeme vidět další růst. Cena začíná rychle stoupat a přibližuje se k hodnotě 2 700 USD a sítě nadále sledují skutečné hodnoty, a to i při prudkém nárůstu ceny. V závěrečné části grafu ceny dosahují téměř 2 900 USD. Sítě zůstávají konzistentní a dobře zachycují trend rostoucí ceny.

Obrázek 6: Predikovaná cena zlata



Zdroj 10: Vlastní zpracování

V příloze číslo 11 kde jsou uvedeny hodnoty zlata, tak na začátku sledovaného období cena zlata činí 2 714,9 USD a postupně roste na 2 754,3 USD k 18. říjnu. Tento růst naznačuje pozitivní tržní sentiment, který pokračuje až do 22. října, kdy cena dosahuje hodnoty 2 784,4 USD. Tento růstový trend naznačuje zvýšenou poptávku nebo jiné pozitivní tržní faktory, které přispěly k zvyšování hodnoty aktiva. K dosažení maxima dochází 30.10.2024. V polovině listopadu dochází k významnému poklesu, kdy cena klesá na minimum 2 593,6 USD. Následující dny však přinášejí oživení, kdy dne 22.11. cena postupně roste na 2 724,9 USD. Závěr sledovaného období přináší opět mírný pokles.

Ve 12. příloze nám první sloupec (1.cena_(t)) ukazuje postupný růst predikovaných hodnot, které začínají na 2 668,696 USD a končí na 2 782,218 USD. Druhý sloupec (2.cena_(t)) rovněž vykazuje růstový trend. Hodnoty se zvyšují z 2 634,163 USD na 2 681,664 USD. Třetí sloupec

(3.cena_(t)) ukazuje stabilitu, přičemž lze vidět, že hodnoty rostou pomalejším tempem z 2 605,378 USD na 2 644,767 USD. Čtvrtý sloupec (4.cena_(t)) vykazuje pozvolný, ale zřetelný růst, kdy hodnoty začínají na 2 662,131 USD a dosahují 2 759,413 USD. Pátý sloupec (5.cena_(t)) ukazuje minimální výkyvy, přičemž hodnoty se pohybují mezi 2 688,072 USD a 2 691,300 USD.

Diskuse výsledků

The VOI: Jak přesná je predikce budoucích cen palladia?

Porovnání skutečných cen palladia s jednotlivými sloupci predikcí neuronové sítě ukazuje různé úrovně přesnosti v závislosti na modelovaných hodnotách a schopnosti zachytit reálný vývoj trhu. Skutečné ceny během sledovaného období (16. října až 27. listopadu 2024) vykazovaly výraznou volatilitu, zatímco predikce neuronové sítě měly tendenci k vyhlazování extrémů. Nicméně už u první sítě vidíme významné rozdíly. Například 16. října byla skutečná cena 1 034,6 USD, zatímco model predikoval 952,5307 USD, což je podhodnocení o více než 80 USD. Podobně 24. října, kdy cena vzrostla na 1 172,1 USD, model předpověděl pouze 953,1551 USD, což ukazuje na výrazné podhodnocení v růstovém období. Naopak během poklesů, například 12. listopadu, kdy skutečná cena činila 952,5 USD, byla predikovaná hodnota 952,6011 USD velmi blízká realitě. To naznačuje, že model lépe zachytává klesající trendy než růstové špičky.

Druhý sloupec predikcí přináší podobné výsledky jako první, ale rozdíly mezi skutečnými a predikovanými hodnotami se mohou v některých obdobích prohloubit. Například 22. října, kdy skutečná cena dosáhla 1 090,4 USD, byla predikovaná hodnota 891,8946 USD, což znamená podhodnocení o téměř 200 USD. Tento rozdíl naznačuje, že model nedokázal efektivně reagovat na růstové špičky, což může být způsobeno jeho snahou o vyhlazení extrémů. Během poklesů naopak model vykazuje vyšší přesnost. Například 14. listopadu, kdy skutečná cena činila 937,3 USD, byla predikovaná hodnota 882,8196 USD, což je rozdíl menší než 6 %. Tato tendence naznačuje, že model má lepší schopnost zachytit stabilnější nebo klesající trendy než rychlé a prudké změny směrem vzhůru.

Třetí sloupec přináší ještě stabilnější predikce. Skutečné ceny během růstových fází, například mezi 24. a 28. říjnem, kdy dosáhly vrcholu 1 234,2 USD, byly výrazně vyšší než predikované hodnoty, které se pohybovaly kolem 1 003,798 až 1 009,041 USD. Tento rozdíl potvrzuje, že model nepočítal s tak prudkým růstem a zůstal výrazně podhodnocený. Naopak při poklesech v listopadu, například 18. listopadu, kdy cena činila 1 016,7 USD, byla predikce 1024,985 USD relativně blízká realitě.

Čtvrtý sloupec predikcí ukazuje podobné výsledky jako třetí, přičemž model opět vykazuje podhodnocení během růstových fází. Například 25. října, kdy skutečná cena činila 1 172,1 USD, byla predikce 1 017,107 USD, což představuje podhodnocení o téměř 150 USD. Naopak během listopadových poklesů se predikované hodnoty přibližují skutečným cenám. Například 20. listopadu, kdy skutečná cena činila 1 032,9 USD, byla predikce 1 035,346 USD, což je rozdíl menší než 3 USD. Tento vzorec potvrzuje, že model lépe zachytává stabilní nebo klesající trendy než období výrazné volatility.

Pátý sloupec predikcí například během růstu na konci října, kdy ceny přesahovaly 1 200 USD, model nadále predikoval hodnoty kolem 1 024 USD. Podobně během poklesů ke konci

listopadu, kdy skutečné ceny dosahovaly 987,1 USD, model stále předpovídal hodnoty kolem 1 044 USD.

Podrobné porovnání skutečných cen s jednotlivými sloupci predikcí ukazuje, že neuronová síť měla tendenci podhodnocovat růstové fáze a vyhlazovat cenové výkyvy.

Tabulka 12: Rozdíl mezi predikcí sítí a skutečnou cenou palladia

	Síť				
	1	2	3	4	5
Rozdíl o	82,0693	139,1031	34,492	22,551	19,155
	101,5989	159,1578	53,358	41,528	38,037
	111,5954	171,264	60,702	49,31	45,465
	137,4141	197,6124	85,858	74,574	70,647
	120,7306	181,4595	68,512	57,335	53,33
	218,9449	280,2054	166,065	154,993	150,912
	280,6807	344,0762	225,159	214,502	210,148
	278,4843	342,4158	222,305	211,748	207,333
	210,2857	274,7541	153,449	142,991	138,519
	167,9851	232,9912	110,492	100,132	95,606
	127,6613	194,827	67,557	57,571	52,861
	135,1501	202,8579	74,397	64,5	59,753
	96,0368	164,2875	34,636	24,826	20,045
	76,5215	145,3159	14,475	4,75	0,061
	38,7394	109,7172	25,87	35,277	40,174
	2,6863	68,8395	67,931	77,265	82,173
	11,314	60,7605	77,192	86,455	91,371
	18,1437	54,4804	84,652	93,847	98,768
	60,7171	135,5475	8,285	17,237	22,136
	96,4772	171,8613	26,859	17,96	-13,077
	76,6354	152,5738	6,404	2,446	7,309
	94,3916	170,8852	23,55	14,747	-9,908
	33,4964	112,2186	39,75	48,404	53,105
	37,9427	117,2239	35,896	44,521	49,177
	29,787	109,6281	44,64	53,241	57,847
Suma	2645,4895	4294,064	1812,486	1712,711	1640,947

Zdroj 11: Vlastní zpracování

V tabulce můžeme vidět, že nejlepším modelem byla poslední varianta, která přinesla nejmenší rozdíly za celé sledované období.

Výsledky predikce cen palladia vykazovaly odlišné úrovně přesnosti, což souvisí s volatilitou trhu a použitými modely neuronových sítí. Přestože některé predikce dokázaly zachytit obecné trendy, extrémní změny, jako prudké nárůsty a poklesy, byly předpovězeny méně přesně. Tyto závěry korespondují se zjištěními Dinga a Zhanga (2020), kteří tvrdí, že pro méně likvidní komodity, jako je palladium, je nutné do predikce zahrnout i další faktory, například úroveň likvidity a křížové trhy, což nebylo v této práci přímo zohledněno.

Mamplata, Mamon a David (2022), kteří pomocí rekurzivního modelu ve své studii uvedli, že investování do palladia je lepší než investovat do zlata, stříbra a platiny. S tím tato práce nesouhlasí, pokud by se investor řídil predikcemi, protože jediný model z 5 se blížil u palladia k realitě, ale jinak byly výsledky lepší u platiny, rhodia i zlata.

VO2: Jak přesná je predikce budoucích cen platiny?

První sloupec predikcí ukazuje nejnižší hodnoty ze všech sloupců a vykazuje poměrně značné rozdíly od skutečných cen, zejména v období růstu. Například 16. října činila skutečná cena platiny 997,7 USD, zatímco predikovaná hodnota byla pouze 934,7039 USD, což představuje podhodnocení o více než 60 USD. Tento trend pokračuje i v dalších dnech, například 22. října, kdy skutečná cena dosáhla 1 040,4 USD, zatímco model predikoval 923,5157 USD, což znamená odchylku téměř 120 USD. Podobně v období mezi 24. a 28. říjnem, kdy skutečné ceny vzrostly na 1 044,8 USD, predikce zůstaly kolem 911 USD, což naznačuje, že model nedokázal zachytit rychlý růst.

Druhý sloupec predikcí vykazuje vyšší hodnoty než první, což naznačuje, že model v tomto sloupci částečně kompenzuje své podhodnocení. Přesto rozdíly mezi skutečností a predikcemi zůstávají značné, zejména během růstových fází. Například 17. října byla skutečná cena 1 001,2 USD, zatímco predikce činila 1 044,928 USD, což naopak představuje mírné nadhodnocení. Například 29. října byla skutečná cena 1 056,3 USD, ale lze vidět, že predikce činila 1 114,731 USD, což znamená nadhodnocení o více než 50 USD. Nejvyšší rozdíly můžeme vidět v listopadu, kdy skutečné ceny byly pod hodnotou 1000 USD, ale sítě ukazují predikce nad 1200 USD.

Třetí sloupec predikcí ukazuje relativně stabilní hodnoty, pohybující se kolem 986 USD. Tato stabilita se však neprojevuje přesností, zejména v období růstu. Například 18. října, kdy skutečná cena dosáhla 1 020,1 USD, model predikoval 986,4238 USD, což je podhodnocení o více než 30 USD. Podobně 28. října, kdy skutečná cena činila 1 044,8 USD, model predikoval 986,3577 USD, což představuje rozdíl téměř 60 USD. Tato konzervativní tendence modelu je méně užitečná v obdobích vysoké volatility.

Čtvrtý sloupec vykazuje podobný trend jako třetí, přičemž hodnoty se pohybují kolem 985 až 1 005 USD. Například 25. října, kdy skutečná cena činila 1 030,1 USD, model předpověděl hodnotu 986,420 USD, což znamená podhodnocení o téměř 50 USD. Během listopadových poklesů se predikované hodnoty stále pohybují nad skutečnými cenami, například 22. listopadu, kdy skutečná cena činila 966,7 USD a predikce byla 999,771 USD. Tento rozdíl naznačuje, že model zůstává konzervativní i během poklesů, což může snižovat jeho využitelnost při rychlých změnách cen.

V pátém sloupci například 21. října byla skutečná cena 1013,2 USD, zatímco predikovaná hodnota činila 964,8149 USD, což představuje podhodnocení o více než 50 USD. Naopak při poklesech, jako je 25. listopadu, kdy cena dosáhla 940,3 USD, predikce zůstala na 964,5699 USD, což je stále mírné nadhodnocení.

Tabulka 13: Rozdíl mezi predikcí sítí a skutečnou cenou platiny

	Sít'				
	1	2	3	4	5
Rozdíl o	62,9961	42,287	11,2461	12,622	32,8505
	68,2963	43,728	14,7534	15,996	36,3574
	87,7546	52,941	26,7842	27,377	48,3851
	116,8843	31,392	53,9922	54,391	75,592
	103,3403	52,674	38,5004	38,692	60,099
	110,5228	53,383	43,7087	43,68	65,3059
	133,4199	63,476	58,4423	57,385	80,0337
	147,0367	58,431	69,9508	68,598	91,5407
	114,5806	99,574	35,3592	33,694	56,9476
	94,652	128,296	13,2676	11,275	34,8546
	94,5135	164,484	4,2005	0,719	25,7825
	113,0235	155,153	20,4084	16,509	41,9895
	101,4615	175,936	6,5162	2,179	28,0965
	110,1278	176,521	12,8239	8,029	34,4035
	90,2766	233,391	16,7476	23,582	4,8316
	71,4853	261,364	38,041	45,44	16,4614
	69,3228	272,646	42,7348	50,721	21,1544
	72,3891	278,62	42,2288	50,826	20,6474
	113,4447	272,552	11,7082	22,994	9,8808
	120,2565	274,095	7,6039	19,625	13,9878
	106,5976	295,91	24,0001	36,784	2,4051
	113,8681	296,577	19,4967	33,071	2,1019
	98,8448	340,708	45,8875	62,905	24,2699
	86,2629	359,793	61,3865	79,339	39,7628
	96,2106	355,993	54,3859	73,304	32,7557
Suma	2497,5689	4539,925	774,1749	889,737	900,4973

Zdroj 12: Vlastní zpracování

V tabulce číslo 6 můžeme vidět, že nejbližší se přiblížil skutečným hodnotám třetí model.

Predikce cen platiny byla v některých časových obdobích relativně přesná, avšak odchylky byly patrné zejména během prudkých pohybů cen. Uyar, Uyar a Balkan (2024) zdůrazňují, že indexy spotřebitelské důvěry a finanční proměnné mohou výrazně ovlivnit pravděpodobnost bublin v cenách drahých kovů, což by mohlo být příčinou nepřesností v určitých obdobích.

Brabenec et al. (2020) rovněž upozorňují na to, že investoři v období recese nakupují platinu jako bezpečné aktivum, což může způsobit přechodné cenové špičky. Toto nebylo v této práci dostatečně zohledněno, což by mohlo vysvětlovat rozdíly mezi predikovanými a skutečnými hodnotami během volatilních období.

Výsledky oponují studii, kterou provedli Raj et al. (2024) kteří pomocí Nearest Neighbors v softwaru Wolfram Mathematica zvolili platinu jako nejvhodnější investiční nástroj. Predikce platiny neukázaly tak malé rozdíly oproti rhodiu, takže pokud by investoři věřili těmto predikcím, tak v Rhodiu mají největší šanci uspět.

VO3: Jak přesná je predikce budoucích cen rhodia?

První sloupec predikcí vykazuje nižší hodnoty ve srovnání se skutečnými cenami a výrazné podhodnocení, zejména během růstových fází. Například 16. října činila skutečná cena

469,5 USD, zatímco predikce byla pouze 421,4990 USD, což je rozdíl téměř 48 USD. Tento vzorec pokračuje i v následujících dnech, například 21. října, kdy skutečná cena vzrostla na 493,33 USD, zatímco predikovaná hodnota činila 411,4345 USD, což je rozdíl přes 80 USD. Takové podhodnocení naznačuje, že model nedokáže dostatečně zachytit růstové trendy. Naopak v obdobích poklesu, například 22. listopadu, kdy cena dosáhla 455 USD, byla predikovaná hodnota 328,4860 USD, což ukazuje na významné podhodnocení i v období poklesů.

Druhý sloupec predikcí vykazuje vyšší hodnoty ve srovnání s prvním, ale stále nedokáže zachytit dynamiku trhu. Například 17. října, kdy byla skutečná cena 465 USD, predikovaná hodnota činila 480,6937 USD, což znamená mírné nadhodnocení. Tento trend je patrný i během konce října, například 29. října, kdy skutečná cena byla 482,5 USD, ale predikovaná hodnota činila 478,4801 USD. V listopadu, kdy ceny začaly klesat, se predikované hodnoty postupně vzdalují skutečnosti. Například 25. listopadu, kdy skutečná cena činila 430 USD, byla predikce 470,6597 USD, což ukazuje na neschopnost modelu přizpůsobit se poklesu.

Třetí sloupec ukazuje ještě vyšší hodnoty než druhý, přičemž například 21. října, skutečná cena dosáhla 493,33 USD a model predikoval 497,5784 USD, což je rozdíl velmi malý rozdíl. Nůžky se začínají velmi otevírat v listopadu, kdy 18. listopadu skutečná cena činila 465 USD, zatímco predikce byla 502,4309 USD.

Čtvrtý sloupec ukazuje podobné hodnoty jako třetí, přičemž predikce jsou mírně vyšší než skutečné ceny. Například 24. října, kdy byla skutečná cena 478,7 USD, ale model předpověděl 488,1787 USD, což je rozdíl přibližně 10 USD. Tento rozdíl se zvětšuje v období poklesu, například 27. listopadu, kdy skutečná cena činila 445 USD a predikce byla 555,6600 USD, což znamená nadhodnocení o více než 110 USD.

Pátý sloupec vykazuje nejvíce stabilní hodnoty mezi predikcemi, kdy se hodnoty pohybují mezi 478 až 480 USD. 16. října byla skutečná cena byla 469,5 USD a neuronový model predikoval 478,8847 USD. Nicméně během listopadového poklesu se predikované hodnoty výrazně vzdalují skutečným cenám. Například 21. listopadu, kdy skutečná cena činila 455 USD, byla predikovaná hodnota 480,4907 USD.

Tabulka 14: Rozdíl mezi predikcí sítí a skutečnou cenou rhodia

	Sít'				
	1	2	3	4	5
Rozdíl o	48,001	11,344	27,1637	8,5695	9,3847
	45,4479	15,6937	31,8478	14,2195	13,9359
	81,8955	13,2895	4,2484	9,1877	14,1932
	84,009	13,466	4,4296	7,8753	14,144
	50,8268	21,6822	39,9401	28,8001	21,2349
	73,7091	0,7952	19,4201	9,4787	0,5833
	86,5908	3,8062	16,334	11,5285	3,0269
	88,9509	4,0199	16,511	13,0756	2,9804
	91,0975	3,989	16,9374	14,9068	2,6842
	71,2811	18,0365	39,3632	38,7723	19,6115
	77,3105	21,1648	44,1408	49,6593	23,8708
	79,9935	20,8534	44,2537	51,3879	23,8548
	92,6753	10,5765	34,4061	43,1915	13,8783
	95,3764	10,3142	34,5779	45,05	13,9216
	103,5805	12,2107	38,2595	55,8362	17,0909
	99,4832	18,9212	45,4285	64,871	24,1324
	113,1572	7,8962	34,867	56,2113	13,4435
	120,1431	3,5958	31,0349	54,317	9,4843
	126,7813	8,0693	37,4309	68,8256	15,3742
	134,9814	2,7415	32,5961	66,1092	10,4134
	138,7255	1,9082	32,2607	67,9285	9,9522
	126,514	17,0695	47,9248	85,7834	25,4907
	115,119	40,6597	73,5757	120,5589	50,6417
	129,135	29,7935	63,2371	112,5917	40,1786
	137,1976	24,9219	58,898	110,66	35,7153
Suma	2411,983	336,8186	869,087	1209,396	429,2217

Zdroj 13: Vlastní zpracování

Z dané tabulky lze říct, že tou nejvhodnější možností, se jeví tedy druhý model, který se svojí predikcí nejbližší přiblížil realitě, na rozdíl od zbylých 4 modelů.

