

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra Statistiky



Diplomová práce

**Vliv ekonomicko-politické situace na příjmy a vydání
domácností v roce 2020**

Jiří Orság

© 2023 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Jiří Orság

Ekonomika a management

Název práce

Vliv ekonomicko-politické situace na příjmy a vydání domácností v roce 2020

Název anglicky

The impact of the economic and political situation on household income and expenses in 2020

Cíle práce

Cílem diplomové práce je analýza dosavadního trendů v příjmech a vydáních domácností v České republice u vybraných skupin domácností. Autor bude vycházet z údajů v letech před 2020, vypočítá intervalové odhady pro rok 2020, jehož příjmy a vydání domácností byly poznamenány korona-virovou krizí. Následně budou odhady porovnány se skutečností a budou stanoveny závěry.

Metodika

Data o příjmech a vydáních budou čerpána ze zdrojů Českého statistického úřadu a budou zpracována metodami časových řad a regresních metod. K výpočtům bude využit vhodný statistický software (SAS, Statistica).

Doporučený rozsah práce

60-80

Klíčová slova

příjmy, výdaje, vydání, domácnosti, časové řady, trendy, statistické srovnávání, predikce, analýza

Doporučené zdroje informací

- ARLT, J. – ARLTOVÁ, M. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.
- MOŠNA, F. *Základní statistické metody*. V Praze: Univerzita Karlova v Praze – Pedagogická fakulta, 2017. ISBN 978-80-7290-972-8.
- SAMUELSON, P. A. – NORDHAUS, W. D. – GREGOR, M. *Ekonomie : 18. vydání*. Praha: NS Svoboda, 2007. ISBN 978-80-205-0590-3.
- SOUČEK, Eduard, 2006. *Statistika pro ekonomy*. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu. ISBN 80-86730-06-9.
- SVATOŠOVÁ, L. – KÁBA, B. – ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE. PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA, – ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE. KATEDRA STATISTIKY. *Statistické metody II*. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, 2008. ISBN 978-80-213-1736-9.

Předběžný termín obhajoby

2022/23 LS – PEF

Vedoucí práce

RNDr. František Mošna, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra statistiky

Elektronicky schváleno dne 20. 6. 2022

prof. Ing. Libuše Svatošová, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 27. 10. 2022

doc. Ing. Tomáš Šubrt, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 27. 03. 2023

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Vliv ekonomicko-politické situace na příjmy a vydání domácností v roce 2020" jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 28.03.2023

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval RNDr. Františku Mošnovi, Ph.D., za jeho odborné vedení a cenné rady, které mi pomohly výrazně zdokonalit mou práci.

Vliv ekonomicko-politické situace na příjmy a vydání domácností v roce 2020

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá analýzou příjmů a vydání domácností v roce 2020, které byly do značné míry ovlivněny politickou, pandemickou a ekonomickou situací, jež nastaly na území České republiky. V práci budou provedeny intervalové predikce v programu SAS na 95% hladině významnosti pro rok 2020 a poté bude zkoumáno, zda skutečně naměřená hodnota spadá do tohoto intervalu spolehlivosti.

Klíčová slova: příjmy, výdaje, vydání, domácnosti, časové řady, trendy, statistické srovnávání, predikce, analýza

The impact of the economic and political situation on household income and expenses in 2020

Abstract

The diploma thesis deals with the analysis of household income and expenses in 2020, which were largely influenced by the political, pandemic, and economic situation that arose in the Czech Republic. The thesis will include interval predictions in the SAS program at a 95% significance level for the year 2020, and then examine whether the actual value falls within this reliability interval or not.

Keywords: income, expenses, expenditures, households, time series, trends, statistical comparison, prediction, analysis

Obsah

1 Úvod.....	11
2 Cíl práce a metodika	12
2.1 Cíl práce	12
2.2 Metodika	14
3 Teoretická východiska	17
3.1 Domácnost.....	17
3.2 Příjem	18
3.3 Vydání	20
3.4 Daně	21
3.4.1 Daně přímé.....	21
3.4.2 Daně nepřímé	25
3.5 Zdravotní pojištění	27
3.6 Sociální pojištění	27
3.7 Odpočet od daňového základu	27
3.8 Daňové slevy	28
3.9 Plat, mzda.....	28
3.10 Spotřební funkce	30
3.11 Úroková míra	30
3.12 Úspory	32
3.13 Finanční rezerva	32
3.14 Inlace, deflace	33
3.15 Rozpočty, finanční plány	34
3.16 Ekonomické systémy	34
3.17 Hospodářské (ekonomické) cykly	37
3.18 Statistika rodinných účtů.....	38
3.19 CZ-COICOP.....	38
3.20 Statistické metody	39
3.20.1 Soubory (základní a výběrové).....	39
3.20.2 Aritmetický průměr.....	40
3.20.3 Klouzavý průměr	40
3.20.4 Směrodatná odchylka.....	41
3.20.5 Korelační analýza	41
3.20.6 Regresní analýza.....	42
3.20.7 Časové řady.....	43
3.20.8 Dynamika časové řady	43

3.20.9	Složky časové řady.....	44
3.20.10	Exponenciální vyrovnávání.....	45
3.20.11	Interval spolehlivosti (intervalové odhady)	46
3.20.12	Hladina významnosti, hladina spolehlivosti	47
3.20.13	Posuzování kvality modelu	47
4	Vlastní práce	50
4.1	Příjmy	50
4.1.1	Příjmy domácností zaměstnanců v České republice	50
4.1.2	Příjmy průměrných domácností v České republice	57
4.1.3	Průměrná mzda	63
4.2	Výdaje	72
4.2.1	Výdaje průměrných domácností na potraviny a nealkoholické nápoje	80
4.2.2	Výdaje průměrných domácností na alkoholické nápoje a tabák	86
4.2.3	Výdaje průměrných domácností na oděvy a obuv	92
4.2.4	Výdaje průměrných domácností na bydlení, vodu a energie	97
4.2.5	Výdaje průměrných domácností na bytové vybavení	103
4.2.6	Výdaje průměrných domácností na zdraví.....	110
4.2.7	Výdaje průměrných domácností na dopravu	116
4.2.8	Výdaje průměrných domácností na poštu a telekomunikaci	126
4.2.9	Výdaje průměrných domácností na kulturu a rekreaci	131
4.2.10	Výdaje průměrných domácností na vzdělávání	138
4.2.11	Výdaje průměrných domácností na stravování a ubytování	145
4.2.12	Výdaje průměrných domácností na ostatní zboží a služby	153
5	Výsledky a diskuse	160
5.1	Příjmy	160
5.2	Výdaje	161
6	Závěr.....	165
7	Seznam použitých zdrojů.....	167
8	Seznam obrázků, tabulek, grafů a zkratk	179
8.1	Seznam obrázků	179
8.2	Seznam tabulek.....	179
8.3	Seznam grafů	182
8.4	Seznam vzorců	186
Přílohy		187

1 Úvod

V současné době jsou příjmy a výdaje domácností stále diskutovanějším tématem z hlediska ekonomické stability a celkového blahobytu. V letech 2022 a 2023 médii rezonovala nejvíce vydání spojená s energiemi, konkrétně rostoucí ceny plynu a elektřiny. S touto situací se nepotýkaly domácnosti pouze v České republice, nýbrž na celém světě. K této situaci se vyjadřovalo i mnoho expertů dané problematiky, a každý z nich měl na řešení situace jinou radu. Někteří se hlásili k nastavení horního stropu cen energií a jiní se hlásili k dočasnému zrušení DPH. Domácnosti však byly nakonec nuceny se ve velikosti spotřeby těchto služeb umírnit, aby celou tuto situaci přešly. V této práci ale tato období analyzována nebudou, jelikož údaje z těchto let ještě nejsou k dispozici. Tato práce se bude zabývat obdobími předcházejícími, konkrétně roky 2000 až 2019. Jak vyplývá z grafu 18, výdaje mezi těmito obdobími jsou ve své struktuře takřka stále, neboť se jejich struktura výrazně neměnila. V roce 2020 se však vše změnilo, a to kvůli pandemii COVID-19, která měla obrovský dopad na celosvětovou ekonomiku a výrazně ovlivnila příjmy a výdaje domácností v mnoha zemích včetně České republiky. V České republice byly ekonomické dopady pandemie znatelné na řadě sektorů, což znamenalo, že se příjmy a výdaje domácností musely přizpůsobit novému stavu. Mezi dopady této pandemie, které by bylo věcné zmínit, spadá například povinné zakrytí dýchacích cest, což znamenalo nejdříve nošení roušek a při zhoršující se situaci se pak přešlo na respirátory třídy FFP2 či vyšší. Dále sem neodmyslitelně náleží i uzavírání různých sektorů maloobchodu, jako byly například sektory s oděvy, obuví, kosmetikou, elektronikou a mnoho jiných. Důležité je také nezapomenout na některá omezení, kterými se museli podnikatelé řídit, jako byly například omezení počtu lidí v prodejnách dle jejich výměry, kontinuální dezinfekce prostor prodejen či rozestupy mezi zákazníky v řadách. Další omezenou oblastí byl také sektor služeb, konkrétně služeb masérských, kosmetických, kadeřnických, prádelen, čistíren a mnoha jiných. Omezeny byly také provozy posiloven a sportovišť. Následky pandemie zajisté pocítil i sektor restaurační zařízení a stravovacích služeb, kdy byla tato zařízení dokonce zcela uzavřena pro veřejnost a na svůj provoz si mohla vydělávat po určitý čas pouze rozvozem a donáškou jídel. To, které sektory byly či nebyly pandemií v roce 2020 ovlivněny je zkoumáno v této diplomové práci.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Cílem této diplomové práce je provedení analýzy příjmů a výdajů určitého typu českých domácností v období mezi lety 2000 a 2020. Pro splnění tohoto cíle bude záhodno ověřit platnost 16 hypotéz. U kategorie příjmů bude analyzována skupina domácností se zaměstnanci, poté bude analyzována skupina takzvaných průměrných domácností a poslední analýza příjmové skupiny se bude zabývat průměrnou hrubou měsíční mzdou. U domácností zaměstnanců se předpokládá první hypotéza neovlivnění příjmů v roce 2020 a u průměrných domácností naopak druhá hypotéza předpokládá jejich ovlivnění, jelikož se v České republice nachází mnoho podnikatelských subjektů. Neovlivnění událostmi roku 2020 je předpokládáno také u průměrné hrubé měsíční mzdy. Zbýlých 13 hypotéz se týká výdajové skupiny, která bude vztažena na průměrnou českou domácnost. Čtvrtá hypotéza se bude zabývat celkovými výdaji a dalších 12 bude stanoveno pro každou výdajovou skupinu, dle metodiky Českého statistického úřadu, kterých je celkem 12. U první výdajové skupiny, zabývající se výdaji na potraviny a nealkoholické nápoje, je předpokládáno neovlivnění, poněvadž potřeba přijímat potravu a živiny zůstává neustále stejná, tudíž by k jejich razantnímu navýšení či snížení dojít nemělo. Je nepravděpodobné, že by domácnost utratila skokově více za produkty této výdajové skupiny v horizontu jednoho roku. K navýšení by mohlo dojít v případě, že by byla data měsíční, jelikož se v tomto roce, především při začátku pandemie rozmohlo nakupování potravin „do zásoby“ z důvodu paniky, která některé občany České republiky zachvátila. Ovlivnění je naopak předpokládáno u druhé skupiny, skládající se z výdajů na nákup alkoholu a tabáku. Důvodem k tomuto předpokladu je uzavření restauračních zařízení, tudíž občané nemohli chodit konzumovat alkohol do hospod a byli nuceni konzumaci přesunout domů. Ovlivnění je předpokládáno také u třetí skupiny, která se zabývá výdaji na nákup oděvů a obuvi, jelikož byly prodejny těchto produktů po určitou dobu uzavřeny. I přesto, že domácnosti trávily většinu času ve svých obydlích, nepředpokládá se, že by spotřeba vody, energie a nákladů na bydlení stouply natolik, aby byla tato vydání v roce 2020 mimo interval predikce. Ovlivnění je pak zase předpokládáno u bytového vybavení, neboť domácnosti trávily většinu času doma, tudíž si lidé chtěli své příbytky vylepšit

k obrazu svému. U skupiny výdajů na zdravotní potřeby je situace totožná, předpokládá se ovlivnění, poněvadž domácnosti utracely větší množství svých finančních prostředků na nákup respirátorů, roušek a dezinfekcí. Ačkoliv se může zdát, že doprava byla během pandemie méně využívána, hypotéza zabývající se velikostí výdajů této skupiny předpokládá opak. Obyvatelé, u kterých bylo toto řešení možné, během pandemie sice pracovali převážně z domova, avšak ti, kteří jezdili na nákupy auty, si těchto výletů dopřáli. Práce z domova byla také dle expertů mentálně náročná, tudíž pohonné hmoty, který byly ušetřeny díky necestování do zaměstnání, byly spotřebovány na víkendových projížďkách za regeneraci mentálního zdraví. U obyvatel, kteří využívali k cestování do práce MHD, se náklady nesnížily z důvodu vlastnictví předplacených jízdenek. Neovlivnění je dále předpokládáno také u skupiny pošta a telekomunikace, poněvadž většina obyvatel u průměrných domácností již v této době vlastnila internetové připojení či mobilní tarif, a proto nebyli nuceni tuto skupinu vydání dále navyšovat. U zbylých čtyř skupin výdajů jsou hypotézy založeny na předpokladu, že došlo k jejich ovlivnění. Konkrétně se jedná o skupinu výdajů spojených s kulturou a rekreací, neboť velké množství kulturních a rekreačních subjektů bylo nuceno nějakým způsobem omezit svou činnost. Výdaje na vzdělávání jsou další z předpokládaných ovlivněných skupin, jelikož domácnosti investovaly své finanční prostředky do nabývání nových znalostí skrze různé kurzy či certifikace, především pak podnikatelé, jejichž podnikání bylo omezeno. U skupiny stravovacích a ubytovacích služeb je bez více nutného popisování také předpokládáno ovlivnění, stejně jako u poslední skupiny výdajů na koupi ostatního zboží a služeb, kam spadají potřeby na osobní péči, či služby prováděné v kadeřnických a kosmetických salónech.

2.2 Metodika

Data pro tuto diplomovou práci byla čerpána z webu Českého statistického úřadu z vybraných tabulek. Poněvadž se jedná o relativně dlouhé časové období (20 let), bude muset dojít ke spojení několika různých časových řad z různých tabulek. Tabulky pro vytvoření jedné časové řady budou vybrány tak, aby byla zachována logická souvislost mezi tabulkami. První čtyři období, tj. období od roku 2000 až do roku 2003 budou čerpána z datové řady popisující průběh veličin mezi lety 1989 a 2003. Tato tabulka nese označení *Čisté peněžní příjmy a vydání, bilanční položky, naturální příjmy a vydání v letech 1989–2003* (1. Domácnosti zaměstnanců celkem, 2. Průměrná domácnost). Jelikož začínají následující časové řady až rokem 2005, bude nutno interpolovat hodnotu pro rok 2004. Ta bude dopočtena prostým aritmetickým průměrem ze sousedních hodnot. (Hodnota pro rok 2004 se bude rovnat součtu hodnot roku 2003 a 2005 a následnému vydělení tohoto součtu dvěma.) Pro pokračování v časové řadě nastávají dvě logické možnosti volby, které doplňují předchozí tabulky. První alternativou je vzít data z tabulky s názvem *Domácnosti podle decilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu*, druhou pak tabulka *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu*. Z těchto dvou alternativ bude vybrána ta, jejíž absolutní rozdíl mezi lety 2003 a 2005 bude menší. Pomocí tohoto pravidla byla vybrána tabulka dle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu, nikoli decilového rozdělení. Pro časovou řadu zaměstnanců bude výsledná hodnota vstupující do analýzy vypočtena jako průměr ze všech kvintilů domácností zaměstnanců, a pro průměrné domácnosti budou zprůměrovány hodnoty celého řádku, tj. domácností zaměstnanců a domácností důchodců. U průměrné hrubé měsíční mzdy se bude jednat o data z katalogů průměrných mezd. V případě výdajů bude analyzován pouze jeden typ domácnosti, a tou je domácnost průměrná. Data od roku 2000 do roku 2003 budou získána ze stejné tabulky, jako v případě příjmů. Výdajové časové řady na webu ČSÚ nepostrádají hodnotu roku 2004, tudíž tato hodnota nemusí být dopočítávána. Na webu ČSÚ je pouze jedna časová řada, která je celistvá mezi lety 2004 až 2020, pouze s malými změnami v názvech tabulek a jejich struktuře. Pro doplnění hodnot časové řady pro roky 2004 a 2005 bude sloužit tabulka s označením *Domácnosti celkem, domácnosti zaměstnanců podle čistého peněžního příjmu na osobu (kvintily), roční průměry na osobu*. Roky 2006

až 2015 budou doplněny z tabulek *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily*. Zbylé roky pak budou doplněny z tabulek *Domácnosti podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu*. Finální data jsou pak z tabulek vybrána tak, aby dávala logickou návaznost mezi sebou a nepočítala pouze s jedním druhem domácnosti, ale se všemi přítomnými. Jedná se opět o průměry vybraných hodnot. Po sestavení časové řady do excelovské tabulky následuje analýza časových řad v programu SAS. Data jsou do programu vložena jako excelovský soubor skrze proceduru import data. Jako první je vždy provedena diagnostika časové řady, tj. ověření výskytu sezónnosti, trendu a případně potřeby logaritmické transformace dat. Po provedení této procedury následuje procedura fit models automatically. Modely v této proceduře jsou řazeny dle kritéria MAPE, a k analýze je vždy vybrán nejvhodnější model exponenciálního vyrovnávání, tj. model exponenciálního vyrovnávání, který má nejmenší hodnotu srovnávacího kritéria MAPE. Vybraný model exponenciálního vyrovnávání musí vyhovět kvalitativnímu testu. V tomto testu jsou analyzovány jeho reziduální hodnoty, zdali nevytvářejí na grafu reziduí obrazce nebo nedisponují vzory v chování. Po analýze reziduí následuje analýza jejich autokorelací, konkrétně autokorelace normální, autokorelace parciální a autokorelace inverzní. Autokorelace jsou zkoumány v případě prvního a druhého řádu. Je zkoumáno, zdali obdélníky znázorňující míru autokorelace nepřesahují linie, které jsou kritické pro hodnocení autokorelací. Poté následuje analýza jednotlivých parametrů modelu a jejich významnosti či nevýznamnosti pro model. U těchto tří kroků je tolerance maximálně jedné chyby. Uvedeno na příkladu, pokud by byla v modelu shledána jakákoliv autokorelace jakéhokoliv řádu a jeden z parametrů by byl shledán nevýznamným, byl by model vyřazen z analýzy a testoval by se další model exponenciálního vyrovnávání, dle kritéria MAPE, stejným procesem. Výchozím bodem analýzy dalšího modelu by bylo místo, kde předchozí model skončil. Poté by se opět diagnostikoval model ve chronologické posloupnosti. Za pomoci modelu, který úspěšně obstojí v tomto testování, je sestaven predikční interval, a je zkoumáno, zda se skutečné hodnoty roku 2020 nacházejí či nenacházejí uvnitř tohoto intervalu. V případě, že bude skutečná hodnota podmnožinou intervalu, bude analyzovaná časová řada shledána neovlivněnou, v opačném případě pak ovlivněnou. Problém může nastat u průměrné hrubé měsíční mzdy, kde jsou čtyři období, a může dojít ke shodě u celkové hodnoty. V takovém případě je vypočten rozdíl mezi sumou hodnot spadajících

do intervalu a nespádající do intervalu. Pokud bude nabývat výsledný rozdíl kladných hodnot, bude průměrná hrubá měsíční mzda sledována neovlivněnou. Všechny testy a odhady budou prováděny na hladině významnosti alfa 0,05, tedy při 95% spolehlivosti.

3 Teoretická východiska

3.1 Domácnost

Pro analýzu vlivu ekonomicko-politické situace na domácnosti je nejprve nutné definovat klíčový pojem a tím je pojem domácnost. Do 31.12.2013 měla definice domácnosti místo v Občanském zákoníku, tedy ve starém Občanském zákoníku. Domácnost se skládala z fyzických osob, jež společně dlouhodobě žily a kolektivně platily výdaje na své potřeby (Občanský zákoník, 2011, § 115). Pro tuto diplomovou práci bude využito této definice i přesto, že v roce 2020 již není právně platná. Dnešní, tj. nový Občanský zákoník pojem domácnost právně nedefinuje. Nový Občanský zákoník nedefinuje rodinnou domácnost a slovo domácnost využívá v odlišných případech např. v případě konkrétního místa nebo jako seskupení osob. Díky této skutečnosti je možné domácnost využít v odlišných případech (Novotný, Ivičicová, Syrůčková a Vondráčková, 2017, s. 51).

Domácnosti mohou být rozčleněny do skupin pomocí různých parametrů. Prvním z parametrů může být jejich sídlo, jelikož i to ovlivňuje příjmy a výdaje. Domácnost se sídlem ve velkém městě, např. v Praze, bude mít vyšší peněžní příjem než na vesnici, ale také její výdaje na bydlení budou vyšší. Druhým způsobem rozčlenění může být rozčlenění podle stáří jedinců. Odlišné rozpočtové rozložení bude v domácnosti, jež tvoří třicetiletý pár, který platí nájemné a spoří své finance na pořízení nového elektromobilu, elektrospotřebiče či zájezdu do zahraničí, a rozpočtové rozložení staršího páru v důchodovém věku, jehož čas vyplňuje práce na zahradě, pěstují si vlastní zeleninu, žijí v bytě v jejich osobním vlastnictví, tudíž neplatí nájem a nepotřebují spořit na pořízení nových statků. Jednou z dalších možností členění domácností je podle druhu příjmů, tedy zda příjem pochází ze zaměstnání, či se v domácnosti nachází osoba samostatně výdělečně činná. Dále lze domácnosti separovat pomocí ekonomického statusu členů, tj. zda se v domácnosti nachází studenti nebo nezaopatřené děti, osoby v důchodu či ekonomicky aktivní a jejich počet. Dalším z rozdělení je rozdělení dle výše příjmů, protože jak vyplývá z ekonomických teorií o spotřebním chování, čím vyšší jsou příjmy domácnosti, tím vyšší jsou její vydání, avšak vydání nerostou lineárně s příjmy, ale pomaleji, a tak dochází k nárůstu úspor, viz níže. Jiné tudíž budou vydání domácnosti

s příjmy vysoko nad průměrnou mzdou a jiné vydání budou mít domácnosti, které se pohybují s příjmy na úrovni životního minima, jež je rovno částce 3 860,- Kč na osobu (Ministerstvo práce a sociálních věcí, 2020). Odlišné budou také vydání domácnosti, která bydlí v nemovitosti v osobním vlastnictví, tudíž její fixní vydání tvoří náklady na energie a spravování nemovitosti, jiné budou vydání domácnosti, která žije v pronajaté nemovitosti a rozdílné budou také vydání domácnosti, která financuje nemovitost skrze hypoteční úvěr. Takto lze domácnosti rozdělit dle nespočetně parametrů, avšak ne všechna rozdělení jsou v jistý moment relevantní.

Mezi další užitečné definice patří definice majetku a jmění. Vše, co dotyčný vlastní, představuje jeho majetek. Jmění je pak tvořeno součtem majetku a dluhů (Zákon č. 89/2012 Sb. § 495).

Majetek je důležitým pojmem zejména ve sdílených domácnostech, např. ve sdílených studentských nemovitostech, protože ku příkladu bílá elektronika je většinou také mezi vybavením pronajaté nemovitosti. Studenti proto nemusí utrácet své příjmy za tento typ statků a mohou své příjmy využít k nákupu kvalitnějších potravin a lepších služeb. Zároveň však některý majetek generuje vydání, protože jeho provoz není bezplatný, u bílé elektroniky je nákladem spotřeba elektřiny, která sice v roce 2022 velmi prudce vzrostla, avšak tuto práci to neovlivní, protože v roce 2020 byly ceny mnohem stabilnější.

3.2 Příjem

Pojmem příjem se rozumí proud mezd, platů, úrokových výnosů a dalších ocenitelných statků, které proudí do ekonomického subjektu v určitém časovém intervalu, nejčastěji tímto obdobím bývá období jednoho roku (Samuelson, Nordhaus, 2007, s. 226). V terminologii domácností se příjem skládá nejčastěji ze mzdy nebo platu, které tvoří většinou jeho největší část. V případě, že osoby v domácnosti nejsou zaměstnané, tvoří jejich většinou složku důchod, ať už starobní či invalidní nebo výsledek hospodaření u osob, které podnikají, takzvaných OSVČ tedy osob samostatně výdělečně činných. Příjmy je u nich možné stejně jako u domácnosti rozdělit do několika kategorií. Lze je dělit na příjmy fixní a variabilní, příjmy s pravidelnou či nepravidelnou frekvencí, příjem očištěný od daně, tzv. čistý či disponibilní a příjem neočištěný od daně, tzv. hrubý příjem.

Fixní příjem je druhem příjmu, který v určitém časovém intervalu zůstává beze změny. Může se jednat jednak o interval měsíční, ale také roční. V této skupině se nachází například platy a mzdy, invalidní a starobní důchody, sociální podpory nebo příjmy z pronájmů, ať už věci movitých či nemovitých, kam je možné zařadit prostory k bydlení, jako jsou byt a dům, prostory k rekreaci, zde spadají zahrady a chaty, ale také komerční prostory k podnikání, garáže a ostatní pozemky, např. zemědělské půda, lesy a vodní plochy.

Opakem příjmu fixního je příjem variabilní, jež působí více proměnlivě během časového období. Proměnlivost příjmu se projevuje jednak v jeho výši, kdy, pokud se jedná o čtvrtletní prémie nebo dividendy, které závisí na tom, jak velký bude zisk firmy, dá se za fixní považovat frekvence, avšak ne velikost příjmu, protože pravděpodobnost, že by měl podnik stejný zisk v různých časových intervalech je velmi malá. Do opačných případů, tj. když se frekvence mění, ale výše zůstává stejná, je možné zařadit bonus za doporučení kolegy do firmy, který je ve společnostech stále více a více populární. Výše za doporučení kolegy je stejná, avšak doporučení zaměstnance se neopakuje v pravidelných intervalech. Dále je zde možné zařadit i příjmy z prodeje, ať už prodeje akcií, auta či nemovitostí, nebo výsledky hospodaření podnikajících subjektů. Domácnost, která vlastní lyžařský vlek si během zimy vydělá bezpochyby více peněžních prostředků než v létě. Daly by se zde také zařadit i peněžní půjčky, úvěry a hypotéky, protože ty tvoří jednak jednorázový variabilní příjem, ale také fixní dlouhodobý výdaj v podobě splácení peněžních závazků. U těchto variabilních příjmů je také nutné podotknout, že v dlouhodobém horizontu nejsou příjmem, ale naopak výdajem, protože ze subjektu odečtou jednak peníze, které si subjekt propůjčil, ale také úroky a poplatky, které je možné označit jako cenu za poskytnutí těchto peněžních prostředků. Ve výsledném saldu pak proto nabývají záporných hodnot. Další činnost, která se dá zařadit mezi variabilní příjmy je pomoc sousedům. Ačkoliv si to lidé neuvědomují i finanční odměna za tuto činnost by měla být zdaněna 15% daní dle zákona o daních z příjmů. Bohužel ale pro státní rozpočet kapacity na hlídání těchto "černých" příjmů jsou nedostačující, a tak je takřka nemožné je hlídat. Variabilní příjem z kategorie nezdanitelných je například dar od rodinných příslušníků. Je-li ale dárce člověk, který nepatří do rodinného kruhu, měl by podléhat opět 15% daní z příjmu.

Posledním příjmem, který je potřebný objasnit pro tuto diplomovou práci, je příjem disponibilní, který vychází ze slovesa disponovat. Příjem disponibilní vychází z příjmů subjektu, která je zkrácená o daně, kterým příjmy podléhají (Samuelson, Nordhaus, 2007, s. 383). Disponibilní příjem domácnosti se pak skládá z jednotlivých disponibilních příjmů členů domácnosti. Od tohoto příjmu se pak odvíjí ekonomicko-spotřební chování domácnosti, protože udává celkovou velikost disponibilních peněžních prostředků, se kterými pak může domácnost nakládat a odvíjí se od nich i velikost jejich výdajů.

3.3 Vydání

Vydání domácnosti představují peněžní toky, které domácnost vynakládá na svůj provoz, a které členové vynakládají na uspokojování svých potřeb (Málek, Oškrdalová a Valouch, 2010, s. 13). Vydání, stejně jako příjmy, je také možné rozdělit do několika kategorií, přičemž nejdůležitější je rozdělení do kategorií fixních a variabilních.

Vydání fixní jsou vydání, která jsou vynakládána v pravidelných intervalech a částkách. Jejich nevynaložení může být významnou překážkou v chodu domácnosti. V konkrétních případech může chod domácnosti i přerušit, např. pokud domácnost nezaplatí nájemné za užívání nemovitosti, hypoteční splátku, za spotřebu elektřiny nebo vody, různá pojištění, ale také školné či výdaje za stravování. Jejich velikost je ze strany domácnosti velmi obtížné měnit a minimalizovat. Do fixních vydání je možné také zařadit daně, ať už z příjmu fyzických a právnických osob, které jsou většinou placeny v zálohách ze mzdy či zisku u osob samostatně výdělečně činných, tak ale také daně z přidané hodnoty, či platby sociálního a zdravotního pojištění.

Vydání jejichž velikost může být domácností usměrněna a jsou tedy závislé na volbě členů, jsou vydání variabilní (Málek, Oškrdalová a Valouch, 2010, s. 13). Zde lze zařadit například výdaje na stravování ve stravovacích zařízeních, vydání za zábavu, či výdaje na pořízení nových spotřebičů a vybavení domácnosti.

Ačkoliv se může zdát, že jsou tyto 2 kategorie při rozdělování vydání dostačující, stejně jako tomu bylo u příjmů, opak je pravdou. Pokud se zanalyzují rozpočty domácností do detailu, lze si u nich všimnout, že existují vydání, které je možné ovlivnit v určitém časovém horizontu a lze je tudíž zařadit mezi tzv. “polo-fixní” vydání. Zde by spadaly například paušální tarify na volání, poplatky za internet a školné. Tato vydání je možné

ovlivnit, avšak jen do určité míry a v delším časovém horizontu, který vyplývá z výpovědních lhůt jednotlivých smluv. Po vypovězení je pak možné najít finančně méně náročnou alternativu k danému produktu. Z procesu je ale jasné, že provedení bude mnohem náročnější, než si koupit v potravinách levnější šunku nebo neznačkové boty v obchodě s obuví.

3.4 Daně

I přesto, že není v literatuře výslovná shoda a každý zdroj se v definování daní mírně rozchází, majoritní podíl zdrojů začleňuje do daňových plateb všechny nedobrovolné platby státnímu sektoru, u kterých se nevyskytují principy ekvivalence. Za těchto podmínek lze definici daně formulovat jako povinnou platbu státu, bez možnosti protiplnění (Ochrana, Pavel, Vitek, 2010, s. 171). Daně jsou důležitým prvkem státního rozpočtu. Jsou nutné k tomu, aby bylo možné finančně zaopatřit chod státní správy, a aby se nezhoršovala životní úroveň obyvatel daného státu. Daně jsou využity například k vyplácení platů státních úředníků, dotování projektů, nemocenské a sociální pojištění, obnově dopravní infrastruktury a nespočtu jiných. Všechny údaje k daním jsou platné k datu 30.10.2020, protože praktická část se zabývá daty z roku 2020, kdy ještě neplatila novela zákona o daních z příjmu, která změnila postup výpočtu velikosti daně z příjmu, respektive základu, ze kterého je daň vypočtena.

3.4.1 Daně přímé

V případě přímých daní nelze delegovat povinnost daňové platby na jiný subjekt, mimo jednoho případu, a to je v případě daně z příjmu ze závislé činnosti. Konkrétně se jedná o vztah mezi zaměstnavatelem a zaměstnancem, kdy zaměstnavatel sráží ze mzdy či platu daň, která je vypočtena z výplaty či mzdy a zároveň snížena o slevu na dani. U daní přímých je pak nadále možné rozdělení na daně přímé důchodové neboli osobní a daně majetkové neboli reálné (Krechovská, Hejdková, Homerová, 2018, kap. 7.1). Skupinu přímých daní tvoří daň z příjmu fyzických a právnických osob, solidární daň silniční daň a daň z nemovitých věcí. U přímých daní platí rovnice: Plátce daně rovná se poplatník.

3.4.1.1 Důchodové daně

Nejdůležitějšími prvky této kategorie jsou daně z příjmů. Daně z příjmů se v České republice dělí do dvou kategorií, které jsou závislé na subjektu, kterého se daň týká. Prvním daňovým subjektem jsou fyzické osoby, které mají sazbu daně ve výši 15 % z daňového základu, kterým byla pro rok 2020 superhrubá mzda (Zákon č. 586/1992 Sb. §16). Do 15 % daňové sazby spadají za první osoby v zaměstnaneckém poměru a za druhé také osoby samostatně výdělečně činné. Této dani dle Lipovské (2018, nečíslované strany) také podléhají úroky z úspor. V případě osob, které si vydělávají na živobytí závislou činností, tedy osob v zaměstnaneckém poměru, je nutné pro výpočet daně nejdříve vypočítat superhrubou mzdu, viz kapitola o zdravotním pojištění a kapitola o sociálním pojištění. Superhrubá mzda se skládá jednak ze mzdy hrubé, ke které je přičten souhrn poplatků na zdravotní a sociální pojištění, které jsou placeny za zaměstnance zaměstnavatelem. Výše těchto poplatků byla v roce 2020 ve výši 33,8 % z hrubé mzdy (Zákon č. 589/1992 Sb. §7 odst. 1). Celkový úhrn daně se tedy pro rok 2020 rovnal 15 %, které byly navýšeny a 15 % z 33,8 %, což je zhruba 20 % ($1,338 * 0,15 = 0,2007$).

Pro osoby spadající do režimu OSVČ je základ daně stanoven jako rozdíl příjmů a výdajů v konkrétním zdaňovacím období. Podporou těchto subjektů v případě nízkých nákladů nebo složitosti účetní evidence je takzvaná paušální metoda pro stanovení nákladů, definována v Zákoně č. 586/1992 Sb.. Ta dělí OSVČ do několika skupin, dle konkrétní oblasti podnikání a stanovuje jim náklady paušálem, který je roven u podnikajících činností založených na živnostenském oprávnění 60 % z celkových výnosů. Existují ale skupiny, které počítají s 80 %, kam spadají osoby podnikající v oblastech zemědělství a řemeslných činností, např. elektrikář a instalatér. Třicet procent poté mohou uplatnit daňové subjekty podnikající v oblastech pronájmu majetku a 40 % nákladů pak příjmy z jiných samostatně výdělečných činností. Nejvýše lze tyto paušály aplikovat na příjmy do 2 milionů Kč a od nich se odvíjejících nákladů. Pro podnikání spadající do 80% skupiny lze tedy takto snížit daňový základ o 1 600 000 Kč, u 60 % o 1 200 000 Kč a tak podobně. Důležitým faktem také je to, že výsledná vypočtená daň by měla být vždy vyšší, neboť osoby mohou v daňovém přiznání aplikovat různé slevy, dle jejich zákonného práva. Tyto slevy jsou detailněji popsány v kapitole daňových slev. Nutné je také upozornit, aby nedocházelo k záměně pojmů, že s platností od 18. 12. 2020 a účinností od 1. 1. 2021

vešel v platnost nový zákon, konkrétně *zákon č. 540/2020 sb., nesoucí název Zákon, kterým se mění zákon č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů, ve znění pozdějších předpisů, a některé další zákony* v souvislosti s paušální daní, který stanovuje pojem zaměnitelný a tímto pojmem je paušální daň. Paušální daň slouží k zjednodušení administrace osobám samostatně výdělečně činným. Jakmile se subjekt přihlásí k platbě této daně, platí za zdaňovací období fixní částku ve výši 5 994 Kč měsíčně, ve které je zahrnuto minimální zdravotní pojištění činící 2 627 Kč minimální sociální pojistné navýšené o 15 % ve výši 3 267 Kč a v poslední řadě i daň v symbolické hodnotě 100 Kč (Zákon č. 540/2020 Sb). Nutno však podotknout, že paušální daň je novinkou pro rok 2021 a je v této práci uvedena pouze z důvodu možné záměny.

Druhou skupinou osob jsou osoby právnické. U těchto daňových subjektů je daňová sazba 19 %, pokud ovšem není stanoveno v odstavci 2 a 3 jinak. Výpočet daně se provádí analogicky jako je tomu u osob samostatně výdělečně činných. Nejprve tedy dojde k vypočtení daňového základu. To se provede odečtením příjmů uvedených v odstavci 1 a 2 bez příjmů uvedených v odstavci 6 a výdajů vynaložených na jejich dosažení udržení a zajištění (Zákon č. 586/1992 Sb. §7). Metodika je podobná, jako je tomu u osob samostatně výdělečně činných. Podobnost je dále také ve stanovení paušálních výdajů pohybující se ve výši od 30 % do 80 %, viz výše v textu. Posléze se daň vypočte součinem tohoto daňového základu sníženého o položky umožňující snížit základ daně a daňové sazby (Zákon č. 586/1992 Sb. §21).

Český daňový systém je založen na lineární dani z příjmu, což v praxi znamená, že daňová sazba se nemění s výší příjmu. Logicky se mění pouze částka, protože se mění i základ daně. Politiku progresivní daně využívají například v Kanadě. Dle Wongové (2022) je zdanění příjmu v provincii Ontario následovné. Osoba vydělávající 75 000 \$ zaplatí provincii Ontario daň 0 % pro prvních 11 141 \$ 5,05 % pro následných 46 226 \$ a 9,15 % za zbylých 17 633 \$. Ačkoliv se daňová sazba v Kanadě jeví na první pohled jako nižší, než v ČR není tomu tak. V Kanadě se totiž daň z příjmu platí nejen provincii, v tomto případě Ontáriu, ale také Kanadě samotné, což je z hlediska práva označeno jako federální daň a její sazba je 15 %. Českou analogií by bylo, kdyby český daňový rezident neplatil daň pouze státu, ale také také kraji, ve kterém by si plnil daňovou povinnost. Česká republika a její daňová legislativa sice definuje daň z příjmu jako lineární, existuje ale hranice příjmu, od kterého se platí zvýšená sazba daně, označena

jako daň solidární, kterou definuje Zákon č. 586/1992 Sb. §16 ha. Hranice je dána průměrnou hrubou roční mzdou, konkrétně se jedná o její čtyřnásobek pro jedno zdaňovací období. Pokud příjem nebo zisk za zdaňovací období překročí hranici čtyřnásobku průměrné roční hrubé mzdy je příjem od této hranice zdaněn nejen klasickými 15 %, ale navíc také dodatečnými 7 %. Podle Ministerstva práce a sociálních věcí (Sdělení MPSV č. 147/2020 Sb.) v období mezi 1. 5. 2020 a 30. 4. 2021 byla průměrná roční hrubá mzda 409 500 Kč. Tato skutečnost pro solidární daň stanovuje hranici 1 638 000,- Kč za rok. Jak tedy vyplývá z textu výše, plátce solidární daně je daňový subjekt, jehož příjem za jedno zdaňovací období převýšil hranici 1 638 000,- Kč za jeden kalendářní rok. Pro tento subjekt to tedy znamená, že vše do částky 1 638 000,- Kč podléhá 15% sazbě daně z příjmu, navíc ale vše nad tuto hranici je zdaněno aditivními 7 %. Dohromady je příjem nad hranici 1 638 000,- Kč zdaněn 23 %. Bodem, na který se nesmí zapomenout je, že se jedná skutečně o hrubou roční mzdu a nejedná se o mzdu superhrubou.

3.4.1.2 Majetkové daně

Majetkové daně jsou rozděl od předchozí skupiny nezávislé na velikosti důchodu, ale jsou závislé na velikosti hodnoty majetku. Jako první je na seznamu daň, kterou poplatníci odvádí za vlastnictví nemovitých věcí. Zvláštností této daně je to, že jako jediná nesměřuje do státní pokladny, avšak do pokladen obcí, kde se nachází daná nemovitost. I daň z nemovitých věcí je nadále rozdělena, a to na daň z pozemků a daň ze staveb a jednotek.

Daňový základ u daní z pozemků orné půdy, vinic, chmelnic, ovocných sadů, zahrad a trvale travnatých porostů je cena pozemku vypočtena součinem průměrné ceny za m² na daném území a skutečnou výměrou pozemku (Zákon č. 338/1992 Sb. §5 odst. 1). Základ pro výpočet daně u ostatních druhů pozemků je reálná výměra pozemků v m² (Zákon č. 338/1992 Sb. §5 odst. 3). Daňová sazba u pozemků orné půdy, vinic, chmelnic, ovocných sadů a zahrad je 0,75 % a u trvale travnatých porostů 0,25 % z celkové vypočtené ceny. U ostatních pozemků je daňová sazba 2 Kč u pozemků určených pro stavby za každý 1 m² a 0,2 Kč u nádvoří a zastavěných ploch a ostatních ploch (Zákon č. 338/1992 Sb. §6 odst. 1 a 2).

U daní ze staveb a jednotek tvoří základ výměra podlahové nebo zastavěné plochy jednotky v m². Tento základ je posléze vynásobený konstantou 1,22, pokud se jedná

o nemovitost v budově bytového domu anebo 1,2 ve zbylých případech (Zákon č. 338/1992 Sb. §10). Jedná-li se o jednotku, která je součástí bytového domu je základní sazba za 1 m² 2 Kč a u staveb určených k rodinné rekreaci 6 Kč za 1 m² (Zákon č. 338/1992 Sb. §11). Tato základní sazba je vynásobena konstantou příslušnou ke každé obci, která vychází z počtu obyvatel dle nejaktuálnějšího sčítání lidu prováděných Českým statistickým úřadem. Konkrétní konstanty lze najít v zákoně č. 338/1992 Sb. §11 odst. 3. Například pro Prahu je velikost konstanty 4,5 a pro malé obce do 1 000 obyvatel je velikost 1.

Poslední platnou daní ze skupiny majetkových je silniční daň. Objektem této daně jsou veškerá vozidla na motorový pohon, která jsou využívána k podnikání, a to i v případě, že jejich vlastnictví je připisováno soukromým osobám. Plátcí a poplatníci daně jsou provozovatelé vozidel, kteří jsou uvedeni v technickém průkazu vozidla. Daňová sazba se odvíjí od zdvihového obsahu motoru u automobilů osobních a od hmotnosti a počtu náprav vozidla u automobilů nákladních (Müllerova, Šindelář, 2016, s. 25). Nákladní vozidla s maximální přípustnou hmotností nad 3,5 tuny jsou vždy předmětem daně, stejně jako přípojná vozidla s maximální přípustnou hmotností nad 3,5 tuny. Pro všechna vozidla platí, že musí být registrována v České republice (Zákon č. 16/1993 Sb. §2 odst. 3).

Majetková daň, která byla k 31. 3. 2020 zpětně zrušena, je daň z nabytí nemovitých věcí. Výše její sazby činila 4 % z daňového základu, který se rovnal buďto kupní ceně nemovitosti nebo 75 % cenovému odhadu, který byl stanoven finančním úřadem. Za základ byla vždy stanovena vyšší částka. Tuto daň platila strana, která nemovitost kupovala (Sněmovní tisk č. 866/4).

3.4.2 Daně nepřímé

Daně nepřímé se vztahují na spotřebu statků a služeb. Tyto daně jsou placeny skrze cenu a poplatníkem daně jsou spotřebitelé a plátcí daně jsou subjekty, které příslušnou daň vybraly od spotřebitele skrze navýšenou cenu statku a služby. I tyto daně lze nadále rozdělit na univerzální daně, kam spadá například daň z přidané hodnoty a dále na selektivní daně, které zatěžují určitý druh zboží a služeb. Nejčastěji se jedná o zboží a služby, které svou spotřebou negativně dopadají na své okolí, např. cigarety, alkohol nebo benzín (Krechovská, Hejduková, Homerová, 2018, kap. 7.1).

Prvním příkladem je již výše zmíněná daň z přidané hodnoty, zkráceně DPH. Zatěžuje každý subjekt ekonomiky při nakupování téměř veškerého zboží a služeb, což je důvodem k označení této daně pojmem daň univerzální. Princip daně spočívá v tom, že prodejce, za předpokladu registrace k DPH, je povinen odvést za prodaný statek či službu část ceny výběřčímu daně za předpokladu, že daný produkt nebo služba je touto daní zatížena. Na druhé straně odběratel si při splnění podmínek definovaných v zákoně může požádat o vrácení této zaplacené daně, kterou prodejci zaplatil. Tyto zákonné podmínkou jsou takové, že oba subjekty jsou plátcí DPH. Tím se ekonomický subjekt stane, pokud přesáhne jeho tržby za 12 po sobě následujících kalendářních měsíců částku 1 000 000 Kč, která je stanovena zákonem (Müllerova, Šindelář, 2016, s. 27). Od roku 2023 došlo ke změně a daňový subjekt má povinnost se přihlásit k DPH, jestliže jeho obrat překonal hranici 2 000 000 ceteris paribus. Jak je u daní zvykem i DPH má několik kategorií, konkrétně 3. První je sazba 21 %, definována zákonem jako základní, druhou je první snížená o hodnotě 15 % a poslední je sazba o velikosti 10 % nesoucí označení jako druhá snížená (Zákon č. 235/2004 Sb. §2 odst. 1).

Druhou daní spadající do skupiny nepřímých daní je spotřební daň. Jedná se o nepřímou daň definovanou zákonem č. 353/2003 Sb., která byla zavedena státem, za účelem regulace ceny určitých statků a snížení poptávky po těchto statcích. Důvodem k vybírání této daně může být jednak zvýšení příjmu státního rozpočtu, zde se jedná o komodity, které mají malou poptávkovou elasticitu, nebo se jedná o statky pro okolí či jedince škodlivé, a stát tak daň využívá jako finanční nástroj pro regulaci prodeje tohoto statku. Komodity, u kterých se daň platí jsou tabákové výrobky, alkoholické nápoje a minerální oleje (Müllerova, Šindelář, 2016, s. 26).

Poslední nepřímou daní je energetická daň. Tato skupina daní byla zavedena pro splnění podmínek členství České republiky v Evropské unii. Objektem daně jsou energetické produkty. Konkrétně jsou to zemní plyn a jiné plyny, u tuhých paliv se jedná o koks černé i hnědé uhlí a daní je zatížena také elektřina (Müllerova, Šindelář, 2016, s. 27).

3.5 Zdravotní pojištění

Osoby v zaměstnaneckém poměru platí 13,5 % z hrubé mzdy, která je vyměřovacím základem. Třetinu (4,5 %) si zaměstnanec platí sám a zbytek (9 %) za něj odvádí zaměstnavatel (Jarošová, 2007, s. 19). U osob samostatně výdělečně činných je vyměřovacím základem 50 % z daňového základu (rozdíl mezi příjmy a výdaji na podnikání). Metodika jeho výpočtu byla podrobněji popsána v kapitole výše, viz kapitola daně. Sazba na zdravotní pojištění je u OSVČ také 13,5 % (Zákon č. 592/1992 Sb. §3a).

3.6 Sociální pojištění

Zaměstnavatel odvádí na sociální pojištění zaměstnance 24,8 % z vyměřovacího základu, kterým je opět hrubá mzda. Při hlubším pohledu se tento objem peněz nadále dělí, a to konkrétně na pojištění nemocenské, které je 2,1 % na pojištění důchodové, které je ve výši 21,5 % a v poslední řadě na státem regulovanou politiku zaměstnanosti ve výši 1,2 %. Zaměstnanec navíc odvádí státu 6,5 %, opět vypočteno z hrubé mzdy, která je vyměřovacím základem. U sociálního pojištění lze vyzorovat snížení o 0,2 % v porovnání mezi rokem 2019 a 2020. U osob samostatně výdělečně činných je sazba odlišná.

OSVČ platí u sociálního pojištění sazbu 29,2 %, tedy o necelých 5 % vyšší, než je tomu u osob v zaměstnaneckém poměru. Při hlubším pohledu na problematiku sociálního pojištění se opět dělí do několika kategorií, a to opět na pojištění důchodové, avšak tentokrát ve výši 28 % a na politiku zaměstnanosti státu, která nabývá stejné hodnoty jako u zaměstnance, konkrétně tedy 1,2 %. Dalších 2,1 % mohou OSVČ platit dobrovolně při účasti na pojištění nemocenském (Zákon č. 589/1992 Sb. §7 odst. 1). Všechny tyto částky jsou opět počítány z vyměřovacího základu, kterým je 50 % daňového základu, viz výše kapitola daně.

3.7 Odpočet od daňového základu

Daňová legislativa České republiky umožňuje osobám fyzickým využít několik odpočtů od daňového základu, mezi které se řadí odpočet finančních darů

charitativním společnostem, odpočet úroků z hypotečních úvěrů, odpočet příspěvku na penzijní připojištění s přispíváním státu, odpočet plateb na pojištění životní, odpočet členských příspěvků, odpočet poplatků za zkoušky verifikující výsledky vzdělávání, odpočet na výzkum a vývoj a další (Macháček, 2010, s. 109).

3.8 Daňové slevy

Pokud daňový rezident České republiky nevyužil odpočet od daňového základu povoluje česká legislativa ještě jeden způsob legálního krácení daní a tím jsou daňové slevy neboli slevy na dani. Existuje zde jedna univerzální sleva, tzv. sleva na poplatníka a tu může využít každý daňový rezident České republiky. Pro rok 2020 činila sleva na poplatníka daňovou úlevu ve výši 24 840 Kč. Pro rok 2022 došlo k navýšení na 30 840 Kč. Tato sleva slouží ke zmírnění dopadů daňové povinnosti pro osoby s nižšími příjmy. Česká republika dále zvýhodňuje studenty, a to zkrácením daně o 4 020 Kč, osoby, které byla přiznána invalidita, o 2 520 Kč nebo rodiče, kteří dostanou slevu na dani ve výši 15 204 Kč, pokud mají jednoho potomka, 19 404 Kč pokud mají potoky dva a 24 204 Kč pokud mají více než dva potomky. Všechny tyto slevy byly platné pro rok 2020 a jejich úplný výčet je možné nalézt v zákoně o daních z příjmů (Zákon č. 586/1992 Sb. §35). Veškeré slevy jsou uvedeny v ročních hodnotách.

V uplynulé dekádě nastala u daňové slevy na poplatníka jen jedna změna a tou bylo jednorázové snížení slevy o 100 Kč za jeden měsíc. Celkem tedy změna činila 1200 Kč za rok a tato událost nastala v roce 2011. Hybným motorem k tomuto kroku vlády byly povodně, které onen rok trápily některé občany České republiky a zvýšily výdaje státního rozpočtu kvůli nutnosti zásahu hasičského sboru a ostatních podpůrných složek spadajících do státní sféry. Navýšení se dočkali i rodiče, kteří mohli od roku 2012 využívat slevy 13 404 Kč ročně na jedno vyživované dítě (Kučerová, 2012). O šest let později se rodiče dětí dočkali také druhého navýšení, které dostalo slevu na dnešní hodnotu (Kučerová, 2018).

3.9 Plat, mzda

Dva pojmy, které bývají společností často zaměňovány, a někteří lidé dokonce neznají ani jejich rozdíl, jsou pojmy plat a mzda. Oba pojmy vyjadřují finanční odměnu

za odvedenou práci, avšak pokud se hovoří o mzdě, jedná se o finanční odměnu v soukromém sektoru, zatímco v případě platu se jedná o finanční odměnu v sektoru veřejném, tj. státním, kam spadá policie, úředníci nebo hasiči. Hlavním rozdílem je to, jakým způsobem ohodnocují práci zaměstnance. Zatímco mzda v soukromém sektoru nemá přísná pravidla a je možné dát komukoliv jakoukoliv mzdu v rámci mezí, ve státním sektoru tomu tak není. Ve státním sektoru jsou platy rozděleny podle zákonem stanovených norem, tzv. platových tabulek, které zohledňují za prvé dosažené vzdělání a za druhé délku praxe. Problematiku týkající se mezd vysvětluje Lipovská (2017, s. 83). Ta a také zákon dělí mzdu na mzdu superhrubou, hrubou a čistou.

Mzda superhrubá je taková peněžní částka, která je odváděna za zaměstnavatelem jednak zaměstnanci, ale také organizacím spravujících zdravotní a sociální pojištění. Je to tedy to, co za zaměstnance reálně zaměstnavatel vynakládá. Z kapitol výše, konkrétně z kapitol o zdravotním a sociálním pojištění, lze vyvodit, že mzda superhrubá je hrubá mzda, která je vynásobena 1,338. Toto číslo právě proto, protože zaměstnavatel odvádí na zdravotní a sociální pojištění 33,8 % z hrubé mzdy zaměstnance.

Pro výpočet superhrubé mzdy je tedy nutné mít údaj o mzdě hrubé. Tato mzda je peněžní částka, která je uvedena v zaměstnanecké smlouvě a v pracovních inzerátech a nabídkách. Pokud se zaměstnavatel baví o mzdě, jedná se ve většině případů o mzdu hrubou.

Posledním druhem mzdy je mzda čistá. Tato mzda se označuje také jako disponibilní důchod, protože označuje peněžní částku, kterou občan reálně disponuje, tedy kterou může využít k nákupu statků a služeb. Výpočet je proveden ze mzdy hrubé, která je snížena o daně, sociální a zdravotní pojištění, které je placeno zaměstnancem (Lipovská, 2017, s. 83).

Dále se také někdy uvádí mzda průměrná. Tato mzda označuje aritmetický průměr mezd v konkrétním regionu nebo segmentu, tedy suma mezd dělená počtem mezd. Tuto mzdu sleduje a počítá, stejně jako nespočet dalších ukazatelů, Český statistický úřad (ČSÚ, 2021), který v roce 2020 stanovil průměrnou mzdu ve výši 35 611 Kč měsíčně.

3.10 Spotřební funkce

Spotřebou se v ekonomii rozumí vydávání peněžních prostředků za zboží a služby. Poněvadž byl v předchozí kapitole také objasněn pojem disponibilní důchod, je možné využít definici spotřební funkce dle Samuelsona a Nordhause (2007, s. 450), která definuje funkci spotřeby jako vztah spotřebních výdajů a velikostí disponibilního důchodu.

Ekonomický subjekt dělí svůj důchod na úspory a spotřebu. Za předpokladu, že důchod naroste, bude zvýšena i spotřeba, avšak ne ve stejné proporcii, ale většinou nižší. Na stranu druhou, pokud se důchod sníží, sníží se většinou i spotřeba, ale opět v nižší proporcii. Podíl změny spotřeby a změny disponibilního důchodu je definován jako sklon ke spotřebě a díky této myšlence došli ekonomové k definici tzv. *keynesiánské spotřební funkce*, která má tvar:

$$C = C_a + c \cdot Y_D$$

C_a v tomto vzorci znázorňuje nezávislou spotřební složku, která je nezávislá právě na výše zmíněném disponibilním důchodu, avšak může být závislá na v současnosti hodně diskutované úrokové míře. V případě domácností zde spadají například výdaje na nájem, paušální tarify na telefon a internet, zkrátka vše, co by z hlediska výdajů bylo možné označit pojmem fixní výdaje. Výše zmíněný sklon ke spotřebě vyjadřuje koeficient c , který je v intervalu od 0 do 1, a který znázorňuje o kolik jednotek se zvedne spotřeba, jestliže se disponibilní důchod zvýší o jednu jednotku. Y_D označuje v této rovnici důchod, kterým ekonomický subjekt disponuje (Holman, 2010, s. 33).

Souvisejícím pojmem je zde vyrovnaný bod, který určuje stav, kdy ekonomický subjekt jednak nespotřebovává své úspory, ale ani je netvoří. Znamená to, že velikost spotřeby se v tomto případě rovná velikosti důchodu (Samuelson, Nordhaus, 2007, s. 450).

3.11 Úroková míra

Dalším faktorem, který spotřebu do jisté míry ovlivňuje je úroková míra. V roce 2022 byla úroková míra značně medializována, protože se jedná o jeden z nástrojů České národní banky pro boj s vysokou inflací, která Českou republiku v tomto roce sužovala.

Ačkoliv se ví, že úroková míra spotřebu ovlivňuje, nelze říct konkrétně kterým směrem, protože jsou zde přítomny dva efekty. Těmi jsou efekt důchodový a efekt substituční.

Důchodový efekt je založen na skutečnosti, že úroky zvyšují disponibilní důchod. Jak vyplývá z rovnice spotřební funkce, pokud vzroste důchod vzroste v menší proporcii i spotřeba ekonomického subjektu, a to nejen současná, ale také budoucí.

Na straně druhé stojí efekt, který spotřebu zase redukuje. Tento efekt se jmenuje efekt substituční a je založen na skutečnosti, že úrok je zároveň náklad příležitosti. Pokud se ekonomický subjekt rozhodne spotřebovat dané finanční prostředky, je svým přičiněním připraven o úrok, který by mu vynesly úspory v bance. Pokud by se osoba rozhodla mezi utracením 100 Kč a uložením je na účet s úrokem 10 % p.a., přišla by v tomto horizontu o 10 Kč, které by mohla utratit. Osoba se tedy rozhodne, že raději uloží své peníze na spořicí účet s úrokem, aby mu oněch 100 Kč vydělalo úrok. Dojde-li tedy ke zvýšení úrokové míry, dojde zároveň ke zdražení současné spotřeby, což podněcuje subjekt k redukcii současné spotřeby. Oba z uvedených efektů mají navzájem opačný směr působení. Pokud je například úroková míra zvýšena, substituční efekt podněcuje osobu ke zmenšení současné spotřeby a zároveň efekt důchodový jej motivuje k navýšení současné spotřeby. I přesto, že změny v úrokové míře mohou vyvolat u individuálních subjektů ekonomiky důchodový efekt, na globální úrovni se tyto efekty v konečnou součtu téměř vyruší. Subjekty, které spoří, své finanční úspory využívají k jejich půjčování, výměnou za úrok, které je v tomto případě i cenou půjčky. Tímto se zvyšují důchody věřitelů, avšak snižují se důchody dlužníků, protože musí platit za půjčku vyšší cenu (Holman, 2010, s. 38).

3.11.1 Substituční efekt

Pojem substitute je možné vyjádřit slovem nahrazení. V oblasti ekonomie se s ní lze setkat v mnoha případech. U poptávkové funkce, kde je možné substituovat několik substitučních statků a služeb mezi sebou. Příkladem může být substitute bagety houskou, vlaku autobusem nebo šunky salámem. V případě trhu práce je pak možné sledovat substituci volného času mzdou. Spotřebitel nakupuje několik zastupitelných produktů a v případě, že se cena prvního produktu sníží, zatímco ceny zbylých substitučních produktů zůstanou stejné, spotřebitel se raději přikloní k nákupu produktu s nižší cenou, jedná-li se o plnohodnotný substitut. Pokud se ovšem nejedná

a plnohodnotný substitut, je opět velmi těžké předpovídat, jestli se spotřebitel rozhodne pro ten či onen produkt (Brčák, Sekerka, Svoboda, 2013, s. 36).

3.12 Úspory

Úspory tvoří tu část důchodu, kterou subjekt nezvládne nespotřebuje. Jejich velikost je dána v první řadě velikostí disponibilního důchodu, ale také úrokovou mírou. Navýšení disponibilního důchodu podněcuje jednak zvýšení úspor, ale také spotřeby, jak již bylo zmíněno výše v kapitole o spotřební funkci. Vyjádřit množství ušetřených finančních prostředků pak lze vztahem:

$$S = Y_D - C$$

kde celkové množství úspor nese označení S , a zbylé proměnné jsou stejné jako v předchozím vztahu o spotřební funkci. Dle Holmana (2010, s. 46) jsou navíc úspory přímo úměrné reálné úrokové míře a disponibilnímu důchodu. Podle tohoto tvrzení lze do úspor zařadit i investice. Pokud ekonomický subjekt disponuje velkým důchodem a zároveň je vysoká úroková míra, vyhledává subjekt pro něj výhodné investice, do kterých následně přesune část svých úspor. Ačkoliv by se na první pohled mohlo zdát, že nákup dluhopisů se řadí mezi spotřební výdaje, není tomu tak. Jedná se totiž o investování do úspor, jelikož se peníze ze státních dluhopisů vrátí i s úrokem, představujícím odměnu za investici do dluhopisů.

3.13 Finanční rezerva

Výzkum společnosti STEM/MARK zjistil, že více než třetina domácností by nedokázala uhradit své vydání, pokud by jejich příjem na 1 měsíc vypadl. Doporučení dle Syrového (2020, s. 17) je udržet si finanční rezervu, tzv. finanční polštář ve velikosti vydání na půl roku, tedy šest měsíců. Finanční rezerva se využívá, dojde-li k výpadku příjmu nebo pokud je nutné vynaložit finanční prostředky na nečekané výdaje, např. pokud se porouchá domácí spotřebič (lednice) a je nutné koupit okamžitě nový. Účel

těchto peněz podněcuje to, že by tyto prostředky měly disponovat velikou likviditou, aby byly využitelné takřka okamžitě, bez velkých ztrát. Mezi vhodné místo, kam finanční rezervu uložit, aby neztrácela hodnotu je spořicí účet, který je obdobou běžného účtu, avšak rozdílem je zde vyšší úroková míra, a tedy i vyšší odměna za uložení. Jiným, ale také plnohodnotným způsobem uložení finanční rezervy je takzvaně “pod polštářem”, což také zajistí potřebnou likviditu.

Pojmem likvidita se v případě aktiv rozumí jejich schopnost proměnit se na peníze, a to zejména rychle a bez značných finančních ztrát (Synek, 2007, s. 49).

3.14 Inlace, deflace

Inlace je míra, jakým roste obecná úroveň cen zboží a služeb (cenová hladina) a následně klesá i kupní síla. Důsledkem je tedy snížení reálné hodnoty peněžních prostředků. Inlace je proces, který je spojován s přílišnou emisí finančních prostředků do ekonomiky. Pokud se v dané ekonomice vyskytuje inflace, kupující potřebuje neustále více a více finančních prostředků pro nákup stejného koše produktů a služeb (Černohorský, Teplý, 2011, s. 85). Inlace se měří jako růst ceny spotřebního koše. Tento jev monitoruje Český statistický úřad a dle údajů z jeho webu (ČSÚ, 2020) je spotřební koš tvořen zhruba výrobky a službami. Ceny košů za jednotlivá období se vzájemným podílem porovnají a tím je zjištěna velikost míry inflace mezi konkrétními obdobími. Mezi nejčastěji zjišťované míry inflace patří míra inflace měsíční, čtvrtletní a meziroční. Členství v Evropské unii s sebou nese závazky, které Česká republika svým členstvím také přijala. Tyto závazky nesou název Maastrichtská kritéria a jedním z kritérií je i stabilita měny. Konkrétně ze závazku vyplývá, že meziroční míra inflace nesmí přesáhnout hodnotu inflace ve třech členských státech s nejnižší mírou inflace o hodnotu vyšší než 1,5 % (Dědek, 2013).

Opačným stavem ke stavu inflace je pojem deflace. Deflace tedy znamená pokles cenové hladiny. Ačkoliv se na první pohled může zdát, že je to stav žádoucí, minimálně z pohledu jedince, v žádném případě tomu tak není z pohledu ekonomiky. Deflace může vyvolat stav, kdy ekonomické subjekty vlivem klesajících cen budou nadále očekávat pokles cenové hladiny, což zapříčiní odkládání nákupu na budoucí období, jelikož je jejich vidina taková, že jev bude pokračovat. Tímto odkládáním může dojít až ke snížení

agregátní poptávky a daná ekonomika, v některých případech i ekonomiky, mohou nastoupit na cestu k úpadku, tedy k recesi a k poklesu ekonomických výstupů (Hrbková, 2015, s. 56).

3.15 Rozpočty, finanční plány

Finanční plán je konkrétní projekt hospodaření ekonomického subjektu v dlouhodobém horizontu. Tento plán zahrnuje hlavní strategické cíle, proč a za jakým účelem se dílčí kroky vykonávají a v jakém časovém horizontu se budou muset tyto kroky vykonávat, má-li být úspěšně splněn cílový stav (Dvořáčková a Smrčka, 2011, s. 219). Plán financí určuje subjektu také oběh finančních prostředků, známý pod pojmem cash-flow. Díky finančního plánu může subjekt posléze rozhodnout, pro jaký cíl budou finanční prostředky využity. Finanční plán také pomáhá tvořit výše zmíněnou finanční rezervu a zároveň definuje kroky nutné pro boj s inflací, tedy přesměrovává část naspořených peněz na účely investic či spoření.

3.16 Ekonomické systémy

V ekonomické teorii existují tři druhy ekonomických systémů podle volnosti trhu a tou je ekonomika centrálně plánovaná, ekonomika tržní a ekonomika smíšená. Ačkoliv se při letném pohledu na českou ekonomiku může zdát, že se jedná o ekonomiku tržní, není tomu tak, jak vyplývá z definic ekonomik níže. Česká ekonomika je ekonomikou smíšenou a tento druh ekonomiky se v České republice vyskytuje již 30 let, kdy byl zaveden po roce 1989. Až do onoho okamžiku byla česká ekonomika centrálně plánovaná, tedy trh byl plánován státem, centrálně.

3.16.1 Ekonomika centrálně plánovaná

Jak již z názvu vyplývá, jedná se o ekonomika, která je řízena za pomoci centrálního plánu vydaným státem. Základním znakem je v tomto druhu ekonomiky státní monopol, který diktuje pravidla tržní hry. Tato ekonomika byla v České republice aplikována

mezi lety 1948 a 1989, tedy po konci Druhé světové války až do období Sametové revoluce. Výroba byla řízena skrze plány stanovené na období pěti let, tzv. pětiletok, což podněcovalo velmi omezenou až žádnou flexibilitu v oblasti nových trendů a téměř nulovou možnost reakce a přizpůsobení se na nastalé ekonomické události (Brčák, Sekerka, Svoboda, 2013, s. 30).

3.16.2 Ekonomika tržní

Ceny jednotlivých produktů a služeb jsou dány vzájemnou interakcí mezi nabídkou a poptávkou. Tržní prostředí v tomto typu ekonomiky není regulováno státem (Brčák, Sekerka, Svoboda, 2013, s. 30).

Nabídková funkce interpretuje vztah mezi nabízeným množstvím statku a jeho cenou. Nabídka na trhu produktů a služeb je vytvářena firmami, výrobci a poskytovateli. Nabídková funkce je funkcí rostoucí, jelikož pokud roste cena statku či služby, výrobci budou chtít prodat větší množství daného statku z důvodu maximalizace zisku. Nabídka by ovšem nemohla fungovat bez druhé funkce a tou je funkce poptávková (Holman, 2010, s. 84).

Poptávková funkce naopak interpretuje chování poptávajících, kupujících. Funkce je klesající z toho důvodu, že pokud se bude zvyšovat cena produktu či služby, budou ekonomické subjekty opouštět od užívání tohoto produktu a pokud se jedná o statek nezbytný k životu, najdou si jeho substitut, pokud takový v ekonomice je. Pokud se jedná o statek zbytný, tedy nepotřebný k životu, mohou subjekty nalézt rovněž substitut nebo od jeho užívání úplně upustit, pokud je jeho cena příliš vysoká (Brčák, Sekerka, Svoboda, 2013, s. 33). Příkladem substitučních statků může být voda pepsí a coca cola, avšak je nutno podotknout, že substituty nejsou pro každý ekonomický subjekt za daných podmínek stejné. Na příkladu auta a motocyklu je možné na oba statky pohlížet jako substituty v případě, že se potřebuje jedna osoba dopravit z místa A do místa B, avšak při situaci, kdy je třeba přepravit osoby čtyři nebo je třeba přepravit náklad o velkých rozměrech, se o substituty nejedná. Záleží tedy jednak na preferencích, ale také na místních a situačních podmínkách. Poptávkovou funkci mohou ovlivňovat její determinanty. Těmito determinanty mohou být například výše zmíněná inflace

a deflace, ale také očekávaná inflace či vládní nařízení a zakazy, které ve světě byly v průběhu pandemie koronaviru.

Samotná nabídka a poptávka však nestačí ke vzniku tržní ekonomiky. Pokud by byla v ekonomice nabídka lednic, avšak nebyla by po nich poptávka, a naopak byla zde poptávka po pračkách, ale nebyla na trhu jejich nabídka, tržní prostředí se nevytvoří. Aby tento druh ekonomiky mohl vzniknout, je potřeba, aby došlo ke vzájemné interakci těchto funkcí. Při propojení lze posléze nalézt ekvivalenční bod trhu, jinými slovy tržní rovnováhu. Bod ekvivalence je takovým bodem, kdy je síla nabídky a síla poptávky v rovnováze (Samuelson, Nordhaus, 2007, s. 54). Z definice vyplývá, že najít bod vyrovnaní (ekvivalence) je žádoucí, protože díky jeho vyjádření je možné odhadnout potenciál trhu, tedy aby byl trh nasycený a nedocházelo k přebytku statků, ale zároveň se prodalo maximum kusů a došlo k uspokojení nejlépe všech poptávajících subjektů trhu. Uspokojení potřeby je v ekonomice vyjádřeno pomocí pojmu užitek.