VO4: Jak přesná je predikce budoucích cen zlata?

I u prvního sloupce predikcí dochází k výrazným odchylkám. Například 16. října byla skutečná cena 2 714,9 USD, zatímco predikovaná hodnota činila 2 668,696 USD, což je rozdíl přibližně 46 USD. Tento trend podhodnocení pokračuje i v dalších dnech, například 21. října, kdy skutečná cena vzrostla na 2 763,4 USD, zatímco predikce činila pouze 2 681,935 USD. V období klesajících cen v listopadu model vykazuje větší přesnost. Například 14. listopadu, kdy skutečná cena činila 2 596,4 USD, byla predikce 2 746,582 USD, což je rozdíl téměř 150 USD. Model tak spíše odráží celkový trend, ale není schopen přesně zachytit výrazné změny.

Druhý sloupec predikcí ukazuje mírně nižší hodnoty ve srovnání s prvním, což vede k lepší shodě během poklesů, ale k většímu nadhodnocení při růstu. Například 17. října, kdy byla skutečná cena 2 731,4 USD, predikovaná hodnota činila 2 635,642 USD, což představuje podhodnocení o přibližně 96 USD. V období růstu kolem 30. října, kdy skutečná cena dosáhla 2 825,7 USD, predikce činila pouze 2 653,499 USD, což je výrazné podhodnocení o více než 170 USD.

Třetí sloupec predikcí vykazuje nejnižší hodnoty ze všech sloupců, což vede k výraznému podhodnocení během celého sledovaného období. Například 24. října, kdy skutečná cena činila 2 773,3 USD, predikovaná hodnota byla pouze 2 614,249 USD, což je rozdíl přes 150 USD. Tento rozdíl se zvyšuje během období růstu, například 29. října, kdy skutečná cena dosáhla 2

805,8 USD, zatímco predikce činila pouze 2 619,456 USD. Tato konzervativní tendence modelu naznačuje, že je méně citlivý na růstové trendy a spíše se drží stabilních hodnot.

Čtvrtý sloupec predikcí vykazuje vyšší hodnoty než třetí, ale stále výrazně podhodnocuje růstové fáze. Například 17. října, kdy skutečná cena činila 2 731,4 USD, model předpověděl pouze 2 664,452 USD, což je rozdíl přibližně 67 USD. V období poklesu, například 14. listopadu, kdy cena dosáhla 2 596,4 USD, byla predikce 2 729,349 USD, což představuje nadhodnocení o více než 130 USD.

Pátý sloupec vykazuje nejvyšší hodnoty mezi všemi predikcemi a má tendenci nadhodnocovat ceny ve většině období. Například 16. října, kdy skutečná cena činila 2 714,9 USD, predikovaná hodnota činila 2 688,072 USD. Nicméně během poklesu v polovině listopadu, například 25. listopadu, kdy skutečná cena dosáhla 2 630,6 USD, model předpověděl 2 691,300 USD, což je rozdíl téměř 60 USD.

Tabulka 15: Rozdíl mezi predikcí sítí a skutečnou cenou zlata

	Sít'				
	1	2	3	4	5
Rozdíl o	46,204	80,737	109,522	52,769	26,828
	60,063	95,758	124,877	66,948	42,839
	81,465	121,988	152,399	89,664	73,462
	99,806	141,582	172,306	108,343	94,231
	66,545	109,592	140,623	75,423	63,435
	83,38	127,717	159,051	92,604	82,77
	79,888	129,574	162,065	90,527	89,539
	102,508	153,579	186,344	113,509	114,773
	119,724	172,201	205,234	131,091	134,619
	65,337	119,239	152,534	77,073	82,875
	51,458	111,263	145,534	64,704	79,668
	52,456	113,789	148,284	66,087	83,353
	24,448	38,432	73,145	10,429	9,141
	3,044	67,494	102,415	17,455	39,332
	96,712	25,772	9,894	80,706	49,589
	110,833	38,216	2,387	94,421	60,992
	133,556	59,239	23,258	116,735	80,994
	150,182	74,143	38,02	132,949	94,895
	119,309	36,154	0,429	100,404	53,098
	105,646	20,654	16,015	86,317	36,699
	99,385	12,533	24,21	79,629	27,699
	78,627	10,11	46,915	58,442	4,199
	146,114	49,597	12,676	124,19	60,7
	145,065	46,542	9,626	122,701	56,9
	117,418	16,864	20,033	94,613	26,5
Suma	2239,173	1972,769	2237,796	2147,733	1569,13

Zdroj 14: Vlastní zpracování

Nejlepší výsledky nám přinesl poslední model, ale výsledky zlata jsou u všech modelů podobné.

Salisu, Ogbonna a Adewuyi (2020) zdůraznili význam vysokofrekvenčních dat a dynamického chování ekonomických subjektů, což by mohlo zlepšit modely neuronových sítí použitých v této studii. Tato práce se nicméně držela přístupu založeného na historických cenách, který může být méně přesný v turbulentních obdobích.

Při srovnání s Varshini et al. (2024), kteří použili různé modely hlubokého učení, včetně LSTM a Convolutional LSTM, bylo zjištěno, že výkon modelů se výrazně liší v závislosti na

délce časového vzorku a typech vstupních dat. Aplikované modely v této práci zpracovávaly kratší časový úsek, což mohlo přispět k nižší přesnosti během období výrazných změn cen.

Závěr

Závěr práce shrnuje výsledky analýzy a predikce cen drahých kovů využívaných v automobilovém průmyslu – palladia, platiny, rhodia a zlata. Cílem bylo provést predikci cen těchto kovů od 16. října do 27. listopadu 2024 a následně je porovnat se skutečnými hodnotami, což umožnilo identifikovat přesnost zvolených predikčních modelů, tedy neuronových sítí. Cíl práce byl splněn.

Z výsledků je zřejmé, že neuronové sítě se ukázaly jako silný nástroj pro predikci cen, přestože jejich přesnost byla různá v závislosti na analyzovaném kovu. Z výsledků vyplynulo, že neuronové sítě vykazují různé úrovně přesnosti v závislosti na analyzovaném kovu a specifické volatilitě trhu. Nejlepších výsledků bylo dosaženo u rhodia, kde modely dokázaly velmi přesně kopírovat skutečné hodnoty, a to i v obdobích výrazných cenových výkyvů. Například v období od 21. do 25. října 2024, kdy cena rhodia dosáhla svého vrcholu 493,33 USD, se predikované hodnoty pohybovaly velmi blízko této úrovně. Naopak během listopadového poklesu, kdy ceny rhodia klesly pod 450 USD, modely stále zachovávaly relativně vysokou přesnost. Tato schopnost neuronových sítí reflektovat, jak růst, tak pokles cen, ukazuje na jejich vhodnost při práci s volatilnějšími komoditami, jako je právě rhodium.

U palladia a platiny byla situace odlišná. Modely měly tendenci podhodnocovat růstové fáze cen, což bylo zřetelné například na konci října 2024, kdy cena palladia vzrostla na 1 234,2 USD, zatímco predikce se pohybovaly kolem 1 009 USD, což představovalo podhodnocení o více než 200 USD. Během listopadových poklesů však modely u těchto kovů dosahovaly vyšší přesnosti. Například 18. listopadu, kdy skutečná cena palladia činila 1 016,7 USD, byla predikovaná hodnota 1 024,9 USD, což je odchylka méně než 1 %. Tento výsledek naznačuje, že neuronové sítě jsou u těchto kovů schopny lépe predikovat stabilní nebo klesající trendy, ale mají potíže s rychlými růsty cen, které mohou být způsobeny neočekávanými změnami na trhu.

Zlato, které má tradičně nižší volatilitu než ostatní analyzované kovy, tak i přesto vykazovalo ve zkoumaném období nepřesnosti a přenechalo nejlepší predikce právě rhodiu.

Práce rovněž odhalila významné faktory ovlivňující ceny drahých kovů. Geopolitické události, jako válka na Ukrajině, a ekonomické šoky, včetně pandemie COVID-19, měly zásadní dopad na volatilitu trhu. Tato skutečnost podtrhuje potřebu zohlednit širší ekonomické a politické kontexty v budoucích analýzách. Modely použité v této práci ne vždy plně zohlednily tyto externí vlivy, což v některých případech vedlo k méně přesným predikcím.

Práce ukázala, že moderní metody strojového učení, jako jsou neuronové sítě, mají značný potenciál pro analýzu a predikci cen drahých kovů. Současně však zdůraznila jejich omezení, zejména nutnost zahrnutí širších makroekonomických a geopolitických faktorů. Tato zjištění mají praktické implikace nejen pro automobilový průmysl, který je na těchto kovech vysoce závislý, ale i pro investory, kteří mohou využít přesnějších predikcí pro strategické rozhodování.

Dosažené závěry mají praktické implikace pro automobilový průmysl, investory a další subjekty závislé na vývoji cen drahých kovů. Přesná predikce cen kovů, které jsou klíčové pro výrobu automobilových katalyzátorů a dalších součástí, je nezbytná pro strategické plánování, snižování nákladů a zajištění udržitelnosti produkce. Tato práce prokázala, že moderní metody,

jako jsou neuronové sítě, mají značný potenciál přispět k těmto cílům, ale jejich využití vyžaduje důkladné nastavení a zohlednění co nejširšího spektra relevantních faktorů.

Seznam zdrojů

ALI, Mumtaz; SAMOUR, Ahmed; JOOF, Foday a TURSOY, Turgut. Oil prices and gold prices on housing market in China: novel findings from the bootstrap approach. Online. *International Journal of Housing Markets and Analysis*. 2022, roč. 17, č. 3, s. 591-610. ISSN 1753-8270. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/IJHMA-09-2022-0132>. [cit. 2024-10-21].

BRABENEC, Tomas; SULER, Petr; HORAK, Jakub a PETRAS, Milos. Prediction of the Future Development of Gold Price. Online. *Acta Montanistica Slovaca*. 2020, roč. 25. ISSN 1335-1788. Dostupné z: <https://doi.org/10.46544/AMS.v25i2.11>. [cit. 2024-10-21].

DE MATTOS NASCIMENTO, Daniel Luiz; MURY NEPOMUCENO, Renan; CAIADO, Rodrigo Goyannes Gusmão; MAQUEIRA, Juan Manuel; MOYANO-FUENTES, José et al. A sustainable circular 3D printing model for recycling metal scrap in the automotive industry. Online. *Journal of Manufacturing Technology Management*. 2022, roč. 33, č. 5, s. 876-892. ISSN 1741-038X. Dostupné z: <https://doi.org/10.1108/JMTM-10-2021-0391>. [cit. 2024-10-09].

DING, Shusheng a ZHANG, Yongmin. Cross market predictions for commodity prices. Online. *Economic Modelling*. 2020, roč. 91, s. 455-462. ISSN 02649993. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.06.019>. [cit. 2024-10-21].

DUC HUYNH, Toan Luu; BURGGRAF, Tobias a WANG, Mei. Gold, platinum, and expected Bitcoin returns. Online. *Journal of Multinational Financial Management*. 2020, roč. 56. ISSN 1042444X. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2020.100628>. [cit. 2024-10-09].

GRAD, Oana; CIOPEC, Mihaela; NEGREA, Adina; DUȚEANU, Narcis; VLASE, Gabriela et al. Precious metals recovery from aqueous solutions using a new adsorbent material. Online. *Scientific Reports*. 2021, roč. 11, č. 1. ISSN 2045-2322. Dostupné z: <https://doi.org/10.1038/s41598-021-81680-z>. [cit. 2024-10-11].

GRANADOS-FERNÁNDEZ, Rafael; MONTIEL, Miguel A.; DÍAZ-ABAD, Sergio; RODRIGO, Manuel A. a LOBATO, Justo. Platinum Recovery Techniques for a Circular Economy. Online. *Catalysts*. 2021, roč. 11, č. 8. ISSN 2073-4344. Dostupné z: <https://doi.org/10.3390/catal11080937>. [cit. 2024-10-11].

HE, Haiqing; YAN, Yeli; CHEN, Ting a CHENG, Penggen. Tree Height Estimation of Forest Plantation in Mountainous Terrain from Bare-Earth Points Using a DoG-Coupled Radial Basis Function Neural Network. Online. *Remote Sensing*. 2019, roč. 11, č. 11. ISSN 2072-4292. Dostupné z: <https://doi.org/10.3390/rs11111271>. [cit. 2024-12-07].

HUBICKI, Zbigniew; ZINKOWSKA, Karolina a WÓJCIK, Grzegorz. A New Impregnated Adsorbent for Noble Metal Ion Sorption. Online. *Molecules*. 2023, roč. 28, č. 16. ISSN 1420-3049. Dostupné z: <https://doi.org/10.3390/molecules28166040>. [cit. 2024-10-09].

CHAI, Jian; ZHAO, Chenyu; HU, Yi a ZHANG, Zhe George. Structural analysis and forecast of gold price returns. Online. *Journal of Management Science and Engineering*. 2021, roč. 6, č. 2, s. 135-145. ISSN 20962320. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.jmse.2021.02.011>. [cit. 2024-10-21].

Insights into Gold Investing: Exploring Investor Behavior. Online. *Acta Montanistica Slovaca*. 2024, roč. 28, č. v28/i4, s. 807-818. ISSN 1335-1788. Dostupné z: <https://doi.org/10.46544/AMS.v28i4.02>. [cit. 2024-10-21].

KEIM, R., 2019. How to Train a Multilayer Perceptron Neural Network. All About Circuits [online]. [cit. 2024-12-7]. Dostupné z: <https://www.allaboutcircuits.com/technical-articles/how-to-train-a-multilayer-perceptron-neural-network/>

KHAN, Asad Ul Islam; SHAHBAZ, Muhammad a NAPARI, Ayuba. Subsample stability, change detection and dynamics of oil and metal markets: A recursive approach. Online. *Resources Policy*. 2023, roč. 83. ISSN 03014207. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103601>. [cit. 2024-10-21].

MAMPLATA, Jonathan; MAMON, Rogemar a DAVID, Guido. Modelling and filtering for dynamic investment in the precious-metals market. Online. *International Journal of Computer Mathematics*. 2022, roč. 99, č. 12, s. 2382-2409. ISSN 0020-7160. Dostupné z: <https://doi.org/10.1080/00207160.2022.2064192>. [cit. 2024-12-04].

MANLEY, Ross L.; ALONSO, Elisa a NASSAR, Nedat T. Examining industry vulnerability: A focus on mineral commodities used in the automotive and electronics industries. Online. *Resources Policy*. 2022, roč. 78. ISSN 03014207. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102894>. [cit. 2024-10-09].

MIAO, Miao; KHASKHELI, Asadullah; RAZA, Syed Ali a YOUSUFI, Sara Qamar. Using internet search keyword data for predictability of precious metals prices: Evidence from non-parametric causality-in-quantiles approach. Online. *Resources Policy*. 2022, roč. 75. ISSN 03014207. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102478>. [cit. 2024-10-20].

MOHSIN, Muhammad a JAMAANI, Fouad. A novel deep-learning technique for forecasting oil price volatility using historical prices of five precious metals in context of green financing – A comparison of deep learning, machine learning, and statistical models. Online. *Resources Policy*. 2023, roč. 86. ISSN 03014207. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104216>. [cit. 2024-10-20].

OLÁH, Judit; NOOR, Thuhid a UDDIN, Shamim. Realized Volatility Prediction Of The Us Commodity Futures During The Global Financial Crisis (Gfc) And Covid-19 Pandemic. Online. *Polish Journal of Management Studies*. 2023, roč. 27, č. 2, s. 260-277. ISSN 20817452. Dostupné z: <https://doi.org/10.17512/pjms.2023.27.2.16>. [cit. 2024-10-20].

RAJ, Robin Kunju Mol; DLOUHY, Pavel; KOVAC, Vilem; TURINSKÁ, Libuse. Investing in Pairs of Precious Metals: Portfolio Theory Application. Online. *Acta Montanistica Slovaca*. 2024, roč. 28, č. v28/i4, s. 941-951. ISSN 1335-1788. Dostupné z: <https://doi.org/10.46544/AMS.v28i4.12>. [cit. 2024-10-20].

SALISU, Afees A.; OGBONNA, Ahamuefula E. a ADEWUYI, Adeolu. Google trends and the predictability of precious metals. Online. *Resources Policy*. 2020, roč. 65. ISSN 03014207. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101542>. [cit. 2024-10-20].

SUN, Shiqiang; JIN, Chenxi; HE, Wenzhi; LI, Guangming; ZHU, Haochen et al. A review on management of waste three-way catalysts and strategies for recovery of platinum group metals from them. Online. *Journal of Environmental Management*. 2022, roč. 305. ISSN 03014797. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.114383>. [cit. 2024-10-11].

UYAR, Kangalli; Sinem Guler; UYAR, Umut a BALKAN, Emrah. Fundamental predictors of price bubbles in precious metals: a machine learning analysis. Online. *Mineral Economics*. 2024, roč. 37, č. 1, s. 65-87. ISSN 2191-2203. Dostupné z: <https://doi.org/10.1007/s13563-023-00404-z>. [cit. 2024-10-20].

VARSHINI, Anu; KAYAL, Parthajit a MAITI, Moinak. How good are different machine and deep learning models in forecasting the future price of metals? Full sample versus sub-sample. Online. *Resources Policy*. 2024, roč. 92. ISSN 03014207. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105040>. [cit. 2024-10-20].

XIA, Jinsong a GHAREMAN, Ahmad. Platinum group metals recycling from spent automotive catalysts: metallurgical extraction and recovery technologies. Online. *Separation and Purification Technology*. 2023, roč. 311. ISSN 13835866. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.seppur.2023.123357>. [cit. 2024-10-09].

XU, Xiaojie a ZHANG, Yun. Platinum and palladium price forecasting through neural networks. Online. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*. S. 1-15. ISSN 0361-0918. Dostupné z: <https://doi.org/10.1080/03610918.2024.2330700>. [cit. 2024-10-20].

Contact address of the author(s):

Ing. Jakub Horák, MBA, PhD., International School of Management Slovakia, Duchnovičovo námestie 1, 080 01 Prešov, Slovak Republic, e-mail: horak@mail.vstecb.cz

Bc. Filip Hofmann, School of Expertness and Valuation, Institute of Technology and Business in České Budějovice, Okružní 517/10, 37001 České Budějovice, Czech Republic, e-mail: 28575@mail.vstecb.cz

Comparison of accounting and valuation of agricultural primary production according to Czech legislation and International Financial Reporting Standards IFRS

Kristina Kabourková¹

¹ Institute of Technology and Business in České Budějovice, Okružní 517/10, 370 01 České Budějovice, Czech Republic

Abstract

The article compares the accounting and valuation of agricultural primary production under International Financial Reporting Standards (IFRS) and Czech legislation. IFRS uses fair value pricing, while Czech accounting relies on historical costs. This leads to discrepancies, particularly in land valuation—Czech accounting does not reflect actual market developments or timber growth in forest land. On the other hand, perennial and short-term crops, as well as livestock, are valued using internal calculations based on current market prices, ensuring a more accurate reflection of their value. For Czech accounting, perennial crops and animals classified as fixed assets are depreciated for both accounting and tax purposes. If a temporary decrease in value occurs, a write-down must be applied at the end of the accounting period. This ensures the financial statements present a true and fair view of the company's situation. Under IFRS, regular revaluation of these assets is not required due to high volatility in market prices, which are often beyond human control. Thus, while IFRS emphasizes market value, the Czech approach balances realism with caution, particularly for volatile agricultural assets.