Užitek plynoucí ze spotřeby označuje míru ochoty spotřebitele za daný produkt či službu utratit svůj důchod. Užitek patří mezi základní hybné síly kupujících, ale musí s nimi kalkulovat také nabízející. Užitek z prodeje navíc neuspokojuje pouze kupující, ale také prodávající, jelikož mají z prodeje zisk. Pokud by ekonomika potlačila, nebo dokonce úplně vytlačila funkci užitku, vydání ekonomických subjektů by byly o poznání nižší. Subjekty by se totiž oprostily od nákupu luxusních a pro život nepotřebných statků. Nekupovaly by tedy umělecká díla, luxusní vozy ani luxusní potraviny.

I když se na první pohled zdá, že většina zemí se řídí tímto typem ekonomiky, není to pravda. Novodobé ekonomiky jsou založeny převážně na principu ekonomiky tržní, která je flexibilnější než plánovaná ekonomika, ale stát zároveň zasahuje do operací na trhu a tím vytváří takzvanou smíšenou ekonomiku.

3.16.3 Ekonomika smíšená

Ekonomika smíšená je takovým typem ekonomiky, která vychází z principů tržní ekonomiky, ale zároveň také z principů centrálně plánované ekonomiky. Princip tržní ekonomiky spočívá ve střetu nabídky a poptávky. Princip centrálně plánované ekonomiky zase zahrnuje intervence státu. Tyto intervence mohou být za prvé omezující, například

zákaz distribuce a prodeje zakázaných omamných látek (tvrdých drog), kdy se nedá tvrdit, že neexistuje poptávka po tomto druhu statků, nebo za druhé mohou být podporující, jako například státní zakázky nebo dotace na určité produkty či služby. Dotace jsou v současnosti velice diskutovaným tématem, obzvláště v oblasti solárních panelů nebo mléka. Cílem těchto opatření je ovlivnit poptávku a nabídku a tím i ovlivnit ekonomiku skrze výši cen.

3.17 Hospodářské (ekonomické) cykly

Hospodářskými cykly se rozumí nepravidelně opakující se výkyvy aktivit v ekonomice, kam se řadí produkce, zaměstnanost či inflace, a které mohou ovlivňovat i celou (globální) ekonomiku (Samuelson, Nordhaus, 2007, s. 468). Tyto cykly mohou ovlivňovat také výdaje ekonomických subjektů či úroveň kvality života. Během fáze recese, kdy nastupuje ekonomika do sestupového období, dochází ke zvyšování nezaměstnanosti, a naopak růstu inflace. To podněcuje ekonomické subjekty ke zvyšování peněžních rezerv a redukci spotřebních výdajů. Ve fázi expanze, růstu, se naopak ekonomice daří výborně a dochází k poklesu inflace i nezaměstnanosti, což implikuje vyšší spotřební výdaje ekonomických subjektů a snižuje nutkání šetřit. I tyto cykly jde rozdělit, a to dle délky trvání jednoho cyklu do tří skupin.

Nejkratšími ekonomickými cykly jsou cykly Kitchinovy. Kitchinovy cykly se vyznačují krátkodobou periodicitou kolem 40 měsíců, a i díky tomu si zasloužily označení krátké vlny. Tyto cykly jsou vyvolány prodlevou v přenosu informací mezi ekonomickými subjekty při rozhodování. Výrobci reagují na zlepšení ekonomické situace tím, že zvyšují svou výrobu při maximální zaměstnanosti, při využití maxima fixního kapitálu, což vede k přebytku zboží na trhu, protože pro něj již nejsou poptávající. Tento přebytek způsobuje pokles cen a hromadění zboží, což vede k omezení výroby (Prorok, 2012, s. 174).

Druhým druhem cyklů jsou cykly Juglarovy. Tyto cykly mají periodicitu mezi osmi až deseti lety a je možné je vidět ve většině rozvinutých zemí takřka současně. Tyto cykly nemusí podněcovat nutně absolutní pokles ekonomiky, někdy podněcují pouze zpomalení růstu ekonomiky. Nejpravděpodobnějším vysvětlením tohoto jevu je periodicitu

investičních pobídek směřujících do fixního kapitálu. To je dáno zastaráváním technologií pro výrobu (Blažek, Uhlíř, 2011, s. 153).

Nejdelšími cykly jsou Kondratěvovy cykly. Tyto cykly si pro svou dlouhou periodicitu, dosahující zhruba 50 let, vysloužily jméno dlouhé vlny. Důvodem k existenci těchto cyklů jsou nejspíše války, revoluce, pokrok a jiné obdobné události (Jurečka, 2010, s. 246).

3.18 Statistika rodinných účtů

Statistika rodinných účtů, zkráceně SRÚ monitoruje a předává informace o velikosti vydání a jejich konkrétní struktuře ve vybraných typech domácností. Mezi tyto typy se řadí domácnosti osob zaměstnaných, lidí pobírající důchod, rodičů s dětmi nebo nekompletních rodin. SRÚ předává informace o tom, jak která proměnná ovlivňuje výdajovou strukturu a informuje o spotřebních zvyklostech domácností v České republice. Mezi vlivné proměnné se řadí například inflace a její očekávání či vývoj tržní situace. Počínaje rokem 2016 se způsob zjišťování transformoval na náhodný výběr domácností s četností přesahující 3 000 domácností ročně (ČSÚ, 2021).

3.19 CZ-COICOP

CZ-COICOP (Classification of Individual Consumption by Purpose) je mezinárodně uznávaná klasifikace spotřebitelských výdajů, která slouží k rozdělení spotřebitelských výdajů na různé kategorie. Je to nástroj pro statistickou analýzu spotřebitelských výdajů, který umožňuje porovnávat spotřebitelské vydání mezi různými zeměmi a časovými obdobími. CZ-COICOP je vytvořen na základě mezinárodní klasifikace COICOP, kterou vydává Eurostat (Evropská komise) a je používán v rámci EU. CZ-COICOP je rozdělen na dvanáct hlavních skupin, které zahrnují výdaje na bydlení, stravování, osobní požitky, dopravu a komunikaci a jiné (Outara, 2014).

3.20 Statistické metody

3.20.1 Soubory (základní a výběrové)

Statistický soubor je sada dat, které se týkají určité problematiky. Statistické soubory obsahují informace, které jsou shromážděny, zpracovány a slouží k určitým účelům, jako je například analýza trendů, podpora rozhodování o alternativách a možnostech nebo tvorba prognóz. Statistické soubory mohou obsahovat různé typy informací, jako jsou demografické údaje, ekonomické údaje, údaje o zdravotním stavu nebo údaje o spotřebě. Na statistických souborech se provádí statistická šetření, pomocí různých testů a ostatních nástrojů. Důležitým bodem pro správné šetření je jasná definice prvků spadajících do souboru a prvků nespádajících do souboru. Při zkoumání průměrné doживosti krav je zcela od věci zařadit do souboru kozy či ovce. Soubory lze dále rozdělit na základní soubory a výběrové soubory.

Základní soubor je tvořen všemi prvky, na kterých může být prováděno statistické šetření (Jindrová, Prášilová, Zeipelt, 2008, s. 32). V případě krav by se jednalo o všechny krávy na dané farmě či regionu. Na prvky základního souboru se posléze extrapolují informace a vlastnosti získané prováděním testů na výběrovém souboru. Existuje ale také šetření, které šetří celý základní soubor a tím je například sčítání lidu, domů a bytů, které zajišťuje ČSÚ.

Druhým souborem je soubor výběrový. Tento soubor je tvořen jednotkami, které byly získány ze základního souboru předem definovaným způsobem (Jindrová, Prášilová, Zeipelt, 2008, s. 32). Tento soubor tvoří podmnožinu souboru základního. Všechny prvky výběrového souboru jsou tedy zároveň prvky základního souboru, ale naopak to neplatí. Tento soubor je využit v případě, že šetření provedené na základním souboru by bylo velmi náročné. Může se jednat jednak o finanční náročnost nebo také o časovou náročnost. Někdy je také možné, že všechny prvky souboru ani nemá analytik k dispozici. Příkladem takového využití výběrového souboru je výzkum spotřebitelských preferencí. Výzkumná agentura vytvoří výběrový soubor spotřebitelů, kteří reprezentují různé demografické skupiny, jako jsou věkové skupiny, pohlaví, příjmové skupiny a geografické oblasti. Poté by provedli průzkum, kde by se ptali

na preference jednotlivých skupin v oblasti potravin, spotřebitelských zboží nebo služeb. Data získaná z tohoto výzkumu by poté byly analyzovány a interpretovány k nalezení trendů a zajímavostí v preferencích spotřebitelů v různých skupinách a extrapolovány na základní soubor, který by chtěla společnost oslovit. SRÚ je také příklad výběrového šetření. Statistika rodinných účtů se totiž neprovádí na všech domácnostech, ale pouze na vybraném vzorku, jehož vlastnosti se poté promítají na soubor základní, tj. veškeré domácnosti na území České republiky.

Důležitou charakteristikou souboru je také jeho rozsah. Ten udává, kolik se v daném souboru nachází prvků. Rozsah základního souboru je označován písmenem “N” a rozsah výběrového jeho menší alternativou “n” (Souček, 2006, s. 11).

3.20.2 Aritmetický průměr

Aritmetický průměr je statistický ukazatel, který se používá k charakteristice střední hodnoty v daném souboru dat. Vypočítá se jako suma všech hodnot v souboru, která je dělena počtem prvků v souboru. Aritmetický průměr je jednoduchý a snadno interpretovatelný ukazatel.

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

Vzorec 1 - Aritmetický průměr

Písmeno n v tomto vzorci vyjadřuje počet prvků souboru a x_i vyjadřuje jednotlivé hodnoty dat.

3.20.3 Klouzavý průměr

Klouzavý průměr, také známý jako pohyblivý průměr nebo hladký průměr, je statistický ukazatel, který se používá k vyrovnání kolísavosti a vyčištění dat. Vypočítá se jako průměrná hodnota v daném počtu posledních, či sousedních hodnot v datovém souboru. Klouzavý průměr se často používá k analýze trendů v ekonomických, finančních nebo jiných časových řadách. Velikost okna (počet sousedících hodnot) se volí v závislosti na potřebách analýzy.

Klouzavý průměr se často používá k odstranění šumu z dat a zlepšení interpretace trendu v čase. Může se používat pro zjednodušení složitých dat nebo pro odhalení skrytých vzorů v datech. Klouzavý průměr má ale i své nevýhody, jako například to, že může zpomalit reakci na změny v datech (Boeckh, 2012, s. 177). Za pomoci klouzavého průměru může být také stanoveno, zda má časová řada trend rostoucí, či klesající, podle to, zda jsou data nad nebo pod průměrem.

3.20.4 Směrodatná odchylka

Pro provedení korelační analýzy je nutno nadefinovat další pojem a tím je směrodatná odchylka. Směrodatná odchylka je definována dle Mošny (2017, s. 5) vzorci níže:

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} ((x_1 - \bar{x})^2 + (x_2 - \bar{x})^2 + \dots + (x_n - \bar{x})^2)} ,$$

$$s' = \sqrt{\frac{1}{n} ((x_1 - \bar{x})^2 + (x_2 - \bar{x})^2 + \dots + (x_n - \bar{x})^2)} ,$$

Vzorec 2 - Směrodatná odchylka

V prvním případě se jedná o směrodatnou odchylku výběrového souboru a v druhém je vzorec využit pro výpočet směrodatné odchylky základního souboru.

3.20.5 Korelační analýza

Závislost či nezávislost dvou proměnných je popisována ukazatelem nesoucím označení korelační koeficient. Ten může nabývat hodnot od plus do mínus jedné. Kladná hodnota koeficientu naznačuje závislost mezi závislou a nezávislou proměnnou přímou, zatímco záporná hodnota koeficientu poukazuje na závislost nepřímou. Hodnota blízká nule naznačuje vzájemnou nezávislost proměnných (Mošna, 2017, s. 8). Vzorec pro výpočet koeficientu je vyjádřený níže.

$$r = \frac{s_{xy}}{s_x * s_y} = \frac{s'_{xy}}{s'_x * s'_y}$$

kde

$$s_{xy} = \frac{1}{n-1} ((x_1 - \bar{x}) \cdot (y_1 - \bar{y}) + (x_2 - \bar{x}) \cdot (y_2 - \bar{y}) + \dots + (x_n - \bar{x}) \cdot (y_n - \bar{y})) ,$$

$$s'_{xy} = \frac{1}{n} ((x_1 - \bar{x}) \cdot (y_1 - \bar{y}) + (x_2 - \bar{x}) \cdot (y_2 - \bar{y}) + \dots + (x_n - \bar{x}) \cdot (y_n - \bar{y})) .$$

Vzorec 3 – Korelační koeficient

Proměnné s_x a s_y jsou výše zmíněné směrodatné odchylky výběrového souboru a s'_x a s'_y jsou odchylky základních souborů konkrétních proměnných.

Dále se v korelační analýze lze setkat s pojmem koeficient determinace, který je vypočten jako druhá mocnina koeficientu korelace. Velikost tohoto koeficientu popisuje, z kolika procent závisí proměnná závislá na proměnné nezávislé a kolik procent tvoří ostatní vlivy, které nejsou do modelu zahrnuty. Platí zde vztah $R^2 = r^2$ (Mošna, 2017, s. 8).

Pomocí koeficientu korelace může být závislost rozdělena do pěti intervalů dle intenzity. Ormense a spol. (Ormenes, Barbari, Reis, 2016, s. 684) určil meze intervalů následovně. Velmi slabá závislost je vyjádřena koeficientem o velikosti do 0,2, od 0,2 do 0,4 je závislost považována za slabou, od 0,4 do 0,59 se jedná o střední závislost, od 0,6 do 0,8 o silnou a pokud koeficient nabývá hodnoty vyšší než je 0,8, lze konstatovat, že závislost je velmi silná. Pokud by bylo nutno určit sílu závislosti za pomoci koeficientu determinace, stačí hodnoty stanovené Ormensem a spol. umocnit druhou mocninou.

3.20.6 Regresní analýza

Za předpokladu, že jsou body vyobrazeny v grafu, je pravidlem, že znalce statistiky napadne je proložit určitou křivkou či přímkou, která by popsala provázanost dat závislých na datech nezávislých. Tuto závislost nazýváme regresí a je vyjádřena rovnicí. V případě lineární závislosti má funkce tvar $y = a + b \cdot x$ a její parametry (parametry a a b) jsou získány skrze metodu nejmenších čtverců (Mošna, 2017, s. 8). Parametr b nese název regresní koeficient a zobrazuje, o jakou hodnotu se změní závisle proměnná, dojde-li ke změně v nezávisle proměnné o velikosti jedné jednotky. Závislost proměnných se vyskytuje u nespočtu dvojic. Příkladem může být uvedena dvojice počet krav a množství nadojeného mléka, počet zaměstnanců a množství vyrobených produktů nebo velikost

úložiště pevného disku a jeho cena. Lineární závislost lze sledovat také u spotřební funkce, kde jsou parametry a a b nahrazeny parametry C_a a c ,

3.20.7 Časové řady

Časové řady jsou datové sekvence, které se vyhodnocují a sledují v určitém čase. Tyto datové série se využívají k analýze trendů a predikcím v různých oblastech, jako jsou ekonomika, finance, meteorologie a mnoho dalších. Na analýzu časových řad lze pohlížet také jako na jednoduchou regresi, kdy nezávislou proměnou je čas a závislou je zkoumaná proměnná. Využívají se zde také pokročilé modely, jako jsou ARMA, ARIMA nebo exponenciální vyrovnávání, které se používají k predikci budoucích hodnot. Právě exponenciální vyrovnávání hrálo důležitou roli v praktické části této diplomové práce, protože bylo využito jako prognostický nástroj příjmů a vydání. Je důležité mít na paměti, že časové řady mohou být ovlivněny sezónností a cyklickými vlivy, takže je třeba je před analýzou odstranit. Časové řady se využívají v případech, kdy závislou proměnnou ovlivňuje řada faktorů a bylo by složité je uvádět do společných vztahů. Využívá se tedy také pro zjednodušení reálné situace.

3.20.8 Dynamika časové řady

Časové řady mají svou dynamiku. Tou se rozumí jejich vývoj a také jeho rychlost. Pro stanovení dynamiky absolutní se využívá například diferencí. Absolutní diference prvního řádu jsou rozdílem mezi dvěma sousedními hodnotami v časové řadě (Svatošová, Kába, 2008, s. 38). Například, pokud máme časovou řadu s hodnotami 1, 2, 3, 4, absolutní diference prvního řádu jsou rozdíly sousedních prvků, tj. 1, 1, 1.

Absolutní diference druhého řádu jsou rozdílem mezi dvěma sousedními absolutními diferencemi prvního řádu a určují, jaké je zrychlení v míře růstu či poklesu. Opět u řady 1,2,3,4 by druhé absolutní diference nabývaly hodnot 0, 0. Tyto diference se často používají při analýze časových řad k identifikaci trendů a sezónnosti (Budíková, Králová, 2010, s. 262). V případě, že se druhé diference přibližují nule, řada vykazuje chování s lineárním trendem. Při růstu druhých diferencí vykazuje časová řada progresivní charakter. To je obvyklé, pokud se v časové řadě vyskytuje mocninný nebo exponenciální trend. Takové časové řady jsou například časové řady znázorňující průběh pandemie v období růstu či vývoj peněžního zůstatku na spořicímu účtu při složeném úročení.

V opačném případě se jedná o časovou řadu nesoucí charakter logaritmického nebo lomeného trendu. Charakter těchto časových řad je také v tom, že se snaží přiblížit ke konkrétní hodnotě, limitě. Příkladem by mohla být časová řada znázorňující počet očkovaných osob v určitém regionu. Tato časová řada se snaží přiblížit limitní hodnotě, která je rovna počtu osob ochotných se nechat očkovat. V ideálním případě je toto číslo shodné s počtem osob v dané oblasti.

Po absolutní dynamice přichází na řadu dynamika relativní. Do tohoto druhu dynamiky patří růstový koeficient. Ten vyjadřuje relativní rychlost změn sousedních prvků časové řady. Je-li vyjádřen tento koeficient v procentech, nese označení tempo růstu. Růstový koeficient je vypočten jako jednoduchý podíl sousedních hodnot (Svatošová, Kába, 2008, s. 39)

3.20.9 Složky časové řady

Složky časových řad jsou jednotlivé prvky, které tvoří celkový vzorec časové řady. Mezi tyto složky patří trend, cyklické kolísání, sezónnost, krátkodobé kolísání a náhodné kolísání.

Trend ukazuje dlouhodobý vývoj hodnot v časové řadě. Může být rostoucí nebo klesající (Svatošová, Kába, 2008, s. 39). V lineárním modelu časové řady je trend popsán parametrem b . Pokud je parametr větší než nula, časová řada vykazuje růstovou tendenci (trend). Na druhé straně, pokud je parametr menší než nula, jedná se o řadu s klesajícím trendem.

Cyklické prvky se týkají dlouhodobých vlivů, které se opakují po delších intervalech než sezónnost (např. ekonomické cykly). Pro jejich analýzu je zapotřebí delší časové řady.

Sezónní kolísání je dalším typem kolísání, které lze objevit v časových řadách častěji. Sezónnost se dotýká periodických vlivů, které se opakují například v ročních intervalech. Příkladem může být množství srážek nebo vývoj teploty. Pro analýzu sezónnosti je zapotřebí mít měření, s periodicitou menší, než je jeden rok. Nejčastěji se jedná o měření kvartální či měsíční. Může se ale také jednat o týdenní nebo dokonce denní měření (Arlt, Arltová, 2003, s. 62). Je možné jí pozorovat u veličin jako zaměstnanost v agrárním sektoru nebo u rostlinné výroby.

Posledním opakujícím se kolísáním je kolísání krátkodobé, které se odehrává v intervalech kratších, než je jeden rok (Svatošová, Kába, 2008, s. 41). Příklad je možné nalézt ve čtvrtletních premiích u zaměstnanců, které vyplácí zaměstnavatel na základě jednotlivých zaměstnaneckých výkonů.

Posledním kolísáním je náhodné kolísání. Tato kolísání způsobují nezávislé náhodné proměnné, které ovlivňují časovou řadu a nelze je předpovědět. Jejich důsledkem jsou malé výkyvy od trendu na sledovaných hodnotách v čase. Příklad je možné hledat u jednorázových sociálních pomoci. Nevýhodou tohoto druhu kolísání, mimo tu, že ho nelze předvídat, je to, že nelze jasně předpovědět ani jeho důsledky, jelikož se jedná o proměnnou, se kterou modely nekalkulují.

3.20.10 Exponenciální vyrovnávání

Exponenciální vyrovnávání je statistická metoda, která se používá k odhadu budoucích hodnot v čase. Tato metoda se v praxi využívá pro analýzu časových řad, jako jsou například ceny komodit nebo vývoj makroekonomických ukazatelů. Exponenciální vyrovnání se zaměřuje na odhad budoucích hodnot na základě minulých hodnot a zohledňuje také stárnutí informací v čase. Informacím aktuálnějším dává větší váhu než informacím starším. Dílčí váhy informací klesají exponenciálně, odtud si tato metoda nese svůj název (Hyndman, Koehler, Ord, Snyder, 2008, s. 5)

Exponenciální vyrovnávání má několik výhod. Je to jednoduchá metoda, která má dobrou schopnost odhadovat budoucí hodnoty. Navíc, metoda je robustní vůči chybám v datech a méně citlivá na výjimky v datech než jiné metody (Brooks, 2019, s. 243).

Exponenciální vyrovnání lze také rozdělit na několik typů.

Prvním typem exponenciálních vyrovnávání jsou modely, které vychází z Brownovy metodiky. Konkrétně se jedná o modely Brownovo (jednoduché) exponenciální vyrovnávání, dvojité Brownovo exponenciální vyrovnávání a trojitě Brownovo exponenciální vyrovnávání. Jednoduché Brownovo exponenciální vyrovnávání předpokládá, že trend v časové řadě je v krátkých obdobích konstantní. Dvojitě Brownovo exponenciální vyrovnávání zase předpokládá, že je trend v krátkých úsecích možné modelovat lineárně a trojitě vychází z trendu ve tvaru paraboly. Brownova exponenciální vyrovnávání lze tedy použít pro modely, jejichž součástí je trendová složka, avšak absentují složku sezónní. Doporučením je také, aby tyto modely nevykazovaly

výraznou trendovou složku. Všechna tato vyrovnání využívají vyrovnávací konstantu označovanou jako alfa α (Sankaran, Sasso, Kepczynski, Chiaraviglio, 2019, s. 127).

Druhým typem je Holtovo (lineární) exponenciální vyrovnávání. Tento druh exponenciálního vyrovnávání má, narozdíl od předešlé skupiny, konstanty dvě, a to konstantu alfa a beta (α , β). Vzhledem k této skutečnosti, může být model využit k zachycení trendu přesněji než předchozí skupina modelů. Holtovo exponenciální vyrovnávání je tedy uzpůsobeno pro modelování časových řad, u kterých se vyskytuje silnější trend (Yaffee, Mcgee, 2000, s. 32)

Dalším druhem exponenciálního vyrovnání je exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem. Tento druh exponenciálního vyrovnání je vhodný pro časové řady, které nevykazují sezónnost. Zároveň ale vykazují trend, který je v čase, ať už na začátku nebo na konci časové řady, tlumený. Redukce v modelu je způsobena speciální vyrovnávací konstantou β (Shin, s. 92).

Třetím typem vyrovnávání je skupina tvořena modelem podle Holta a Winterse, tedy Holt-Wintersovo exponenciální vyrovnávání. Tento druh vyrovnávání je tvořen třemi vyrovnávacími konstantami, k α a β se přidává konstanta gama γ , která do modelu replikuje chování sezónnosti. Tento model je tedy vhodný pro řady, ve kterých se objevuje nejen sezónnost, ale také trend. Je možné jej využít i pro modely neobsahující trend, ale pouze sezónnost (Shmueli, Patel, Bruce, 2014, s. 354).

Všechny konstanty výše zmíněných modelů mohou nabývat hodnoty od 0 do 1.

3.20.11 Interval spolehlivosti (intervalové odhady)

Ve statistice existují dva druhy odhadů, odhady bodové a intervalové. U bodových odhadů je výsledkem pouze jedna hodnota, jeden bod. To je však v mnohých případech málo vypovídající. Při rozhodovacích procesech se proto využívají především odhady intervalové. Ty udávají meze, ve kterých se bude daný parametr/hodnota vyskytovat, a navíc i pravděpodobnost, s jakou se daná hodnota bude vyskytovat v tomto intervalu. Navíc střed tohoto intervalu je tvořen právě výsledkem bodového odhadu. Intervalové odhady také vyjadřují úroveň spolehlivost (Burdick, 1992, s. 14).

3.20.12 Hladina významnosti, hladina spolehlivosti

Na otázku, s jakou pravděpodobností se budou hodnoty vyskytovat v daném intervalu spolehlivosti, odpovídá hladina spolehlivosti. Hladina spolehlivosti se rovná $100 \cdot (1 - \alpha)$, kde α představuje hladinu významnosti (není to α z modelů vyrovnávání uvedených výše). Nejčastěji se α volí 0,05; 0,01 nebo 0,1. To znamená, že nejčastější hladiny významnosti jsou 0,99; 0,95 a 0,9. Interval spolehlivosti, ale také jiné statistické testy, se vždy váží k určité úrovni α , jinak by byly samy o sobě málo vypovídající. Bez α by interval spolehlivosti sice informoval, že se hodnota bude nacházet mezi dvěma body, avšak už by neinformoval, s jakou pravděpodobností, což by tuto informaci do velké míry znehodnotilo (Schels, 2008, s. 197).

3.20.13 Posuzování kvality modelu

Určit, zda se jedná o kvalitní model, je jeden ze základních úkolů oblasti prognóz. K tomuto úkolu slouží řada ukazatelů, některé byly zmíněné v předchozích kapitolách, jako jsou koeficient determinace a koeficient korelace a další, vycházející z knihy napsané Arltem (Arlt, Arltová, 2002, s. 27), jsou zmíněny níže.

Prvním hodnotícím kritériem je ME, Mean error, přeloženo jako průměrná chyba. Vypočtení tohoto parametru je velmi jednoduché, jedná se o sumu rozdílů mezi skutečnou a teoretickou hodnotou, dělenou počtem pozorování. Nevýhodou ME je, že chyby, které vznikají odhadem vyšší hodnoty, než je hodnota skutečná, se neutralizují chybami způsobenými odhady nižšími než skutečnost.

$$ME = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)$$

Vzorec 4 - Mean error (průměrná chyba)

T označuje ve vzorci počet pozorování, y_t reálnou, naměřenou hodnotu a \hat{y}_t hodnotu odhadnutou modelem.

Druhým kritériem hodnocení kvality modelu je veličina MSE, Mean squared error, přeloženo jako průměrná čtvercová chyba je vypočtena vzorcem níže.

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2$$

Vzorec 5 - Mean squared error (průměrná čtvercová chyba)

Odlišností od předchozího vzorce je, že rozdíl je zde umocněn druhou mocninou, což zapříčiňuje to, že nedochází k neutralizaci chyb, jako tomu nastává v předchozím případě. Metodika výpočtu MSE je stejná jako metodika pro výpočet rozptylu.

Třetím kritériem je kritérium RMSE, root mean squared error, které se, jak z názvu vyplývá, rovná druhé odmocnině MSE. Odmocnina z rozptylu je směrodatná odchylka a po úpravě lze vidět, že se vzorec MSE a vzorec z kapitoly o směrodatné odchylce shodují.

Dalším, čtvrtým, kritériem je kritérium MAE, mean absolute error, tedy průměrná absolutní chyba. Vypočtena je podobnou metodikou jako ME, avšak je zde eliminována neutralizace chyb za pomoci absolutní hodnoty, jak je patrné ze vzorce níže.

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t|$$

Vzorec 6 - Mean absolute error (průměrná absolutní chyba)

Kritérium, které bylo využito v praktické části této práce je MAPE, mean absolute percentage error, tedy průměrná absolutní procentuální chyba. Vypočtena je pomocí vzorce níže.

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{y_t} \cdot 100$$

Vzorec 7 - Mean absolute percent error (průměrná absolutní procentní chyba)

Posledním vzorcem, který zde bude zmíněn je vzorec pro výpočet kritéria MPE, mean percentage error, česky jako průměrná procentuální chyba (Yang a kolektiv, 2020, s. 540).

$$MPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{(y_t - \hat{y}_t)}{y_t} \cdot 100$$

Vzorec 8 - Mean percentage error (průměrná procentní chyba)

Výše je výčet pouze těch základních, neznámějších a nepoužívanějších metod. Při hlubším zkoumání literatury, by jich bylo možné nalézt mnohem více.

4 Vlastní práce

Témata příjmů a vydání jsou u domácností bezesporu jedněmi z nejdiskutovanějších, ne-li ty nejdiskutovanější. Jakým způsobem byly tyto veličiny ovlivněny vlivem událostí roku 2020, především způsobených šířením viru SARS-CoV-2, který způsoboval onemocnění COVID-19, je analyzováno v praktické části této práce. Veličiny příjmů a výdajů jsou zkoumány v logické syntaxi, tedy nejdříve dojde k analýze příjmů, protože bez nich by výdaje u domácností nemohly nastat, a poté jsou analyzovány výdaje. Mimo příjmů domácností je mezi příjmy analyzována také průměrná mzda, ve které je také zkoumána sezónnost. Intervalové odhady jsou stanoveny z metod časových řad, konkrétně z modelů exponenciálního vyrovnávání. K predikci je vždy využit model exponenciálního vyrovnávání s nejmenší hodnotou MAPE. Pro zjednodušení je na prvním příkladu uveden postup se všemi doprovodnými materiály a v dále pak je k dispozici pouze slovní komentář, bez příslušného výstupu programu.

4.1 Příjmy

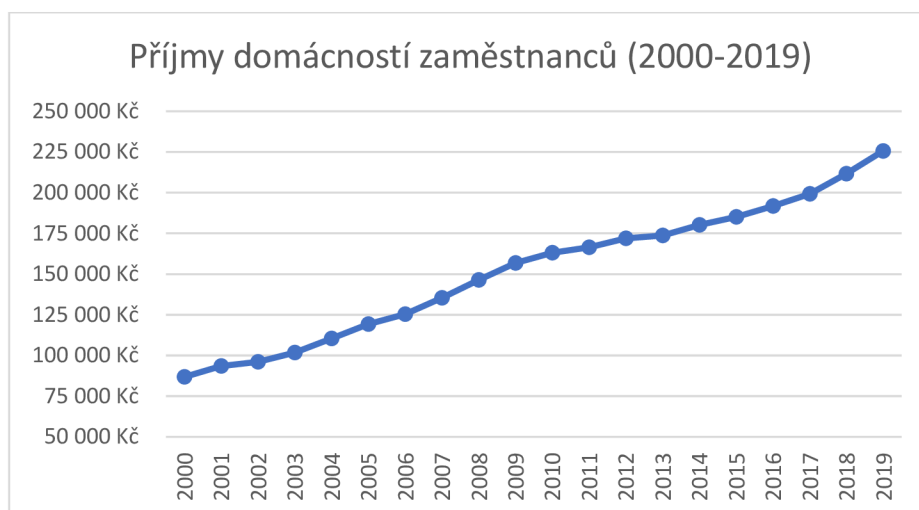
V kategorii příjmů jsou analyzovány tři časové řady, a to časová řada domácností zaměstnanců, časová řada „průměrných“ domácností a časová řada průměrného hrubého měsíčního příjmu. První dvě výše zmíněné časové řady mají roční interval pozorování a nejsou tedy zatížené sezónností. Poslední časová řada disponuje intervalem čtvrtletním a je tedy možné její zatížení sezónností. V případě prvních dvou časových řad je problém v chybějící hodnotě pro rok 2004, která byla do časové řady doplněna jednoduchým průměrem sousedních hodnot časové řady, tedy průměrem hodnot pro roky 2003 a 2005.

4.1.1 Příjmy domácností zaměstnanců v České republice

Prvním typem domácnosti, který je v této části zkoumán a analyzován je domácnost zaměstnanců. Údaje za jednotlivé roky jsou získávány z webu Českého statistického úřadu, konkrétně z tabulek *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu*. Z této tabulky jsou výslednými hodnotami (příloha 1) průměry příjmů domácností zaměstnanců.

Jak je patrné z přílohy 1, konkrétně z diferencí prvního řádu, a také z grafu níže, časová řada vykazuje rostoucí trend. Ten je obecně u příjmů způsobován inflací, respektive

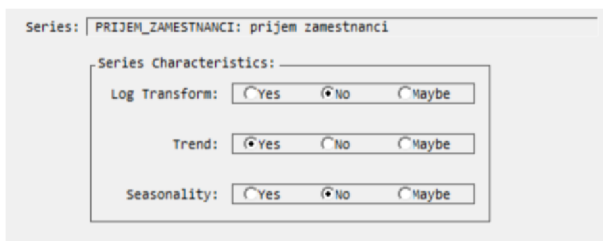
snahou zaměstnavatelů požadavkem, aby reálná mzda zaměstnanců stále rostla, a tudíž nebyli nuceni hledat si nové zaměstnání, protože náklady na získání nového zaměstnance jsou obecně považovány za mnohonásobně vyšší než náklady na udržení toho stávajícího.



Graf 1 - Příjmy domácností zaměstnanců
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

Z grafu výše je patrná mírná stagnace kolem roku 2011, která byla s největší pravděpodobností způsobena finanční krizí v předešlých letech. Dopady krizí se zpravidla neprojevují v ekonomice ihned, jelikož jedna z vlastností globální ekonomiky je také velká setrvačnost.

Predikční úkoly jsou vypočteny v programu SAS. Nejdříve je provedena diagnostika časové řady, tj. zjištěna sezónnost, přítomnost trendu a to, zda je nutné řadu logaritmičtě transponovat či nikoli. Z obrázku 1 níže je patrné, že předpoklad trendu se potvrdil. Časová řada obsahuje trend a zároveň není nutná logaritmičková transformace dat. Sezónnost v ní programem SAS také nebyla objevena, což potvrdilo předpoklad.



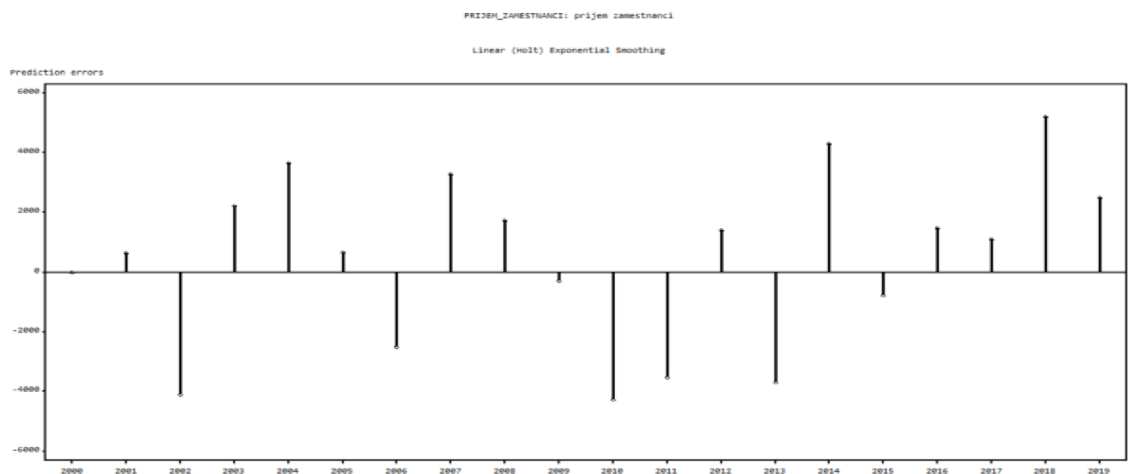
Obrázek 1 - Diagnostika časové řady příjmů domácností zaměstnanců
 Autorovo zpracování, program SAS

Program SAS vyhodnotil jako vhodné modely pět následujících modelů, viz tabulka níže. Modely jsou seřazeny dle kritéria MAPE.

Model	MAPE
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	1,60923
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	1,61031
Random walk with drift	1,68353
Brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	1,68635
Lineární trend	2,46696

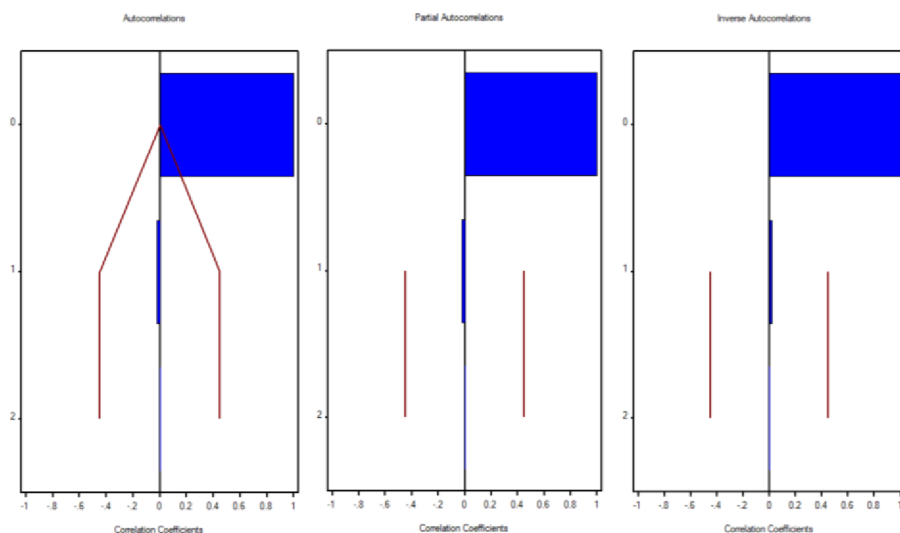
Tabulka 1 - Vhodné modely pro časovou řadu příjmů domácností zaměstnanců
 (V procentech %)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Pro predikci je tedy vybrán model Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání, protože jeho hodnota MAPE je ze všech modelů nejmenší. Na obrázku níže jsou znázorněny reziduální hodnoty, tedy rozdíly mezi skutečnou hodnotou a předpovědí modelu. U tohoto parametru je žádoucí, aby vykazoval nahodilý charakter. Z grafu by neměl být tedy patrný trend ani obrazce, jako jsou vlny či jiné tvary. Pokud by z grafu byly na první pohled patrné tvary nebo vzorce v datech, jednalo by se o nevhodně zvolený model a bylo by nutné využít jiného modelu. V tomto případě je model vhodný a je jej možné k predikcím využít. Největší odchylku modelu od reality je možné pozorovat v roce 2018, nejmenší pak v letech 2000, následována odchylkou v roce 2009.



Graf 2 - Rezidua modelu pro příjem domácností zaměstnanců
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Dále je nutné model posoudit také z hledisek autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace. Ty jsou znázorněny na grafech níže. Přítomnost autokorelace v modelu by se projevila překročením červených linií modrými obdélníky u řádků 1 nebo 2, podle toho, o jaký řád autokorelace by se jednalo. Z grafu níže se je patrné, že obdélníky ani v jednom případě, a ani u jednoho řádu, nepřekračují červené meze, tudíž lze říct, že autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace v modelu nejsou přítomny.



Graf 3 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu příjmů domácností zaměstnanců
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Konstanty modelu Holtova (lineárního) exponenciálního vyrovnávání jsou i s jejich testy nevýznamnosti znázorněny v tabulce 2, níže.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,99900	5,7687	<0,0001
Beta β	0,82131	2,2901	0,0343

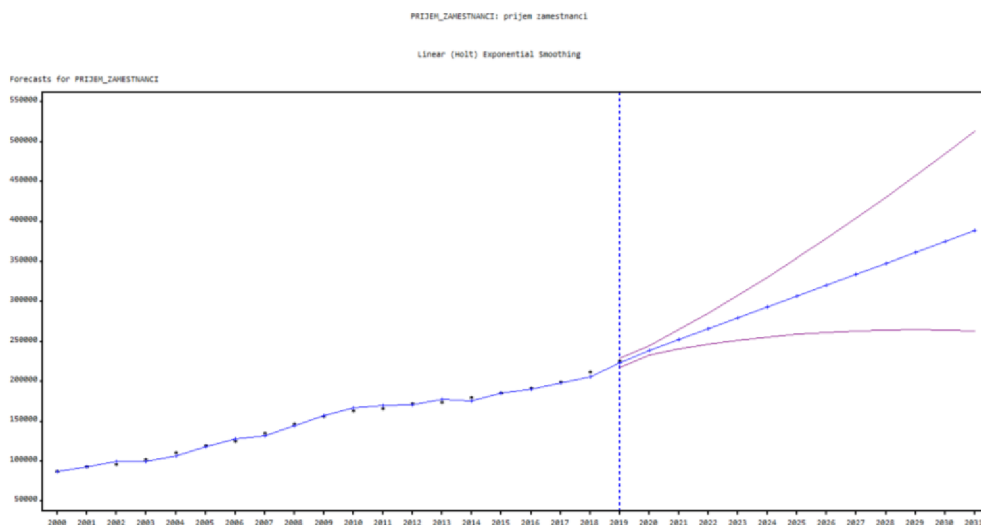
Tabulka 2 - Parametry modelu příjmů domácností zaměstnanců s testy nevýznamnosti
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Hodnota parametru alfa nabývá hodnoty 0,99900 a je pro model významná na hladině významnosti alfa 0,05, protože p hodnota nabývá velmi nízkých hodnot, tudíž se nulová hypotéza o nevýznamnosti parametru zamítá a parametr je významný. Pro parametr beta, nabývající hodnoty 0,82131, platí stejný stav významnosti, jako pro parametr alfa. Je tedy také zamítnuta jeho nevýznamnost a parametr je shledán významným na hladině alfa 0,05.

MSE	7906506,4
RMSE	2811,9
MAE	2367
R ²	0,995

Tabulka 3 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro příjem domácností zaměstnanců
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

V tabulce 3 výše jsou uvedeny další hodnoty pro hodnocení kvality uvedeného modelu. Všechny tyto hodnoty, mimo hodnoty R² jsou uváděny v Kč na osobu a rok. Průměrná chybovost modelu (MAE) je 2367 Kč za rok na osobu, což je v přepočtu na měsíce necelých 200 Kč (197,25 Kč). Tato částka je velikostně stejná jako jeden malý nákup potravin. Kritérium R² nelze v případech exponenciálního vyrovnávání hodnotit, protože se nejedná o metodu vycházející z klasické (běžné) metody nejmenších čtverců, ale z metody vážené. RMSE nabývá hodnoty 2811,9 Kč na osobu a rok a při umocnění tohoto čísla je pak výsledek téměř totožný s MSE, které je v těchto případech nejméně vypovídajícím kritériem ze všech uvažovaných (MSE, RMSE a MAE). Graf modelu včetně grafického intervalového odhadu Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání pak vypadá následovně.



Graf 4 - Model exponenciálního vyrovnávání příjmů domácností zaměstnanců
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

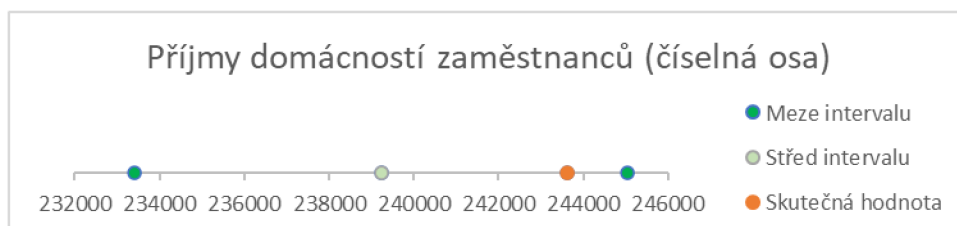
Z grafu 4 je vizuálně patrné, že model se snaží věrohodně vykreslit datovou řadu a zachytit její trend. U vykresleného intervalu spolehlivosti pak lze pozorovat rozšiřování, které je způsobeno nejasností v predikci, tedy čím dále model předpovídá, tím je předpověď nejasnější, a je zapotřebí větší „schovávavosti“ při stejné úrovni spolehlivosti alfa, v tomto případě 0,05. Tato „nejasnost“ způsobuje rozšiřování intervalu spolehlivosti. Zároveň lze z tvaru intervalu vypočítat, že model se snaží zachytit i trendy z let 2010 až 2013, kdy se v těchto letech tempo růstu zmírnilo, o čemž vypovídá i příloha 1, kde lze v období od roku 2011 do 2013 pozorovat velmi znatelné snížení prvních absolutních diferencí. Tuto skutečnost odráží spodní hranice intervalu a její zahnutí směrem k ose vodorovné. V následující tabulce jsou pak pozorovatelné všechny výsledky. Pro tuto práci je pak důležitý číselný intervalový odhad pro rok 2020. Tato tabulka je v práci uvedena pouze jednou, v ostatních případech jsou z této tabulky vyjmuty pouze hodnoty pro rok 2020, jelikož ostatní hodnoty jsou pro tuto práci téměř nevýznamné.

DATE	ACTUAL	PREDICT	U95	L95	ERROR	NERROR	_LEVEL_	_TREND_
2000	86803	86807	92616	80997	-3.5891	-0.001211	86803	6133
2001	93587	92936	98745	87127	650.7900	0.2196	93586	6667
2002	96145	100254	106063	94444	-4109	-1.3862	96149	3296
2003	101672	99445	105255	93636	2227	0.7513	101670	5123
2004	110453	106793	112602	100904	3660	1.2349	110449	8126
2005	119234	118576	124385	112767	658.4897	0.2222	119234	8667
2006	125387	127900	133709	122091	-2513	-0.8478	125390	6605
2007	135284	131995	137804	126186	3290	1.1098	135281	9304
2008	146321	144585	150394	138776	1736	0.5858	146320	10728
2009	156767	157048	162857	151239	-281.0541	-0.0948	156767	10498
2010	163008	167265	173074	161456	-4257	-1.4364	163012	7005
2011	166491	170017	175826	164207	-3525	-1.1894	166495	4112
2012	172017	170607	176416	164798	1410	0.4758	172016	5269
2013	173608	177285	183094	171476	-3677	-1.2405	173612	2252
2014	180159	175864	181674	170055	4294	1.4488	180154	5776
2015	185154	185930	191739	180121	-776.1214	-0.2619	185155	5139
2016	191765	190294	196103	184485	1471	0.4963	191763	6346
2017	199205	198109	203919	192300	1096	0.3698	199204	7245
2018	211654	206450	212259	200640	5204	1.7558	211648	11515
2019	225665	223164	228973	217354	2502	0.8441	225663	13568
2020	.	239231	245040	233421	.	.	239231	13568
2021	.	252798	264859	240737	.	.	252798	13568
2022	.	266366	285877	246855	.	.	266366	13568
2023	.	279934	307948	251920	.	.	279934	13568
2024	.	293502	330962	256042	.	.	293502	13568
2025	.	307069	354835	259304	.	.	307069	13568
2026	.	320637	379501	261773	.	.	320637	13568
2027	.	334205	404910	263500	.	.	334205	13568
2028	.	347773	431016	264530	.	.	347773	13568
2029	.	361341	457783	264898	.	.	361341	13568
2030	.	374908	485100	264636	.	.	374908	13568
2031	.	388476	513100	263772	.	.	388476	13568

Tabulka 4 - Výsledné hodnoty modelu Holtova exponenciálního vyrovnávání pro příjmy domácností zaměstnanců (V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Jak již bylo zmíněno výše z této tabulky je pro tuto práci důležitý pouze řádek, na jehož počátku je číslo 2020. V tomto řádku je spodní mez intervalu ve sloupci označeném L95 (lower 95) a horní mez je ve sloupci označeným U95 (upper). Z tabulky je tedy patrné, že s 95% pravděpodobností je hodnota pro rok 2020 v rozmezí od 233 421 do 245 040 Kč na osobu a rok.

Skutečná hodnota zjištěna z webu ČSÚ pro rok 2020 je 243 613 Kč na osobu za rok po zaokrouhlení na celé koruny. Znamená to tedy, že příjem domácností zaměstnanců nebyl ovlivněn natolik, aby nespadal do 95% intervalu spolehlivosti. Graficky je pak výsledek patrný z grafu pět níže. Lze pozorovat, že příjem se pohybuje blízko horní hranice intervalu, zhruba v horních 10 %.



Graf 5 - Příjmy domácností zaměstnanců číselná osa (V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

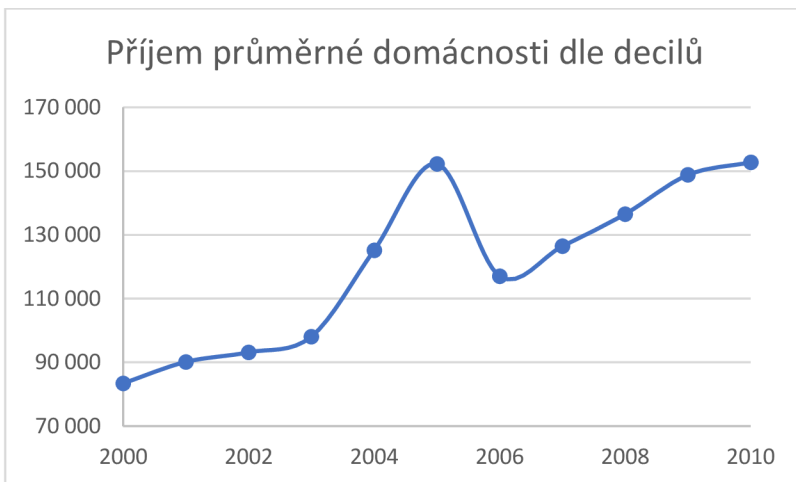
4.1.2 Příjmy průměrných domácností v České republice

Druhá skupina domácností, která je v této práci analyzována je skupina takzvaných „průměrných“ domácností. V současnosti tato skupina není na webu ČSÚ analyzována, avšak v minulosti zde analyzována byla. Data pro tento typ domácností byla získána pro první tři roky, tj. roky 2000-2003 z tabulky s názvem *Čisté peněžní příjmy a vydání, bilanční položky, naturální příjmy a vydání v letech 1989–2003, průměrná domácnost*. Průměrná domácnost však byla měřena pouze do roku 2003. Pro rok 2004, stejně jako v předchozím případě, nebyly hodnoty dohledatelné, a tak ji bylo potřeba dopočítat prostým aritmetickým průměrem let 2003 a 2005. Data od roku 2005 do roku 2020 byla vypočtena jako průměr hodnot z tabulky *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu*. Důvodem k tomuto rozhodnutí bylo to, že se jedná o jednu ze dvou tabulek, které jsou konzistentní od roku 2005 do roku 2020. Jiné tabulky totiž zanikají a vznikají uvnitř tohoto časového období, tudíž by je bylo potřeba zkombinovat s jinými tabulkami, což by mohlo poskytnout zkreslené výsledky. Druhou tabulkou, která by připadala v úvahu byla tabulka nesoucí název *Domácnosti podle decilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu*, avšak v roce 2005 zde byl přítomen zvláštní datový údaj, kdy po vypočtení průměrné hodnoty ze všech decilů byla získána částka 152 291 Kč na osobu a rok. Následující rok pak byla částka nižší, konkrétně 117 035 Kč. Naopak v tabulce dle kvintilů k tomuto úkazu nedošlo a částka byla rovna 106 382 Kč. Přehlednější vyobrazení situace poskytuje následující tabulka, bez přítomnosti roku 2004, který bude doplněn popsáním postupem.

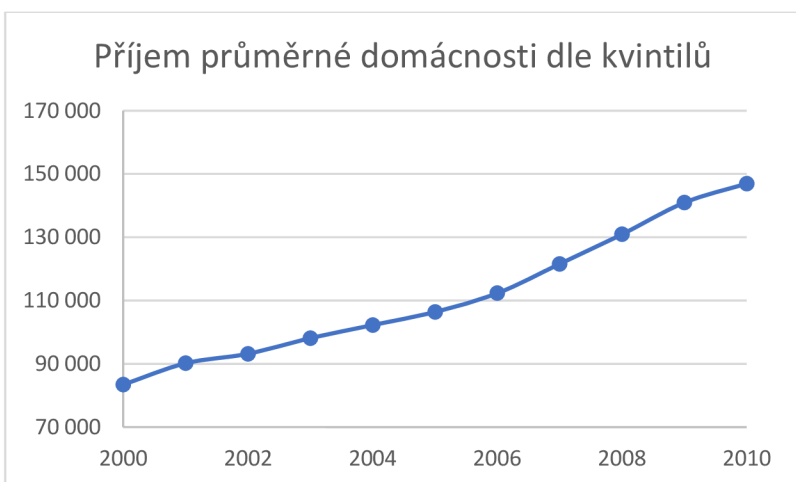
	Dom. dle kvintilů	Průměrná domácnost	Dom. dle decilů
2003		98 102 Kč	
2005	106 382 Kč		152 291 Kč
2006	112 292 Kč		117 035 Kč

Tabulka 5 - Analýza optimálnější časové řady
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Data: ČSÚ, Vlastní zpracování

Z grafů níže je pak patrné, jak velký skok v datech u příjmů domácností dle decilů je, oproti příjmům domácností dle kvintilů.

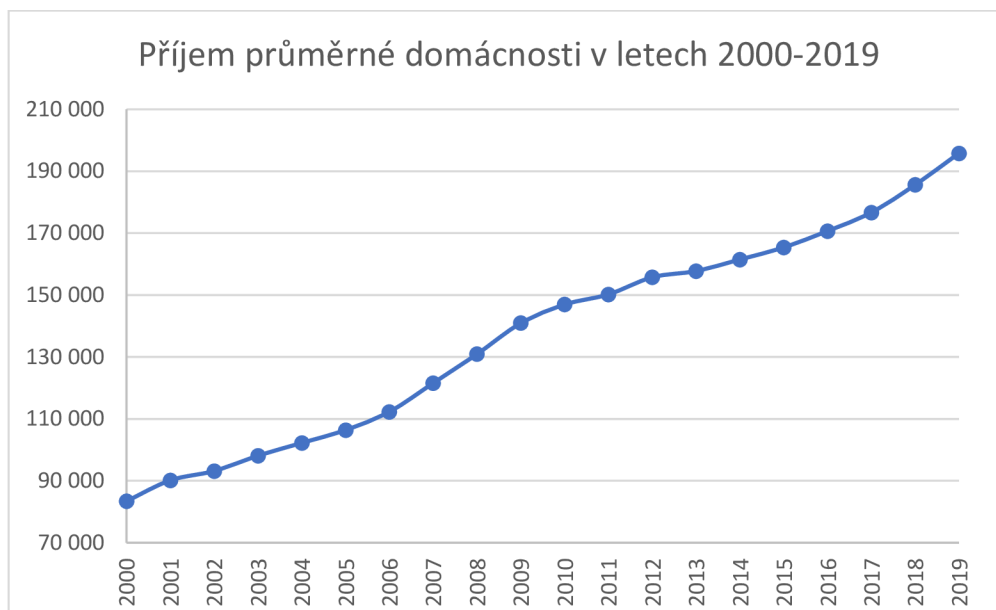


Graf 6 - Příjem průměrné domácnosti dle decilů mezi lety 2000 a 2010
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel



Graf 7 - Příjem průměrné domácnosti dle kvintilů mezi lety 2000 a 2010
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

Z grafu číslo šest je již na první pohled opticky patrná výrazná odchylka oproti grafu 7. Z grafu 6 také vyplývá, že příjmy průměrných domácností dle decilů by se v roce 2005 pohybovaly v podobné výši, jako příjmy v roce 2010, tedy že by mezi těmito dvěma roky nenastal nárůst příjmů průměrných domácností. Sečteno s inflací by se tedy reálné příjmy rodiny v roce 2010 snížily oproti roku 2005. Z této logiky věci je tedy jasné, že rozumnějším řešením bude vytvořit datovou řadu z tabulky ČSÚ s názvem *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu*. Časová řada od roku 2000 do roku 2019 je znázorněna na grafu 8.



Graf 8 - Příjem průměrné domácnosti v letech 2000-2019
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

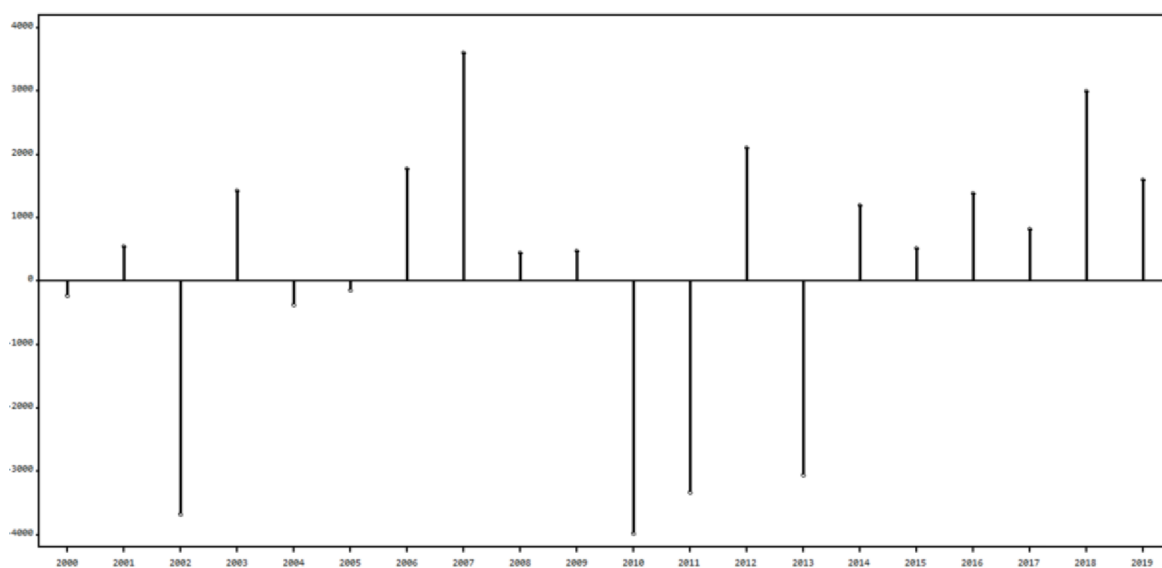
Z grafu 8 je jasně patrná přítomnost rostoucího trendu, stejně jako tomu bylo v předchozím případě u domácností zaměstnanců. V časové řadě jsou dvě období, ve kterých byla míra růstu vyšší. Prvním obdobím je období mezi lety 2006 až 2009 a druhé období je mezi lety 2017 a 2019. Rovněž je zde patrný pokles tempa růstu v období po roce 2010 zhruba do roku 2013, způsobený krizí, stejně jako v předchozím případě.

Prvním krokem po importování dat do programu SAS byla opět diagnostika časové řady. Zde je předpokládáný výsledek ve prospěch přítomnosti trendu a zároveň nepřítomnosti sezónnosti. Tento výsledek byl programem SAS potvrzen a za vhodné bylo shledáno pět různých modelů seřazených dle kritéria MAPE. Výsledky jsou v tabulce níže.

Model	MAPE
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	1,25117
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	1,25844
Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	1,27235
Random walk with drift	1,47976
Lineární trend	2,29800

Tabulka 6 - Vhodné modely pro časovou řadu příjmů průměrných domácností
(V procentech %)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

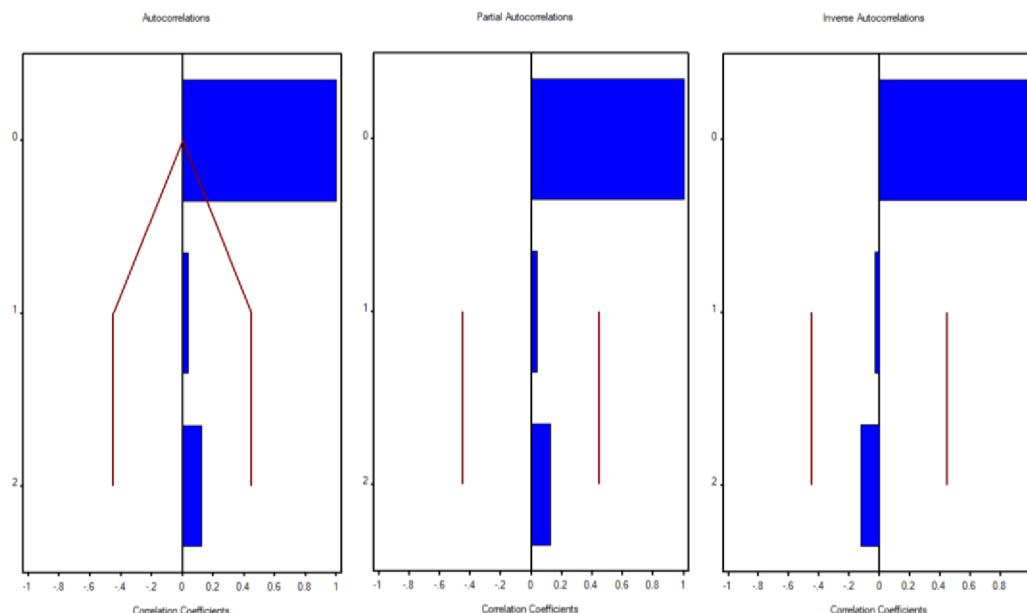
Z tabulky 6 výše lze vypočítat, že je opět vhodný model Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání s hodnotou parametru mean absolute percentage error 1,25117 %. Tato hodnota, stejně jako ve všech ostatních modelech, je velmi dobrá a vypovídá o kvalitních predikčních vlastnostech modelů. Ze stanoveného pravidla vyplývá, že pro předpověď a analýzu bude tedy vybrán model Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání. Následuje analýza reziduí modelu v grafu 9 níže.



Graf 9 - Rezidua modelu pro příjem průměrných domácností
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu reziduí je patrné, že model nejméně dobře vystihl reálný vývoj v letech 2002, 2007 a 2010. Nejlépe model pak vystihl skutečnost v letech 2000, 2004 a 2005.

Analýza opět navazuje grafem znázorňujícím autokorelace a to normální, parciální a inverzní. U všech autokorelací lze pozorovat mírně vyšší hodnoty než v předchozím případě, avšak stále je to i v tomto případě u všech typu autokorelací v rámci červených mezí, které udávají přípustnost míry autokorelací prvního a druhého řádu.



Graf 10 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu příjmů průměrných domácností Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

V tabulce níže jsou pak patrné parametry modelu společně s testy nevýznamnosti. U parametru alfa je opět patrné jasné zamítnutí H_0 na velmi malé hladině. Parametr beta je také shledán významným s p hodnotou 0,0174.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,93316	5,6354	<0,0001
Beta β	0,99900	2,6180	0,0174

Tabulka 7 - Parametry modelu příjmů domácností zaměstnanců s testy nevýznamnosti Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

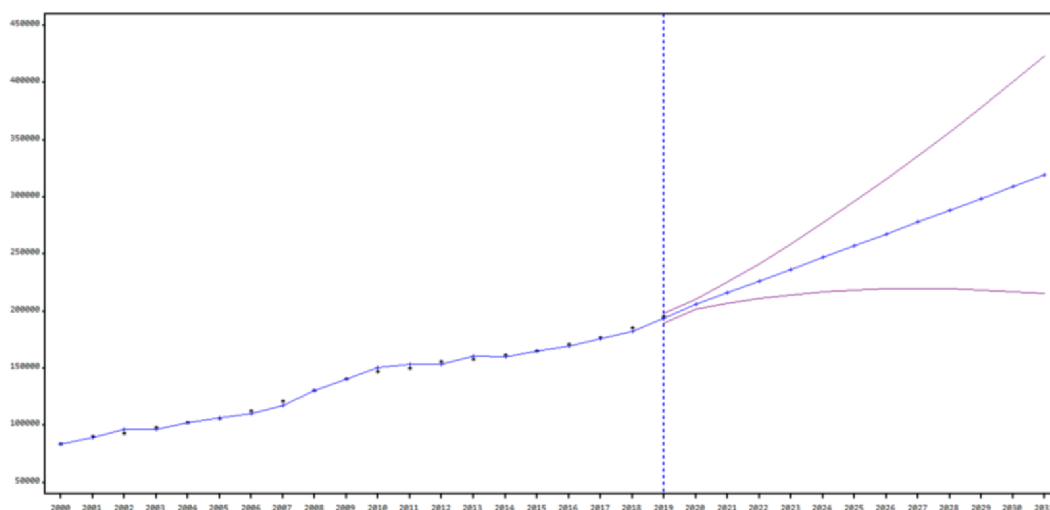
Následuje tabulka s dalšími kritérii hodnocení kvality modelu, které nebyly využity pro vybrání modelu. Kritérium R^2 opět nelze interpretovat, protože se jedná o model vycházející z jiné než běžné metody nejmenších čtverců a je zde dáno pouze orientačně. Průměrná chybovost modelu byla 1687,2 Kč na osobu a rok, což je lepší hodnota než hodnoty v předešlém modelu. V přepočtu na měsíc pak vychází MAE zhruba 140 Kč, což je o téměř 60 Kč měsíčně méně než předchozí model. Hodnota RMSE pak činí 2112,5 Kč na osobu a rok a MSE je opět zbytečné interpretovat, protože se jedná o druhou mocninu RMSR.

Ostatně i kritérium MAPE nabývalo nižší hodnoty než u příjmů domácností zaměstnanců. Celkově se dle těchto kritérií dá říci, že je model lépe uzpůsoben předpovědi než model předešlý, který se i přes tuto skutečnost do hodnoty vešel.

MSE	4462757,1
RMSE	2112,5
MAE	1687,2
R ²	0,996

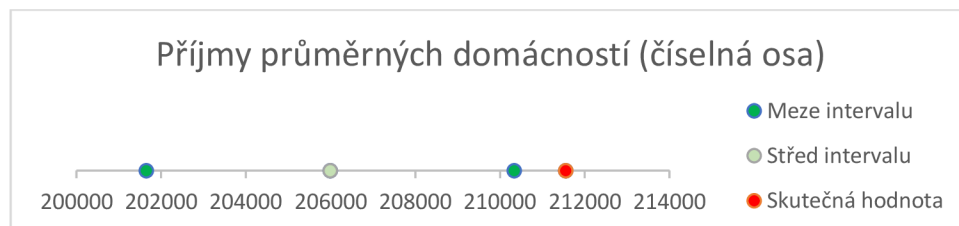
Tabulka 8 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro příjem průměrných domácností
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Vizuální podoba modelu pak vypadá i s intervalovými odhady následovně.



Graf 11 - Model exponenciálního vyrovnávání příjmů průměrných domácností
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

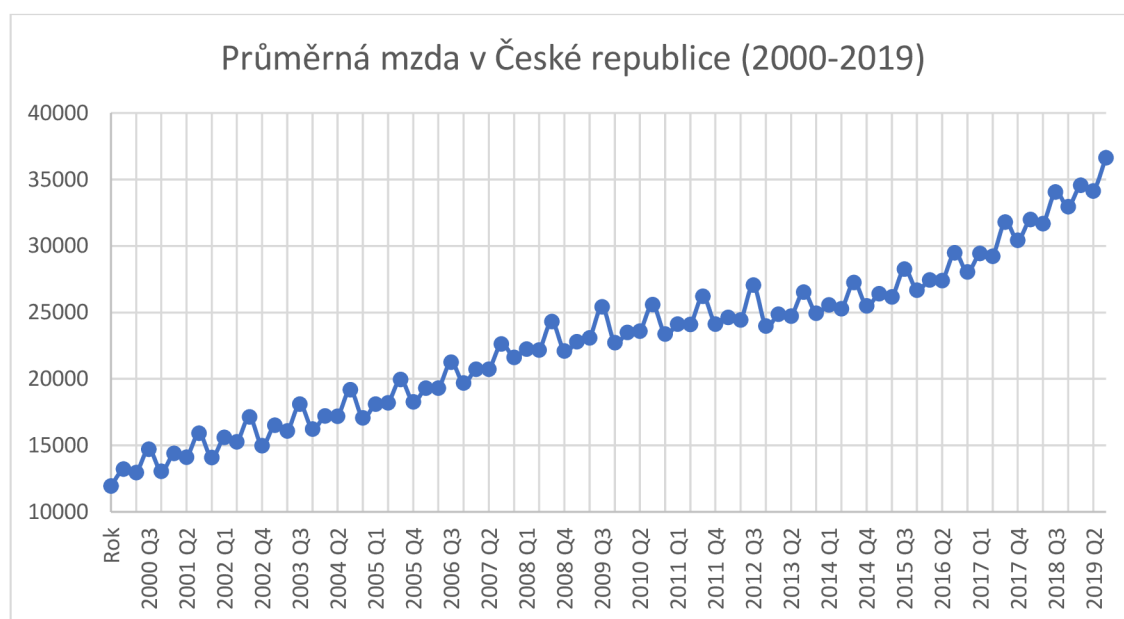
Číselná hodnota intervalového odhadu pro rok 2020 se pak pohybuje v rozmezí od 201 648 Kč na osobu a rok do 210 377 Kč na osobu a rok. Skutečná hodnota pak nabývá hodnoty 211 555 Kč na osobu za rok. Jak je tedy patrné z grafu 12 níže, příjem průměrných domácností se nevešel do 95% intervalového odhadu modelu, a lze tedy dle stanovených pravidel konstatovat, že příjem průměrných domácností byl v roce 2020 ovlivněn situací nastalou na území České republiky. Zajímavým faktem ale zůstává, že příjem interval spolehlivosti „přeskočil“, tedy nabyl hodnoty vyšší, než byla horní mez intervalu.