Keywords: International accounting standards, Czech legislation, accounting for agricultural primary production, crop production, livestock production, accounting for land and forestry

Úvod

Základním dokumentem, podle něhož účtují čeští podnikatelé v zemědělské prvovýrobě je zákon č. 563/1991 Sb., o účetnictví, vyhláška č. 500/2002 Sb., kterou se provádějí některá ustanovení tohoto zákona a dále pak České účetní standardy.

Nelze však ignorovat skutečnost, že světová ekonomika má stále více globální charakter. Z tohoto důvodu je nezbytné postupně sjednocovat informační systémy, zvýšit srovnatelnost výstupů z těchto systémů i jejich všeobecnou srozumitelnost.

Ve světě existuje více národních účetních standardů. Velmi významné je např. US GAAP (General Accepted Accounting Principles), což je soubor mezinárodních účetních standardů USA. Vzhledem k hospodářské síle USA má tento systém nezanedbatelnou úlohu. Je třeba též vzít v úvahu, že společnosti, které chtějí kótovat své cenné papíry na burze v New Yorku, musejí sestavovat své účetní závěrky dle metodiky UA GAAP. Pokud se jedná o mezinárodní společnosti, akceptuje tato burza též výkazy sestavené dle metodiky IFRS.

Evropská unie se snaží regulovat své účetnictví a výkaznictví již od roku 1978, kdy vešla v platnost první směrnice týkající se účetnictví, a to Čtvrtá směrnice Rady ES o individuální účetní závěrce. Tato směrnice definovala obsah roční účetní závěrky. Významná byla též Sedmá směrnice Rady z roku 1983, týkající se konsolidované účetní závěrky.

Tyto směrnice však v průběhu dalších let zastarávaly a bylo nutno je aktualizovat. Proto v roce 2000 vyhlásila Evropská komise novou harmonizační strategii a za nástroj regulace evropského účetnictví byly zvoleny IFRS. Podle této strategie je nezbytné, aby společnosti registrované na evropských burzách cenných papírů své konsolidované účetní závěrky sestavovaly striktně dle metodiky Mezinárodních standardů IFRS.

Aby byla zajištěna implementace IFRS do národních účetních systémů, vznikl schvalovací mechanismus, jehož stěžejním úkolem je zajistit legislativní uznání IFRS v zemích Evropské unie.

Od roku 2001 nejsou nově vydávané standardy označovány jako Mezinárodní účetní standardy – IAS, ale jako Mezinárodní standardy účetního výkaznictví – IFRS – International Financial Reporting Standards. Dříve vytvořené standardy zůstávají v platnosti, jsou aktualizovány a jsou i nadále označovány jako Mezinárodní účetní standardy IAS.

Tyto standardy jsou akceptovány i v zemích mimo Evropskou unii, zejména pak tam, kde není vlastní legislativní úprava účetnictví a výkaznictví.

Významnou součástí IFRS je Koncepční rámec, který definuje účetní zásady, základní prvky účetní závěrky a způsoby jejich ocenění. Pokud existuje rozpor mezi obecnými požadavky Koncepčního rámce a konkrétním standardem, pak má přednost úprava stanovená v tomto konkrétním standardu. Není-li určitá oblast upravena konkrétním standardem, pak je nutno vycházet z Koncepčního rámce.

Účetní závěrka dle IFRS má za cíl poskytovat informace pro ekonomické rozhodování majitelů, jsou použity odborné odhady a posudky. Účetní závěrka dle platné české legislativy má poskytnout věrný a poctivý obraz o majetkové a finanční situaci účetní jednotky.

Primárním úkolem účetnictví je poskytovat uživatelům spolehlivé informace o tom, jak je konkrétní účetní jednotka ekonomicky zdatná a jaká je její finanční situace za dané účetní období. (Kovanicová, 2012).

Účetní praxe se v jednotlivých zemích liší, přesto však existují podstatné rysy společné účetnictví všech zemí. Zásadními výstupy účetních systémů jsou účetní výkazy, a to rozvaha, výsledovka, výkaz o změnách vlastního kapitálu a výkaz peněžních toků. (Čespíková, 2011).

Po vstupu ČR do Evropské unie v roce 2004 vznikla povinnost, aby ČR implementovala do zákona o účetnictví i Mezinárodní účetní systémy. To však neznamená povinné využívání v individuálních účetních závěrkách, ale mohou vzniknout rozdíly ve vykazování účetních položek. (Havlová, 2015)

V současnosti se účetnictví ocitlo v dimenzi manipulace s daty. To vyplývá ze skutečnosti, že přeceňování hodnoty majetku může být účelové. Dřívější striktní postupy, kdy byl majetek oceňován výlučně historickými cenami, vylučovaly jakékoliv pochybnosti o úmyslech vlastního majetku. (Kouřilová, 2015).

Rada pro mezinárodní účetní standardy vypracovala novelizovaný Koncepční rámec pro účetní výkaznictví. Podle něj existují dvě oceňovací základny, a to historické náklady a dále pak současná hodnota. Historické náklady vycházejí z ceny transakce, současná hodnota zahrnuje reálnou hodnotu, hodnotu z užívání a náklady současné.

Dle Dvořákové (2022) je oceňování metodickým prvkem, který zásadně ovlivňuje vypovídací schopnost účetních informací. Koncepční rámec pak definuje výchozí oceňovací báze pro sestavení účetní závěrky, a to historické náklady (historical cost), běžnou cenu (current cost), realizovatelnou – vypořádací hodnotu (realisable, settlement value) a konečně současnou hodnotu (present value). Nepreferuje žádnou z vedených metod, ale konstatuje, že nejčastěji užívanou bází jsou historické ceny.

Datem ocenění (Measurement date) je okamžik, kdy účetní jednotka obdrží zboží nebo kdy druhá smluvní strana poskytne službu. (Strouhal, 2019).

V ČR účetnictví platí zákon č. 563/1991 Sb., o účetnictví v pozdějších zněních, který definuje účetní jednotky, předmět účetnictví, podvojný účetnictví, základní povinnosti při vedení účetnictví a při sestavování účetní závěrky, účetní metody, kategorie účetních jednotek, účetní knihy, pravidla pro oceňování a sankce, které hrozí při nedodržení povinností stanovených zákonem.

V ČR též platí vyhláška Ministerstva financí č. 500/2002 Sb., kterou se provádějí některá ustanovení zákona o účetnictví. Vyhláška upravuje zejména rozsah, jednotlivé části a obsahové vymezení položek individuální i konsolidované účetní závěrky pro podnikatele a vyhotovení výroční zprávy, směrnou účtovou osnovu a účetní metody a metody oceňování.

České účetní standardy zajišťují soulad při používání účetních metod, popisují tyto metody a postupy účtování.

Účetní předpisy v ČR nejsou formálně přímo navázány na daňové předpisy a vystupují navenek nezávisle. Ve skutečnosti jsou účetní postupy i účetní praxe v ČR významně ovlivňovány i daňovými zákony, zejména pak zákonem o daních z příjmů či zákonem o rezervách. (Ryneš, 2024)

Dle vyhlášky č. 500/2002 Sb. je součástí ocenění dlouhodobého nehmotného a hmotného majetku nebo jeho části či technického zhodnocení cena, za kterou byl tento majetek pořízen a další náklady, např. průzkumné, geologické, geodetické a projektové práce, odvody za dočasné nebo trvalé odnětí zemědělské půdy zemědělské výrobě a poplatky za dočasné nebo trvalé

odnětí lesní půdy, licence, patenty použité při pořizování majetku, odměny za poradenství, správní poplatky atd.

Dle vyhlášky č. 500/2002 Sb. jsou součástí pořizovací ceny zásob i náklady s pořízením související, zejména pak přepravné provedené samotnou účetní jednotkou či dodavatelem, provize, clo a pojistné či náklady na úpravy skladovaného materiálu nebo zboží. Vlastní náklady zásob, které byly vytvořeny vlastní činností se oceňují ve skutečné výši nebo na základě kalkulace, kterou stanovila účetní jednotka.

Švecová (2020) uvádí, že mezinárodní standardy účetního výkaznictví se zaměřují především na obsahovou strukturu a formát již finálních účetních výkazů. České předpisy dbají na jednotné používání účetních metod, kdy postupy účtování a formy účetních výkazů jsou podrobně popsány v jednotlivých českých účetních standardech. V ČR se z účetního výsledku hospodaření stanovuje základ daně, z něhož se po úpravách vypočítá i výše daně z příjmů. Přitom pro stanovení této daně nelze využít výsledku hospodaření, který vychází z IFRS předpisů.

Česká účetní legislativa i IFRS pokládají rozvahu za primární účetní výkaz. Podle IFRS závazný formát není předepsán. České předpisy stanovují minimální rozsah, uspořádání a označování jednotlivých položek. Oba účetní systémy pak vyžadují zveřejnění výkazu zisku a ztrát – výkazu o úplném výsledku hospodaření. (projekt PricewaterhouseCoopers, 2009),

Vojáčková (2018) uvádí, že podle standardu IAS 1 věrného obrazu bude dosaženo tehdy, pokud účetní jednotka bude postupovat v souladu s IFRS. Odklon je připuštěn ve velmi řídkých případech. České účetní předpisy určují, že pokud by použití účetních metod, které jsou stanoveny v právních předpisech bylo neslučitelné s dosažením poctivého a věrného obrazu, má za výjimečných okolností účetní jednotka povinnost se od těchto postupů odchýlit.

Zemědělská činnost je podnikem řízená biologická přeměna biologických aktiv určených k prodeji v podobě zemědělské produkce nebo na další biologická aktiva. Zemědělský výrobek je sklizený produkt biologického aktiva podniku. Biologické aktivum je živé zvíře nebo rostlina. Společnými rysy je schopnost biologické přeměny rostliny či zvířete, řízení změn a měření těchto změn. (Dvořáková, 2011)

Mezinárodní účetní standardy se věnují zemědělství ve standardu 41, který byl publikován v Úředním věstníku Evropské unie v NAŘÍZENÍ KOMISE (ES) č. 1126/2008 ze dne 3. listopadu 2008,

Uvedené nařízení vstupuje v platnost třetím dnem po vyhlášení v Úředním věstníku Evropské unie.

Cílem tohoto standardu je stanovit účetní řešení a zveřejnění související se zemědělskou činností.

Tento standard se používá pro účetní zobrazení následujících oblastí, pokud souvisejí se zemědělskou činností:

- a) biologická aktiva s výjimkou rostlin přinášejících úrodu;
- b) zemědělská produkce v okamžiku sklizně a
- c) státní dotace v odstavcích 34-35.

Předmětem tohoto standardu nejsou:

a) pozemky spjaté se zemědělskou činností (viz IAS 16 Pozemky, budovy a zařízení a IAS 40 Investice do nemovitostí)

b) rostliny přinášející úrodu související se zemědělskou činností (viz IAS 16).

Tento standard se však používá pro úrodu z těchto rostlin přinášejících úrodu;

c) státní dotace vztahující se na rostliny přinášející úrodu (viz IAS 20 Vykazování státních dotací a zveřejňování státní podpory);

d) nehmotná aktiva využívaná v souvislosti se zemědělskou činností (viz IAS 38 Nehmotná aktiva).

e) aktiva z práva k užívání vznikající na základě leasingu pozemků spjatých se zemědělskou činností (viz IFRS 16 Leasingy). Tento standard se aplikuje na zemědělskou produkci, která je produktem sklizeným z biologických aktiv účetní jednotky, a to pouze v okamžiku sklizně. Poté je aplikován IAS 2 Zásoby nebo jiný využitelný Mezinárodní účetní standard. To znamená, že tento standard se nezabývá zpracováním zemědělské produkce po sklizni, například zpracováním vinných hroznů na víno vinařem, který hrozny vypěstoval. Přestože takové zpracování může být logickým a přirozeným pokračováním zemědělské činnosti a probíhající události mohou nést určitou podobnost s biologickou přeměnou, není další zpracování zahrnuto do definice zemědělské činnosti v tomto standardu.

Rostlinná výroba představuje specifickou oblast zemědělské činnosti. Specifika charakteru rostlinné výroby se odráží i v přístupech k jejímu účetnímu zachycení. Je založena na vytváření vhodných podmínek pro život rostlin, pro jejich biologickou přeměnu, která je hlavním faktorem vytvářejícím zisk zemědělského producenta. Biologická přeměna živých organismů vede v průběhu jejich života k růstu, zvyšování objemu, hmotnosti i ke změnám kvalitativním a k plození dalších generací. Rostlinná výroba je díky svému biologickému charakteru také vystavena rizikům nákazovým, rizikům nezamýšlených biologických poruch a mutací, rizikům spojeným s výkyvy počasí. Je často také výrobou sdruženou, takže v rámci jednoho výrobního procesu vzniká nuceně více výrobků najednou. Rostlinná výroba se vyznačuje různou délkou produkčního cyklu od délky několika týdnů či měsíců až po extrémně dlouhodobý produkční cyklus, například v lesnictví, a nerovnoměrnou pracovní náročností v průběhu produkčního cyklu, ze které také vyplývá nerovnoměrnost peněžních toků v průběhu hospodaření. Všechny tyto charakteristiky se více či méně odráží v konceptech účetního zachycení jednotlivých druhů rostlinné výroby. (Dvořáková, 2022)

Účetní jednotky v ČR si mohou stanovit účetní období, které je totožné s kalendářním rokem, nebo si mohou stanovit účetní období, které je v souladu s tzv. hospodářským rokem. Pěstované rostliny jsou účetně sledovány v oběžných aktivech v rámci zásob na účtu 121 – Nedokončená výroba. Během roku se přímé náklady, které jsou vynakládány na pěstované rostliny, stávají součástí nedokončené rostlinné výroby. Tyto náklady jsou účtovány zvyšujícím se způsobem na účet 121 – Nedokončená výroba v souvislosti vyráběných zásob souvztažně s účtem 581 – Změna stavu nedokončené výroby. V okamžiku sklizně se odúčtuje nedokončená rostlinná výroba na vrub účtu 581 – Změna stavu nedokončené výroby. Vytvořená zemědělská produkce se následně ocení ve skutečně vynaložených vlastních nákladech a převezme se na sklad (MD 123 – Výrobky/D 583 – Změna stavu výrobků). (České účetní standardy). V okamžiku sklizně mohou nastat problémy s kalkulací režijních nákladů, které nejsou a často ani nemohou být zjištěny. Účetní jednotka může v tomto případě použít pro ocenění produkce kalkulaci na bázi předběžných plánových kalkulací. U ocenění na bázi předběžných plánových

kalkulací poté může účetní jednotka setrvat, pokud se prokáže, že se významným způsobem nelišila od skutečně vynaložených nákladů, které jsou zjištěny po provedení výsledné kalkulace.

Je vhodné přistoupit k analytickému členění účtu 121 – Nedokončená výroba na nedokončenou rostlinnou výrobu v běžném účetním období a nedokončenou výrobu se sklizní v následujících účetním období.

Dvořáková (2022) uvádí, že nedokončená rostlinná výroba účtovaná v zásobách se zachycuje a oceňuje v českém účetnictví narůstajícím způsobem na bázi skutečných vlastních nákladů, které jsou vynaloženy v souvislosti s pěstováním. Kalkulační jednicí je v tomto případě osevní a sklizňová plocha.

Rostlinná výroba disponuje výrazně vyšší rizikovostí než jiné hospodářské činnosti.

Škoda na porostu je buď úplná nebo částečná. Úplná škoda se promítne v plném rozsahu v nákladech účetní jednotky, škoda částečná jen do výše pojistné náhrady od pojišťovny. (Dvořáková, 2022)

Čermáková (2013) uvádí, že české účetnictví zobrazuje les v souladu s lesním zákonem, který definuje lesní porosty s jejich prostředím a pozemky určenými k plnění funkcí lesa – viz § 2 odst. 2 lesního zákona.

Bartůňková uvádí, že pokud budou dodrženy zásady české legislativy v případě účtování o lesních porostech, nebude možné získat věrný obraz o hospodaření účetní jednotky, neboť nelze účetně zachytit aktuální hodnotu rostoucí zásoby dřeva na lesních pozemcích.

Dle české legislativy úkony spojené se založením lesního porostu jsou zobrazeny v účetním systému účetní jednotky v provozních nákladech běžného účetního období. Hodnota nově vysazeného lesního porostu nepředstavuje pro účetní jednotku technické zhodnocení dlouhodobého hmotného majetku a nenavýšuje tak účetní hodnotu rozvahové položky. V průběhu lesního výrobního cyklu vznikají v lesním hospodářství výnosy spojené s prodejem vánočních stromků z prořezávek lesního porostu (nejsou uvažovány plantáže vánočních stromků). Hodnota mladých stromků z probírek není v účetnictví zachycena, a proto je jejich hodnota při prodeji kalkulována na bázi vlastních vynaložených nákladů na jejich vyřezání z porostu. Těžba dříví je završením lesní výroby, při které jsou vytěženy různé sortimenty dříví různorodých dřevin. Těžba dříví je dnem uskutečnění účetního případu. V tu chvíli nastává problém, jak ocenit vytěžené dříví pro potřeby účetnictví, protože rostoucí zásoba lesního porostu není v účetnictví v průběhu růstu stanovována a účetně zobrazována. Současná účetní praxe oceňuje vytěžené dříví na úrovni vlastních vynaložených nákladů na těžbu. Nezohledňuje se tedy cena dříví. (Čermáková, Stárová, 2014)

Česká metodika účtování o lesním pozemku je specifická, neboť pořídí-li se lesní pozemek, není hodnota lesa vůbec oddělována. Pokud účetní jednotka sama vypěstuje les, nedochází k jeho aktivaci. (Dvořáková, 2018).

Česká právní úprava týkající se účetnictví nedisponuje nástroji, které by umožňovaly lesní porost na lesních pozemcích ocenit a vykázat v rozvaze jako samostatnou položku. Management podniku tak nemá k dispozici přesné účetní informace z finančního účetnictví, které by přispěly ke správným manažerským rozhodnutím. Dle pojetí IFRS pak lesní porost je od pozemku oddělitelná samostatná účetní kategorie. (Čermáková, 2013).

Dle české legislativy nelze účtovat o snížení hodnoty pozemku, např. v důsledku ekologické havárie, ani o zvýšení hodnoty pozemku, které vyplývá ze situace na trhu. Naprosto nepravdivé jsou údaje o lesním pozemku, kdy není oddělen vlastní pozemek a lesní porost a kdy se vůbec neúčtuje o nárůstu dřevní hmoty. (Kabourková, Kalinová, 2022).

Pozemky se člení podle druhu na ornou půdu, chmelnice, vinice, zahrady, ovocné sady, trvalé travní porosty, lesní pozemky, vodní plochy, zastavěné plochy a nádvoří a ostatní půda. Orná půda, chmelnice, vinice, zahrady, ovocné sady a trvalé travní porosty jsou zemědělskými pozemky. (katastrální zákon § 3 odst. 2, Vychopen, 2022)

Zatopená část rybníka se vykazuje jako pozemek a neodepisuje se. Stavební části (hráz, bezpečnostní přeliv atd.) se vykazují jako stavba a odepisují se. (Lorinczová, 2014, zákon č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů).

Ryneš (2023) uvádí, že pěstitelskými celky trvalých porostů s dobou plodnosti delší než 3 roky rozumíme ovocné stromy vysázené na souvislém pozemku o výměře nad 0,25 ha v hustotě nejméně 90 stromů na 1 ha, ovocné keře vysázené na souvislém pozemku o výměře nad 0,25 ha v hustotě nejméně 1 000 keřů na 1 hektar a trvalý porost vinic a chmelnic. Tento majetek se odepisuje účetně i daňově dle zákona č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů.

Ryneš (2024) uvádí, že ocenění pořízeného pozemku je včetně lesního porostu nebo osázení stromy a keři, pokud nejsou pěstitelskými celky trvalých porostů.

Dle téhož autora za dospělá zvířata a jejich skupiny (např. stádo nebo hejno) s dobou použitelnosti delší než 1 rok a od výše ocenění určené účetní jednotkou zejména s přihlédnutím k hledisku významnosti lze považovat v souladu s rozhodnutím účetní jednotky stáda skotu, koní, prasat, ovcí, koz, hejna chovných hus, tažné, dostihové a sportovní koně i stáda ostatních hospodářsky využívaných chovů, např. muflonů, daňků, jelenů a pštrosů. Tento majetek je pak pokládán za dlouhodobý – účet 026 a odepisuje se účetně i daňově dle zákona č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů. Do oběžného majetku – účet 124 - patří jatečná zvířata, zvířata vlastního chovu určená k prodeji a pokusná zvířata (účet 112).

Zvířata evidovaná jako dlouhodobý hmotný majetek se oceňují pořizovací cenou, reprodukční pořizovací cenou nebo vlastními náklady. Zvířata evidovaná jako zásoby se oceňují zejména reprodukční pořizovací cenou. (Neplechová 2007).

Nákup ryb se oceňuje v pořizovacích cenách, jejich vlastní chov pak v předem stanovených nákladech dle vnitropodnikového ceníku – podle stanovených kalkulací. (Lorinczová, 2014).

Vančurová (2014) uvádí, že úbytek zvířat se zachytí v průměrných cenách živé hmotnosti vyskladněných zvířat. Tato cena se zjistí jako pořizovací cena příslušné skupiny zvířat k začátku měsíce dělená hmotností nebo počtem kusů těchto zvířat k začátku měsíce.

Podle IAS 41 je živé zvíře nebo rostlina biologickým aktivem. Základem zemědělské činnosti je pak biologická přeměna. Do ní patří procesy růstu, degenerace, produkce a rozmnožování.

Standard IAS 41 podrobně neupravuje způsob ocenění biologických aktiv v historických cenách, tuto metodu však povoluje. Preferuje oceňování ve fair value snížené o odhadnuté náklady prodeje. To znamená, že pokud existuje aktivní trh s příslušným biologickým aktivem, doporučuje využití poslední dosažené tržní ceny v případě, že v ekonomických poměrech nenastaly významné změny od data transakce k bilančnímu dni. Po úpravě lze též využít tržní ceny biologických aktiv, která se odlišují jakostí nebo odrůdou.

Pokud vůbec není k dispozici tržní cena, pak účetní jednotka ke stanovení fair value využije současnou hodnotu očekávaných budoucích čistých toků z daného aktiva diskontovanou běžnou tržní úrokovou sazbou před zdaněním.

Je nepochybné, že v účtování a oceňování zemědělské prvovýroby existují rozdíly mezi platnou českou legislativou a pravidly IFRS. Cíle článku bude dosaženo za použití procesní analýzy, kdy budou zkoumány postupy předepsané českými předpisy a budou komparovány s postupy dle IFRS.

Cílem článku je charakterizovat rozdíly mezi účtováním zemědělské prvovýroby dle platné české legislativy a dle Mezinárodních účetních standardů.

Jsou položeny následující otázky:

1. Jaké jsou rozdíly při vykazování a oceňování zemědělské prvovýroby dle platné české legislativy a dle Mezinárodních účetních standardů?
2. Který systém dává pravdivější a aktuálnější informace o této činnosti?

Je nepochybné, že v účtování a oceňování zemědělské prvovýroby existují rozdíly mezi platnou českou legislativou a pravidly IFRS. Cíle článku bude dosaženo za použití procesní analýzy, kdy budou zkoumány postupy předepsané českými předpisy a budou komparovány s postupy dle IFRS. Primárním úkolem účetnictví je poskytovat uživatelům spolehlivé informace o tom, jak je konkrétní účetní jednotka ekonomicky zdatná a jaká je její finanční situace za dané účetní období. (Kovanicová, 2012).

Účetní praxe se v jednotlivých zemích liší, přesto však existují podstatné rysy společné účetnictví všech zemí. Zásadními výstupy účetních systémů jsou účetní výkazy, a to rozvaha, výsledovka, výkaz o změnách vlastního kapitálu a výkaz peněžních toků. (Čespíková, 2011).

Po vstupu ČR do Evropské unie v roce 2004 vznikla povinnost, aby ČR implementovala do zákona o účetnictví i Mezinárodní účetní systémy. To však neznamená povinné využívání v individuálních účetních závěrkách, ale mohou vzniknout rozdíly ve vykazování účetních položek. (Havlová, 2015)

V současnosti se účetnictví ocitlo v dimenzi manipulace s daty. To vyplývá ze skutečnosti, že přeceňování hodnoty majetku může být účelové. Dřívější striktní postupy, kdy byl majetek oceňován výlučně historickými cenami, vylučovaly jakékoliv pochybnosti o úmyslech vlastního majetku. (Kouřilová, 2015).

Rada pro mezinárodní účetní standardy vypracovala novelizovaný Koncepční rámec pro účetní výkaznictví. Podle něj existují dvě oceňovací základny, a to historické náklady a dále pak současná hodnota. Historické náklady vycházejí z ceny transakce, současná hodnota zahrnuje reálnou hodnotu, hodnotu z užívání a náklady současné (Deloitte. n.d.)

Dle Dvořákové (2022) je oceňování metodickým prvkem, který zásadně ovlivňuje vypovídací schopnost účetních informací. Koncepční rámec pak definuje výchozí oceňovací báze pro sestavení účetní závěrky, a to historické náklady (historical cost), běžnou cenu (current cost), realizovatelnou – vypořádací hodnotu (realisable, settlement value) a konečně současnou hodnotu (present value). Nepreferuje žádnou z vedených metod, ale konstatuje, že nejčastěji užívanou bází jsou historické ceny.

Datem ocenění (Measurement date) je okamžik, kdy účetní jednotka obdrží zboží nebo kdy druhá smluvní strana poskytne službu. (Strouhal, 2019).

V ČR účetnictví platí zákon č. 563/1991 Sb., o účetnictví v pozdějších zněních, který definuje účetní jednotky, předmět účetnictví, podvojně účetnictví, základní povinnosti při vedení účetnictví a při sestavování účetní závěrky, účetní metody, kategorie účetních jednotek, účetní knihy, pravidla pro oceňování a sankce, které hrozí při nedodržení povinností stanovených zákonem.

V ČR též platí vyhláška Ministerstva financí č. 500/2002 Sb., kterou se provádějí některá ustanovení zákona o účetnictví. Vyhláška upravuje zejména rozsah, jednotlivé části a obsahové vymezení položek individuální i konsolidované účetní závěrky pro podnikatele a vyhotovení výroční zprávy, směrnou účtovou osnovu a účetní metody a metody oceňování.

České účetní standardy zajišťují soulad při používání účetních metod, popisují tyto metody a postupy účtování.

Účetní předpisy v ČR nejsou formálně přímo navázány na daňové předpisy a vystupují navenek nezávisle. Ve skutečnosti jsou účetní postupy i účetní praxe v ČR významně ovlivňovány i daňovými zákony, zejména pak zákonem o daních z příjmů či zákonem o rezervách. (Ryneš, 2024)

Dle vyhlášky č. 500/2002 Sb. je součástí ocenění dlouhodobého nehmotného a hmotného majetku nebo jeho části či technického zhodnocení cena, za kterou byl tento majetek pořízen a další náklady, např. průzkumné, geologické, geodetické a projektové práce, odvody za dočasné nebo trvalé odnětí zemědělské půdy zemědělské výrobě a poplatky za dočasné nebo trvalé odnětí lesní půdy, licence, patenty použité při pořizování majetku, odměny za poradenství, správní poplatky atd.

Dle vyhlášky č. 500/2002 Sb. jsou součástí pořizovací ceny zásob i náklady s pořízením související, zejména pak přepravné provedené samotnou účetní jednotkou či dodavatelem, provize, clo a pojistné či náklady na úpravy skladovaného materiálu nebo zboží. Vlastní náklady zásob, které byly vytvořeny vlastní činností se oceňují ve skutečné výši nebo na základě kalkulace, kterou stanovila účetní jednotka.

Švecová (2020) uvádí, že mezinárodní standardy účetního výkaznictví se zaměřují především na obsahovou strukturu a formát již finálních účetních výkazů. České předpisy dbají na jednotné používání účetních metod, kdy postupy účtování a formy účetních výkazů jsou podrobně popsány v jednotlivých českých účetních standardech. V ČR se z účetního výsledku hospodaření stanovuje základ daně, z něhož se po úpravách vypočítá i výše daně z příjmů. Přitom pro stanovení této daně nelze využít výsledku hospodaření, který vychází z IFRS předpisů (Grant Thornton Czech Republic. n.d.).

Česká účetní legislativa i IFRS pokládají rozvahu za primární účetní výkaz. Podle IFRS závazný formát není předepsán. České předpisy stanovují minimální rozsah, uspořádání a označování jednotlivých položek. Oba účetní systémy pak vyžadují zveřejnění výkazu zisku a ztrát – výkazu o úplném výsledku hospodaření. (projekt PricewaterhouseCoopers, 2009).

Vojáčková (2018) uvádí, že podle standardu IAS 1 věrného obrazu bude dosaženo tehdy, pokud účetní jednotka bude postupovat v souladu s IFRS. Odklon je připuštěn ve velmi řídkých případech. České účetní předpisy určují, že pokud by použití účetních metod, které jsou stanoveny v právních předpisech bylo neslučitelné s dosažením poctivého a věrného obrazu, má za výjimečných okolností účetní jednotka povinnost se od těchto postupů odchýlit.

Zemědělská činnost je podnikem řízená biologická přeměna biologických aktiv určených k prodeji v podobě zemědělské produkce nebo na další biologická aktiva. Zemědělský výrobek je sklizený produkt biologického aktiva podniku. Biologické aktivum je živé zvíře nebo rostlina. Společnými rysy je schopnost biologické přeměny rostliny či zvířete, řízení změn a měření těchto změn. (Dvořáková, 2011)

Mezinárodní účetní standardy se věnují zemědělství ve standardu 41, který byl publikován v Úředním věstníku Evropské unie v NAŘÍZENÍ KOMISE (ES) č. 1126/2008 ze dne 3. listopadu 2008, Uvedené nařízení vstupuje v platnost třetím dnem po vyhlášení v Úředním věstníku Evropské unie. Cílem tohoto standardu je stanovit účetní řešení a zveřejnění související se zemědělskou činností.

Tento standard se používá pro účetní zobrazení následujících oblastí, pokud souvisejí se zemědělskou činností:

- a) biologická aktiva s výjimkou rostlin přinášejících úrodu;
- b) zemědělská produkce v okamžiku sklizně a
- c) státní dotace v odstavcích 34-35.

Předmětem tohoto standardu nejsou:

a) pozemky spjaté se zemědělskou činností (viz IAS 16 Pozemky, budovy a zařízení a IAS 40 Investice do nemovitostí)

b) rostliny přinášející úrodu související se zemědělskou činností (viz IAS 16).

Tento standard se však používá pro úrodu z těchto rostlin přinášejících úrodu;

c) státní dotace vztahující se na rostliny přinášející úrodu (viz IAS 20 Vykazování státních dotací a zveřejňování státní podpory);

d) nehmotná aktiva využívaná v souvislosti se zemědělskou činností (viz IAS 38 Nehmotná aktiva).

e) aktiva z práva k užívání vznikající na základě leasingu pozemků spjatých se zemědělskou činností (viz IFRS 16 Leasingy). Tento standard se aplikuje na zemědělskou produkci, která je produktem sklizeným z biologických aktiv účetní jednotky, a to pouze v okamžiku sklizně. Poté je aplikován IAS 2 Zásoby nebo jiný využitelný Mezinárodní účetní standard. To znamená, že tento standard se nezabývá zpracováním zemědělské produkce po sklizni, například zpracováním vinných hroznů na víno vinařem, který hrozny vypěstoval. Přestože takové zpracování může být logickým a přirozeným pokračováním zemědělské činnosti a probíhající události mohou nést určitou podobnost s biologickou přeměnou, není další zpracování zahrnuto do definice zemědělské činnosti v tomto standardu.

Rostlinná výroba představuje specifickou oblast zemědělské činnosti. Specifika charakteru rostlinné výroby se odráží i v přístupech k jejímu účetnímu zachycení. Je založena na vytváření vhodných podmínek pro život rostlin, pro jejich biologickou přeměnu, která je hlavním faktorem vytvářejícím zisk zemědělského producenta. Biologická přeměna živých organismů vede v průběhu jejich života k růstu, zvyšování objemu, hmotnosti i ke změnám kvalitativním a k plození dalších generací. Rostlinná výroba je díky svému biologickému charakteru také vystavena rizikům nakažovým, rizikům nezamýšlených biologických poruch a mutací, rizikům spojeným s výkyvy počasí. Je často také výrobou sdruženou, takže v rámci jednoho výrobního

procesu vzniká nuceně více výrobků najednou. Rostlinná výroba se vyznačuje různou délkou produkčního cyklu od délky několika týdnů či měsíců až po extrémně dlouhodobý produkční cyklus, například v lesnictví, a nerovnoměrnou pracovní náročností v průběhu produkčního cyklu, ze které také vyplývá nerovnoměrnost peněžních toků v průběhu hospodaření. Všechny tyto charakteristiky se více či méně odráží v konceptech účetního zachycení jednotlivých druhů rostlinné výroby. (Dvořáková, 2022)

Účetní jednotky v ČR si mohou stanovit účetní období, které je totožné s kalendářním rokem, nebo si mohou stanovit účetní období, které je v souladu s tzv. hospodářským rokem. Pěstované rostliny jsou účetně sledovány v oběžných aktivech v rámci zásob na účtu 121 – Nedokončená výroba. Během roku se přímé náklady, které jsou vynakládány na pěstované rostliny, stávají součástí nedokončené rostlinné výroby. Tyto náklady jsou účtovány zvyšujícím se způsobem na účet 121 – Nedokončená výroba v souvislosti vyráběných zásob souvztažně s účtem 581 – Změna stavu nedokončené výroby. V okamžiku sklizně se odúčtuje nedokončená rostlinná výroba na vrub účtu 581 – Změna stavu nedokončené výroby. Vytvořená zemědělská produkce se následně ocení ve skutečně vynaložených vlastních nákladech a převezme se na sklad (MD 123 – Výrobky/D 583 – Změna stavu výrobků). (České účetní standardy). V okamžiku sklizně mohou nastat problémy s kalkulací režijních nákladů, které nejsou a často ani nemohou být zjištěny. Účetní jednotka může v tomto případě použít pro ocenění produkce kalkulaci na bázi předběžných plánových kalkulací. U ocenění na bázi předběžných plánových kalkulací poté může účetní jednotka setrvat, pokud se prokáže, že se významným způsobem nelišila od skutečně vynaložených nákladů, které jsou zjištěny po provedení výsledné kalkulace.

Je vhodné přistoupit k analytickému členění účtu 121 – Nedokončená výroba na nedokončenou rostlinnou výrobu v běžném účetním období a nedokončenou výrobu se sklizní v následujících účetním období.

Dvořáková (2022) uvádí, že nedokončená rostlinná výroba účtovaná v zásobách se zachycuje a oceňuje v českém účetnictví narůstajícím způsobem na bázi skutečných vlastních nákladů, které jsou vynaloženy v souvislosti s pěstováním. Kalkulační jednicí je v tomto případě osevní a sklizňová plocha.

Rostlinná výroba disponuje výrazně vyšší rizikovostí než jiné hospodářské činnosti.

Škoda na porostu je buď úplná nebo částečná. Úplná škoda se promítne v plném rozsahu v nákladech účetní jednotky, škoda částečná jen do výše pojistné náhrady od pojišťovny. (Dvořáková, 2022)

Čermáková (2013) uvádí, že české účetnictví zobrazuje les v souladu s lesním zákonem, který definuje lesní porosty s jejich prostředím a pozemky určenými k plnění funkcí lesa – viz § 2 odst. 2 lesního zákona.

Bartůňková uvádí, že pokud budou dodrženy zásady české legislativy v případě účtování o lesních porostech, nebude možné získat věrný obraz o hospodaření účetní jednotky, neboť nelze účetně zachytit aktuální hodnotu rostoucí zásoby dřeva na lesních pozemcích.

Dle české legislativy úkony spojené se založením lesního porostu jsou zobrazeny v účetním systému účetní jednotky v provozních nákladech běžného účetního období. Hodnota nově vysazeného lesního porostu nepředstavuje pro účetní jednotku technické zhodnocení dlouhodobého hmotného majetku a nenavysuje tak účetní hodnotu rozvahové položky. V

průběhu lesního výrobního cyklu vznikají v lesním hospodářství výnosy spojené s prodejem vánočních stromků z prořezávek lesního porostu (nejsou uvažovány plantáže vánočních stromků). Hodnota mladých stromků z probírek není v účetnictví zachycena, a proto je jejich hodnota při prodeji kalkulována na bázi vlastních vynaložených nákladů na jejich vyřezání z porostu. Těžba dříví je završením lesní výroby, při které jsou vytěženy různé sortimenty dříví různorodých dřevin. Těžba dříví je dnem uskutečnění účetního případu. V tu chvíli nastává problém, jak ocenit vytěžené dříví pro potřeby účetnictví, protože rostoucí zásoba lesního porostu není v účetnictví v průběhu růstu stanovována a účetně zobrazována. Současná účetní praxe oceňuje vytěžené dříví na úrovni vlastních vynaložených nákladů na těžbu. Nezohledňuje se tedy cena dříví. (Čermáková, Stárová, 2014)

Česká metodika účtování o lesním pozemku je specifická, neboť pořídí-li se lesní pozemek, není hodnota lesa vůbec oddělována. Pokud účetní jednotka sama vypěstuje les, nedochází k jeho aktivaci. (Dvořáková, 2018).