Graf 12 - Příjmy domácností zaměstnanců číselná osa
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

4.1.3 Průměrná mzda

Dalším významným příjmem, jehož data je možné analyzovat, je průměrná mzda. Ačkoliv se nejedná přesně o příjem domácností dle metodiky Českého statistického úřadu, jedná se o příjmovou veličinu, u které je možné analyzovat sezónnost, protože její data jsou ve čtvrtletních intervalech. Průměrná mzda je v ekonomice velmi důležitou hodnotou, protože od této hodnoty se stanovují veličiny, jakou jsou solidární daň, výše na pojistném u zdravotního a sociálního pojištění a mnoho dalších. Výše zmíněné veličiny se však počítají z průměrné mzdy stanovené, nikoli vypočtené. Důvodem k tomu je to, že průměrná mzda je pro rok vždy stanovena Ministerstvem práce a sociálních věcí právě proto, aby lidé věděli, jaké budou odvody na pojištění zdravotní a sociální (ty maximální, které jsou z této mzdy vypočteny). Jednotlivá data k průměrné mzdě jsou dostupné v příloze 2. Vizualizaci dat časové řady průměrné mzdy pak představuje následující graf.



Graf 13 - Průměrná mzda v České republice v letech 2000-2019, čtvrtletní údaje
(V jednotkách Kč měsíčně)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

Z grafu 13 lze vypořadovat jasný náznak sezónnosti, patrnou hlavně navýšením ve 4. čtvrtletí jednotlivých let, kdy tato skutečnost je způsobována jednak sklizní a celkově vyššími odměnami v zemědělství, vyšší aktivitou v oblasti horské rekreace, ale největší hybnou silou tohoto jevu jsou bezesporu prémie na konci roku. I ve druhém čtvrtletí

lze pozorovat mírný nárůst oproti Q1 a Q3, způsobený nejspíše pololetními prémiei na dovolené, které dostávají zaměstnanci od svých zaměstnavatelů. Mimo sezónnosti je z grafu patrný také rostoucí trend s mírným útlumem začínajícím v roce 2010 a končícím přibližně v roce 2013.

Oba výše zmíněné předpoklady program SAS potvrdil. V časové řadě je tedy přítomna jak sezónnost, tak i trend. V jiném programu s názvem Statistica od firmy Tibco je možné izolovat jednotlivé sezónní faktory, což odhalí, která čtvrtletí jsou jakým způsobem ovlivněny a jak jsou v průměru daleko od časové řady, ve které by se sezónnost nevyskytovala. Sezónní dekompozice je provedena a interpretována pro aditivní i multiplikativní model sezónnosti. Multiplikativní sezónní faktor a aditivní sezónní faktor znázorňuje následující tabulka.

Čtvrtletí	Multiplikativní sezónní faktor	Aditivní sezónní faktor
Q1	96,2061	-803,668
Q2	99,7688	-48,720
Q3	97,9090	-468,168
Q4	106,1162	1320,556

*Tabulka 9 - Multiplikativní a aditivní sezónní faktory časové řady průměrných mezd (2000-2019)
(Multiplikativní faktor v %, aditivní v Kč)
Autorovo zpracování, Statistica*

Z tabulky vyplývají multiplikativní faktory pro jednotlivá čtvrtletí. Nejprve jsou zanalyzovány sezónní faktory multiplikativní. Ty udávají z kolika procent dosahuje skutečná hodnota hodnotu vyrovnanou tedy optimální. U prvního čtvrtletí dosahuje v průměru hodnota skutečná 96,2061 % hodnoty vyrovnané. Znamená to tedy, že je téměř o 3,8 % menší, než bylo optimum stanovené programem. Velikost vyrovnané hodnoty je vypočtena prostým vydělením skutečné hodnoty a sezónního indexu převedeného na poměrové číslo, kdy 100 % je rovno jedné. Vyrovnaná hodnota by tedy v roce 2000 v prvním čtvrtletí dosáhla hodnoty 12 411,89 Kč měsíčně ($11\,941 / 0,962061$). U druhého čtvrtletí je průměrná hodnota sezónního indexu rovna 99,7688 %, což znamená, že vyrovnaná hodnota se téměř rovná hodnotě skutečné. Odlišnost ve druhém čtvrtletí roku 2000 je 30,65 Kč ($13\,257,65 - 13\,227$). Hodnota 13 257,65 byla získána stejným způsobem jako v předešlém případě, tj. vydělením skutečné hodnoty setinou multiplikativního sezónního indexu. U třetího čtvrtletí je opět z hodnoty sezónního indexu

patrný pokles oproti vyrovnané hodnotě. Konkrétně se v průměru v Q3 pohybovaly na úrovni 97,909 % vyrovnaných hodnot. Opět na příkladu roku 2000 by se vyrovnaná hodnota pohybovala v multiplikačním modelu 13 239,85 Kč ve třetím čtvrtletí. Pro čtvrté čtvrtletí se potvrdil výše zmíněný předpoklad o vyšších mzdách a vlivu sezónnosti, protože hodnoty byly dle multiplikačního sezónního faktoru v průměru o 6,1162 % vyšší, než tomu bylo u hodnot vyrovnaných. Opět pro hodnotu vyrovnanou bude platit stejný přepočítání z hodnoty skutečné, tedy $14\,717 / 1,061162$, což je rovno 13 868,76 Kč pro rok 2000. Tímto je vyřešena sezónnost modelu multiplikačního a je na řadě model aditivní.

U modelu aditivního je metodika výpočtu vyrovnaných hodnot, jak tomu název napovídá, založena na přičítání sezónních vlivů. Sezónní faktory aditivního způsobu budou v tomto odstavci popsány, avšak pro další výpočet nebudou uvažovány, jelikož se jedná o absolutní čísla, která jsou průměrem pro celou dvacetiletou časovou řadu, tudíž je jejich vliv nejvýstižnější zhruba okolo průměru celé časové řady. Proto je pro takto dlouhé časové řady s takto výrazným trendem vhodnější využít multiplikační přístup sezónních indexů. Přesto bude pro důvody porovnání vypočten i model aditivní. V případě prvního čtvrtletí v roce 2000 je skutečná hodnota 11 941 Kč a dle aditivního sezónního indexu je o 803,668 Kč pod hodnotou vyrovnanou. Vyrovnaná hodnota je tedy $11\,941 + 803,668$, to je 12 744,668 Kč. Pro druhé čtvrtletí je hodnota rovna $13\,227 + 48,72 = 13\,275,72$. Pro třetí čtvrtletí je pak částka 12 963 Kč navýšena o sezónní index 468,168, což se rovná vyrovnané částce 13 431,168 a v posledním čtvrtletí je částka 14 717 Kč snížena o sezónní index 1320,556 Kč, což se rovná finální vyrovnané částce pro čtvrté čtvrtletí 13 396,444 Kč. Všechny tyto částky jsou, stejně jako u multiplikačního modelu, modelovány pro rok 2000.

Srovnání jednotlivých vyrovnaných hodnot obou přístupů je možné nalézt v tabulce 10.

Čtvrtletí	Multiplikační vyrovnání	Aditivní vyrovnání	Rozdíl
Q1	12 411,89	12 744,668	-332,78
Q2	13 257,66	13 275,72	-18,06
Q3	13 239,85	13 431,168	-191,32
Q4	13 868,76	13 396,444	472,32

*Tabulka 10 - Průměrné mzdy v roce 2000 očištěny o sezónní vlivy multiplikačním a aditivním způsobem (v jednotkách Kč)
Autorovo zpracování*

Nejmenší rozdíl mezi jednotlivými způsoby očištění je ve druhém čtvrtletí roku 2000. Tato skutečnost je způsobena tím, že se skutečná hodnota pohybovala okolo vyrovnané hodnoty a rozdíl nebyl tak markantní, protože docházelo k minimální úpravě skutečné hodnoty. Naopak největší rozdíl je u hodnot ve čtvrtém kvartálu, což je logické i kvůli tomu, že vliv sezónnosti byl dle obou druhů faktorů (multiplikačního i aditivního) největší. Při výpočtu na konci časové řady, v roce 2019, by se rozdíl v modelech měl obrátit, tedy tam kde byl rozdíl kladný, bude rozdíl záporný, a tam kde byl rozdíl záporný, bude kladný. Tuto teorii potvrzují výsledky v tabulce 11. Důvodem k tomuto jevu je, že pokud se jedná o časovou řadu se silným trendem, jako v tomto případě, aditivní model ztrácí na okrajích časové řady svou nestranně vypovídající funkci a u nízkých hodnot časové řady sezónnost přeceňuje, a naopak u vysokých hodnot časové řady sezónní vlivy podceňuje. Aditivní model je tedy proto vhodný k využití u časových řad vykazující nízký nebo konstantní trend, jelikož u něj se hodnoty v rámci časové řady moc nemění. V případě že by mělo dojít k očištění časové řady by byla zvolena metoda multiplikační, která je vyjádřena relativně, tudíž je vhodná pro časové řady vykazující větší růst či pokles.

Čtvrtletí	Multiplikační vyrovnání	Aditivní vyrovnání	Rozdíl
Q1	34 250,42	33 754,67	495,75
Q2	34 656,14	34 624,72	31,42
Q3	34 855,85	34 595,17	260,68
Q4	34 522,55	35 313,44	-790,90

*Tabulka 11 - Průměrné mzdy v roce 2000 očištěny o sezónní vlivy multiplikačním a aditivním způsobem (v jednotkách Kč)
Autorovo zpracování*

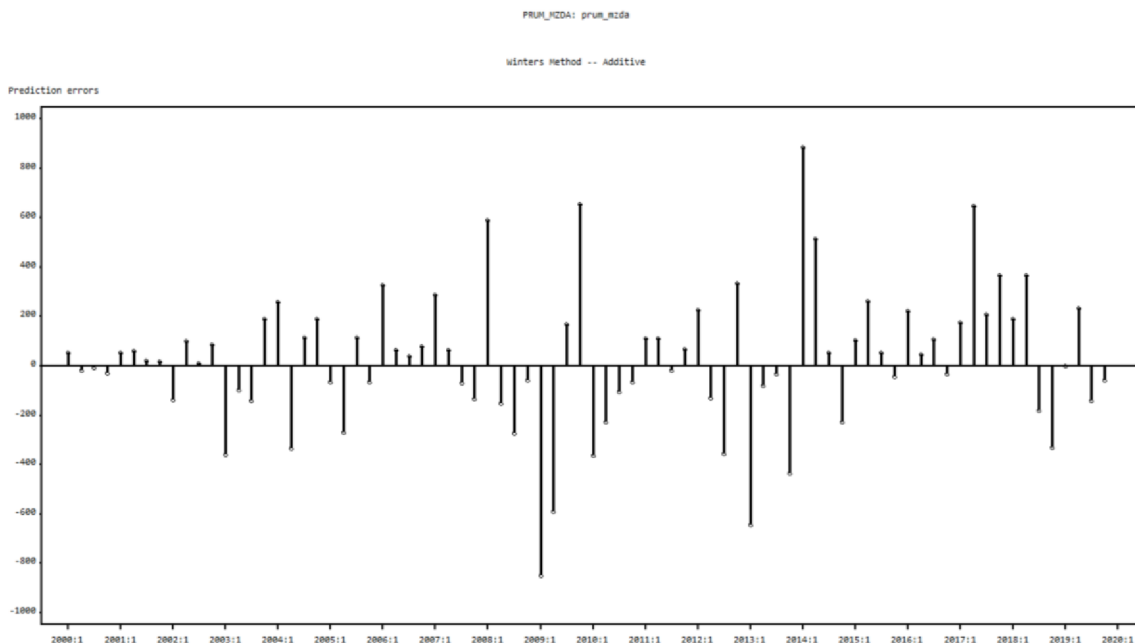
Nyní je potřeba stanovit vhodný model, který bude sloužit k predikci budoucích hodnot a je založen na metodách exponenciálního vyrovnávání. Jak z teoretické části této

práce vyplývá, takový model je jeden a nese označení Holt-Wintersovo exponenciální vyrovnávání. Pokud bude programem SAS model shledán dostatečným, bude tedy vypsán skrze funkci fit models automatically, s největší pravděpodobností bude využit k prognóze. Výsledky vhodných modelů dle fit models automatically jsou zobrazeny a srovnány dle kritéria MAPE v tabulce 12 níže. Celkem bylo shledáno za vhodné využít deset modelů.

Model	MAPE
Wintersova metoda – Aditivní	0,87090
Wintersova metoda – Multiplikatívni	0,88659
ARIMA (2,1,2) (0,1,1) s noint	0,90172
ARIMA (2,1,0) (0,1,1) s noint	0,93797
ARIMA (0,2,2) (0,1,1) s noint	0,94291
Airline Model	0,95265
ARIMA (0,1,2) (0,1,1) s noint	0,98337
Lineární trend s auto-regresivními chybami	1,19990
ARIMA (0,1,1) (1,0,0) s noint	1,26552
Lineární trend se sezónní složkou	2,88381

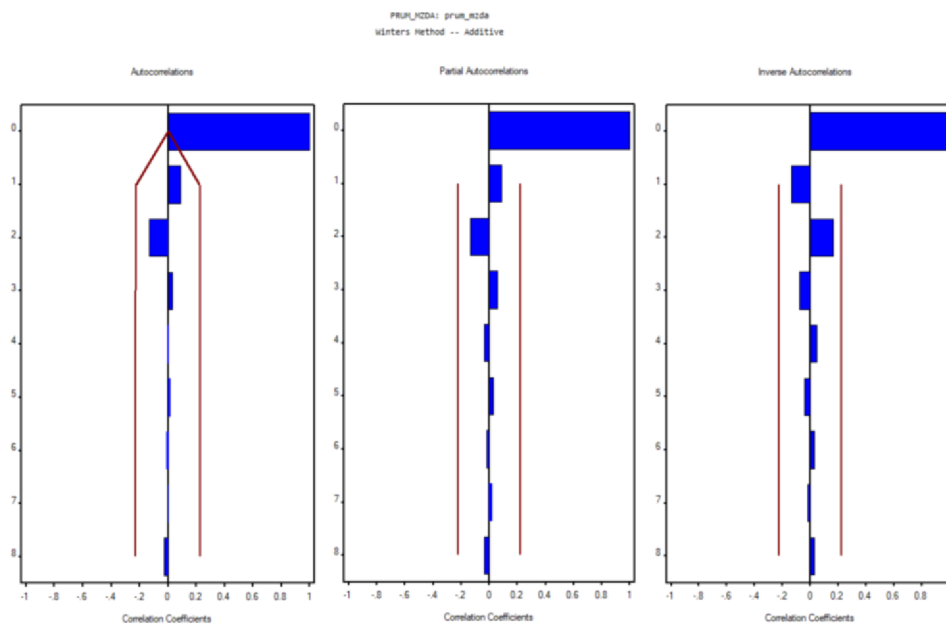
*Tabulka 12 - Vhodné modely pro časovou řadu průměrných mezd
(V procentech %)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Z tabulky 12 je patrné, že nejlépe si vedl model wintersův aditivní, s kritériem MAPE o hodnotě 0,87090 %, což udává jeho průměrnou chybovost. Tento výsledek označuje model za velmi vhodný k predikčním účelům. Následoval ho model wintersův multiplikatívni a hodnotu MAPE 0,88659 %. Tato hodnota MAPE je opět velmi nízká, což vypovídá o dobrých predikčních vlastnostech modelu. Hodnoty reziduí modelu jsou patrné na grafu níže.



Graf 14 - Rezidua modelu pro průměrnou mzdu
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu lze vypočítat, že největší odchylky od modelu nastaly v roce 2014 v Q1 a v roce 2009 v Q1. Roky, kdy model naopak popsal skutečnost nejpřesněji byly na počátku časové řady, zhruba do roku 2002. Dále je opět třeba provést analýzu korelace, jak normální, tak i parciální a inverzní. Grafy potřebné k tomuto úkonu jsou znázorněny níže. Vizualizace byla opět provedena v statistickém softwaru SAS.



Graf 15 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu průměrné mzdy
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Výsledky všech druhů autokorelace jsou pro budoucnost modelu pozitivní. Ve všech případech je z grafu patrné, že autokorelace, parciální autokorelace ani inverzní autokorelace nejsou v modelu přítomny. Tato skutečnost dovoluje přesun od hodnocení kvality modelu k jeho parametrům, tedy vyrovnávacím konstantám, které jsou v tomto případě tři, alfa, beta a gama.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,25601	4,9165	<0,0001
Beta β	0,79151	3,6169	0,0005
Gama γ	0,52568	5,8882	<0,0001

*Tabulka 13 - Parametry modelu průměrné mzdy s testy nevýznamnosti
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Z hodnot jednotlivých parametrů je těžké vyčíst jejich důsledek a dopad. Není to jako u regresních modelů, kdy u lineárního modelu koeficient b udává, o kolik se zvýší výstup, pokud se vstup zvýší o jednu jednotku. Co ale z tabulky interpretovatelné je, je p hodnota, která se váže k testu nevýznamnosti jednotlivých parametrů modelu. U všech testů nevýznamnosti byla zamítnuta nulová hypotéza o nevýznamnosti parametrů, tudíž byly všechny parametry shledány za významné pro model. V následující tabulce 14 je možné nalézt ostatní kritéria pro hodnocení kvality jako jsou MSE, RMSE, MAE a R^2 .

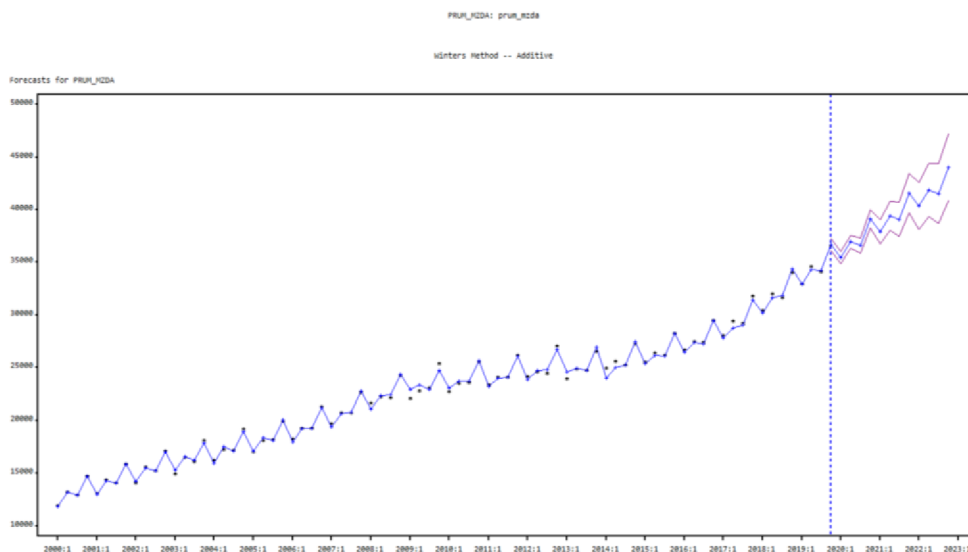
MSE	77287,4
RMSE	278,0062
MAE	199,46226
R^2	0,998

*Tabulka 14 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro průměrnou mzdu
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Ačkoliv se na první pohled může zdát, že tyto parametry pro hodnocení modelu se pohybují řádově jinde, než tomu bylo v předešlých případech nemusí to být nutně tak přesná interpretace. Je potřeba si uvědomit, že model byl vypočten pro jiné hodnoty. Zatímco u předchozích modelů byly příjmy v řádech statisíců, u průměrné mzdy se hodnoty pohybují okolo nízkých desítek tisíc. Přesně pro tento případ je vhodné využít metodiku MAPE, která převádí vše do relativních čísel, tj. procent. Bohužel stejně jako tomu bylo v předchozích případech, nejedná se o metodu, která vychází z běžné

metody nejmenších čtverců, tudíž nelze využít a interpretovat kritérium R^2 . Průměrná chyba modelu je necelých 200 Kč měsíčně, což je důležité, pokud má dojít ke srovnání s předchozími modely. V předchozím případě, dle tabulky 8, je kritérium MAE rovno 1687,2 Kč. V tomto případě je ale hodnota vyjádřena pro roky, nikoli měsíce. Je proto nutné převést buďto hodnotu MAE pro model průměrné mzdy na roky, tedy vynásobit výsledek dvanácti, nebo MAE pro průměrnou domácnost dvanácti vydělit. Jelikož je výše v textu tohoto odstavce kritérium v ročních hodnotách, přepočtu kritérium MAE pro průměrnou mzdu také na roční hodnoty. To je rovno částce zhruba 2 393,55 Kč, což je částka vyšší než u předešlého modelu.

Model je graficky, i s intervalem spolehlivosti na 95% hladině, znázorněn na grafu 16 níže. Důležitý je především tvar intervalu spolehlivosti, který se věrohodně klikatí podle jednotlivých sezónních období, což bylo v předchozím modelu logicky nepřítomné, poněvadž v modelech nebyla sezónnost.

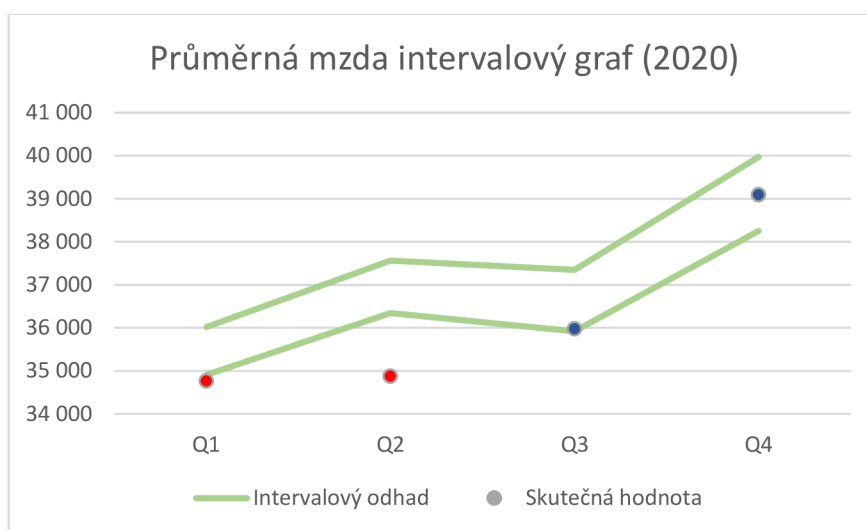


Graf 16 - Model exponenciálního vyrovnávání pro průměrné mzdy
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Výsledky programu SAS

Číselné hodnoty pro jednotlivé kvartály jsou pak znázorněny v následující tabulce.

Čtvrtletí	Spodní mez 95% intervalu	Horní mez 95% intervalu	Skutečné hodnoty
Q1	34 907	36 018	34 761
Q2	36 341	37 563	34 875
Q3	35 918	37 344	35 975
Q4	38 253	39 972	39 092

Tabulka 15 - Meze 95% intervalu spolehlivosti pro model průměrných mezd
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS



Graf 17 - Průměrná mzda graf intervalů spolehlivosti a skutečné hodnoty
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Z grafu 17 je patrné, že dvě hodnoty byly uvnitř intervalu spolehlivosti a dvě byly naopak mimo 95% interval spolehlivosti. Hodnoty vyznačené červeně neleží uvnitř intervalu spolehlivosti. Naopak hodnoty označené modře leží uvnitř intervalu spolehlivosti. Díky této informaci lze lehce rozpoznat, že hodnoty v prvním a druhém čtvrtletí se do intervalu nevešly, ale hodnoty ve třetím a čtvrtém čtvrtletí se do intervalu spolehlivosti vešly. Nyní je ale nutné validovat přesnost modelu dle metodiky, kdy je nutné porovnat o kolik se hodnoty do intervalu nevešly, a naopak jak moc uvnitř intervalu hodnoty byly. Stěžejní tedy budou meze intervalu spolehlivosti. U prvních tří intervalů je porovnání s mezí jasné již z grafu. Na místě je porovnání se spodní mezí intervalu. U posledního čtvrtletí to ale již tak jasné není. Bude tedy provedeno srovnání s oběma mezemi a bude vybrán ten menší rozdíl. Pro první čtvrtletí činí rozdíl meze intervalu a skutečné hodnoty v absolutní hodnotě částku 146 Kč, pro druhé čtvrtletí činí rozdíl skutečné hodnoty a meze intervalu spolehlivosti v absolutní hodnotě 1 466 Kč, pro třetí

čtvrtletí je rozdíl spodní meze intervalu spolehlivosti a skutečné hodnoty roven částce 57 Kč a u posledního, tedy čtvrtého čtvrtletí je nutné stanovit, které ze dvou rozdílů je menší. První rozdíl, tedy rozdíl spodní meze intervalu spolehlivosti a skutečné hodnoty činí 839 Kč a druhý rozdíl činí 880 Kč oba v absolutní hodnotě. Vybraný rozdíl tedy bude činit 839 Kč. Tabulka i s finálním výsledkem je vyobrazena níže. U hodnot mimo interval je přidáno před částku znaménko mínus a na posledním řádku je suma všech výše zmíněných hodnot.

Q1	-146
Q2	-1466
Q3	57
Q4	839
SUMA	-716

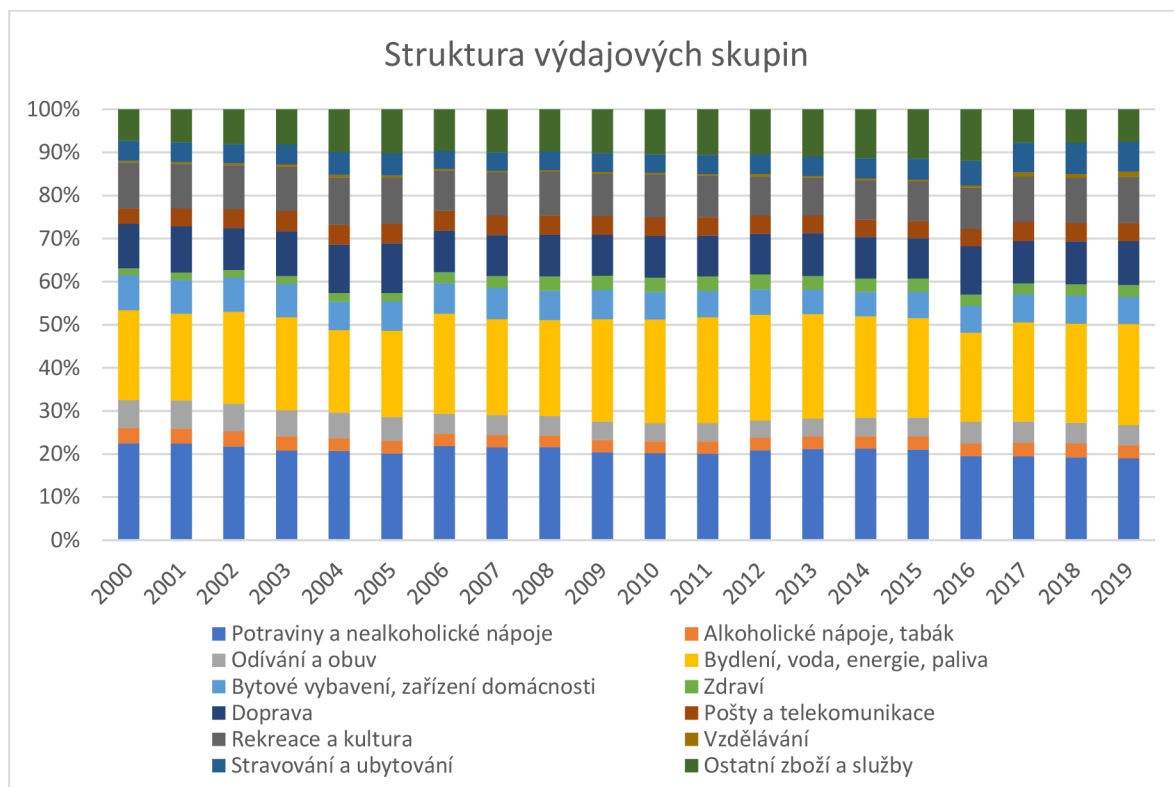
*Tabulka 16 - Vzdálenosti skutečných hodnot od hranic intervalu
(V jednotkách Kč za měsíc)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel*

Z tabulky 16 lze vidět, že suma všech hodnot je záporná, což naznačuje, že hodnoty více neležely, než ležely uvnitř intervalu. Z tohoto výsledku je možné konstatovat, že průměrná mzda dle metodiky neleží v roce 2020 v intervalu spolehlivosti, tudíž je ovlivněna situací, která nastala v České republice v roce 2020. Největší podíl na tomto výsledku má bezesporu druhé čtvrtletí, které se pohybovalo na úrovni toho prvního a nepřevýšilo ji, jak bylo v průběhu časové řady zvykem. Za to, že bylo druhé čtvrtletí roku 2020 na úrovni toho prvního mohlo s největší pravděpodobností krácení odměň, poněvadž firmy nevěděly, kam se bude situace ubírat, to celé podpořily rozsáhlé lockdowny a panika na trzích obecně. Firmy tedy raději, než aby zaměstnancům proplatily odměny na první půlrok, ponechaly odměny v rezervách, kdyby se situace nezlepšila.

4.2 Výdaje

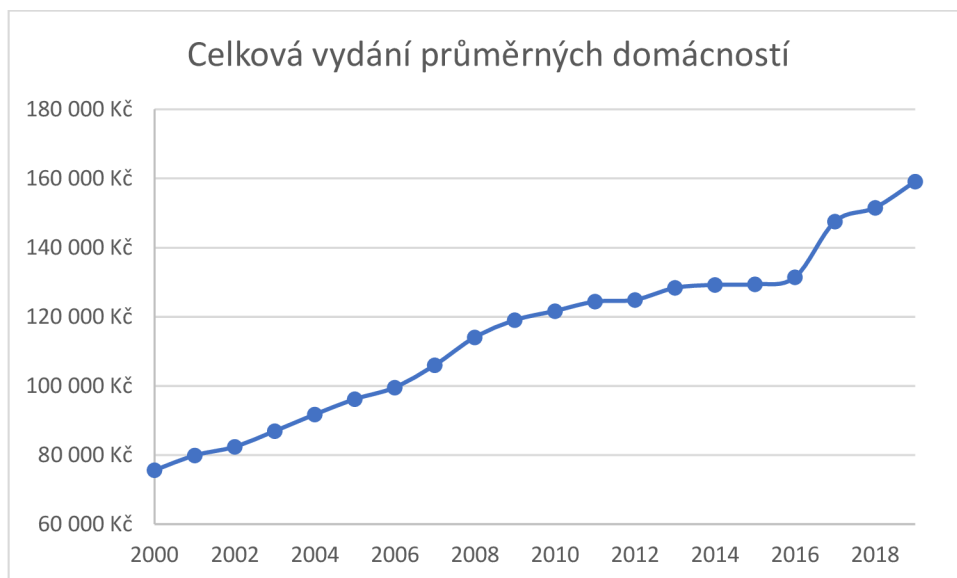
Jakmile domácnost či jednotlivec obdrží důchod, může nastat proces jeho utrácení, tedy výdaje. Tomuto procesu bude věnována následující kapitola. Vydání budou posuzována na jednom konkrétním typu domácnosti. Tímto typem domácnosti je průměrná domácnost, která ani v tomto případě nebyla na webu ČSÚ dostupná od roku

2003 a musela být uměle vytvořena. Výhodou časové řady výdajů, oproti časovým řadám příjmů, je to, že časová řada je celistvá a nemusí tak docházet k interpolaci dat. Nevýhodou ovšem je změna metodiky, která se dotkla jak kosmetických, tak i technických záležitostí, týkajících se vydání. Onou kosmetickou změnou bylo přejmenování některých výdajových skupin, jako je skupina 8, která se přejmenovala ze spojů na pošty a telekomunikace. Změnou, která se ale dotkla sestavování datové matice, která je pro tento případ přílohou číslo 3, byla změna ve přidávání a odebírání tabulek během trvání datové řady. První změna nastala již tři roky po začátku časové řady, a touto změnou bylo odebrání průměrné domácnosti z metodiky. Dále je tedy časovou řadu nutné sestavit z jiných tabulek. Pro roky 2004 a 2005 bylo využito tabulek s názvem *Domácnosti celkem, domácnosti zaměstnanců podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily*. Tyto tabulky se ovšem taky po roce 2005 přestaly vydávat a bylo nutné je nahradit tabulkami nesoucí označení *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily*. Tato náhrada vydržela do roku 2015, kdy byly tabulky opět zrušeny a pro rok 2016 a dále byla využita tabulka s názvem *Domácnosti podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily*. Data z tabulek jsou průměrem řádku spotřební vydání v sekcích u zaměstnanců i důchodců v tabulkách s těmito sekcemi. V tabulkách z let 2016 směrem do přítomnosti jsou to pak průměry spotřebních vydání počítány ze všech kvintilů, jelikož v těchto tabulkách se již domácnosti nedělí na důchodce a zaměstnance. Analýza časových řad probíhá nejprve na úrovni celkových vydání a posléze jsou analyzovány jednotlivé spotřební skupiny dle rozdělení plynoucí z metodiky ČSÚ. U některých skupin je dle hypotéz předpokládáno, že událostmi roku 2020 ovlivněny, jako například skupiny pohostinství a u jiných skupin se ovlivnění nepředpokládá a předpokládá se, že jejich intervaly spolehlivosti budou obsahovat skutečné hodnoty. Takové skupiny jsou například skupina poslední, kde jsou ostatní výdaje nebo skupina první, kam se řadí výdaje za jídlo a nealkoholické nápoje. Předtím než ale dojde k analýze výdajů celkově, bude znázorněn graf, který ukazuje vývoj jednotlivých skupin vydání v čase.



Graf 18 - Struktura výdajových skupin mezi lety 2000 a 2019
(V procentech)
Zdroj: Data z ČSÚ, autorova tvorba, Excel

Z grafu 18 je patrné, že skupiny se během let ve velké míře nemění a zůstávají takřka konstantní. Náklady na potraviny byly u průměrných domácností během tohoto období na úrovni zhruba 20 %, podobně, jako tomu bylo u výdajů na bydlení, vodu, energii a paliva. Výdaje na alkohol a tabák se pohybují zhruba na úrovni 3 %, zatímco výdaje na dopravu zhruba okolo 10 %. Z grafu 19 níže je patrný vývoj celkových vydání průměrných domácností v České republice.



Graf 19 - Celková vydání průměrných domácností v letech 2000-2019
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Zdroj: Data z ČSÚ, autorova tvorba, Excel

Z grafu výše je již na první pohled patrný datový skok mezi roky 2016 a 2017. Ačkoliv se na první pohled může zdát, že se jedná o chybu v datech, není tomu tak. Tento skok je způsoben změnou metodiky, kdy ke konci roku 2016 byla ukončena metodika první a s rokem 2017 byla zahájena metodika druhá. Data z těchto dvou let navíc pochází z tabulky se stejným jménem, tudíž se nejedná o přechod mezi dvěma různými druhy domácností, jejichž data se nějakým způsobem mění kvůli rozdílné typologii. Při odhadech 95 % intervalů spolehlivosti bude postupováno podobně jako tomu bylo u příjmů. To znamená, že bude nejprve provedena diagnostika časové řady na přítomnost trendu, časové řady na sezónnost, která by v časových řadách neměla být přítomna, pokud nenastane v programu SAS žádná chyba, diagnostika trendu a logaritmické transformace. V tomto případě je předpokládáno, že časová řada bude obsahovat trendovou složku, jak je z grafu patrné.

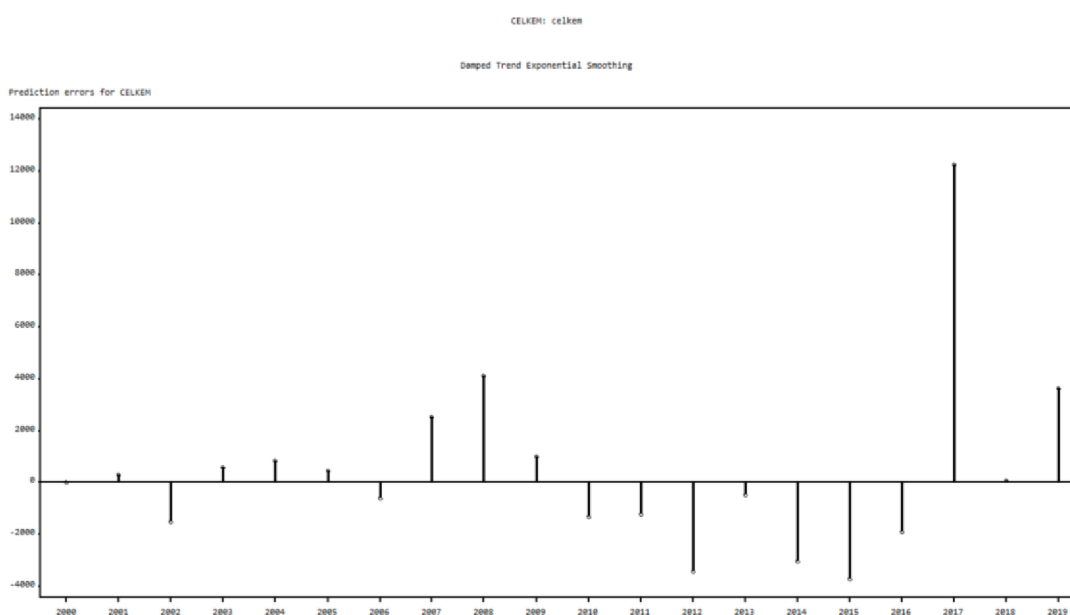
Program SAS odhalil v časové řadě trend, a naopak zamítl sezónnost. Kolonka logaritmické transformace se zvýraznila v kolonce maybe, tedy možná. Logaritmická transformace tedy nebude provedena, protože není jasný signál k tomuto úkonu. Tuto nejasnost mohl způsobit také onen výše zmíněný datový skok. Vhodnými bylo shledáno deset modelů časových řad. Vypsány jsou v tabulce níže.

Model	MAPE
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	1,71431
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	1,71460
Random walk with drift	1,81663
Logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	1,97359
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	1,98747
Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	2,07800
Log random walk with drift	2,11011
Logaritmické Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	2,17258
Lineární trend	2,49954
Logaritmický lineární trend	3,18957

Tabulka 17 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (celkové vydání)
(V procentech %)

Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

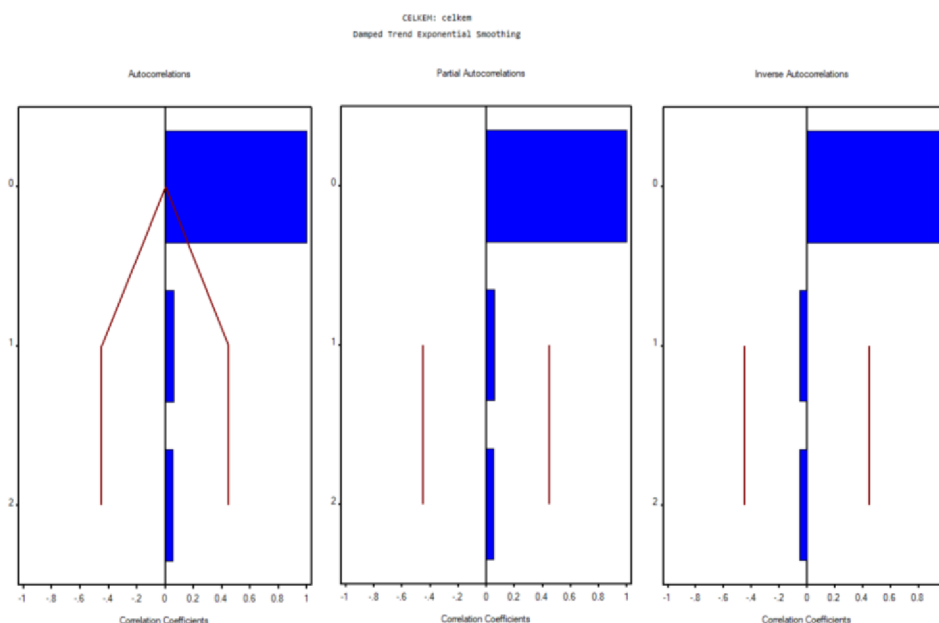
Z tabulky 17 lze vidět, že kritérium MAPE dosahuje opět vyšších hodnot než v předchozím případě u časových modelů průměrných mezd. Program SAS vybral za vhodné jednak modely bez logaritmické transformace, tak i s ní. Nejvhodnějším modelem v oblasti exponenciálních vyrovnávání byl shledán model exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem, který má mimo alfy a bety i speciální konstantu f_i . Rezidua modelu jsou pak znázorněna na grafu níže.



Graf 20 - Rezidua modelu exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem pro příjem domácností zaměstnanců
(V jednotkách Kč na osobu a rok)

Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu reziduí opět nelze jasně vidět jakýkoliv trend, což je zcela žádoucí. Nejvyšší odchylku lze pozorovat v roce 2017, což je zcela logické, neboť v tomto roce došlo ke změně metodiky a nastal v datech velký posun směrem vzhůru, což je viditelné na grafu 19. Nejmenší hodnoty reziduí lze pak pozorovat v roce 2000, 2001 a 2018. Dále je třeba zanalyzovat graf autokorelací. Ten je vyobrazen níže s pořadovým číslem 21.



Graf 21 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu Vydání průměrných domácností Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Graf číslo 21 nepoukazuje na přítomnost autokorelace, a to ani jedné, tedy normální, parciální nebo inverzní. Na řadě je tedy představení konstant modelu, které jsou v tomto případě tři. Jsou jimi konstanta alfa, beta a fi. Poslední zmíněná konstanta slouží k utlumení trendu a je podle tohoto principu pojmenován i celý model.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,99900	5,0467	<0,0001
Beta β	0,00100	0,005845	0,9954
Fi ϕ	0,99900	134,7421	<0,0001

Tabulka 18 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

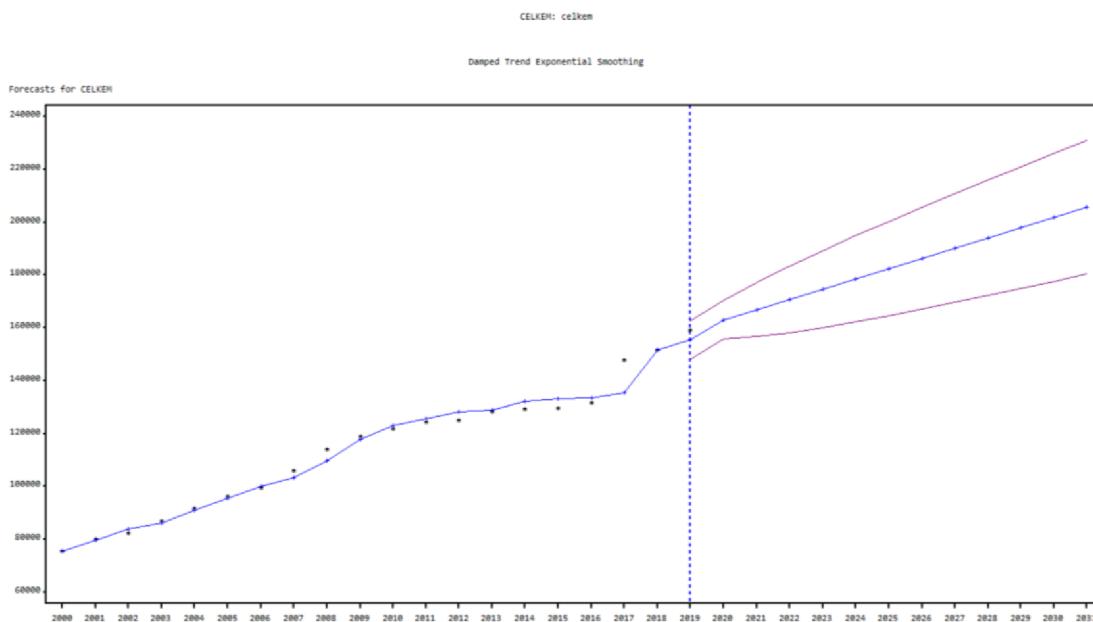
Z tabulky 18 výše jsou patrné jednotlivé parametry modelu. Parametry alfa a fi jsou blízké jedné, konkrétně 0,99900 a jsou shledány významnými, protože p hodnota testu

nevýznamnosti vyšla velmi nízká, menší než stanová hladina významnosti 0,05. Následkem je zamítnutí nulové hypotézy o nevýznamnosti a parametry jsou shledány významnými. Problém nastává u parametru beta, který nabývá hodnoty 0,01, avšak jeho test nevýznamnosti, respektive jeho p hodnota se rovná 0,9954. Tento výsledek je pro model nežádoucí. P hodnota udává z kolika procent dojde k omylu, pokud je nulová hypotéza zamítnuta. V případě koeficientu beta, pokud by byla nulová hypotéza zamítnuta, byla by tedy shledána jeho významnost, dojde k omylu z 99,54 %, což je velké procento omylu. Beta udává trendovou konstantu. Trend je ale v tomto modelu utlumován další konstantou β_1 . Ačkoliv to pro model není vhodný výsledek, bude tato skutečnost přijata a model bude i přesto využit k odhadu intervalu. Na konci tohoto bloku budou dále analyzovány všechny modely založené na exponenciálním vyrovnávání, budou posouzeny parametry, pro přehled, zda se jedná o jediný model, který nesplňuje některé žádoucí vlastnosti či nikoli. V další tabulce jsou uvedena další kritéria hodnocení kvality modelu.

MSE	11696444
RMSE	3420
MAE	2154,9
R^2	0,979

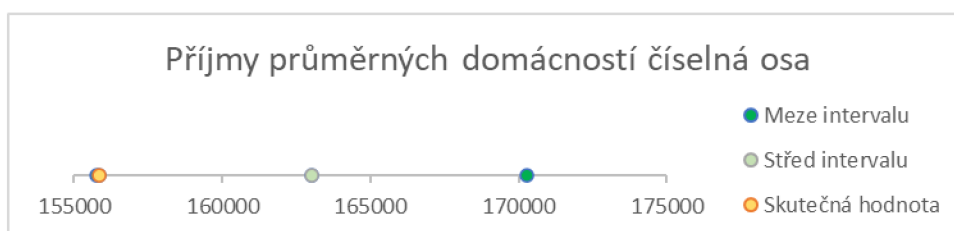
*Tabulka 19 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (celkem)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Jak je patrné z tabulky výše, průměrná chybovost modelu byla 2154,9 Kč na osobu a rok, což je podobné předchozím modelům příjmů domácností. V přepočtu na měsíc se jedná o částku necelých 180 Kč na osobu, což je opět zhruba jeden malý nákup. Hodnotu R^2 opět není možné interpretovat, protože i exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem vychází z metody vážených nejmenších čtverců, nikoliv z běžné metody. Hodnota RMSE je pak 3420 Kč na osobu a rok. Dále je na grafu níže zobrazen celý model i s intervalovým odhadem, jak tomu bylo v předchozích kapitolách.



Graf 22 - Model exponenciálního vyrovnání výdaje průměrných domácností (celkem)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 22 je patrná odchylka v roce metodické změny, což je rok 2017. V tomto roce bylo reziduum nejvyšší z celé časové řady. Číselné hodnoty intervalu spolehlivosti na 95% hladině jsou od hodnoty 155 740 do hodnoty 170 281 Kč na osobu za rok. Skutečná hodnota, naměřená v roce 2020 pak byla rovna hodnotě 155 837 Kč. Znamená to tedy, že i když model v otázkách parametrů nebyl 100%, interval spolehlivosti obsahoval skutečnou hodnotu a celková vydání průměrných domácností mohou být klasifikována za neovlivněná. Dále je výsledek vyobrazen na ose, stejně jako v předchozích případech.



Graf 23 - Výdaje průměrných domácností číselná osa
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Barva bodu skutečné hodnoty byla vyměněna pro lepší čitelnost. Rozdíl mezi hranicí intervalu a skutečnou hodnotou činil 97 Kč na osobu a rok, což je ještě méně, než byla průměrná chybovost modelu.

Pro zajímavost byla výše přislíbena tabulka s jednotlivými modely exponenciálního vyrovnávání s testem nevýznamnosti jejich parametrů. Hladina pro hranici významnosti alfa je stanovena na 0,05, stejně jako v předchozím případě.

Model	Významné / nevýznamné parametry
Exp. vyrov. s tlumeným trendem	2 / 1
Holtovo lineární exp. vyrov.	1 / 1
Logaritmické exp. vyrov. s tlumeným trendem	2 / 1
Logaritmické Holtovo lineární exp. vyrov.	1 / 1
Brownovo dvojitě exp. vyrov.	1 / 0
Logaritmické Brownovo dvojitě exp. vyrov.	1 / 0

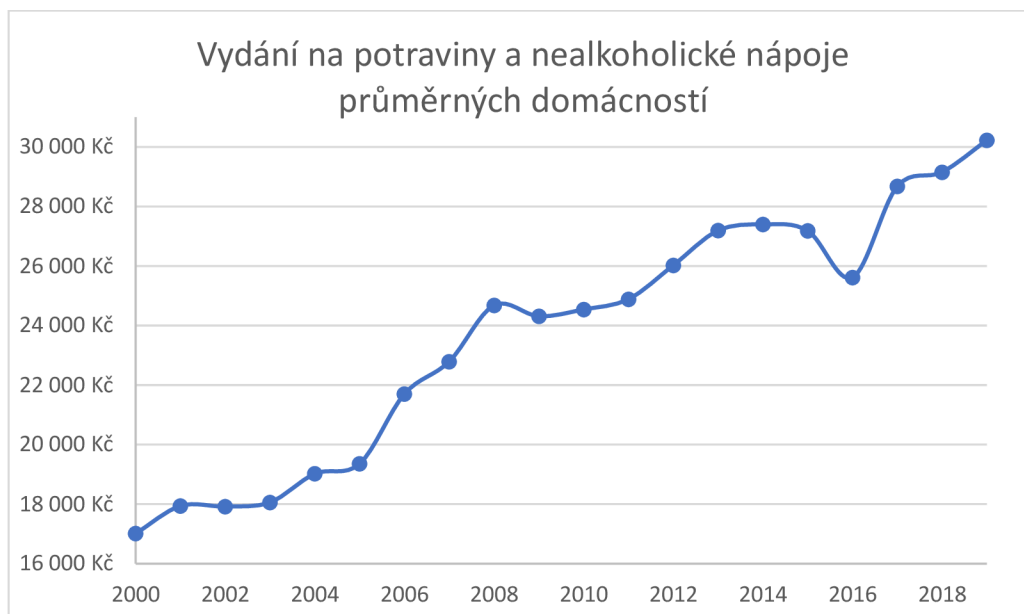
Tabulka 20 - Počet významných a nevýznamných parametrů v modelech exponenciálního vyrovnávání pro výdaje průměrných domácností

Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z tabulky je patrné, že u všech modelů, mimo modely Brownovy, byl shledán alespoň jeden z parametrů nevýznamným. Nezáleželo ani na logaritmické transformaci, jak vyplývá z tabulky. Zajímavostí také zůstává, že u Brownova dvojitě exponenciálního vyrovnávání se skutečná hodnota nevešla do intervalu spolehlivosti. Úspěch nemělo ani po logaritmické transformaci. Důvodem k významnosti parametru vedlo i to, že je v tomto druhu modelu jeden parametr pro úroveň a trend, nikoliv dva jako u Holtova modelu. Parametr má tedy dvě strany a jedna ze stran, ta úrovně, přetlačila mísky vah na svou stranu a parametr zvýznamnila. Závěrem ale zůstává, že výdaje průměrných domácností v celkovém pohledu byly shledány neovlivněnými. Dále jsou na řadě jednotlivé skupiny. První skupinou jsou výdaje na potraviny a nealkoholické nápoje.

4.2.1 Výdaje průměrných domácností na potraviny a nealkoholické nápoje

Potraviny a jejich ceny jsou hlavním tématem roku 2022 a 2023. Během roku 2020 byly ale ve zprávách řešeny jiné problémy než ceny potravin a nealkoholických nápojů. Jejich vývoj v období mezi lety 2000 a 2019 je znázorněn na grafu 24.



Graf 24 - Výdaje průměrných domácností na potraviny a nealkoholické nápoje
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

Z grafu je patrný jasný trend bez sezónnosti. Kaňkou na této časové řadě je hodnota výdajů na potraviny v roce 2016, kdy došlo k propadu zhruba o 1 500 Kč na osobu a rok. Důvodem může být nasazení nové metodiky, která byla v tomto roce nasazena, avšak to by se mělo promítnout i pro následující období, jelikož v nich zůstala metodika stejná. Důvodem bude tedy nejspíše klesající cenová hladina potravin a nealkoholických nápojů, způsobena nejpravděpodobněji zrušením kvót na vybrané potraviny a komodity, mezi které se řadí mléko a cukr. Po diagnostice časové řady byl v modelu objeven trend, zamítnuta sezónnost a logaritmická transformace byla opět označena jako možná. Při interakci fit model automaticky bylo shledáno vhodné použití 10 modelů, které byly seřazeny dle kritéria MAPE a jsou uvedeny v tabulce 21.

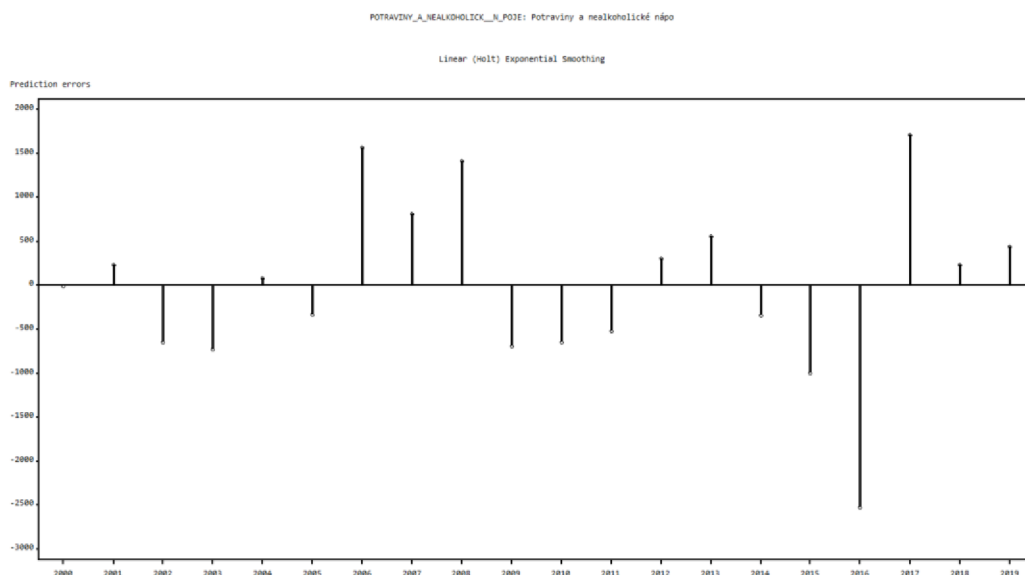
Model	MAPE
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	3,07148
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	3,07552
Logaritmické Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	3,09344
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	3,10382
Lineární trend	3,20741
Random walk with drift	3,22038
Log random walk with drift	3,29390
Logaritmické brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	3,67951
Brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	3,74829
Logaritmický lineární trend	4,11064

Tabulka 21 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (potravin a nealkoholické nápoje)

(V procentech %)

Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Nejlepším modelem dle kritéria MAPE bylo opět shledáno Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s hodnotou kritéria MAPE 3,07148 %. Průměrná chybovost modelu tedy byla něco málo přes 3 %. Grafy reziduí v jednotlivých letech pak vyobrazuje graf 25.

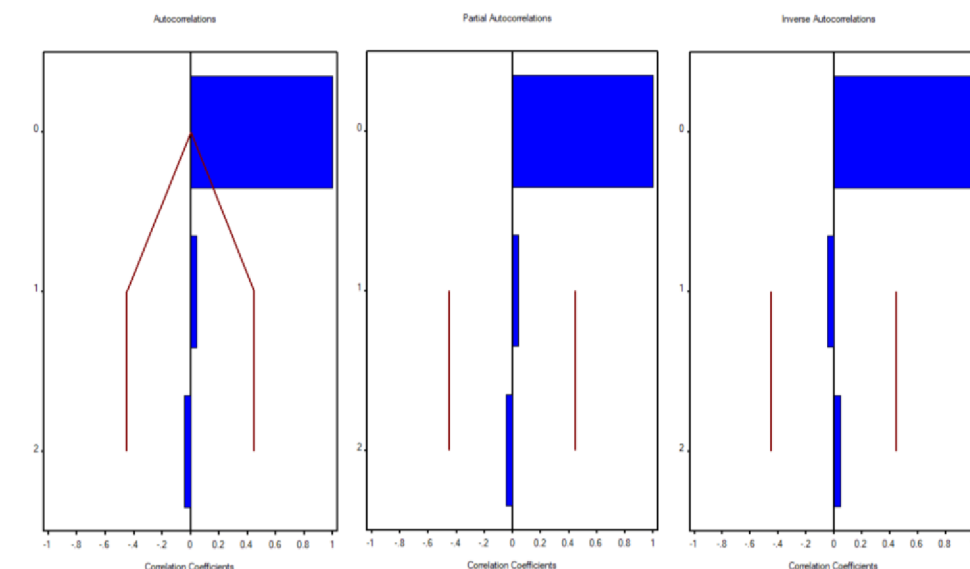


Graf 25 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (potravin a nealkoholické nápoje)

(V jednotkách Kč na osobu a rok)

Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Největší odchylka skutečně naměřených hodnot a modelu nastala v roce 2016. Tato odchylka se pohybovala okolo hodnoty 2500 Kč na osobu za rok v absolutním vyjádření. Naopak nejmenší odchylky nastaly v letech 2000 a 2004. Odchylka v roce 2016 byla s největší pravděpodobností způsobena legislativními zásahy, tudíž se nejedná o chybu modelu. Na následném grafu 26 pak lze nalézt hodnoty autokorelace modelu, parciální autokorelace a inverzní autokorelace.



Graf 26 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu Vydání průměrných domácností Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu číslo 26 je patrné, že se v modelu nevyskytuje ani jeden z výše zmíněných druhů autokorelace, a to ani prvního a ani druhého řádu. Důvodem k tomuto zjištění je to, že ani v jednom případě nepřekročily modré obdélníky červeně vyznačené meze, které jsou pro toto tvrzení hlavním indikátorem. Jednotlivé parametry modelu jsou pak uvedeny v tabulce 22 níže.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,73711	4,2654	0,0005
Beta β	0,00100	0,006834	0,9946

Tabulka 22 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti (potraviny a nealkoholické nápoje) Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z tabulky 22 vyplývá, že parametr alfa byl opět shledán významným s hodnotou 0,73711, avšak parametr beta byl shledán nevýznamným, protože p hodnota jeho testu nevýznamnosti je 0,9946. Opět je tedy přijata nulová hypotéza o nevýznamnosti stejně,

jako tomu bylo v předchozím modelu. Jedná se však o jedinou výtku modelu, tudíž model bude využit k prognóze, stejně jako tomu bylo v předchozím případě. Všechny významné parametry měl pouze jeden z výše zmíněných modelů exponenciálního vyrovnávání, a tím byl model Brownova dvojitého exponenciálního vyrovnávání, jak ten klasický, tak i logaritmičticky transponovaný, které mají pouze jeden parametr. Tento parametr je spojením parametrů pro trend a úroveň. Důvodem k jeho významnosti byla s největší pravděpodobností úrovněová strana stejně, jako tomu bylo i v předchozím případě.

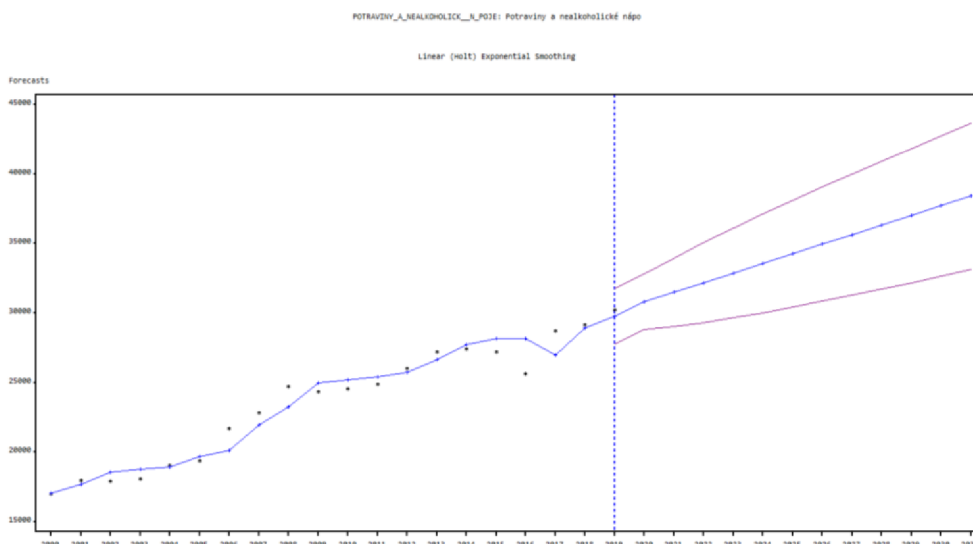
Dále je v tabulce níže vyobrazen přehled ostatních kritérií pro hodnocení kvality modelu.

MSE	921572,6
RMSE	959,98575
MAE	739,62381
R ²	0,945

*Tabulka 23 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (potravin a nealkoholické nápoje)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

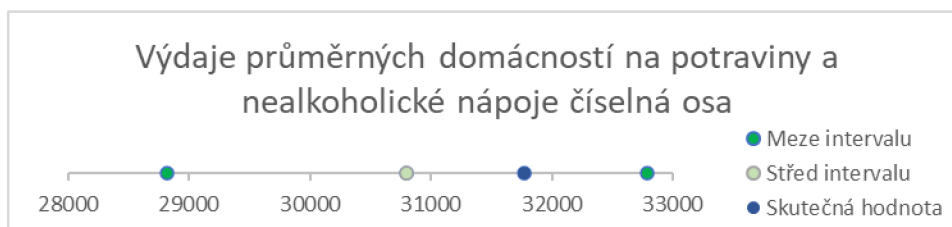
Z tabulky jsou patrné jednotlivé parametry. Opět bude interpretováno především kritérium pro průměrnou absolutní chybu, jelikož dává jeho interpretace největší smysl. Kritérium MAE dosahuje hodnoty+ 739,62 Kč na osobu za rok. V přepočtu na měsíce je to necelých 62 Kč na osobu, což v dnešní době není ani jeden malý nákup. Hodnota RMSE pak dosahuje hodnoty téměř 960 Kč na osobu a rok. Obě tato kritéria nabývají velmi nízkých hodnot v porovnání s předchozími modely.

Graf modelu i s intervalem spolehlivosti je pak znázorněn níže.



Graf 27 - Model exponenciálního vyrovnávání výdaje průměrných domácností (potravin y a nealkoholické nápoje) (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z modelu je pak patrné, že největší problém měl model mezi lety 2015 až 2017 včetně. Tento problém nastal nejpravděpodobněji výkyvem v datech způsobeným zrušením kvót na vybrané potraviny. Celkově si však model vede dobře, a je tedy jeho využití vhodné. Vidět to lze i na predikovaném intervalu, který pokračuje směrem celé datové řady. Číselně pak model predikuje, že se hodnoty pro rok 2020 budou nacházet v rozmezí mezi 28 816 a 32 783 Kč na osobu za rok. Výše vydání na potraviny a nealkoholické nápoje byla v roce 2020 ve výši 31 771 Kč na osobu za rok, což je hodnota, které se nachází v 95% intervalu spolehlivosti. Výsledek je pak také graficky znázorněn na grafu (číselné řadě) níže.



Graf 28 - Výdaje průměrných domácností na potraviny a nealkoholické nápoje číselná osa (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Výdaje na potraviny a nealkoholické nápoje se pohybovaly v horní polovině predikčního intervalu. Pro zajímavost budou uvedeny i hodnoty pro Brownův model exponenciálního vyrovnávání, který měl významné všechny parametry. U tohoto modelu má interval větší šíři a pohybuje se od 28 681 do 33 213 Kč na osobu za rok. To znamená, že i v tomto případě se vešla reálná hodnota do 95% intervalu spolehlivosti. Nezáleželo tedy na tom, zda se v modelu vyskytoval nevýznamný parametr či nikoliv. Dále bude zkoumána časová řada u druhé výdajové skupiny, která se skládá také z nápojů, avšak tentokrát se jedná o nápoje alkoholické. Jedná se o skupinu s názvem Alkoholické nápoje, tabák.

4.2.2 Výdaje průměrných domácností na alkoholické nápoje a tabák.

Druhou skupinou, na kterou se vydání dle metodiky Českého statistického úřadu dělí, jsou vydání pro účel koupě alkoholických nápojů a tabáku. Obecně je alkohol brán jako zkáza lidstva, ale i přes to tvoří výdaje na alkohol a tabák zhruba 3 % z celkových výdajů průměrných českých domácností. Z pohledu výdajů na potraviny a nealkoholické nápoje mají výdaje na alkohol a tabák velikost zhruba 15 % těchto vydání. Časová řada vydání na alkohol v absolutním vyjádření pak vypadá mezi lety 2000 a 2019 následovně. Graf je v jednotkách Kč na osobu za rok.



Graf 29 - Výdaje průměrných domácností na alkoholické nápoje a tabák
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

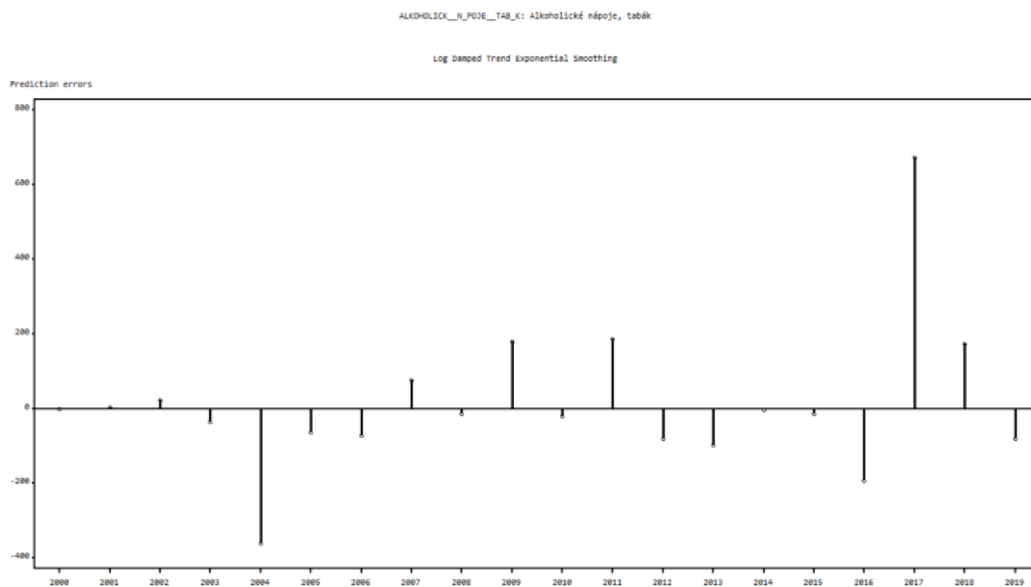
V časové řadě je možné pozorovat několik bodů, ve kterých dochází k výrazným výkyvům, a to zejména v roce 2004 a 2016. Důležité je také zmínit rok 2012, kdy se na území České republiky objevil alkohol obsahující nebezpečný methanol, který způsoboval vážné zdravotní potíže (metanolová krize). Dále je důležitým datem také konec května roku 2017, kdy došlo k zákazu kouření v restauračních zařízeních na celém území České republiky. Paradoxem je, že z grafu je možné v roce 2017 sledovat prudký nárůst. Ten je opět způsoben změnami v metodice, které se v tomto roce děly. Skok způsobený rokem 2004 je s největší pravděpodobností způsoben vstupem České republiky do Evropské unie. S členstvím v Evropské unii a Schengenském prostoru se pojí také bezcelní prostor či volný pohyb zboží, osob a kapitálu. Zrušení cel ze zemí Evropské unie tedy mohlo mít za následek zlevnění produktů spadajících do této spotřební skupiny. V roce 2012 a 2013 je možné pozorovat mírnou stagnaci, způsobenou metanolovou krizí. Nyní bude opět provedena diagnostika časové řady pro následný výběr vhodných modelů v programu SAS. Je předpokládán trend a dle předchozích zkušeností možná potřeba logaritmické transformace.

Diagnostika odhalila dle předpokladu trend, zamítnuta byla sezónnost a v časové řadě byla diagnostikována možná potřeba logaritmické transformace. Výsledná tabulka vhodných modelů k analýzám časových řad je vyobrazena níže.

Model	MAPE
Logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	3,24177
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	3,28407
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	3,34694
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	3,39298
Log random walk with drift	3,44139
Random walk with drift	3,47963
Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	3,94959
Logaritmické Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	4,09187
Logaritmický lineární trend	5,18525
Lineární trend	6,41402

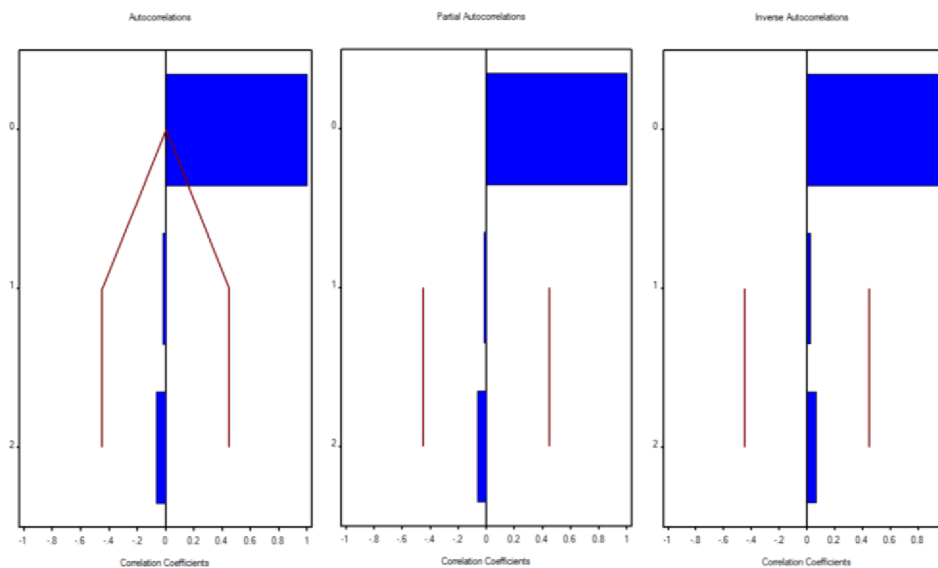
Tabulka 24 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (vydání na alkohol a tabák) (V procentech %)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Poprvé byl jako nejvhodnější model vybrán model, který je logaritmičticky transponován. Modely jsou opět seřazeny dle kritéria MAPE. Model, se kterým bude dále pro tuto časovou řadu pracováno je model logaritmičtějšího exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem.