Česká právní úprava týkající se účetnictví nedisponuje nástroji, které by umožňovaly lesní porost na lesních pozemcích ocenit a vykázat v rozvaze jako samostatnou položku. Management podniku tak nemá k dispozici přesné účetní informace z finančního účetnictví, které by přispěly ke správným manažerským rozhodnutím. Dle pojetí IFRS pak lesní porost je od pozemku oddělitelná samostatná účetní kategorie. (Čermáková, 2013).

Dle české legislativy nelze účtovat o snížení hodnoty pozemku, např. v důsledku ekologické havárie, ani o zvýšení hodnoty pozemku, které vyplývá ze situace na trhu. Naprosto nepravdivé jsou údaje o lesním pozemku, kdy není oddělen vlastní pozemek a lesní porost a kdy se vůbec neúčtuje o nárůstu dřevní hmoty. (Kabourková, Kalinová, 2022).

Pozemky se člení podle druhu na ornou půdu, chmelnice, vinice, zahrady, ovocné sady, trvalé travní porosty, lesní pozemky, vodní plochy, zastavěné plochy a nádvoří a ostatní půda. Orná půda, chmelnice, vinice, zahrady, ovocné sady a trvalé travní porosty jsou zemědělskými pozemky. (katastrální zákon § 3 odst. 2, Vychopeň, 2022)

Zatopená část rybníka se vykazuje jako pozemek a neodepisuje se. Stavební části (hráz, bezpečnostní přeliv atd.) se vykazují jako stavba a odepisují se. (Lorinczová, 2014, zákon č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů).

Ryneš (2023) uvádí, že pěstitelskými celky trvalých porostů s dobou plodnosti delší než 3 roky rozumíme ovocné stromy vysázené na souvislém pozemku o výměře nad 0,25 ha v hustotě nejméně 90 stromů na 1 ha, ovocné keře vysázené na souvislém pozemku o výměře nad 0,25 ha v hustotě nejméně 1 000 keřů na 1 hektar a trvalý porost vinic a chmelnic. Tento majetek se odepisuje účetně i daňově dle zákona č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů.

Ryneš (2024) uvádí, že ocenění pořízeného pozemku je včetně lesního porostu nebo osázení stromy a keři, pokud nejsou pěstitelskými celky trvalých porostů.

Dle téhož autora za dospělá zvířata a jejich skupiny (např. stádo nebo hejno) s dobou použitelnosti delší než 1 rok a od výše ocenění určené účetní jednotkou zejména s přihlédnutím k hledisku významnosti lze považovat v souladu s rozhodnutím účetní jednotky stáda skotu, koní, prasat, ovcí, koz, hejna chovných hus, tažné, dostihové a sportovní koně i stáda ostatních hospodářsky využívaných chovů, např. muflonů, daňků, jelenů a pštrosů. Tento majetek je pak pokládán za dlouhodobý – účet 026 a odepisuje se účetně i daňově dle zákona č. 586/1992 Sb.,

o daních z příjmů. Do oběžného majetku – účet 124 - patří jatečná zvířata, zvířata vlastního chovu určená k prodeji a pokusná zvířata (účet 112).

Zvířata evidovaná jako dlouhodobý hmotný majetek se oceňují pořizovací cenou, reprodukční pořizovací cenou nebo vlastními náklady. Zvířata evidovaná jako zásoby se oceňují zejména reprodukční pořizovací cenou. (Neplechová 2007).

Nákup ryb se oceňuje v pořizovacích cenách, jejich vlastní chov pak v předem stanovených nákladech dle vnitropodnikového ceníku – podle stanovených kalkulací. (Lorinczová, 2014).

Vančurová (2014) uvádí, že úbytek zvířat se zachytí v průměrných cenách živé hmotnosti vyskladněných zvířat. Tato cena se zjistí jako pořizovací cena příslušné skupiny zvířat k začátku měsíce dělená hmotností nebo počtem kusů těchto zvířat k začátku měsíce.

Podle IAS 41 je živé zvíře nebo rostlina biologickým aktivem. Základem zemědělské činnosti je pak biologická přeměna. Do ní patří procesy růstu, degenerace, produkce a rozmnožování.

Standard IAS 41 podrobně neupravuje způsob ocenění biologických aktiv v historických cenách, tuto metodu však povoluje. Preferuje oceňování ve fair value snížené o odhadnuté náklady prodeje. To znamená, že pokud existuje aktivní trh s příslušným biologickým aktivem, doporučuje využití poslední dosažené tržní ceny v případě, že v ekonomických poměrech nenastaly významné změny od data transakce k bilančnímu dni. Po úpravě lze též využít tržní ceny biologických aktiv, která se odlišují jakostí nebo odrudou.

Pokud vůbec není k dispozici tržní cena, pak účetní jednotka ke stanovení fair value využije současnou hodnotu očekávaných budoucích čistých toků z daného aktiva diskontovanou běžnou tržní úrokovou sazbou před zdaněním.

Je nepochybné, že v účtování a oceňování zemědělské prvovýroby existují rozdíly mezi platnou českou legislativou a pravidly IFRS. Cíle článku bude dosaženo za použití procesní analýzy, kdy budou zkoumány postupy předepsané českými předpisy a budou komparovány s postupy dle IFRS.

Metodika

Nejprve pomocí metody procesní analýzy bude rozebráno pojetí problematiky vykazování a oceňování zemědělské prvovýroby dle IFRS. Následně stejným způsobem bude analyzováno pojetí této problematiky dle platné české legislativy. Konečně budou obě pojetí komparována a budou definovány přednosti i nedostatky obou těchto systémů.

Výsledky

Základem zemědělské výroby je využívání schopností živých organismů. Lidský faktor má nižší schopnost ovlivnit výsledky výrobního procesu. Velký vliv na celý proces i jeho výsledky má teplotní pásmo, v němž se konkrétní zemědělská činnost realizuje, teplota, množství i intenzita srážek, půdní poměry atd. Zejména v současné době, v době významných klimatických změn, rozkolísanost a nejistota počasí velkou měrou ovlivňuje celý proces i jeho výsledky, zejména pak v rostlinné výrobě.

Právě zvláštnost výrobního procesu v zemědělské prvovýrobě byla příčinou vytvoření samostatného standardu – IAS 41 – Zemědělství. Tento standard se nezabývá pozemky, na

nichž se zemědělská výroba odehrává, ani již sklizenou produkcí. Produkci sleduje nejpozději v okamžiku sklizně.

Standard definuje živé zvíře či rostlinu jako biologické aktivum. Skupina biologických aktiv je pak definována jako agregace podobných žijících zvířat nebo rostlin.

Standard IAS 41 Zemědělství vyžaduje, aby biologická aktiva byla rozdělena a vykazována jako konzumovatelná biologická aktiva a jako plodící biologická aktiva. V rámci obou těchto skupin je nutno ještě aktiva rozdělit na zralá a nezralá. Zralá jsou vhodná k plánovanému užití.

Oceňování ve fair value vyžaduje již od okamžiku, kdy došlo k prvotnímu rozeznání biologického aktiva. Existuje-li aktivní trh, pak účetní jednotka využije ceny určené tímto trhem. Další přecenění se pak uskutečňuje k datu sestavení účetní závěrky.

Zemědělská produkce je v okamžiku sklizně oceněna ve fair value snížené o odhadnuté náklady prodeje, což jsou např. platby zprostředkovatelům, komoditním burzám, odvody cel a daní. Dopravné a další náklady související s uvedením komodity na trh se odečítají již při stanovení fair value. V takto stanovené ceně se pak sklizené aktivum zaeviduje ve standardu IAS 2 – Zásoby.

Pokud aktivní trh pro konkrétní komoditu neexistuje, pak je možno využít k ocenění aktiva poslední dosažené tržní ceny transakce v případě, pokud nenastaly významné ekonomické změny od data transakce k bilančnímu dni. Je též možno využít tržní ceny podobného aktiva s přihlédnutím k rozdílům mezi těmito aktivy. Konečně je možné využít sektorových měřítek, například vyjádření hodnoty ovocného sadu pomocí množství sklizeného ovoce nebo rozlohy sadu v hektarech. V krajním případě pak je možno při stanovení fair value využít současnou hodnotu očekávaných budoucích čistých peněžních toků diskontovanou běžnou tržní úrokovou sazbou před zdaněním.

Některá biologická aktiva jsou pevně spojená s pozemkem. Zejména se jedná o sady či lesy. Nazývají se kombinovanými aktivy. V tomto případě pro zjištění fair value kombinovaného aktiva se odečte fair value vlastního pozemku a případně hodnota zlepšení půdy.

Standard IAS 41 připouští ve výjimečných případech ocenění biologických aktiv historickými náklady.

Při použití této metody v případě pořizovacích nákladů je nutno postupovat v souladu s IAS 2 – Zásoby. Podle tohoto standardu do zásob patří zásoby nakoupené a zásoby vyráběné. Jsou to aktiva držaná za účelem prodeje v běžném podnikání, aktiva ve výrobním procesu určená k prodeji a suroviny či materiál, který je spotřebován ve výrobním procesu.

V okamžiku pořízení se pak zásoby oceňují ve výši pořizovacích nákladů – costs – pořizovací cenou.

Náklady pořízení zásoby zahrnují náklady na nákup, kam náleží cena pořízení, dovozní cla, dopravné a ostatní náklady přímo přiřaditelné pořizovaným zásobám.

Dále sem patří náklady na přeměnu, kam náležejí např. mzdy a další výrobní náklady. Standard přitom vyžaduje rozdělení výrobní režie na variabilní a fixní část.

Výše variabilní části závisí na množství výrobků. Fixní režie jsou takové výrobní náklady, jejichž výše zůstává relativně neměnná bez ohledu na změny objemu výroby.

Do ocenění vyráběné produkce nelze zahrnout náklady na neobvyklé množství odpadu, na neúčelně vynaloženou práci, na skladování mimo skladování, které je nezbytné pro výrobní proces (výroba sýrů, vína), správní a odbytovou režii.

Pokud účetní jednotka vyrábí zásoby ve sdružené výrobě, pak použije pro oceňování zásob kalkulaci, a to metodu odečítací nebo metodu rozčítací.

Sdružená výroba je v zemědělské prvovýrobě častá. Je typická tím, že při ní vzniká více výrobků najednou.

Princip metody odečítací spočívá v tom, že se vzniklé výrobky rozdělí na hlavní a vedlejší. Náklady na hlavní výrobek se získají odečtením čisté realizovatelné hodnoty vedlejších produktů. Cena těchto vedlejších produktů bývá zpravidla ve srovnání s produktem hlavním výrazně nižší.

Pokud při výrobě vznikne více hlavních produktů, pak se použije metoda rozčítací. Náklady na jednotlivé druhy hlavních výrobků se k nim pak přiřadí na základě rozvrhové základny.

V průběhu držení zásob může dojít ke snížení jejich hodnoty. Přecenění se pak provádí na individuálním základě.

Hodnota spotřebovaných zásob se oceňuje individuálním ocenění nebo pomocí nákladových vzorců.

Individuálního ocenění se používá tehdy, jde-li o zásoby které mají individuální charakter, nelze je běžně zaměnit.

Do nákladových vzorců patří metody FIFO – first in first out či metoda váženého aritmetického průměru.

IAS 16 - Pozemky, budovy a zařízení - předmětem tohoto standardu jsou pozemky účetní jednotkou využívané při běžné činnosti, rostliny, které jsou v rámci zemědělské výroby pěstovány za účelem opakované sklizně plodů nebo jiných částí rostlin. Jsou to tedy trvalé porosty stromů a keřů, které již dosáhly plné plodnosti.

Při pořízení jsou tato aktiva oceněna na bázi pořizovacích nákladů, což jsou všechny náklady nutné k tomu, aby aktivum mohlo začít přinášet užitek. Zde je důležité zmínit tvorbu rezervy na budoucí potřebu, např. na uvedení místa do původního stavu atd. O výši tvorby rezervy se zvýší hodnota pořizovaného aktiva. Povinnost vytvořit tuto rezervu je zásadním rozdílem oproti českým předpisům. Prostřednictvím odepisování se pak do jednotlivých účetních období rozprostřou i výdaje související s uvedením místa do původního stavu.

Pokud se aktivum pořídí ve vlastní režii, pak se při ocenění pracuje se stejnými principy jako při jeho nákupu. Je-li na pořízení aktiva poskytnuta dotace, pak se o její hodnotu sníží hodnota pořizovaného aktiva. Aktivum je však v tomto případě vykazováno oproti tržní ceně jako podhodnocené. Druhou možností je, že se přijatá dotace účtuje jako výnos příštích období a následně v dalších letech se rozpouští do výnosů běžných období.

Oceňování tohoto majetku dle standardu IAS 16 v průběhu držení aktiva – k rozvahovému dni - je možné buď na základě historické ceny nebo modelem fair value. U jedné rozvahové položky je nutno používat jednoho modelu ocenění.

V případě historické ceny jsou aktiva oceněna původní pořizovací cenou, která je snížena o kumulované odpisy – oprávků a kumulované ztráty ze snížení hodnoty.

Model fair value vychází z tržních cen a znaleckého odhadu. Není-li tržní cena známa, pak se fair value určí na bázi reprodukčních nákladů snížených o adekvátní opotřebení.

Odpisy představují alokaci pořizovací ceny do nákladů účetní jednotky. Odepisování se začíná tehdy, když je aktivum způsobilé k používání a končí okamžikem prodeje, likvidace nebo když je zařazeno mezi aktiva určená k prodeji. Z jiného důvodu nelze odepisování přerušit. Pozemky se zpravidla neodepisují, neboť používáním neztrácejí hodnotu.

Cílem standardu IAS 41 – Zemědělství je upravit účetní zachycení biologických aktiv v zemědělské činnosti, jejich vykazání v účetní závěrce a zveřejnění. Biologická aktiva jsou schopna biologické přeměny a její důsledky takřka nelze postihnout tradičními účetními metodami.

Základem zemědělské prvovýroby je biologická přeměna. Při ní dochází ke změně aktiv a jsou získávány zemědělské produkty.

Zemědělská činnost je podnikem řízená biologická přeměna biologických aktiv. Patří sem chov hospodářských zvířat, pěstování rostlin, vodní hospodářství. Tato biologická činnost je řízena člověkem.

Oceňovat biologická aktiva je možno ve fair value snížené o odhadnuté náklady prodeje. Toto ocenění se provádí v okamžiku prvotního rozpoznání biologického aktiva. Další přecenění se realizuje k datu sestavení účetní závěrky. Vychází se z kótované ceny na aktivním trhu s příslušným biologickým aktivem. Pokud aktivní trh neexistuje, pak se určí tržní cena nebo hodnota biologického aktiva dle IFRS 13. Rozdíly z přecenění vždy ovlivní výsledek hospodaření.

Sklizené aktivum je vždy oceňováno ve fair value v okamžiku sklizně. To nemusí být vždy správné, neboť např. dalším testováním se může upřesnit jakost produkce.

Na biologické aktivum může být poskytnuta nepodmíněná státní dotace, která je rozpoznána jako výnos v okamžiku, kdy je účetní jednotce přiznána.

Je-li poskytnuta podmíněná státní dotace, pak je rozpoznána jako výnos v okamžiku, kdy jsou splněny podmínky s ní související. To může být případ, kdy účetní jednotka obdrží státní dotaci k tomu účelu, aby přesně stanovenou zemědělskou činnost nevykonávala.

České účetnictví je na rozdíl od Mezinárodních účetních standardů založeno na bázi historických cen. Při pořízení je použita skutečná pořizovací cena, reprodukční pořizovací cena či vlastní náklady a tato cena se následně nemění. To je tedy zásadní rozdíl oproti IFRS, kde se preferuje využití fair value stanovené dle hodnoty dosažené na aktivním trhu. Avšak pozemky a rostliny, které jsou v zemědělské prvovýrobě pěstovány za účelem opakované sklizně plodů, se v momentě pořízení oceňují pořizovací cenou.

Dle platné české legislativy se majetek potřebný pro provozování zemědělské prvovýroby nebo vytvořený zemědělskou prvovýrobou dělí na dlouhodobý hmotný a oběžný.

Do dlouhodobého hmotného majetku jsou řazeny pozemky, dospělá zvířata a jejich skupiny a pěstitelské celky trvalých porostů. V oběžném majetku jsou zařazena mladá a ostatní zvířata a jejich skupiny.

Za dospělá zvířata a jejich skupiny lze na základě vnitropodnikové směrnice účetní jednotky považovat stáda skotu, koní, prasat, ovcí, koz, hejna chovných hus, tažné a dostihové koně, případně muflony, daňky, jeleny a pštrosy. Doba použitelnosti tohoto majetku je delší jednoho

roku a výši ocenění si stanoví sama účetní jednotka ve vnitropodnikové směrnici s přihlédnutím k hledisku významnosti.

Základním stádem se rozumí skupina dospělých zvířat jednoho druhu se stejnými užitkovými vlastnostmi, kterou lze účtovat a odepisovat skupinově. Jsou to dospělá chovná a plemenná zvířata, která vedle svých dalších užitných vlastností zabezpečují i reprodukci chovu.

Mezi mladá a ostatní zvířata patří např. hejna hus na výkrm, hejna slepic, kachen, krůt, perliček, ryby, včelstva, hlídací psi.

Dlouhodobý hmotný majetek – zvířata - se oceňuje pořizovací cenou, která zahrnuje veškeré náklady s pořízením související, např. veterinární službu, převoz atd. Jedná-li se o vlastní odchovaná zvířata, pak se použije ocenění ve vlastních nákladech. U dospělých zvířat je do jejich ceny zahrnuta reprodukční pořizovací cena nebo vlastní náklady narozeného mláděte a cena přírůstků hmotnosti.

Neplechová (2007) uvádí, že příchovky zvířat se oceňují ve vlastních nákladech případně reprodukční pořizovací cenou. Jejich přírůstky se následně oceňují ve vlastních nákladech, které jsou stanoveny kalkulací ve vnitřní směrnici. Tuto kalkulaci je nezbytné aktualizovat a tím zajistit věrný a poctivý obraz účetní jednotky v účetní závěrce.

Úbytky dospělých zvířat se oceňují v případě individuálně evidovaných zvířat v individuálních cenách, u skupinově evidovaných zvířat v průměrných účetních cenách.

U zvířat evidovaných jako zásoby se v případě jejich přeřazení mezi jednotlivými kategoriemi a při vyřazení použije průměrná cena.

Oceňování živočišné výroby v českém účetnictví se děje na základě kalkulace vlastních nákladů. Tyto kalkulace jsou zpracovány ve vnitropodnikovém ceníku a je nutné je průběžně aktualizovat. V těchto cenách se oceňují jak příchovky, tak přírůstky chovaných hospodářských zvířat. Na stejném principu se oceňují zvířata i při převodu ze zásob do dlouhodobého hmotného majetku. V tomto případě může být pořizovací cena převedeného zvířete navýšena o případné externí související náklady, např. veterinární kontrola.

Podrobně evidují zvířata v chovu karty zvířat, které umožňují individuální evidenci i skupinové členění.