Graf 30 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (výdaje na alkoholické nápoje a tabák) (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu reziduí lze vyzorovat nejnižší hodnoty v letech 2000, 2001, 2002, 2008, 2010, 2014 a 2015. Ve všech těchto letech byly odchylky modelu od skutečnosti o méně než 50 Kč na osobu a rok. Největší odchylka pak nastala v roce 2017, při zmíněném datovém skoku při změně metodiky a pak také ve výše zmíněném roce 2004, pro vstupu České republiky do Evropské unie.



Graf 31 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu Vydání průměrných domácností Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 31, který pojednává o autokorelacích, parciálních autokorelacích a inverzních autokorelacích, je patrné, že se v modelu ani jeden z výše zmíněných druhů autokorelace nevyskytuje, neboť červená hranice nebyla žádným obdélníkem překročena. Řádek s označením 0 se opět neposuzuje. Tabulka parametrů modelu s jejich testováním nevýznamnosti je k nalezení níže.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,75588	3,8373	0,0013
Beta β	0,00100	0,005577	0,9956
Fí ϕ	0,99900	50,6471	<0,0001

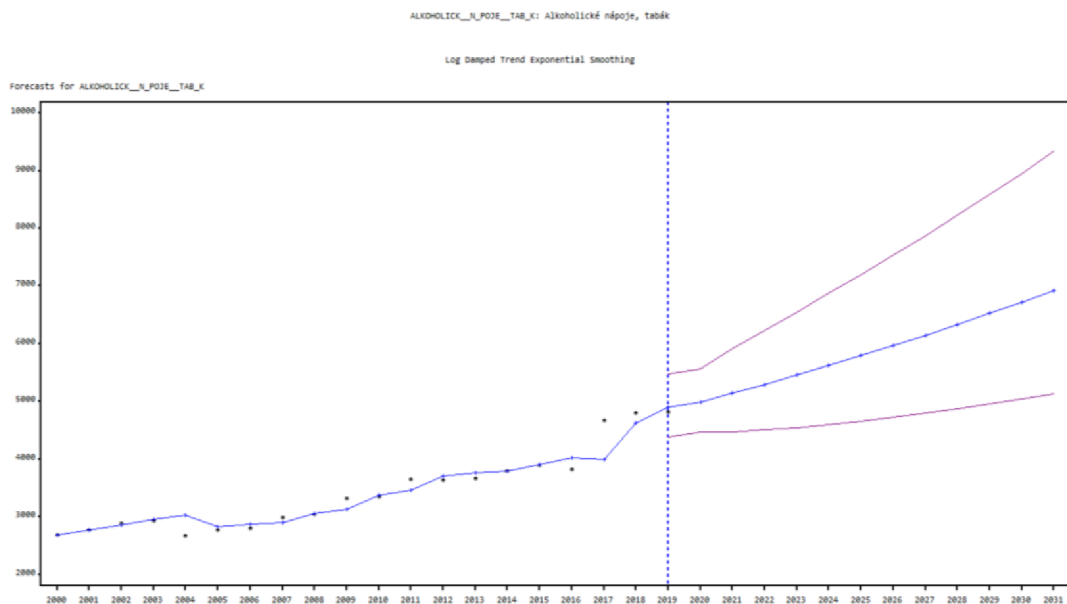
Tabulka 25 - Parametry modelu vydání průměrných domácností pro vydání na alkohol a tabák s testy nevýznamnosti Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Opět je zde nepříjemný jev nevýznamnosti jednoho z parametrů modelu a opět se jedná o parametr beta, tedy parametr udávající trend. Tento jev je spjatý s datovými skoky v časové řadě, které tyto testy dokážou zmást a parametry pak vycházejí nevýznamné i přesto, že se trend v časové řadě dle vizuální analýzy vyskytuje. Zbylé parametry modelu (parametry alfa a fi) jsou pak pro model významnými. Tabulka níže obsahuje hodnoty dalších kritérií pro hodnocení kvality modelu.

MSE	38022,7
RMSE	194,99417
MAE	117,73456
R ²	0,918

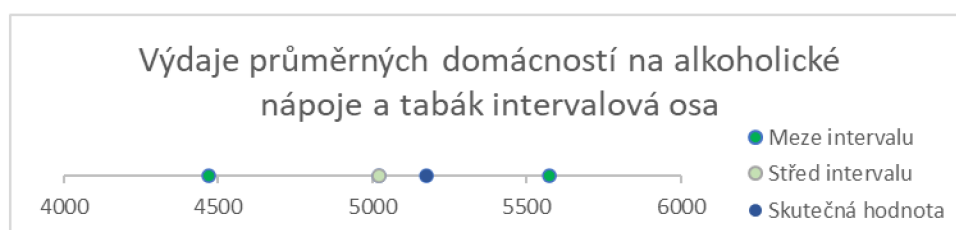
*Tabulka 26 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (alkohol a tabák)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Absolutní kritéria se mohou zdát na první pohled mnohonásobně nižší, než je tomu v předchozích modelech, je ale nutné podotknout, že předchozí časové řady jsou mnohonásobně ve vyšších částkách, než je tomu v případě tabáku a alkoholu. Kvůli této skutečnosti je proto vybráno jako hodnotící kritérium MAPE a zbylá kritéria jsou pouze komentována a neslouží k stanovování kvality modelů. Průměrná chyba odhadu byla rovna necelým 118 Kč na osobu a rok, což je zhruba jedna krabička cigaret v dnešních cenách (ceny roku 2022). Měsíčně se pak jedná o 10 Kč na osobu za rok. Ačkoliv se zdá, že je model velmi spolehlivý, je důležité opět podotknout, že tato absolutní kritéria mohou být zavádějící v případech, že nejsou srovnávány řady se zhruba stejnými hodnotami. Při porovnání kritérií MAE by se pak mohlo stát, že se v tomto případě jeví model jako řádově lepší, než je tomu v předchozích případech, avšak kritérium MAPE vypovídá o tom, že modely jsou zhruba stejně spolehlivé. RMSE pak nabývá hodnoty 195 Kč po zaokrouhlení. Dále je znázorněn model i s intervalovými odhady pro následující období.



Graf 32 - Model exponenciálního vyrovnávání výdaje průměrných domácností (alkoholické nápoje a tabák)
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu je patrné, jak se model choval v problémových letech, tedy letech 2004 a 2017, kdy byly rezidua dle grafu 30 největší. Prvních pět období model modeloval jako přímku, a i proto došlo v roce 2004 k tak výrazné odchylce. Ze spodní hranice intervalu spolehlivosti je patrné, že model předpokládá jednoznačný růst v následujících obdobích. Číselné hodnoty intervalu spolehlivosti na 95% hladině jsou pak od 4 471 Kč do 5 574 Kč na osobu a rok. Skutečná hodnota v roce 2020 činila 5 176 Kč, což je součástí intervalu spolehlivosti. Graficky je pak výsledek znázorněn na číselné ose níže.



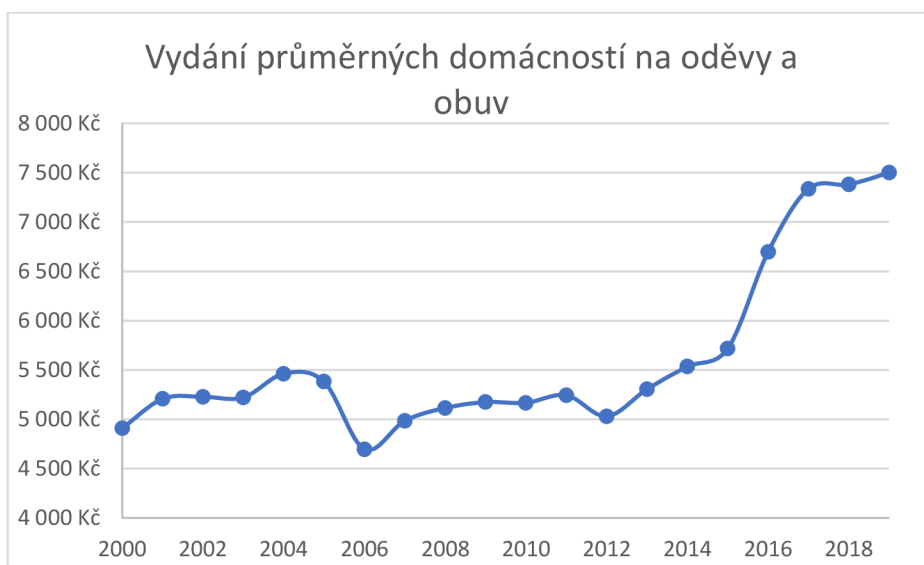
Graf 33 - Výdaje průměrných domácností na alkohol a tabák číselná osa
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Z intervalové osy vyplývá, že výdaje průměrných domácností na alkohol a tabák jsou v horní polovině intervalu, avšak blízko jeho středu. Průměrné domácnosti tedy v České republice neutrácely více svých financí za alkohol a tabák, aby bylo možné říct, že

byla tato skupina spotřebních vydání ovlivněna situací v roce 2020. Další skupinou, s pořadovým číslem tři, je skupina výdajů klasifikujících oděvy a obuv.

4.2.3 Výdaje průměrných domácností na oděvy a obuv

Další kritickou skupinou vydání jsou výdaje na nákup oblečení a obuvi. Na rozdíl od skupiny předchozí, která se může redukovat až na nulu, tato skupina bude mít ve většině případů potřebu být nenulová. Důvodem k tomu je legislativní rámec, který zakazuje pohyb na veřejnosti bez oblečení. Eliminace nákladů této skupiny tedy není možná, až na výjimky, jakými jsou domácnosti s velmi nízkými příjmy, které mají nárok na dary v podobě oblečení od neziskových organizací. Časová řada mezi lety 2000 a 2019 je znázorněna na grafu níže.



Graf 34 - Výdaje průměrných domácností na oděvy a obuv
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

Z časové řady je opět možné, stejně jako v předchozích případech, pozorovat výkyv kolem roku 2016, který byl opět nejspíše způsoben změnou metodiky. U časové řady je složité během prvních patnácti let pozorovat jakýkoliv trend. Dalo by se tvrdit, že časová řada je v tomto období konstantní. Hodnoty časové řady se mezi lety 2000 až 2015 pohybují od 4 500 Kč na osobu za rok do 5 500 Kč na osobu za rok. Značný nárůst je možné pozorovat až po roce 2015. Velikost nárůstu časové řady mezi lety 2015 a 2017 činí 1621 Kč na osobu za rok. Předpokládané výsledky programu SAS jsou: nepřítomnost

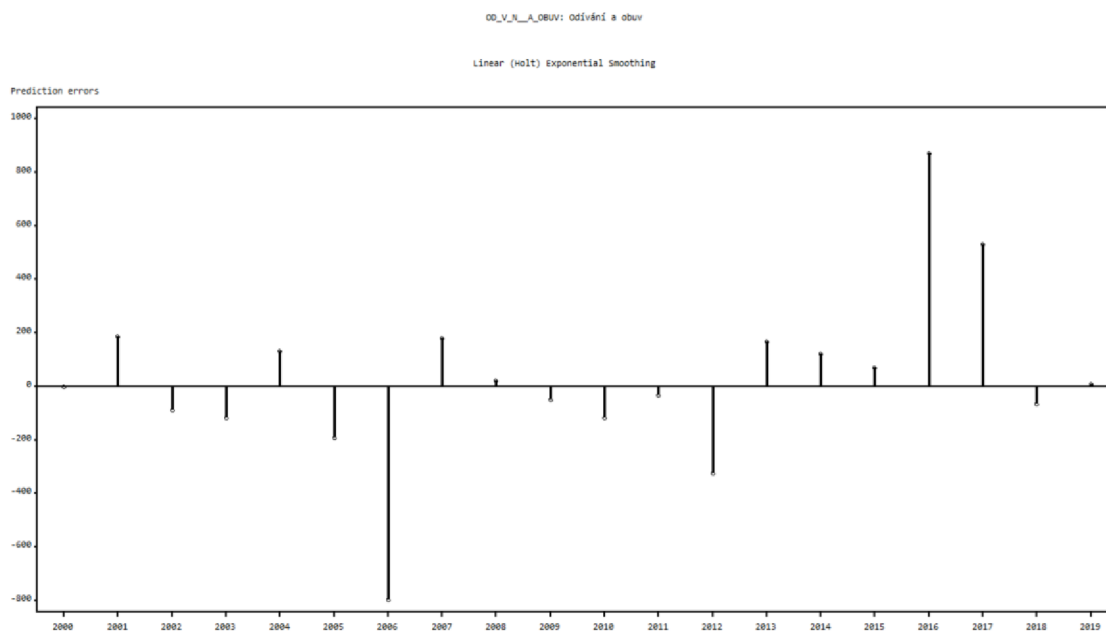
sezónnosti a možná otázka logaritmické transformace. U trendové složky časové řady je očekávána odpověď ano nebo možná.

Předpoklady výsledků byly u sezónnosti správné, jelikož se jedná o roční data, u logaritmické transformace byla opět označena možnost možná a u přítomnosti trendu byla zvýrazněna možnost ano. To se sice může zdát jako pozitivní, avšak stejně jako u předchozích modelů může mít průběh časové řady značný vliv na testy významnosti jednotlivých parametrů. Konkrétně se jedná o parametry související s trendem časové řady, tj. parametry beta. Po provedení procedury fit models automatically vypsal program SAS deset vhodných modelů. Modely jsou seřazeny dle kritéria MAPE v následující tabulce.

Model	MAPE
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	3,63346
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	3,63638
Logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	3,64830
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	3,65243
Random walk with drift	3,85312
Log random walk with drift	3,87967
Brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	4,71569
Logaritmické Brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	4,73916
Logaritmický lineární trend	8,65987
Lineární trend	9,32836

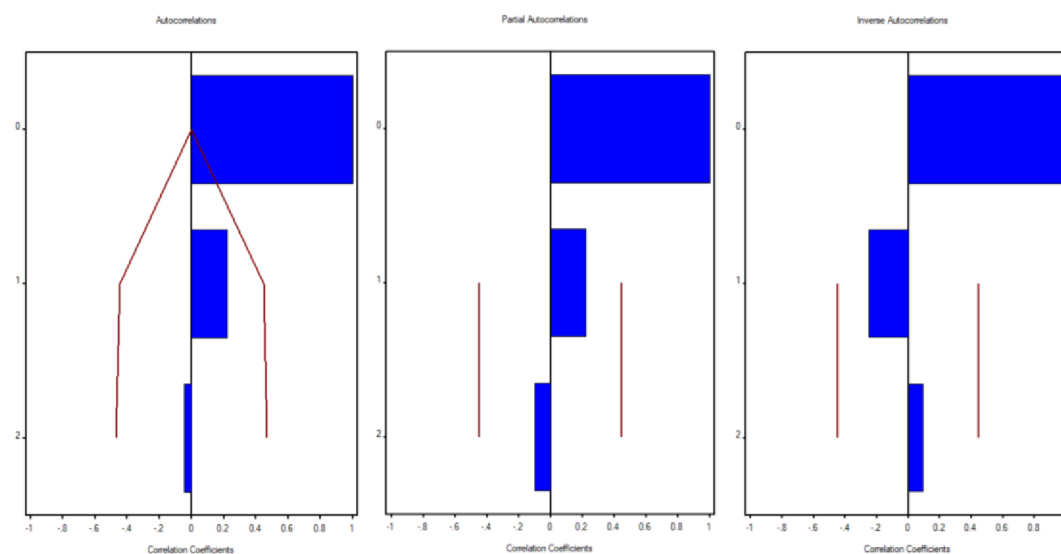
*Tabulka 27 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (oděvy a obuv)
(V procentech %)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Z tabulky 27 je patrné, že nejvhodnějším modelem bylo shledáno Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s parametrem MAPE o hodnotě 3,63346 %. Následováno bylo exponenciálním vyrovnáváním s tlumeným trendem s hodnotou MAPE 3,63638 %. Naopak nejméně vhodným modelem je model časové řady s lineárním trendem. Jeho hodnota porovnávacího kritéria MAPE je 9,32836 %. Dále je využíván a hodnocen pouze model Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání, jelikož má nejmenší chybu MAPE. Na dalším grafu jsou znázorněny rozdíly skutečných a predikovaných hodnot modelů.



Graf 35 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (oděvy a obuv)
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 35 je patrné, že největší odchylky modelu od skutečnosti nastaly v letech 2006 a 2016. Nejmenší rozdíl mezi modelem a skutečností pak nastalo v letech 2000, 2008, 2011 a 2019. Z grafu nevyplývá žádné vzorové chování, odchylky mají náhodný charakter, což je stejně jako v předchozích případech žádoucí. Z následujícího grafu je možné pozorovat autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace.



Graf 36 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností (oděvy a obuv)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 36 lze konstatovat závěr, že autokorelace, parciální autokorelace, a ani inverzně autokorelace v modelu nejsou přítomny, jelikož modré obdélníky nepřesahují ani v jednom případě červené hranice, které jsou pro tuto analýzu rozhodující. Po analýze autokorelace následuje tabulka parametrů modelu s jednotlivými testy nevýznamnosti jednotlivých konstant.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,99900	5,5799	<0,0001
Beta β	0,00100	0,009255	0,9927

*Tabulka 28 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

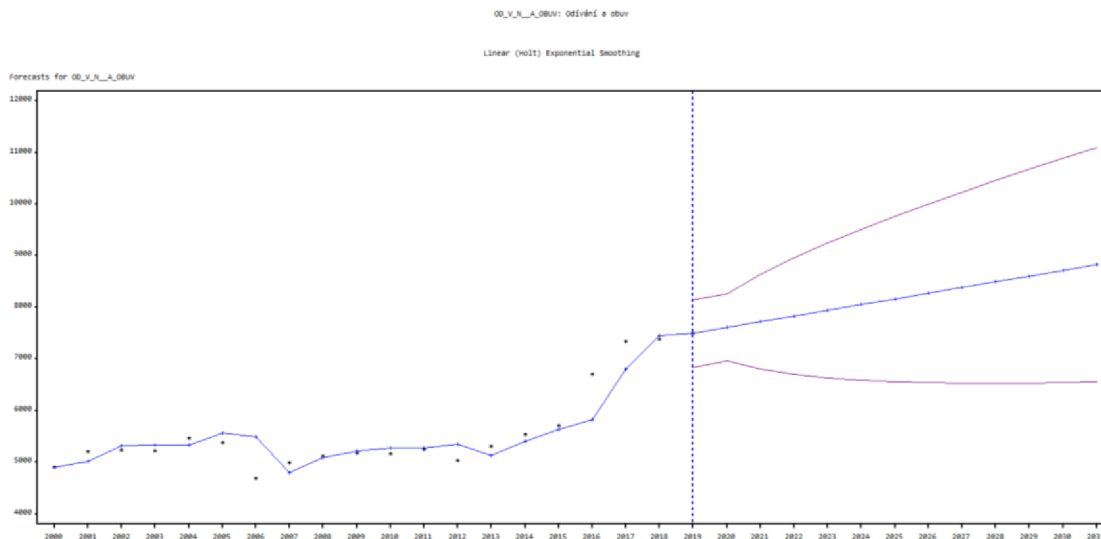
Dle informací obsažených v tabulce 28 je patrné, že parametr alfa o hodnotě 0,999 je pro model významný. P hodnota testu nevýznamnosti je pod kritickou hranicí 0,05, což indikuje zamítnutí nulové hypotézy o nevýznamnosti parametru. Na druhé straně parametr beta s hodnotou 0,001, je pro model nevýznamným parametrem, neboť p hodnota testu nevýznamnosti nabývá hodnoty blízké jedné, a to má za následek přijetí nulové hypotézy o nevýznamnosti parametru pro model. Tento výsledek byl předpokládán i výše v této kapitole, jelikož časová řada během období mezi lety 2000 až 2014 vykazuje minimální trendové chování. Problém s nevýznamností trendového parametru modelu exponenciálního vyrovnání nastal v této práci i v kapitolách předchozích. Stejně jako v předchozích případech, i v tomto případě dojde k využití modelu pro predikci, jelikož se jedná o jedinou výtku modelu. Následující tabulka ukazuje zbylé parametry pro hodnocení kvality modelu, tzv. statistic of fit v programu SAS.

MSE	99728,5
RMSE	315,79814
MAE	203,81761
R ²	0,861

*Tabulka 29 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (oděvy a obuv)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Pokud by bylo možné využít koeficient determinace ke srovnání modelů, tento model by byl bezkonkurenčně zatím nejhorším. Nejedná se však o model, jehož odhad parametrů je prováděn na základě metody nejmenších čtverců, tudíž je

toto kritérium ponecháno spíše přehledově a pro celistvost tabulky. Průměrná absolutní chyba modelu činila 203,81761 Kč za osobu na rok, což je v přepočtu na měsíce necelých 17 Kč. Odmocnina z průměrné čtvercové chyby modelu pak nabývá hodnoty 315,79814 Kč za osobu na rok. Při umocnění na 2 mocninu je pak výsledek roven MSE, mean squared error. Na grafu níže je vyobrazen model s intervalovou předpovědí.



Graf 37 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (oděvy a obuv) (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Při porovnání skutečných dat (černé body) a modelu (modrá spojitá linie) jsou patrné velké odchylky, které byly též viditelné na grafu reziduí, v roce 2006, 2016 a 2017. Z grafu 37 je patrné, že v těchto letech model nevystihl správně realitu. Výsledné hodnoty 95% intervalu spolehlivosti pro rok 2020 u kategorie odívání a obuv jsou 6 958 Kč za osobou na rok a 8 263 Kč za osobu na rok. Skutečná hodnota roku 2020, naměřená Českým statistickým úřadem, činila 6 829 Kč na osobu za rok. Jak je tedy patrné z číselné osy níže, hodnoty skutečných vydání pro rok 2020 se nenacházely v intervalu spolehlivosti stanoveným programem SAS a modelem.

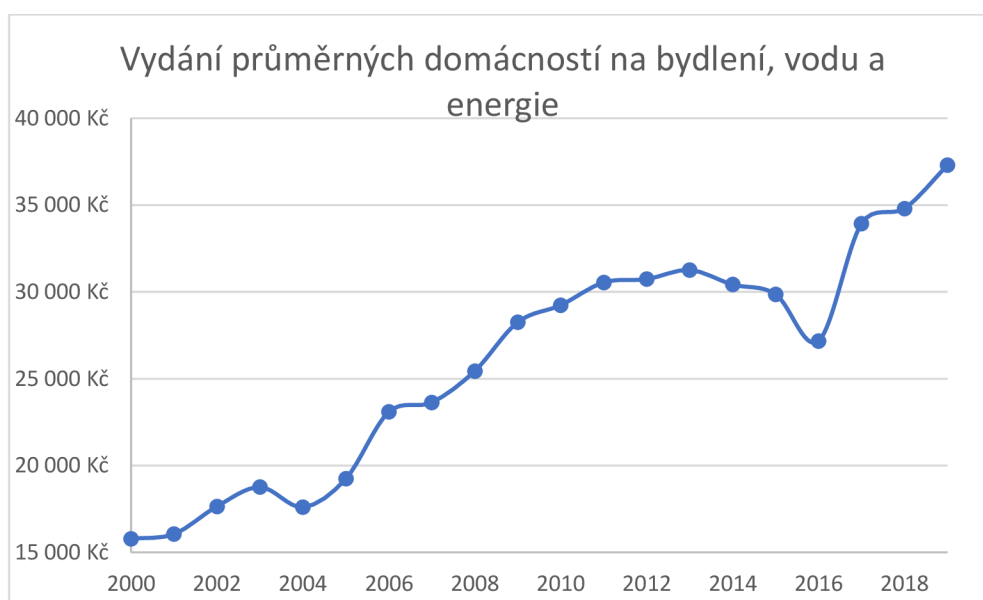


Graf 38 - Výdaje průměrných domácností na oděvy a obuv číselná osa (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Zajímavostí výsledků této analýzy je to, že skutečné výdaje se do intervalu spolehlivosti nevešly, protože ve skutečnosti byly nižší, než byl jejich 95% intervalový odhad. Tento výsledek je však zcela logický. Výdaje průměrných domácností za oděvy a obuv byly nižší nejspíše z důvodu, že v roce 2020 byly uzavřené některé obchody s těmito statky. Důvodem k uzavírání obchodů zabývajících se oděvním a obuvnickým průmyslem byla snaha vlády o zamezení šíření onemocnění COVID-19. Dá se proto konstatovat, že výdaje na oděvy a obuv byly skutečně ovlivněny událostmi roku 2020. Další skupinou vydání, která budou analyzována v následující kapitole, je skupina vydání čítající bydlení, vodu, energie a paliva.

4.2.4 Výdaje průměrných domácností na bydlení, vodu a energie

Velikost vydání této skupiny je v roce 2022 a 2023 tématem číslo jedna ve zpravodajství nejen v České republice, ale i ve světě. V roce 2020 sice toto téma nerezonovalo zpravodajskými éterem, avšak do jaké míry bylo ovlivněno bude analyzováno v této kapitole. U této skupiny vydání je očekáváno, že nebude v roce 2020 ovlivněna natolik, aby se nenacházela uvnitř intervalu predikce.



Graf 39 - Výdaje průměrných domácností na bydlení, vodu a energie
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

Z grafu 39 je patrné, že časová řada má rostoucí trend v celém období časové řady, nikoliv pouze v posledních třech letech, jak tomu bylo u předchozí časové řady. V časové

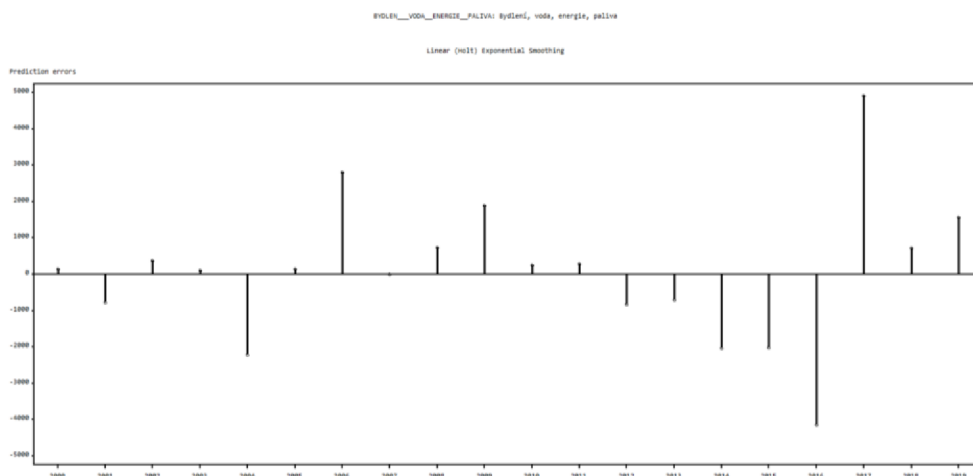
řadě je opět patrný pokles v roce 2016, který je způsoben změnou metodiky. Tento pokles je v pořadí druhý. První pokles nastal v roce 2004, který byl způsoben nejspíš vstupem České republiky do Evropské unie. Vstup České republiky do Evropské unie však nevzbudil trvalé snížení cen, jelikož se ceny v roce 2005 vrátily na úroveň roku 2003. Třetím významným okamžikem v časové řadě je období mezi lety 2011 a 2015, kdy došlo ke stagnaci časové řady v těchto obdobích. Velikost výdajů pro tuto skupinu se pohyboval zhruba mezi 30 000 až 31 000 Kč na osobu za rok. Časová řada od roku 2017 vykazuje rostoucí trend, který není nijak v rozporu se zbytkem časové řady, a jde stejným směrem. Při diagnostice časové řady v programu SAS je tedy předpokládána přítomnost trendu, zamítnutí sezónnosti a možná potřeba logaritmické transformace, kterou bude nejpravděpodobněji způsobovat výkyv dat v roce 2016. Dále je zde také předpoklad, který v předchozích kapitolách nebyl a tímto předpokladem je, že model lineárního trendu nebude nejhorším modelem vybraným pro predikce v modelu SAS. Důvodem k tomuto předpokladu je vizuální analýza, model lze totiž již „od oka“ proložit přímkou a zachovat jeho vývojové tendence. Dále lze také s největší pravděpodobností předpokládat nevýznamnost trendové konstanty v modelu exponenciálních vyrovnávání, pokud se bude jednat o model, který tuto konstantu (beta) obsahuje.

Výsledky diagnostiky časové řady v programu SAS vyšly podle předpokladů. Byla zamítnuta sezónnost, v časové řadě byl nalezen trend a kolonka pro logaritmickou transformaci se opět vybarvila na odpovědi možná. S těmito znalostmi a po provedení procedury `fit models automatically` bylo programem SAS označeno deset modelů za vhodné k využití pro popis časové řady. Všech deset modelů je vypsáno a seřazeno dle kritéria MAPE v tabulce 30.

Model	MAPE
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	4,98343
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	5,01605
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	5,20349
Logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	5,23323
Random walk with drift	5,25621
Log random walk with drift	5,60249
Lineární trend	5,83127
Brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	5,97549
Logaritmické Brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	6,14845
Logaritmický lineární trend	7,40170

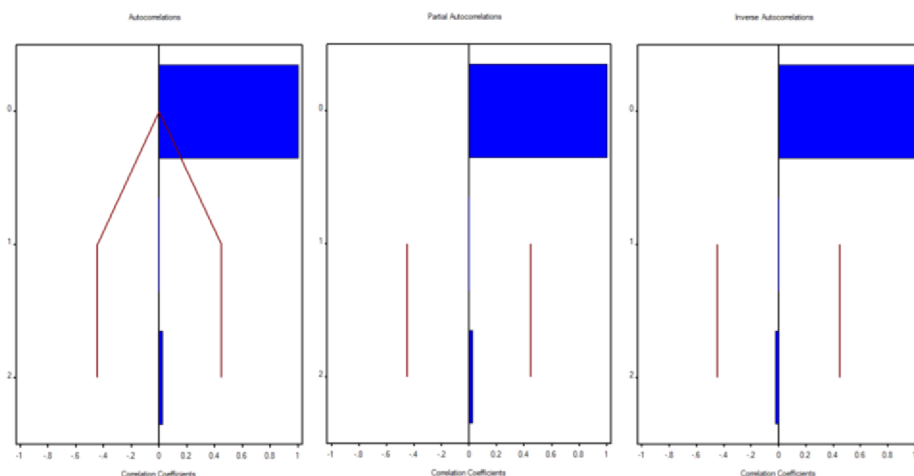
*Tabulka 30 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (bydlení, voda a energie)
(V procentech %)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Z tabulky 30 je patrné, že předpoklad o lineárním trendu se potvrdil. Lineární trend zaujal sedmé místo, seřazeno podle kvality modelů skrze kritéria MAPE. Hodnota kritéria MAPE pro funkci lineárního trendu je 5,83127 %. Nejlépe hodnocený byl model Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání s hodnotou kritéria MAPE 4,98343 %. Jedná se o nejhorší kritérium MAPE pro nejlepší model ze zatím provedených analýz časových řad. Model Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání byl také jediným modelem pro tuto časovou řadu, jehož hodnota MAPE byla pod 5 %. Právě tato 5% hranice kritéria MAPE obecně dělí modely na velmi dobré a dobré. Dále bude, stejně jako v předchozích případech, provedená analýza reziduí modelu.



Graf 40 - Residua modelu pro výdaje průměrných domácností (bydlení, voda a energie)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu reziduí opět není patrný žádný trend ani závislost reziduí sama na sobě, což je pro model zcela žádoucím jevem. Nejvyšší hodnoty reziduí jsou ve výše zmíněných kritických letech, konkrétně v roce 2016, 2017 a 2004. Nejmenší velikost mají pak rezidua v letech 2000, 2003, 2005 a 2007. Dále následují, stejně jako v předchozích případech, grafy autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace.



Graf 41 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Jak je patrné z grafu 41 autokorelace, parciální autokorelace a ani inverzní autokorelace v modelu nejsou přítomny. Toto zjištění je pro model pozitivní, stejně jako v předchozích případech. Díky tomu je možné se přesunout k analýze jednotlivých parametrů modelu. Parametry i s jejich testy nevýznamnosti jsou zobrazeny v tabulce níže.

Jelikož se jedná o Holtův model exponenciálního vyrovnávání, jsou v modelu parametry alfa a beta.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,81130	4,5479	0,0002
Beta β	0,00100	0,006437	0,9949

Tabulka 31 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

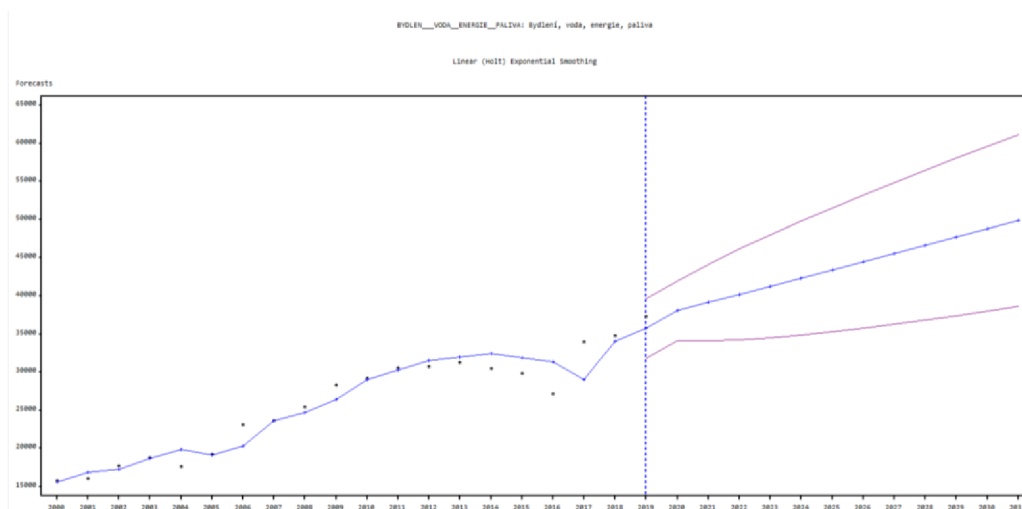
Předpoklad o nevýznamnosti trendové konstanty beta, který byl zmíněný výše v textu, se potvrdil. P hodnota testu nevýznamnosti dosahovala hodnoty 0,9949. Je-li tedy zamítnuta nulová hypotéza o nevýznamnosti, může nastat omyl z 99,49 %, což je velmi vysoká pravděpodobnost omylu. Hladina významnosti stanovená v této práci je alfa = 0,05, tudíž je nulová hypotéza přijata a parametr beta je sledán nevýznamným pro tento model. U parametru alfa nastává jev opačný. P hodnota testu nevýznamnosti dosahuje hodnoty 0,0002, což při hladině významnosti alfa = 0,05 znamená zamítnutí nulové hypotézy a přijetí alternativní hypotézy o významnosti konstanty. Zajímavostí je, že u parametru alfa p hodnota testu nevýznamnosti dosahovala hodnoty 0,0002, nikoliv, že byla menší než 0,0001, jako tomu bylo u předchozích modelů. To, že je p hodnota testu nezávislosti vyšší než u předchozích modelů, může souviset s relativně vysokým kritériem MAPE, které bylo v porovnání s předchozími modely vyšší. Vyšší kritérium MAPE znamená, že je model méně přesný. Stejně jako u předchozích modelů, u kterých byla objevena nevýznamnost jednoho z parametrů, bude i tento model využit k prognóze, protože se jedná o jeho jediný nedostatek. Dále proto následuje tabulka ostatních kritérií hodnocení kvality modelu.