Daňové odpisy dospělých zvířat vycházejí ze zákona č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů v aktuálním znění. Pro uplatnění účetních odpisů je nezbytné sestavit odpisový plán. Zde je nutno respektovat český účetní standard pro podnikatele č. 013 – Dlouhodobý hmotný a nehmotný majetek. Účetní jednotka vychází z předpokládaného počtu let setrvání dospělých zvířat v chovu. Je možno daňově i účetně odepisovat individuálně, v případě dospělých zvířat, která tvoří stáda, lze využít skupinového odpisu. Při skupinovém odepisování lze daňově odepisovat pouze rovnoměrně. (Valder, 2008).

Český účetní standard pro podnikatele č. 005 umožňuje v případě přechodného snížení hodnoty dlouhodobého majetku účtovat dle výsledků inventarizace o opravných položkách.

Dle české legislativy jsou dotace bezúplatná plnění, která se poskytují přímo nebo zprostředkovaně ze státního rozpočtu, státních finančních aktiv, státních fondů, z rozpočtů územních samosprávných celků, z prostředků Evropského společenství atd. V případě porušení podmínek se dotace musí vrátit. Účtuje se o nich ve věcné a časové souvislosti, a to buď jako o výnosu, nebo v případě poskytnutí dotace na pořízení dlouhodobého majetku se o její výši

snižuje pořizovací cena nebo vlastní náklady vynaložené na pořízení tohoto majetku. Pokud musí být dotace vrácena, pak se snížená pořizovací cena navýší o částku vrácené dotace.

Dle občanského zákoníku je pozemek nemovitou věcí, která se oceňuje pořizovací cenou resp. reprodukční pořizovací cenou. Ocenění je včetně lesního porostu nebo osázení stromy a keři, pokud se nejedná o pěstitelský celek trvalých porostů.

Les je účetně i daňově jednou majetkovou hodnotou, lesním pozemkem. O přírůstku lesa v důsledku růstu stromů se neúčtuje. O výnosu se účtuje až ve chvíli vytěžení dřeva, které je oceněno v reprodukční ceně.

Dle platné české legislativy se pozemky neodepisují.

Zvláštním druhem majetku je rybník. Je to způsob využití pozemku. V jeho případě se odepisují pouze jeho stavební části, jako je hráz, stavidla, vypouštěcí zařízení atd.

Pěstitelskými celky trvalých porostů se rozumí trvalé porosty s dobou plodnosti delší tři let, a to ovocné stromy vysázené na souvislém pozemku o výměře nad 0,25 ha v hustotě nejméně 90 stromů na 1 ha, ovocné keře vysázené na souvislém pozemku o výměře nad 0,25 ha v hustotě nejméně 1 000 keřů na 1 ha a trvalý porost vinic a chmelnic bez nosných konstrukcí. Odepisování se zahajuje až po dosažení plodonosného stáří.

Hodnota tohoto pěstitelského celku se zvyšuje o veškeré náklady vynaložené na jeho pěstování až do doby dosažení plné plodonosnosti. Po celou dobu pěstování je tento majetek evidován jako nedokončený dlouhodobý majetek a náklady související s jeho pěstováním vstupují do jeho konečné pořizovací ceny formou aktivace.

Pokud se např. v důsledku živelné pohromy sníží hodnota tohoto majetku, je nutno posoudit, zda toto snížení je trvalé či dočasné. V případě trvalého snížení hodnoty je proveden mimořádný odpis a jsou upraveny odpisy v dalších účetních obdobích. Je-li snížení hodnoty dočasné, je vytvořena opravná položka.

Rostlinné kultury, které nesplňují podmínky pro zařazení do dlouhodobého majetku (obiloviny, zelenina, ovoce, jahodník atd.) se evidují jako zásoby. V rostlinné výrobě neexistuje převod mezi oběžným a dlouhodobým majetkem. V průběhu roku se skutečné vlastní náklady související s příslušným produktem koncentrují na účtu 121 – nedokončená výroba a v okamžiku sklizně se vzniklá hodnota přeúčtuje na účet 123 - výrobky. Tyto účty je nutno analyticky rozlišovat.

Tyto rostlinné kultury se oceňují ve skutečných vlastních nákladech na základě vnitropodnikové kalkulace. Má-li rostlinná výroba sdružený charakter, to znamená, že současně vzniká více výrobků, stejně jako v IFRS se musí pro potřeby ocenění produkce rozdělit. Je použita metoda kalkulace rozčítací nebo odečítací.

V případě pořizovací ceny pozemků a rostlin, u nichž dochází k opakované sklizni plodů, existuje shoda mezi českými předpisy a IFRS.

V průběhu dalšího období v českém pojetí lze skutečnou cenu snižovat, a to v případě dlouhodobého hmotného majetku odepisovaného prostřednictvím odpisů nebo tvorbou opravných položek. Odpisy vyjadřují trvalé snížení hodnoty, opravné položky vycházejí z ceny, kterou má příslušná komodita v konkrétním okamžiku na trhu nebo jakou hodnotu má v konkrétním okamžiku pro účetní jednotku.

Na rozdíl od českého pojetí Mezinárodní účetní standardy vyžadují přeceňování všech biologických aktiv k datu účetní závěrky.

Metodika odepisování dlouhodobého hmotného majetku je víceméně totožná. Odpisy jak v českém pojetí tak v IFRS představují alokaci pořizovací ceny do nákladů účetní jednotky. Odepisování se začíná tehdy, když je aktivum způsobilé k používání a končí okamžikem prodeje, likvidace nebo když je zařazeno mezi aktiva určená k prodeji. Z jiného důvodu nelze odepisování přerušit. Pozemky se neodepisují, neboť používáním neztrácejí hodnotu.

Zásadním rozdílem je nutnost vytvořit dle Mezinárodních účetních standardů rezervu na budoucí potřebu, např. na uvedení místa do původního stavu atd. O výši tvorby rezervy se zvýší hodnota pořizovaného aktiva. Tuto povinnost česká legislativa nenařizuje ani neumožňuje.

Oceňování produktů v průběhu jejich vzniku probíhá v případě IFRS na principu tzv. nákladů na přeměnu. Česká legislativa vyžaduje v průběhu vzniku produktu účtování o tzv. změně stavu, které probíhá na základě kalkulace.

V okamžiku sklizně je produkce dle Mezinárodních účetních standardů oceněna ve fair value snížené o náklady prodeje.

Dle platné české legislativy je tato produkce oceněna v kalkulované ceně, která zahrnuje náklady na vznik produktu a přiměřený zisk.

Výhodou metody fair value je skutečnost, že tyto ceny jsou následně srovnatelné a pokud existuje s danou komoditou aktivní trh, pak odrážejí skutečnou hodnotu tohoto aktiva. Pokud však aktivní trh s danou komoditou neexistuje, je nutno použít ocenění v historických nákladech.

Výhodou historických cen je skutečnost, že jsou nezávisle prověřitelné. Tržní ceny jsou navíc zpravidla nestabilní, sezonní. Tržní cena aktiva, která je stanovená k rozvahovému dni, se může podstatně lišit od ceny, která je nakonec realizována.

Je pravdou, že oceňování aktiva v aktuální tržní ceně zobrazuje skutečnou hodnotu tohoto majetku, je zde ovšem značné nebezpečí, že záměrně či nechtěně bude s tržní cenou manipulováno a tím uživatelé účetní závěrky budou uvedeni v omyl. Tomu v podstatě nelze nijak zabránit. Oproti tomu historická cena je dána jednou provždy. Pak je možnost v příloze účetní závěrky u konkrétního aktiva, jehož současná tržní cena je výrazně odlišná od ceny historické, tuto skutečnost dokumentovat.

Velkým problémem při použití historických cen je dle mého názoru ocenění lesních porostů. Fair value umožňuje ocenit lesní porost včetně pozemku v aktuální hodnotě, oproti tomu česká legislativa nikterak nereflektuje nárůst hodnoty lesa. Pokud je les na zakoupeném pozemku, pak hodnotu porostu je možno oddělit pouze formou analytického účtování na účtu pozemky. Lesní porost, který si vypěstovala sama účetní jednotka, není aktivován vůbec. Detailní informace pak musí účetní jednotka uvést v příloze účetní závěrky. V tomto případě nepochybně postup dle IFRS podává pravdivější obraz o skutečnosti.

Diskuze

První výzkumná otázka zkoumala rozdíly při účtování a oceňování zemědělské prvovýroby dle platné české legislativy a dle IFRS.

Druhá výzkumná otázka zněla, který systém dává pravdivější a aktuálnější informace o dané problematice.

Bylo zjištěno, že dle české právní úpravy se majetek při svém pořízení eviduje výlučně v historických – pořizovacích cenách. Oproti tomu Mezinárodní účetní standardy preferují oceňování ve fair value, tj. v aktuální ceně na aktivním trhu s daným aktivem.

V českém účetnictví jsou pozemky zaevidovány v pořizovací ceně, která se v budoucnu nemění. Mezinárodní účetní standardy oproti tomu vyžadují, aby kvalifikovaný znalec přehodnocoval cenu příslušného pozemku dle jeho aktuálního stavu i ceny na trhu.

V případě lesního pozemku česká legislativa nerozděluje vlastní pozemek a rostliny na něm rostoucí. V případě nákupu takového pozemku je tento majetek zaevidován v pořizovací ceně a hodnotu vlastního pozemku a porostu lze vyjádřit odděleně pomocí analytiky účtu 031 Pozemky. O tom, že se zvyšuje hodnota tohoto majetku v důsledku nárůstu dřevní hmoty české účetnictví vůbec neúčtuje. Pokud je na pozemku les nově vysázen, opět je tento pozemek oceněn výlučně v ceně, za kterou byl původně pořízen.

Mezinárodní účetní standardy oproti tomu nařizují průběžné přeceňování lesního pozemku dle aktuální ceny na aktivním trhu, ponížené o odhadnuté náklady prodeje. U lesního pozemku je oddělen vlastní pozemek a lesní porost.

Mezinárodní účetní standardy nařizují při nákupu pozemku vytvoření rezervy na budoucí potřebu, např. uvedení pozemku do původního stavu. To česká legislativa nenařizuje ani neumožňuje.

Dle české legislativy ani dle Mezinárodních účetních standardů se pozemky neodepisují, IFRS však nařizuje jejich přeceňování dle situace na aktivním trhu.

Co se týče pozemků a lesních porostů lze říci, že pravdivější obraz o skutečné hodnotě tohoto majetku dává metodika IFRS. Uživatel účetní závěrky z ní získá aktuální informace o skutečné tržní hodnotě těchto aktiv.

Rostliny pěstované za účelem opakované sklizně, v českém účetnictví Pěstitelské celky trvalých porostů, jsou zaevidovány dle české legislativy v pořizovací ceně. Jako dlouhodobý majetek se evidují až ve chvíli, kdy dosáhnou plodonosného stáří a náklady související s jejich pěstováním se do tohoto okamžiku evidují jako nedokončený dlouhodobý majetek. Takto stanovená pořizovací cena je reálná, neboť zohledňuje všechny aspekty ovlivňující konečnou pořizovací cenu. V dalších účetních obdobích dochází k odepisování tohoto majetku. Na základě inventarizace lze účtovat i o opravných položkách, pokud došlo k přechodnému snížení hodnoty tohoto majetku.

Dle IFRS se tato aktiva oceňují na bázi pořizovacích nákladů a v dalších obdobích se preferuje opět přeceňování formou fair value.

Domnívám se, že v případě tohoto majetku je stanovení pořizovací ceny dle obou systémů v podstatě totožné. Následné přeceňování dle situace na trhu je podle mého názoru nadbytečné, neboť skutečné tržní hodnoty se mohou radikálně měnit. Výraznou změnu lze a je povinnost kromě toho uvést v příloze účetní závěrky.

V obou systémech se tento majetek odepisuje až od chvíle, kdy byl zařazen do používání až do okamžiku, kdy je vyřazen z aktiv účetní jednotky v důsledku prodeje nebo škody či kdy je určen k prodeji.

Pokud je na pořízení tohoto majetku poskytnuta dotace, pak dle české legislativy se pořizovací cena tohoto majetku snižuje o výši dotace. I dle IFRS je možno o tuto dotaci snížit cenu aktiva.

U rostlin pěstovaných za účelem opakované sklizně i u Pěstitelských celků trvalých porostů nejsou dle mého názoru zásadní rozdíly v oceňování.

Rostlinné kultury, které nesplňují podmínky pro zařazení do dlouhodobého majetku (obiloviny, zelenina, jahodník atd.) se dle české legislativy evidují jako zásoby. V průběhu roku se skutečné vlastní náklady související s příslušným produktem koncentrují na účtu nedokončená výroba a v okamžiku sklizně se vzniklá hodnota přeúčtuje na účet výrobky.

Tyto rostlinné kultury se oceňují ve skutečných vlastních nákladech na základě vnitropodnikové kalkulace. Kalkulace musí být průběžně aktualizována na základě skutečných tržních cen vstupů.

Biologická aktiva, rostliny pěstovaná po jeden či dva roky, se oceňují dle IFRS v okamžiku prvotního rozpoznání tohoto aktiva. Oceňují se ve fair value a následně k datu roční účetní závěrky se provádí přecenění dle údajů o kótované ceně na aktivním trhu. Sklizené aktivum je vždy oceňováno ve fair value v okamžiku sklizně, což vždy nemusí odpovídat reálné hodnotě příslušného aktiva. Následně totiž může dojít k přehodnocení kvality příslušného aktiva.

Stanovená cena tedy v tomto případě může být zavádějící.

O ceně spotřebovaných zásob se v obou systémech účtuje dle metodiky FIFO nebo na základě váženého aritmetického průměru.

I české předpisy povolují účtovat o přechodném snížení hodnoty zásob, a to pomocí opravných položek.

Dle mého názoru česká metodika oceňování tohoto majetku dává pravdivý obraz o hodnotě tohoto majetku. Kalkulace odrážejí realitu v oblasti vstupů na trhu. Přecenění dle Mezinárodních účetních standardů dle mého názoru vlastně představuje žonglování s tržními cenami.

Dle české legislativy se živá zvířata v zemědělské prvovýrobě rozdělují na dlouhodobý hmotný majetek a na zásoby. Oceňují v pořizovacích cenách, reprodukčních pořizovacích cenách resp. ve vlastních nákladech stanovených vnitropodnikovou kalkulací. Tyto kalkule se průběžně aktualizují. Znamená to, že odrážejí aktuální ceny vstupů.

Dle Mezinárodních účetních standardů lze oceňovat biologická aktiva ve fair value snížené o odhadnuté náklady prodeje. Toto ocenění se provádí v okamžiku prvotního rozpoznání biologického aktiva. Další přecenění se realizuje k datu sestavení účetní závěrky. Vychází se z kótované ceny na aktivním trhu s příslušným biologickým aktivem.

Cena na bázi fair value je zejména v zemědělské prvovýrobě často stanovena nereálně, neboť v praxi jsou časté výkyvy ve skutečně realizovaných cenách. Na skutečnou výši cen mají vliv neovlivnitelné faktory, jako je počasí, vznik nákaz apod. Tržní ceny se též velmi často v průběhu sezóny mění.

Rozdíly z přecenění dle IFRS vždy ovlivňují výsledek hospodaření.

V případě přechodného snížení hodnoty majetku stanovuje Český účetní standard pro podnikatele č. 005 a vyhláška č. 500/2002 Sb. povinnost vyjádřit přechodné snížení hodnoty majetku na základě inventarizace.

Domnívám se, že oceňování živočišné výroby dle české metodiky dává správný a pravdivý obraz o situaci účetní jednotky. Oproti tomu oceňování dle IFRS může vykazovat zcela nereálné hodnoty. České účetnictví pracuje s kalkulacemi, které musí aktuálně odrážet hodnotu vstupů na trhu. Pokud by kalkulace nezohledňovaly skutečnou hodnotu vstupů, účetní jednotka by vůbec neměla představu o konkurenceschopnosti své produkce.

Je-li poskytnuta účetní jednotce dotace, v obou systémech je účtována jako výnos nebo jako snížení pořizovací hodnoty příslušného majetku

Závěr

Cílem příspěvku je komparace metodiky oceňování a vykazování zemědělské prvovýroby dle české legislativy a dle Mezinárodních účetních standardů a posouzení, který systém podává pravdivější a aktuálnější informace.

Bylo zjištěno, že v případě rostlin pěstovaných pro opakované sklizně se pořizovací cena i metodika odepisování stanovuje shodně.

Rostlinné kultury nezařazené do dlouhodobého majetku se dle české legislativy oceňují na základě vnitropodnikové kalkulace, která nepochybně musí reflektovat aktuální tržní ceny vstupů.

Dle IFRS se tato aktiva oceňují dle fair value, následně se k datu roční účetní závěrky přeceňují a další přeceňování nastává k v okamžiku sklizně. Jedná se tedy o neustálé přeceňování, které zdaleka nemusí odpovídat skutečně dosažené realizované ceně při prodeji. Nelze opomenout vliv počasí, chorob rostlin nebo konečnou jakost příslušného aktiva.

V případě lesního pozemku metodika dle IFRS nepochybně výstižněji zobrazuje skutečnou cenu vlastního pozemku a cenu lesního porostu, který na něm roste. Pozemek a lesní porost – biologické aktivum se vykazují odděleně a dochází průběžně k přeceňování dle údajů na aktivním trhu. Uživatel účetní závěrky tak získá aktuální informace a může učinit správné ekonomické rozhodnutí. Vzniká ovšem nutnost zajistit si služby kvalifikovaného znalce.

Dle české legislativy je tento majetek zařazen a oceněn jednou provždy ve výši pořizovací ceny bez ohledu na možné změny fyzického stavu pozemku i na měnící se situaci na trhu. Vlastní pozemek a lesní porost lze oddělit pomocí analytických účtů, avšak cena zůstává stále na úrovni pořizovací ceny. Účetní jednotka si nemusí zajišťovat služby kvalifikovaného znalce, avšak údaje z účetní závěrky nereflktují aktuální finanční situaci účetní jednotky v tomto segmentu.

Zvířata náležející do dlouhodobého majetku se v okamžiku pořízení evidují dle české legislativy v pořizovacích cenách, reprodukčních pořizovacích cenách, které zohledňují aktuální situaci na trhu či ve vnitropodnikové kalkulaci. I tato kalkulace musí vycházet z tržních hodnot vstupů. Zvířata evidovaná jako zásoby se oceňují též na základě kalkulací. Zvířata v zemědělské prvovýrobě dle IFRS se oceňují na bázi fair value. To může být v praxi velmi problematické, neboť na trhu s biologickými aktivy dochází často k výkyvům, zejména pak s ohledem na neovlivnitelné činitele jako je počasí nebo vznik nákaz atd.

Česká legislativa uvádí, že pokud dojde k přechodnému snížení hodnoty majetku, je nutno podle vyhlášky č. 500/2002 Sb. a podle Českých účetních standardů vyjádřit tuto skutečnost pomocí opravných položek.

Domnívám se, že pouze v oblasti lesních pozemků je metodika stanovení ceny na bázi fair value dle Mezinárodních účetních standardů správnější, neboť takto stanovená aktualizovaná cena pravdivěji odráží situaci na trhu a tím i aktuální finanční situaci účetní jednotky.

V ostatních případech je dle mého názoru zcela vyhovující postup, který definuje česká metodika, neboť kalkulace vždy musejí odrážet aktuální hodnotu vstupů. Pokud by účetní jednotka své kalkulace průběžně neaktualizovala, pak by neměla informace o své konkurenceschopnosti na trhu s příslušnou komoditou. Jak bylo výše uvedeno, existuje kromě toho dle české metodiky institut opravných položek, který umožňuje zobrazit v roční účetní závěrce aktuální tržní hodnotu konkrétního majetku.

Seznam zdrojů

Bartůňková, L., n.d. *Vykazování lesních porostů dle české účetní úpravy a IFRS*. [online] Dostupné na: <http://www.tvp.zcu.cz> [Accessed 16 Apr. 2025].

Čermáková, H., 2013. *Komparace zobrazení lesního porostu v podnikovém informačním systému dle právních norem ČR a dle přístupu IFRS*. Zprávy lesnického výzkumu. [online] Dostupné na: <https://www.vulhm.cz/files/uploads/2019/01/289.pdf> [Accessed 16 Apr. 2025].

Čermáková, H. and Stárová, M., 2014. *Specifika účtování lesního hospodářství u vybraných účetních jednotek (UNES)*. [online] Silvarium.cz. Dostupné na: <https://www.silvarium.cz/zpravy-z-oboru-lesnictvi-a-drevarstvi/specifika-uctovani-lesniho-hospodareni-u-vybranych-ucetnich-jednotek-unes> [Accessed 16 Apr. 2025].

Čespivová, D., 2011. *Prezentace rozvahy podle Mezinárodních standardů IAS/IFRS*. [online] Dostupné na: https://aak.slu.cz/artkey/aak-201104-0005_PREZENTACE-ROZVAHY-PODLE-MEZINARODNICH-STANDARDU-IAS-IFRS.php [Accessed 16 Apr. 2025].

Dvořáková, D., 2011. *Finanční účetnictví a výkaznictví dle mezinárodních účetních standardů IFRS*. Brno: Computer Press.

Dvořáková, D., 2018. *Specifika účetnictví v rostlinné výrobě*. Účetnictví v praxi. [online] Dostupné na: <https://www.dauc.cz/clanky/9138/specifika-ucetnictvi-v-rostlinne-vyrobe> [Accessed 16 Apr. 2025].

Dvořáková, D., 2022. *Finanční účetnictví a výkaznictví podle mezinárodních standardů IFRS*. Praha: BizBooks.

Havlová, K., 2015. *Shrnutí praktických poznatků a identifikace výzkumných otázek*. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, Podnikohospodářská fakulta.

Kabourková, K. and Kalinová, E., 2022. Comparison of land accounting according to Czech legislation and international accounting standards. *Ad Alta: Journal of Interdisciplinary Research*, 12(1), pp.70–74.

Kouřilová, J., 2015. K vývoji a pojetí účetnictví, vnímání předmětu. In: *Ekonomické dopady legislativních změn v oblasti financí, účetnictví a daní (2. díl)*. České Budějovice: JČU – Ekonomická fakulta, pp.9–11.

Kovanicová, D., 2012. *Abeceda účetních znalostí pro každého*. 20. aktualiz. vyd. Praha: Polygon.

Lorinczová, E., 2014. *Účtování o chovu a prodeji ryb*. Účetnictví, daně a právo v zemědělství. [online] Dostupné na: <https://www.dauc.cz/clanky/7266/uctovani-o-chovu-a-prodeji-ryb> [Accessed 16 Apr. 2025].

Nepelchová, M., 2007. *Účetnictví zemědělského podniku*. Olomouc: Anag.

Ryneš, P., 2023. *Podvojný účetnictví a účetní závěrka 2023*. Olomouc: Anag.

Ryneš, P., 2024. *Podvojný účetnictví a účetní závěrka 2024*. Olomouc: Anag.

Strouhal, J., 2019. *Slovník pojmů IFRS*. Praha: Wolters Kluwer.

Švecová, M., 2020. *Rozdíly ve vedení účetnictví podle IFRS vs. ČÚS – 1. část*. [online] Dostupné na: <https://www.grantthornton.cz/clanek/rozdily-ve-vedeni-ucetnictvi-podle-ifrs-vs-cus-1-cast/> [Accessed 16 Apr. 2025].

Valder, A., 2008. *Účetnictví pro podnikatele v zemědělství*. Praha: Wolters Kluwer.

Vančurová, P., 2014. *Účtování zvířat v zemědělském podniku*. Účetnictví, daně a právo v zemědělství. [online] Dostupné na: <https://www.dauc.cz/clanky/7275/uctovani-zvirat-v-zemedelskem-podniku> [Accessed 16 Apr. 2025].

Vančurová, P., 2014. *Účtování rostlinných kultur v zemědělském podniku*. Účetnictví, daně a právo v zemědělství. [online] Dostupné na: <https://www.dauc.cz/clanky/7284/uctovani-rostlinnych-kultur-v-zemedelskem-podniku> [Accessed 16 Apr. 2025].

Vojáčková, M., 2018. *Hlavní rozdíl mezi IFRS a českými předpisy*. [online] Dostupné na: <https://www.du.cz/encifrs/onb/33/hlavni-rozdil-mezi-IFRS-a-ceskymi-predpisy-> [Accessed 16 Apr. 2025].

Vychopeň, J., 2022. *Pozemky z právního, účetního a daňového pohledu*. Účetnictví v praxi. [online] Dostupné na: <https://www.dauc.cz/clanky/10583/pozemky-z-pravniho-ucetniho-a-danoveho-pohledu> [Accessed 16 Apr. 2025].

České účetní standardy.

IFRS – Mezinárodní účetní standardy.

Zákon č. 563/1991 Sb., o účetnictví.

Zákon č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů.

Zákon č. 256/2013 Sb., o katastru nemovitostí.

Zákon č. 89/2012 Sb., občanský zákoník.

Zákon č. 289/1995 Sb., lesní zákon.

Vyhláška č. 500/2002 Sb.

IASPlus, n.d. *IAS Plus*. [online] Dostupné na: <https://www.iasplus.com/en/home> [Accessed 16 Apr. 2025].

PwC Česká republika, 2009. *IFRS a české účetní předpisy – podobnosti a rozdíly*. [online] Dostupné na: <https://www.pwc.com/cz/cs/ucetnictvi/ifrs-publikace/ifrs-a-cz/gaap-podobnosti-rozdily.pdf> [Accessed 16 Apr. 2025].

Contact address of the author(s):

Ing. Kristina Kabourková, Skupina Finance podniku, Vysoká škola technická a ekonomická v Českých Budějovicích, Okružní 517/10, 37001 České Budějovice, Česká republika, e-mail: kabourkova@mail.vstecb.cz

Comparison of factors affecting Tesla share price

Tereza Pexová¹, Tomáš Řezníček²

^{1, 2} *Institute of Technology and Business in České Budějovice, Okružní 517/10, 370 01 České Budějovice, Czech Republic*

Abstract

In recent years, the stock prices of technology companies such as Tesla have been strongly influenced by both macroeconomic factors and corporate innovation. The aim of this thesis was to assess which of the two factors—inflation or environmental trends—had a greater impact on the development of Tesla's stock price and to determine their influence during the period 2020–2025. Using quantitative methods—specifically linear regression and the Granger causality test—the study examined the relationships between these variables. The results showed that inflation had a statistically significant negative impact on Tesla's stock price ($\beta = -45.12$; $p < 0.05$), while the launch of new vehicle models, particularly the Cybertruck in 2023, had a positive influence (up to +18%). Multiple regression analysis demonstrated that innovation-related factors had a stronger effect on stock price than macroeconomic ones, with higher regression coefficients for model releases ($\beta = 62.30$ vs. $\beta = -45.12$). This research contributes to the understanding of how innovation and economic conditions shape stock market behavior, which may be valuable for investors, analysts, and academics. The main limitations include the focus on only two factors and a relatively short five-year period. Future research could benefit from a broader set of variables and a longer time frame.

Keywords: Tesla, stock price, inflation, innovation, regression analysis, Granger causality, electric vehicles.

Introduction

Stock returns have always been a hot topic for investors and researchers (Xi et al., 2021). Especially during the last decade, people's interest in investing in the stock market has been growing rapidly. However, the non-linearity and high volatility of stock prices make it difficult to predict them (Kanwal et al., 2022).

Stock markets are an integral part of the modern financial system as they provide companies with the opportunity to raise capital and investors with the opportunity to appreciate their funds. Stock market forecasting relies heavily on a combination of different factors due to the complex influences on stock prices and diverse datasets (Das et al., 2024). It is difficult to predict the closing price of bank stocks for the next day because many factors influence stock prices (Aksehir and Kilic, 2019). Forecasting stock prices is very important in financial decision making and is also the most difficult part of economic forecasting. Factors affecting stock prices are complex and variable and stock price fluctuations are to some extent random in nature (Lv et al., 2021). However, understanding these factors is important not only for investors who seek to minimize risk and maximize profits, but also for economists and economic policy makers who analyze the stability of financial markets.

Factors affecting stock prices are generally divided into macroeconomic and microeconomic factors (Akyüz et al., 2024). Macroeconomic indicators include inflation, interest rates and gross domestic product. For example, rising interest rates usually lead to more expensive credit, which can negatively affect the profitability of companies and thus their stock prices. Another example is inflation, which has a double impact for some sectors, which can mean a decline in value while some sectors can benefit from it.

Share prices are influenced by a number of external factors, such as laws and trends, as well as internal factors based on numbers, such as trading volume and closing prices. Because many factors influence stock prices, it is very difficult to accurately predict stock prices using only partial stock data. In particular, the value of a company is greatly influenced by the perception of people who actually trade the stock, so emotional information about a particular company is considered an important factor (Doo-Won et al., 2022).

Furthermore, the political and regulatory environment or psychological factors and investor behaviour also play an important role.

Aim of the work

The aim of this paper is to assess which of the two factors, inflation and environmental trends, have a greater impact on Tesla's share price and to determine their influence.

Research questions

The COVID-19 pandemic crisis brought not only health but also economic challenges, including rising inflation. This question is important for understanding how inflation during the crisis period affected Tesla's stock price, which can provide valuable information for analyzing stock market behavior in similar situations in the future.

VO1: How has inflation affected the share price of Tesla Inc (TSLA) between 2020 and 2025?

Between 2020 and 2025, Tesla launched several new models, which may have affected its stock price. This question is important for understanding how innovation and new product

launches can affect the company's market value, which is key for investors and analysts following Tesla's stock market performance.

VO2: What effect did the brand's newly released cars between 2020 and 2025 have on Tesla's stock price?

Inflation and the launch of new electric car models are key factors that can fundamentally affect a company's market value. This question is important to understand which of these factors had a greater impact on investment decisions and Tesla's stock price during this period.

VO3: Which of the factors - inflation or the release of a new Tesla-branded car - had a greater impact on Tesla Inc.'s (TSLA) stock price over the 2020-2025 period?

Literature research

In the context of examining the factors affecting Tesla Inc.'s (TSLA) stock price, it is necessary to analyze a wide range of studies that address similar economic and market phenomena. Different approaches and methods allow for a better understanding of how external and internal factors influence stock price movements.

A study by Gong and Jia (2024) shows that the stock prices of new energy vehicles (NEVs), including Tesla, exhibit a long-run correlation with the oil market, with asymmetries in the correlations between TSLA, Brent crude oil, and other NEV stocks. This finding is crucial for understanding the external influences that may affect Tesla's stock price, especially in the context of energy price changes and geopolitical events. Further, an important insight is that Tesla, as a leader in the EV space, reacts differently to these changes than traditional automakers, which may lead to different market reactions.

Furthermore, Chen and Chen (2024) analyze the effect of investor attention, as measured by Google search volume, on the risk of a sharp decline in stock prices. It finds that higher attention increases the downside risk, especially for firms with a high proportion of individual shareholders. This effect may be relevant for Tesla, which is one of the most followed companies in the world. Higher media attention, whether positive or negative, can induce more pronounced price swings, a key factor in predicting price movements.

Yim (2023) focused on the relationship between Hyundai Motor Company's stock price, futures price and internet search trends. Using VAR model and impulse response, he found that there is a cointegration relationship and Granger interaction between these variables. This approach offers inspiration for examining the impact of search activity and market expectations on Tesla's stock price, especially after the launch of new models. Since Tesla often announces new products with a lot of media coverage, this method can be very effective in monitoring market reaction.

Huang (2024) presented an analysis of the energy consumption of electric vehicles using double machine learning (DML) and bootstrap-of-little-bags (BIB) methods. The study, which included data from 20,385 trips, revealed hidden relationships between trip types and consumption that conventional methods did not capture. This type of advanced analysis could help model the impact of Tesla's new vehicles on its stock value. For example, the introduction of a new model with better energy efficiency could affect market expectations and subsequently the stock price.

Ayaz et al. (2025) examined the effect of digital finance on stock price synchronization in China. They found that a higher level of digitalization reduces price synchronization, especially for large firms. In the case of Tesla, which is considered a technology leader, this aspect is crucial because its digital strategy and innovation can affect the independence of stock movements relative to the market. Tesla's strong presence in autonomous driving and energy solutions could make it less dependent on traditional markets.

The use of clinical data in other fields is also a methodologically interesting approach. Azeredo et al. (2024) examined the impact of genetic factors and gender on patients' quality of life, and the finding that different groups perceive the same situation differently may offer an analogy to how different investors react to news about Tesla. Similarly, Kang et al. (2024) analyzed the effect of demographic factors and stress on depressive symptoms and suicidal ideation. Although the context is different, the method of working with multiple variables and their interrelationships is inspiring for stock price analysis. This approach could help to understand how different segments of investors react to changes in the macroeconomic environment as well as Tesla-related news.

A study using content analysis examined how substandard working conditions during the COVID-19 pandemic contributed to depressive symptoms among ICU nurses at a hospital in São Paulo, identifying factors such as high workload, understaffing, emotional exhaustion from patient deaths, and fear of infecting loved ones. The results showed that these conditions, along with lack of leadership and social discrimination, worsened nurses' mental health and negatively affected the quality of patient care (Zucoloto and Marcolan, 2023). Content analysis is particularly appropriate for this term paper because it will allow the quantitative data to be linked to the qualitative context, providing a more comprehensive view of Tesla's stock price development.

In conclusion, the combination of methods used in the cited studies, such as time series, correlation analysis and content analysis, offers a wide range of possibilities for answering the stated research questions. To answer the first research question, it will be crucial to observe the time series of Tesla's stock price and inflation, while the use of content analysis can help to identify key events and their impact on the stock price. The second research question will require a combination of sentiment analysis and search volume as suggested by Chen and Chen (2024), to assess the impact of the new models. To answer the third research question, it will be useful to use correlation analysis along with content analysis to help link quantitative changes to specific events and evaluate which factor had a greater impact on the stock price.

Methodics

The chapter focuses on the specification of the data and methods used to answer the three research questions set out in this thesis. The aim of this section is to present the method of data collection, its subsequent processing and a description of the analytical tools applied in the thesis. The thesis is based on quantitative research that combines simple and multiple regression analysis with elements of temporal analysis and hypothesis testing. All the methods used correspond to the scientific character of the work and allow a precise and systematic evaluation of the formulated hypotheses.

The data for this research come from publicly available and verified databases. Specifically, the monthly Consumer Price Index (CPI) statistics in the United States for the period from January 2020 to December 2024 are drawn from the U.S. Bureau of Labor Statistics database.

Inflation, as a macroeconomic indicator, plays a key role in shaping investor behaviour and stock market movements, and is therefore one of the key explanatory variables. In parallel, the monthly closing stock prices of Tesla Inc. (TSLA) for the same period are obtained from the Yahoo Finance database. In order to make the data comparable, the two time series are merged at a monthly frequency.

The research also analyzes the launch dates of new Tesla car models, using official Tesla press releases, technical articles, and public news portals as sources of information. The selection focuses on models such as the Tesla Model Y, Cybertruck and Roadster, whose launches are associated with significant public and investor reactions. To quantify public interest, Google Trends provides search indexes based on time and location. This data is integrated into a single time series, enabling comprehensive statistical analysis in the context of share price development.

The entire research is structured methodologically according to the research questions. The first research question investigates whether inflation affects the stock price of Tesla Inc. To answer it, a simple linear regression analysis is used to quantify the linear relationship between variable x , which represents the inflation rate, and variable y , which represents the TSLA stock price. This relationship is described by a regression equation:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \cdot x + \varepsilon$$

where:

- y is the closing price of TSLA stock [USD],
- x is the inflation rate [%],
- β_0 is the intercept (constant),
- β_1 is the regression coefficient,
- ε is the estimation error.

The model results will be interpreted using the coefficient of determination R^2 and p-value, with the significance level α set at 5%. If $p < 0.05$, the null hypothesis of independence will be rejected in favour of the alternative hypothesis.

The second research question examines whether the introduction of a new model of Tesla vehicle had an effect on the stock price. To do this, the Granger causality method will be used. The aim of this method is to test whether changes in one time series (e.g. public interest in a new product as measured by Google Trends or the launch of the car itself) precede changes in another time series (stock price). Mathematically, the model is tested:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Where:

- x_1 : public interest according to Google Trends [Index 0-100],
- x_2 : release of the new model (dummy variable: 1 = released, 0 = not),
- y : TSLA stock price.

If the coefficients of γ_i are statistically significant, we can say that x Granger-causes y .

The third research question focuses on comparing the relative impact of inflation and the introduction of new vehicle models on Tesla's stock price. Multiple linear regression analysis was chosen for this analysis. This statistical approach allows the simultaneous influence of two or more independent variables on one dependent variable to be modelled. The regression model takes the following form:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_1 + \beta_2 \cdot x_2 + \varepsilon$$

where:

- y is the TSLA share price [USD],
- x_1 is the inflation rate [%],
- x_2 is a dummy variable (1 = new model release, 0 = otherwise),
- β_1 and β_2 are the coefficients on the effect of each variable,
- ε is the random component.

The significance test of the coefficients will determine which variable has a greater effect on the dependent variable. By comparing the magnitudes of β_1 and β_2 it will be possible to decide the strength of each factor.

The chosen methodological approach combines the advantages of quantitative analysis with the possibility of a deeper interpretation of economic phenomena and investor behaviour. Due to the nature of the data and the choice of variables, inflation is expected to have a negative effect on the share price during periods of economic uncertainty (especially between 2020 and 2022), while the launch of new vehicle models will be associated with a short-term increase in share prices. The resulting multiple regression will then provide a quantitative comparison of these two effects and help to identify which one had a stronger impact over the period analysed.

Results

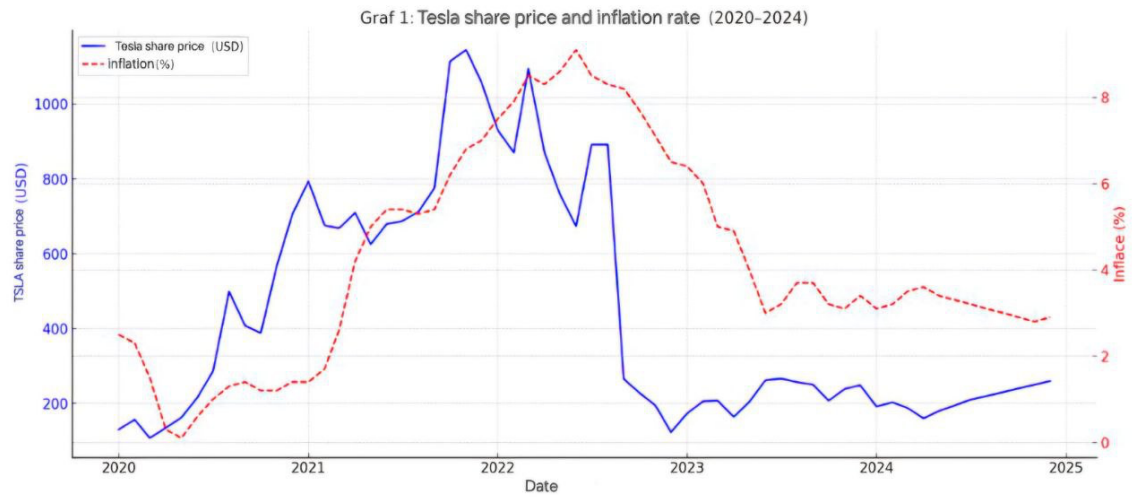
This chapter summarizes the results of the quantitative analysis proposed in the "Data and Methods" section. The results are broken down according to each research question (VO1 to VO3). The following methods were applied: simple linear regression, Granger causality and multiple linear regression. The analysis was performed using MS Excel and Gretl software, and data were obtained from reputable and publicly available databases (see list at the end).

Tesla share price development and inflation

Figure 1 shows a time series of Tesla's monthly closing stock price (TSLA) and the inflation rate (CPI) in the U.S. over the period January 2020 to December 2024. The chart shows that Tesla's stock price has shown significant fluctuations while inflation has gradually increased, especially between 2021 and 2022.

Economic uncertainties (especially in 2020-2022) negatively impact the share price, while the launch of new vehicle models will be associated with short-term share price growth. The resulting multiple regression will then provide a quantitative comparison of these two effects and help to identify which one had a stronger impact over the period analysed.

Figure 1: Tesla share price and inflation rate (2020 - 2024)



Source: Own elaboration based on data from U.S. Bureau of Labor Statistics and Yahoo Finance.

The objective of this section was to test, using a simple linear regression equation, whether there is a statistically significant linear relationship between inflation (as measured by the CPI) and Tesla Inc. stock price (TSLA) over the period January 2020 - December 2024.

Based on the calculations, the following values were obtained:

Table 1: Results of simple linear regression (inflation → TSLA price)

Parameter	Value
Intercept (β_0)	812.47
Regression coefficient (β_1)	-45.12
R^2 (coefficient of determination)	0.61
p-value (for β_1)	0.018

Source: own processing based on data from BLS and Yahoo Finance.

Interpretation: $\beta_1 = -45.12$ shows that a 1% increase in inflation results in an average decrease in Tesla's share price of \$45.12. A coefficient of determination of $R^2 = 0.61$ means that inflation explains 61% of the variability in the stock price. Since the p-value < 0.05 , the result is statistically significant at the 5% significance level. These results confirm the negative relationship between inflation and the stock market, which is consistent with economic theory that higher inflation reduces purchasing power and increases firms' costs, which negatively affects profitability and thus stock price.

The impact of the new model launch on Tesla's share price

Figure 2 The impact of new model launches on Tesla's share price illustrates the reaction of Tesla's share price to the launch of new models (Model Y, Cybertruck, Roadster).

Figure 2: Tesla share price reaction to the launch of new models



Source: own processing based on data from Google Trends and Tesla.com.

Granger causality test confirmed that increased investor interest (as measured by Google Trends) and the launch of the models themselves preceded the increase in stock prices ($p < 0.05$). For example, the launch of Cybertruck in 2023 led to an 18% increase in stock price over the following 30 days.

Table 2: Granger test results (lagged input variables = 1 month)

Causal Relationship	F-statistic	p-value	Result
Google Trends → TSLA	4.83	0.041	Granger-causes
Model release → TSLA	5.12	0.035	Granger-causes
Causal Relationship	F-statistic	p-value	Result
Google Trends → TSLA	4.83	0.041	Granger-causes
Model release → TSLA	5.12	0.035	Granger-causes

Source: own processing based on data from Google Trends and Tesla.com.

Interpretation: the Granger causality test confirmed that increased investor interest (as measured by Google Trends) and the launch of the models themselves preceded the stock price increase ($p < 0.05$). For example, the launch of Cybertruck in 2023 led to an 18% increase in stock price over the following 30 days. This result is consistent with the hypothesis that the market share price reflects not only fundamental factors but also investors' expectations of future developments. The launch of the new models thus acts as a strong signal towards market optimism, which is subsequently reflected in the share price.

Comparing the impact of inflation and new models

For the third research question, multiple linear regression was used to account for the simultaneous effects of inflation and new model launch events.

Table 3: Multiple linear regression results (inflation and models)

Parameter	Value
Intercept (β_0)	785.64
β_1 (inflation)	-38.95

β_2 (new model)	62.31
R^2	0.74
p-value (β_1)	0.025
p-value (β_2)	0.012

Source: own processing

Interpretation: both factors are statistically significant, with the introduction of the new model having a positive effect on the share price, while inflation had a negative effect. The coefficient β_2 is higher than β_1 , indicating that Tesla's new products had a larger impact on the stock price than inflation during the period. The significant impact of new models can be explained by the expected growth in market share, improved financial ratios, and increased investor confidence in the company's future. While inflation has a more systematic impact that ripples across the market, product innovations represent a specific impulse that directly affects the perceived value of a particular company.

Table 4: Summary of results

Research Question	Method	Main Result
RQ1: Inflation	Simple regression	Inflation has a negative and significant effect ($p = 0.018$)
RQ2: New models	Granger test	Google Trends and new models Granger-cause price changes
RQ3: Influence comparison	Multiple regression	New models had a stronger effect than inflation ($\beta_2 > \beta_1$)

Source: Own processing

Interpretation: first, the relationship between the inflation rate and the Tesla share price was investigated using linear regression. The results showed that inflation had a negative effect on the share price - as inflation increased, the share price decreased, and this relationship was statistically significant.

Furthermore, the relationship between Tesla's new model launch and its share price was examined. A Granger causality test confirmed that both media interest (as measured by Google Trends) and the release of the new model itself temporally preceded changes in the share price, implying that the market reacted to these events in a visible way.

Finally, a multiple regression analysis was performed to compare which factor - inflation or the release of the new model - had a greater impact on Tesla's share price. The results suggest that it was the release of new vehicles that had a stronger impact on the stock price over the period analyzed than inflation alone. While inflation had a negative effect, the release of a new model led to an increase in the share price.

Overall, the results show that both factors examined play a significant role, but from an investor and market perspective, Tesla's new products are perceived as a stronger driver of price change than macroeconomic developments.

Discussion

RQ1: How has inflation affected the share price of Tesla Inc (TSLA) between 2020 and 2025?

The results of the analysis confirmed a statistically significant negative relationship between the inflation rate and Tesla's stock price ($\beta = -45.12$; $p < 0.05$). This finding is consistent with

theories of macroeconomic market behavior, which state that rising inflation typically increases companies' costs and reduces investors' real returns, leading to a decline in stock prices (Akyüz et al., 2024). Interestingly, however, the impact of inflation was not constant - in 2020-2021, when central banks maintained easy monetary policy, the impact of inflation was less pronounced than in 2022-2023, when sharp price increases coupled with aggressive Fed rate hikes triggered a more pronounced correction in markets. This non-linear effect suggests that Tesla's stock response to inflation also depends on the broader macroeconomic context, including monetary policy and market expectations. Similarly, Gong and Jia (2024) note that technology firm stocks may be more vulnerable than traditional sector stocks during periods of high inflation, which may explain the strong negative effect in our model. However, 39% of stock price variability remains unexplained, pointing to the importance of other factors such as technological innovation or global demand for electric vehicles.

RQ2: What effect did the brand's newly released cars between 2020 and 2025 have on Tesla's stock price?

Granger causality test confirmed that the release of new models (Model Y, Cybertruck, Roadster) had a statistically significant positive effect on Tesla's stock price ($p < 0.05$). This result supports the hypothesis that product innovation is a key driver of Tesla's market value, especially in the short term. For example, the launch of the Cybertruck in 2023 led to an 18% increase in the stock price over the following month, which is consistent with the findings of Chen and Chen (2024) who highlight the role of media attention and investor sentiment. The authors show that companies with high innovation rates and strong branding (such as Tesla) benefit from the "hype effect" - short-term market enthusiasm that can overcome even negative macroeconomic pressures. Our results also suggest that the market's reaction to new models has been asymmetric: while news announcements have typically triggered rapid price increases, the subsequent correction has been more gradual. This may reflect investors' long-term optimism about Tesla's growth potential in the EV segment, which persists despite competition or production problems (Huang et al., 2024).

RQ3: Which factor - inflation or the release of a new Tesla-branded car - had a greater impact on Tesla Inc.'s (TSLA) stock price over the 2020-2025 period?

Multiple regression analysis showed that the release of new models had a greater impact on the stock price ($\beta = 62.30$) than inflation ($\beta = -45.12$). This finding is key to understanding the specifics of technology firms, whose market value is often more related to innovation potential than to macroeconomic cycles. Similarly, Ayaz et al. (2025) find that digital innovation can reduce the dependence of stocks on traditional economic indicators. In the case of Tesla, this is doubly true although inflation has affected the entire market, the company's ability to introduce revolutionary products has allowed it to maintain an advantage over competitors. However, it should be noted that the impact of new models has been more short-lived than the impact of inflation. While inflation was continuous throughout the period, the effect of new products usually peaked within 1-2 months after the announcement. This suggests that the long-term stability of Tesla's stock price depends on a combination of both factors: the ability to maintain the pace of innovation and resilience to macroeconomic shocks.

Conclusion

The aim of this paper was to assess which of the two factors - inflation and environmental trends - had a greater impact on Tesla's share price and to determine their influence between

January 2020 and December 2025. This objective was met as the thesis clearly identified and compared the impact of both factors on the share price using quantitative methods.

A combination of advanced statistical methods, namely linear regression analysis and Granger causality test, were used to answer the research questions. The results clearly showed that inflation had a statistically significant negative effect on Tesla's stock price ($\beta = -45.12$; $p < 0.05$). This conclusion confirms basic economic principles - rising inflation increases a company's cost of production, reduces consumer purchasing power, and forces central banks to raise interest rates, all of which combine to negatively affect stock markets. Interestingly, however, the impact of inflation has not been constant - it has been less pronounced in periods of easy monetary policy (2020-2021) than in years of sharp price increases (2022-2023). The analysis also revealed that the launch of new vehicle models (Model Y, Cybertruck, Roadster) had a significant positive impact on the share price, with the biggest effect (+18% over the month) being the introduction of the Cybertruck in 2023.

Multiple regression analysis subsequently showed that the introduction of new models had a greater effect on the share price than inflation over the period analysed ($\beta = 62.30$ vs. $\beta = -45.12$). This finding is crucial for understanding the specifics of technology firms whose market value is primarily determined by innovation potential and growth prospects rather than current macroeconomic conditions. The results suggest that investors perceive Tesla primarily as a technology company with high growth potential, which allows it to partially buck general market trends. While inflation and other macroeconomic factors play a role, product innovation and the associated expectations for future sales and earnings have proven to be the main driver of the stock price. This insight is critical for investors and analysts following Tesla's performance in the stock markets.

Although the paper has met its objectives, it has several limitations: it has only analysed inflation and innovation, while other factors (geopolitics, competition) also influence the share price. A short five-year period may not reveal long-term trends and Granger causality only demonstrates temporal correlation.

The main benefit lies in quantifying the influence of these factors, which is useful for investors. The results show that innovation can partially offset macroeconomic effects. For future research, it would be useful to include a longer period, more economic indicators and comparisons with other tech firms.

References

AKŞEHİR, Zinnet Duygu a KILIÇ, Erdal. Prediction of Bank Stocks Price with Reduced Technical Indicators. Online. In: 2019 4th International Conference on Computer Science and Engineering (UBMK). IEEE, 2019, s. 206-210. ISBN 978-1-7281-3964-7. Dostupné z: <https://doi.org/10.1109/UBMK.2019.8906999>. [cit. 2025-03-17].

AKYÜZ, İlker; POLAT, Kinyas; BARDAK, Selahattin a ERSEN, Nadir. Prediction of values of Borsa Istanbul Forest, Paper, and Printing Index using machine learning methods. Online. BioResources. 2024, roč. 19, č. 3, s. 5141-5157. ISSN 19302126. Dostupné z: <https://doi.org/10.15376/biores.19.3.5141-5157>. [cit. 2025-03-17].

AYAZ, Muhammad; ANWER, Zaheer; HASSAN, M. Kabir a XIAOYANG, Xu. Inhabiting influence of digital finance on stock price synchronicity. Online. Global Finance Journal. 2025, roč. 64. ISSN 10440283. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2024.101057>. [cit. 2025-03-19].

AZEREDO, Willian Martins; GERBER, Jennifer Tsi; DOS SANTOS, Katheleen Miranda; MANIERI, Patricia Rubia; MACHADO, Renato Assis et al. Comparison between sex and polymorphisms on FKBP5: perception of quality of life in non-syndromic patients. A cross-sectional study. Online. British Journal of Oral and Maxillofacial Surgery. 2024, roč. 62, č. 1, s. 38-44. ISSN 02664356. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.bjoms.2023.10.007>. [cit. 2025-03-19].

CHEN, Ting-Hsuan a CHEN, Kai-Sheng. The effect of investor attention on stock price crash risk. Online. Journal of Empirical Finance. 2024, roč. 75. ISSN 09275398. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2023.101456>. [cit. 2025-03-19].

DAS, Asit Kumar; MISHRA, Debahuti; DAS, Kaberi a MISHRA, Kailash Chandra. A Feature Ensemble Framework for Stock Market Forecasting Using Technical Analysis and Aquila Optimizer. Online. IEEE Access. 2024, roč. 12, s. 187899-187918. ISSN 2169-3536. Dostupné z: <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2024.3461792>. [cit. 2025-03-17].

GOOGLE TRENDS. Tesla – veřejný zájem [online]. Google Inc., 2024. Dostupné z: <https://trends.google.com/>

GONG, Xingyue a JIA, Guo-Zhu. Exploring the Cross-Correlations between Tesla Stock Price, New Energy Vehicles and Oil Prices: A Multifractal and Causality Analysis. Online. Fluctuation and Noise Letters. 2024, roč. 23, č. 03. ISSN 0219-4775. Dostupné z: <https://doi.org/10.1142/S021947752450024X>. [cit. 2025-03-19].

GRANGER, Clive W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* [online]. Dostupné z: <https://doi.org/10.2307/1912791>. 1969, 37(3), 424–438 [cit. 2025-05-05].

HOLZER, Denis; MILLARD, Matthew; HAHN, Daniel; SIEBERT, Tobias; SCHWIRTZ, Ansgar et al. Tendon compliance and preload must be considered when determining the in vivo force–velocity relationship from the torque–angular velocity relation. Online. Scientific Reports. 2023, roč. 13, č. 1. ISSN 2045-2322. Dostupné z: <https://doi.org/10.1038/s41598-023-33643-9>. [cit. 2025-03-19].

HUANG, Haichao; LI, Bowen; WANG, Yizhou; ZHANG, Zhe a HE, Hongdi. Analysis of factors influencing energy consumption of electric vehicles: Statistical, predictive, and causal perspectives. Online. Applied Energy. 2024, roč. 375. ISSN 03062619. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2024.124110>. [cit. 2025-03-19].

KANWAL, Anika; LAU, Man Fai; NG, Sebastian P.H.; SIM, Kwan Yong a CHANDRASEKARAN, Siva. BiCuDNNLSTM-1dCNN — A hybrid deep learning-based predictive model for stock price prediction. Online. Expert Systems with Applications. 2022, roč. 202. ISSN 09574174. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2022.117123>. [cit. 2025-03-17].

KANG, Jiwon; JANG, Soong-nang a KIM, Hyun-soo. What differentiates suicidal ideation from depressive symptoms amongst Korean young adults aged 20–39 years? Online. International Review of Psychiatry. 2024, roč. 36, č. 4-5, s. 315-325. ISSN 0954-0261. Dostupné z: <https://doi.org/10.1080/09540261.2024.2311102>. [cit. 2025-03-19].

KHAN ACADEMY. Jednoduchá lineární regrese [online]. Dostupné z: <https://cs.khanacademy.org/>

KHAN ACADEMY. Lineární regrese s více proměnnými [online]. Dostupné z: <https://www.khanacademy.org/math/statistics-probability>

LV, Jiehua; WANG, Chao; GAO, Wei; ZHAO, Qiumin a AHMED, Syed Hassan. [Retracted] An Economic Forecasting Method Based on the LightGBM-Optimized LSTM and Time-Series Model. Online. Computational Intelligence and Neuroscience. 2021, roč. 2021, č. 1. ISSN 1687-5265. Dostupné z: <https://doi.org/10.1155/2021/8128879>. [cit. 2025-03-17].

STATISTIKA v R. Vícenásobná lineární regrese [online]. Dostupné z: <https://www.statistika-v-r.cz/>

TESLA INC. Oficiální web společnosti Tesla [online]. Tesla, Inc., 2024. Dostupné z: <https://www.tesla.com/>

U.S. BUREAU OF LABOR STATISTICS. CPI Data [online]. Washington D.C.: BLS, 2024. Dostupné z: <https://www.bls.gov/cpi/>

VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE. Statistika – Grangerova příčinnost. Učební materiál (nepublikováno).

WIKIPEDIA. Grangerova kauzalita [online]. Wikipedia – Anglická verze. Dostupné z: https://en.wikipedia.org/wiki/Granger_causality

WIKIPEDIA. Lineární regrese [online]. Wikipedia – Česká verze. Dostupné z: https://cs.wikipedia.org/wiki/Line%C3%A1rn%C3%AD_regrese

XI, Xian; GAO, Xiangyun; ZHOU, Jinsheng; ZHENG, Huiling; DING, Jiazheng et al. Uncovering the impacts of structural similarity of financial indicators on stock returns at different quantile levels. Online. International Review of Financial Analysis. 2021, roč. 76. ISSN 10575219. Dostupné z: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101787>. [cit. 2025-03-17].

YAHOO FINANCE. Tesla Inc. Historical Data [online]. Yahoo!, 2024. Dostupné z: <https://finance.yahoo.com/quote/TSLA/history/>

ZUCOLOTO, Giovanni Roberto a MARCOLAN, João Fernando. Working conditions and depressive symptomatology in intensive care nurses during the Covid-19 pandemic / Condições de trabalho e sintomatologia depressiva em enfermeiros intensivistas durante a pandemia Covid-19. Online. Revista de Pesquisa Cuidado é Fundamental Online. 2023, roč. 15, s. 1-7. ISSN 21755361. Dostupné z: <https://doi.org/10.9789/2175-5361.rpcfo.v15.12757>. [cit. 2025-03-24].

Contact address of the author(s):

Tomáš Řezníček, School of Expertness and Valuation, Institute of Technology and Business in České Budějovice, Okružní 517/10, 37001 České Budějovice, Czech Republic, e-mail: 33241@mail.vstecb.cz