MSE	3572436,7
RMSE	1890,1
MAE	1332,9
R ²	0,916

Tabulka 32 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (bydlení, voda a energie) Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Při porovnání tabulek s kritérii pro hodnocení kvality tohoto a předchozího modelu, je patrná výhoda využití kritéria MAPE. Při letném pohledu na průměrnou absolutní

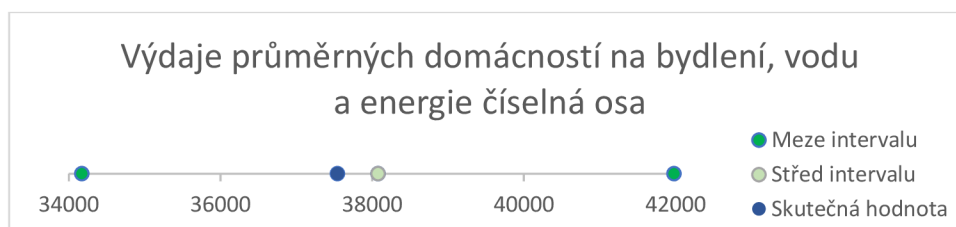
chybu modelů tohoto a předchozího, by se mohlo na první pohled zdát, že tento model je řádově mnohem horší než model předcházející. I to byl jeden z důvodů, proč bylo za hodnotící kritérium zvoleno MAPE, a nikoli MAE. Při hodnocení modelů dle kritéria MAE je nutné vztáhnout chybu k hodnotám časové řady. Kritérium MAE by se využilo například, jedné časové řady, která by byla analyzována více modely. V takovýchto případech by se dala kritéria MAE a RMSE využít. Průměrná absolutní chyba odhadu byla pro tento model 1332,9 Kč na osobu za rok. Pokud by byla částka přepočtená na osobu za měsíc, jednalo by se o 111 Kč, což je přibližně jedna krabička cigaret. Vztáženo pak k této skupině by se částka 111 Kč interpretovala jako 1 m³ krychlový vody nebo 20 kilowatthodin při cenách elektřiny v roce 2020, kdy 1 kilowatthodina stála přibližně 5 Kč. Na grafu níže je znázorněn model se skutečnými hodnotami a intervalovým odhadem na 95% hladině.



Graf 42 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (bydlení, voda a energie)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu jsou patrné ony odchylky v letech 2004 a 2006, dále pak také v roce 2016 a 2017, které byly patrné i na grafu reziduí. Predikce modelu pro tuto časovou řadu je taková, že v budoucnu budou hodnoty spíše růst než klesat. Tato skutečnost je dobře viditelná na spodní hranici intervalu spolehlivosti, která směřuje neustále vzhůru. Číselná hodnota spodní meze intervalu je 34 168 Kč na osobu za rok, u horní meze intervalu pak činí částka za osobu na rok 41 978 Kč. Částka získaná z webu Českého statistického úřadu pro rok 2020 činí 37 539 Kč za osobu na rok. Mezi roky 2019 a 2020, tedy došlo k minimálnímu nárůstu a jak také vyplývá z číselné osy níže, hodnota skutečných vydání

se nachází uvnitř 95% intervalu spolehlivosti a dá se tudíž dle metodiky konstatovat, že ani tato skupina vydání nebyla ovlivněna stavy okolností vzniklými v roce 2020.

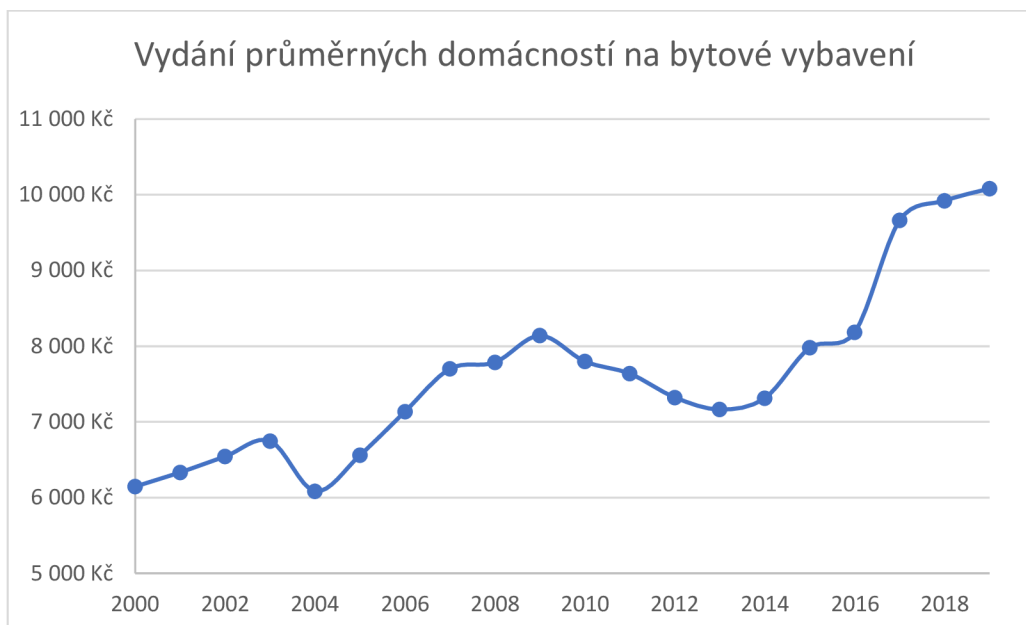


Graf 43 - Výdaje průměrných domácností na bydlení, energii a vodu číselná osa
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Skutečná hodnota výdajů průměrných domácností na bydlení, vodu a energie v České republice se pohybovala přibližně ve středu intervalu spolehlivosti. Tato skupina bude proto považována za neovlivněnou. Další skupina vydání, která bude analyzována, se také týká bydlení. Touto skupinou jsou výdaje na vybavení a zařizování domácnosti. Do této skupiny se řadí vydání spojená s pořízením nového nábytku či elektrotechniky.

4.2.5 Výdaje průměrných domácností na bytové vybavení

Jelikož je domácnost místem, kde tráví její členové čas nejčastěji, je pro ně žádoucí, aby se na tomto místě cítili dobře. S velkou mírou tomu přispívá právě bytové vybavení a zařízení domácnosti. Do této skupiny vydání se v první řadě řadí vydání na nákup nezbytné elektrotechniky a nezbytného vybavení domácností, kam spadá například lednice či postel, ale také vydání na luxusní statky, kam se řadí obrazy, drahé televizory, či herní konzoly. Jedná se proto o skupinu, která nemůže být zcela nulová, protože jisté spotřebiče potřebuje každá domácnost, avšak je to také skupina, která může být do značné míry redukována, jelikož obsahuje také luxusní statky. U této skupiny se očekává, že rostoucí množství času, které domácnosti trávily ve svých domovech kvůli neustálým lockdownům, přispělo k růstu této výdajové skupiny a že se výdaje domácností na bytové vybavení nebude nacházet uvnitř intervalu predikce. Vývoj vydání mezi lety 2000 a 2019 je znázorněn na následujícím grafu.



Graf 44 - Vydaje průměrných domácností na bytové vybavení
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

Z grafu 44 je patrné snížení vydání o necelých 1 000 korun v roce 2004. Toto snížení by mohlo být opět připsáno vstupu České republiky do Evropské unie. Vstup do Evropské unie mohl zapříčinit buďto pokles cen či pokles ve spotřebě, jelikož domácnosti čekaly na nové produkty, které se na český trh právě vstupem do evropské unie mohly dostat. Ze situace v následujícím roce, tedy v roce 2005, je ale patrné, že se nejednalo o pokles spotřeby, nýbrž o snížení ceny jednotlivých výrobků. Pokud by se jednalo o pokles spotřeby graf by v roce 2005 nabýval vyšší hodnoty než v roce 2003, jelikož by trh v České republice zasáhla nákupní horečka a domácností by nakupovaly nové spotřebiče a vybavení za stejné ceny, jako tomu bylo před vstupem do EU, avšak by mohly navíc utratit i své neutracené úspory, které by uspořily v roce 2004, kdy došlo ke snížení vydání této skupiny. Druhý významný moment pro časovou řadu nastává na jejím opačném konci, mezi lety 2016 a 2017, kdy v roce 2017 došlo ke skokovému nárůstu vydání v této skupině. Tento skok není způsoben žádnou ekonomickou situací vzniklou ve světě či v České republice, ale opět změnou metodiky, která nastala v tomto období. Třetím významným obdobím v časové řadě je období mezi lety 2009 a 2014, kdy došlo k celkovému poklesu vydání této skupiny. Důvodem k takovému poklesu vydání byla ekonomická krize, konkrétně krize na hypotečním trhu, jejíž vliv začínal právě na počátku tohoto období. Obecně během krizí se ekonomické subjekty snaží vyhnout nepotřebným vydáním

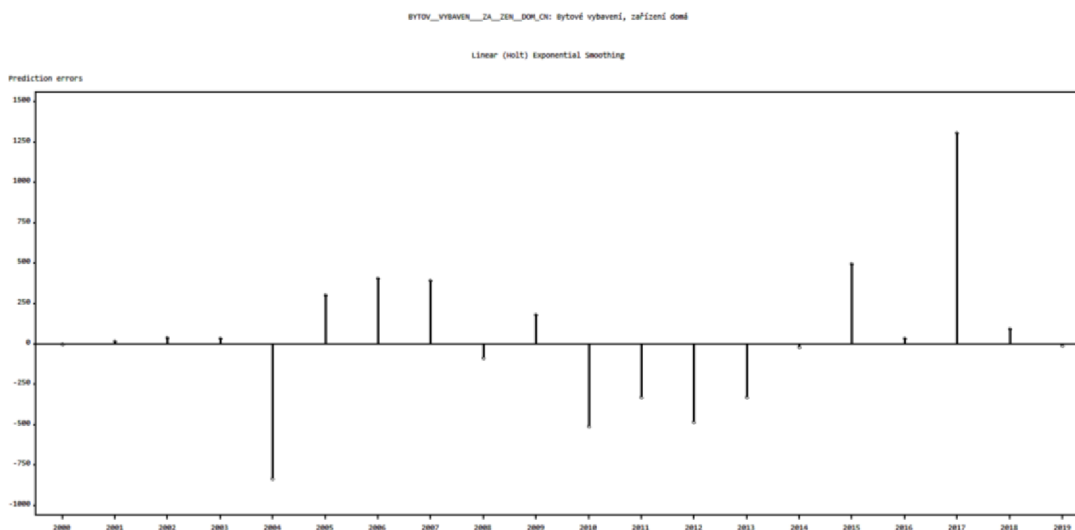
a neinvestují svůj kapitál. V této skupině se může konkrétně jednat o snížení poptávky po luxusní elektronice, jako jsou počítače, herní konzoly a luxusní televizory, či jiných luxusních statcích. Opět stejně jako v předchozích případech bude proveden odhad výsledku z diagnostiky časové řady. V časové řadě není předpokládán výskyt sezónnosti, je předpokládán výskyt trendů a také možná logaritmická transformace, pramenící ze změny metodiky.

Po provedení diagnostiky v programu SAS byly předpokládané výsledky potvrzeny. Výskyt sezónnosti v časové řadě byl negativní, výskyt trendu byl naopak pozitivní. U logaritmické transformace si program SAS opět není zcela jistý a označil jako východisko pro výběr modelů kolonku možná. Po provedení procedury fit models automaticky bylo shledáno deset modelů za vhodné. Modely jsou seřazeny dle kritéria MAPE v následující tabulce, stejně jako tomu bylo v předcházejících časových řadách.

Model	MAPE
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	3,87561
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	3,97183
Logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	3,97707
Random walk with drift	4,04317
Log random walk with drift	4,13837
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	4,29459
Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	4,83304
Logaritmické Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	4,99017
Logaritmický lineární trend	6,13473
Lineární trend	6,46754

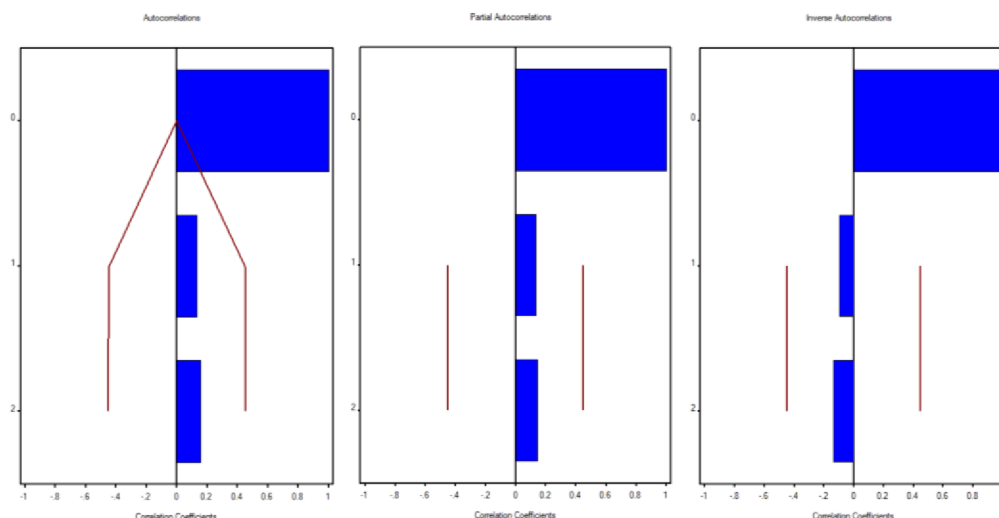
*Tabulka 33 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (bytové vybavení) (V procentech %)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Za nejvhodnější model dle kritéria MAPE bylo, stejně jako v několika předchozích případech, vybráno Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání. Na druhém místě se umístila jeho logaritmicky transponovaná verze. Na rozdíl od předchozí časové řady, v této časové řadě zastává lineární trend a jeho logaritmicky transponovaná verze poslední a předposlední pozici. Intervalová predikce bude provedena pomocí Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání. Na dalším grafu lze nalézt rezidua tohoto modelu.



Graf 45 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (bytové vybavení)
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu se na první pohled může zdát, že prostřední část je tvořena sinusoidou. Naštěstí pro model došlo v roce 2008 k opačné reziduální hodnotě (místo kladné byla záporná) než v předchozích třech obdobích a sinusoida (vlna) byla tímto rozbita. Dá se proto opět konstatovat, že reziduální hodnoty se nechovají podle žádných vzorců, a tudíž tam žádné vzorce nejsou. Tento výsledek je opět pro model žádoucí. Dále lze z grafu reziduí sledovat největší odchylky modelu od skutečnosti v letech 2004 a 2017. Oba tyto výkyvy byly předpokládány, jelikož se jedná o stavy, kdy data vybočují z časové řady kvůli politickým nebo jiným vlivům. Nejmenší odchylky modelu od skutečnosti nastaly mezi lety 2000 a 2003, kdy v těchto čtyřech sledovaných obdobích model měl takřka nulová rezidua a dále pak v období 2014, 2015 a 2019. Nízké reziduum v roce 2019 svědčí o adaptivních vlastnostech exponenciálního vyrovnávání, protože se model dokázal změně metodiky velmi rychle přizpůsobit. Dalším krokem bude, stejně jako v předchozích časových řadách, zhodnotit autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace modelu. Výskyt kteréhokoliv z jevů je pro model nežádoucí.



Graf 46 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 46 jsou patrné věci, které byly nastíněny u grafu číslo 45, který se zabýval reziduálními hodnotami modelu. Při srovnání tohoto modelu a modelu, který byl vybrán pro predikování vydání u alkoholických nápojů a tabáků, respektive jejich grafů pro všechny druhy autokorelace je patrné, že u tohoto modelu je míra autokorelace vyšší než u modelu alkoholu a tabáku. Důvodem k tomu jsou právě ony nastíněné sinusoidy, které se tvořily uprostřed časové řady. I přesto, že je výsledek horší než u modelu alkoholu a tabáku, je výsledek stále přijatelný, protože modré obdélníky na řádku s číslem 1 a 2 nepřesahují červeně vyznačené hranice, které jsou při posuzování autokorelace kritické. Díky tomu je možné se přesunout k jednotlivým parametrům modelu, které budou opět dva a jejich testům nevýznamnosti. Všechny informace potřebné k analýze parametrů jsou znázorněny následující tabulkou.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,99900	5,3320	<0,0001
Beta β	0,00100	0,007654	0,9940

Tabulka 34 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

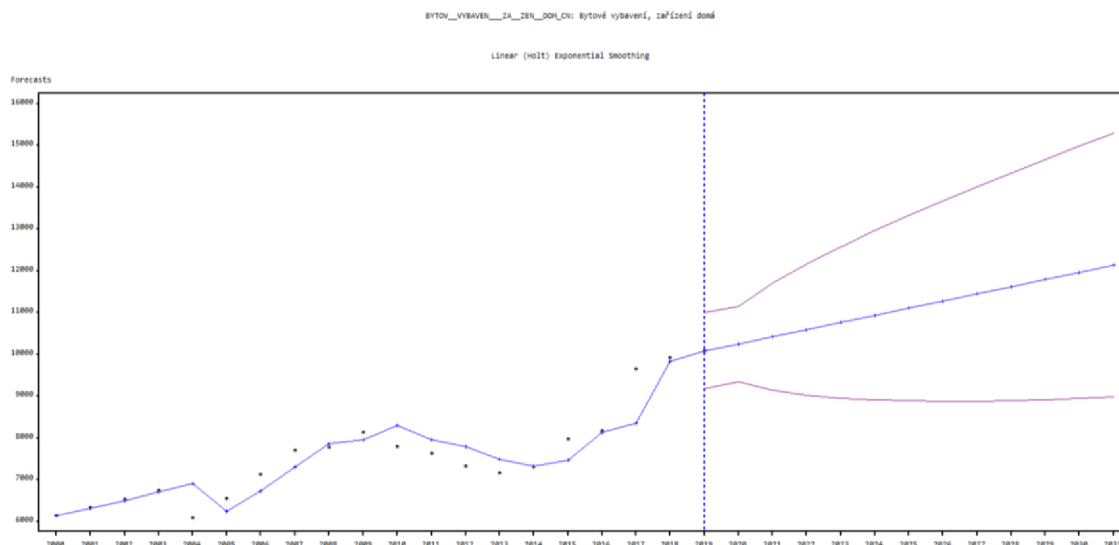
Z tabulky je patrný opět nepříznivý jev, stejně jako u mnoha předchozích modelů. Tímto jevem je opět nevýznamnost vyrovnávací konstanty beta, která by měla sloužit k trendovému vyrovnávání. Důvodem nevýznamnosti je její nízká hodnota 0,001, jako tomu bylo v několika předchozích případech. Test nevýznamnosti totiž kalkuluje

s variantou, že příliš malé hodnoty se mohou v jistých případech rovnat nule a jsou tedy pro model zcela zbytečné. Naopak u konstanty alfa je p hodnota nižší než 0,0001, tudíž má model pouze jednu chybu, v konstantě beta, a bude využit pro 95% intervalovou prognózu.

MSE	191880,9
RMSE	438,04216
MAE	295,95009
R ²	0,853

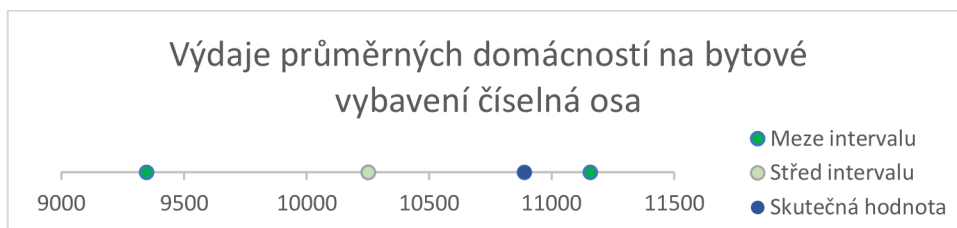
*Tabulka 35 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (bytové vybavení)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Na příkladu tohoto modelu a modelu zabývajícím se bydlením, vodou a energiemi je možné vysvětlit, proč koeficient R² není možné využít. Pro tento model nabývá koeficient determinace hodnoty 0,853 a pro model s energiemi nabývá hodnoty 0,916. Při využití pouze tohoto koeficientu by se dalo říct, že model pro energie má větší přesnost než tento model. Stále je však potřeba mít na paměti to, že exponenciální vyrovnávání nevychází z běžné metody nejmenších čtverců, avšak zvažované metody nejmenších čtverců. Proto bylo jako hlavní parametr pro výběr modelů zvoleno kritérium MAPE, které převádí chyby na procenta. Toto kritérium má navíc oboustrannou kompatibilitu, lze jej využít jak pro modely vycházející z běžné metody čtverců, tak i pro modely, které vycházejí z jiných metod než běžné. Při porovnání kritérií MAPE obou modelů je naopak tento model tím přesnějším modelem. Průměrná absolutní chyba činila téměř 296 Kč na osobu za rok. Tato skupina vydání je velmi rozsáhlá a výrobky v ní lze koupit od řádově stovek korun až po stovky tisíc korun v závislosti na kvalitě. V přepočtu se chyba rovná například koupi jednoho ubrusu ročně. Odmocnina z průměrné čtvercové chyby (RMSE) činí 438 Kč za osobu na rok. Na dalším grafu je vyobrazen model se skutečnými hodnotami a intervalovou predikcí na 95% hladině významnosti pro následující období.



Graf 47 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (bytové vybavení)
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 47 jsou patrné věci, které byly patrné již v předcházejících grafech, například vysoká hodnota rezidua v roce 2004 či v roce 2017. Dále je pak patrné, že od roku 2005 model podhodnocoval skutečná vydání tedy odhadoval, že hodnoty skutečných vydání budou nižší, než byly ve skutečnosti. V roce 2009 pak nastává zlom a situace je opačná, tj. model nadhodnocuje teoretická vydání oproti skutečným. Dále je z modelu patrné, že je vždy jedno období za skutečnými daty, například, pokud v roce 2004 poklesla skutečná hodnota, model předpokládal stále růst a pokles modelu nastal až v roce 2005. Od roku 2005 do roku 2008 nestíhal růst stejně rychle jako data a podhodnocoval odhad, naopak od roku 2010 do roku 2014 model nestíhal klesat stejně rychle jako data, tudíž nadhodnocoval. Jak je patrné ze šíře a směřování intervalu spolehlivosti, predikce je zaobalena vysokou mírou nejistoty. To je patrné na tom, že spodní hranice intervalu klesá a horní hranice intervalu spolehlivosti roste. Číselné hodnoty intervalu spolehlivosti v roce 2020 jsou 11 158 Kč pro horní mez a 9 348 Kč pro spodní mez. Obě tyto částky jsou vyjádřeny v Kč na osobu za jeden rok. Reálná hodnota pro rok 2020 se rovná částce 10 890 Kč na osobu za rok. Opět tedy nastal jev, že skutečná hodnota spadá do intervalu spolehlivosti na 95% hladině. Grafické znázornění výsledků je vyobrazeno grafem 48.

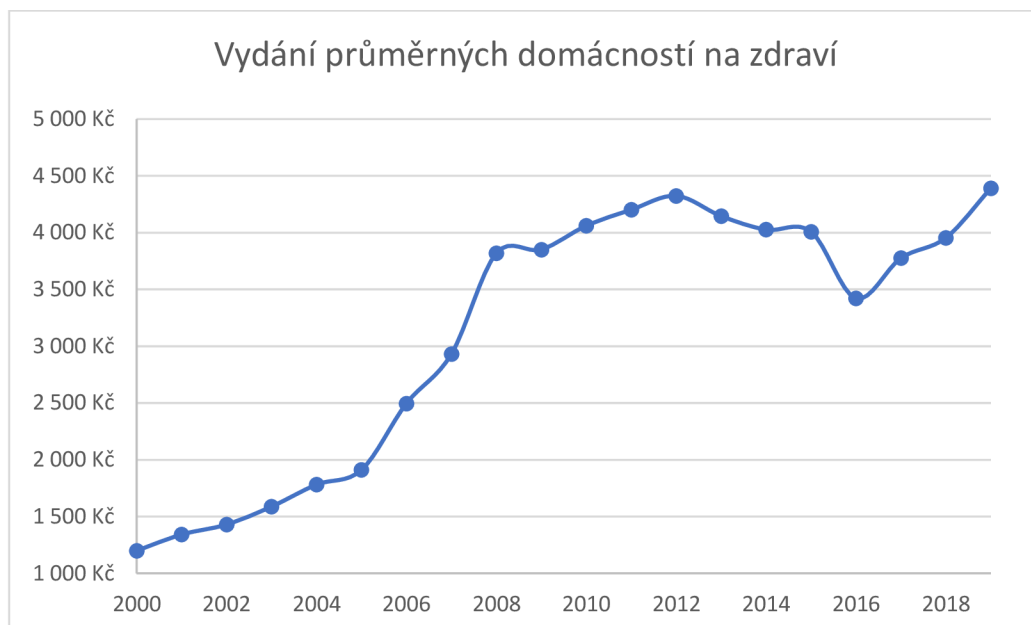


Graf 48 - Výdaje průměrných domácností na bytové vybavení
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Naměřená hodnota roku 2020 je v horní polovině intervalu spolehlivosti, jak je patrné z grafu 48. Tento výsledek je poněkud překvapivým zjištěním, poněvadž domácnosti trávily během roku 2020 většinu času doma, bylo by logické, že si chtěly přetvořit domácnost k obrazu svému, což by se projevilo zvýšením výdajů. K takovému jevu však nedošlo a je tedy možné konstatovat, že výdaje průměrných domácností na bytové vybavení nebyly ovlivněny vlivy roku 2020. Další skupinou vydání průměrných domácností, která bude analyzována analýzou časových řad, je skupina týkající se zdravotních výdajů. U této skupiny se předpokládá, že byla ovlivněna vlivy roku 2020, jelikož se sem řadí respirátory, roušky, dezinfekce a jiné prostředky pro zamezení šíření nemoci COVID-19.

4.2.6 Výdaje průměrných domácností na zdraví

Zdraví a nemoci byly jedním z hlavních témat, ne-li to úplně nejhlavnější v roce 2020. Nejen Česká republika, ale celý svět čelil v tomto roce šíření nemoci COVID-19, které se přetransformovalo v jednu z největších světových pandemií. V médiích byla koronavirová pandemie často srovnávána se španělskou chřipkou. Je předpokládáno, že tento stav byl jednoznačně katalyzátorem při růstu vydání průměrných domácností této skupiny, a že skutečné vydání roku 2020 se nevlezou do intervalu predikce stanovené modelem. Jaký průběh a vývoj měly vydání této skupiny od roku 2000 až do roku 2019, je znázorněno na grafu číslo 49.



Graf 49 - Výdaje průměrných domácností na zdraví
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

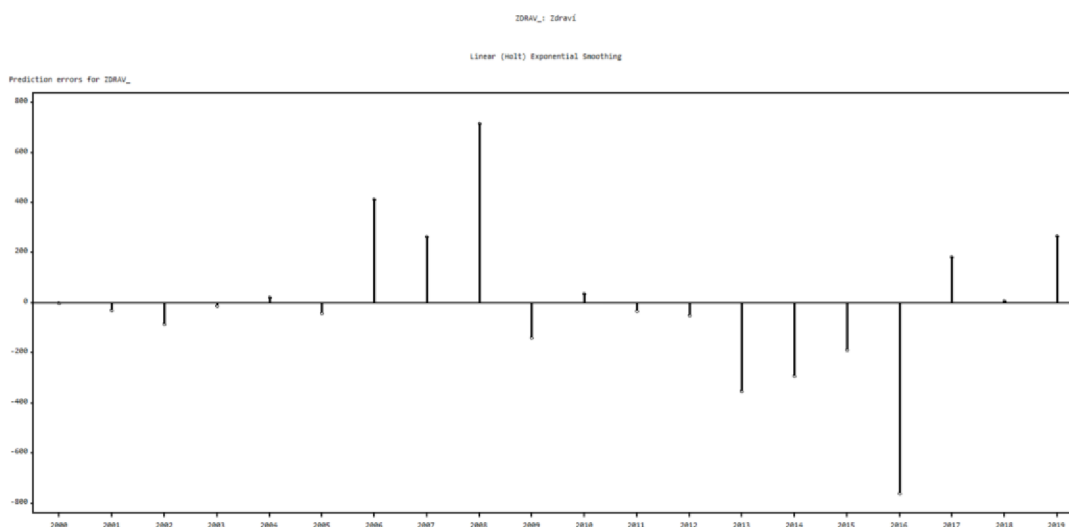
Graf má v prvních šesti obdobích růstovou tendenci takřka lineární. Od roku 2005 do roku 2008 byl růst strmější. Během těchto čtyř období se výdaje průměrných domácností na zdraví zvýšily takřka o 100 %, z necelých 2 000 na skoro 4 000 Kč na osobu za rok. Od roku 2008 je možné pozorovat skoro stagnující, konstantní trend, který osciluje okolo hodnoty 4 000 Kč za osobu na rok. V roce 2016 nastal opět pokles vydání vlivem nové metodiky. Od roku 2016 vykazuje časová řada lineární růstovou tendenci. Výsledky diagnostiky časových řad v programu SAS budou nejspíše nabývat hodnot zamítnuto u sezónnosti, možnosti ano u trendu a výsledku možná u logaritmické transformace, což je způsobeno necelistvostí růstu časové řady.

Program SAS tyto výsledky potvrdil a vyhodnotil deset vhodných modelů pro tuto časovou řadu. Seřazeny jsou opět dle kritéria mean absolute percent error v následující tabulce.

Model	MAPE
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	5,84452
Random walk with drift	6,11837
Logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	6,30174
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	6,43399
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	6,49797
Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	7,02638
Logaritmické Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	7,13582
Log random walk with drift	7,20974
Lineární trend	17,34287
Logaritmický lineární trend	19,76881

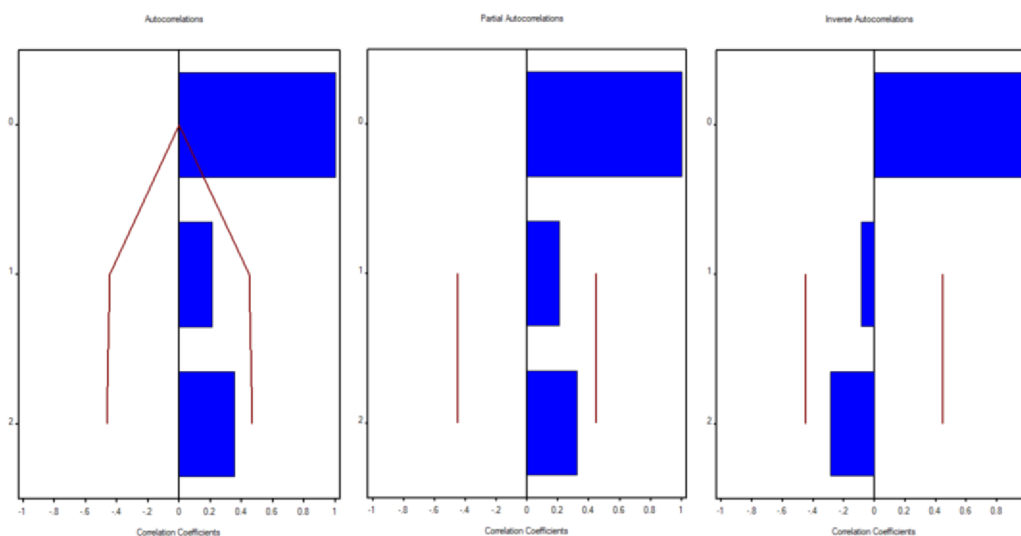
Tabulka 36 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (zdraví)
(V procentech %)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z tabulky jsou na první pohled patrné vysoké hodnoty kritéria MAPE, které přesahují pětiprocentní hranici, což je obecně bráno jako hranice pro kvalitní modely. U posledních dvou modelů hodnota MAPE dokonce přesahuje hranici 15 %, u logaritmického lineárního trendu se blíží k 20 %. Predikce pomocí lineárního trendu či logaritmického lineárního trendu je dle kritéria MAPE velmi nepřesná. Hodnocení kvality bylo opět provedeno modelem Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání s hodnotou průměrné absolutní procentní chyby 5,84452 %. Na grafu 50 jsou znázorněny rezidua modelů.



Graf 50 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (zdraví)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu je možné vyzorovat nevozorové chování reziduí. Do roku 2012, až na tři výjimky, byl model relativně přesný s velmi nízkými hodnotami reziduí. Nejvyšší hodnota rezidua byla naměřena v roce 2016, stejně jako v předchozích případech, další vysoká hodnota pak nastala v roce 2008. Velmi nízká hodnota rezidua nastala také v roce 2018. Díky uspokojivému chování reziduí modelu je možné přejít na analýzu autokorelace, inverzní autokorelace, a parciální autokorelace. Pro tento účel bude využito grafu 51.



Graf 51 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Situace ohledně horších výsledků, které byly u předchozího modelu časové řady v porovnání s jemu předcházejícím, je možné převést i na tento model v porovnání s předchozím modelem. Hodnoty autokorelace druhého řádu, které jsou patrné z řádku označeným číslem dva, se nebezpečně přibližují červené hranici, která je kritickou hranicí pro posuzování autokorelací. Naštěstí pro model jsou modré obdélníky stále uvnitř červených linií, tudíž zde nedochází k autokorelaci parciální, ani inverzní a ani té normální. Díky tomu je možné se přesunout k analýze jednotlivých parametrů modelu s testováním nevýznamnosti. Potřebné údaje k těmto úkonům jsou v následující tabulce.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,99900	5,6203	<0,0001
Beta β	0,00100	0,0899	0,9913

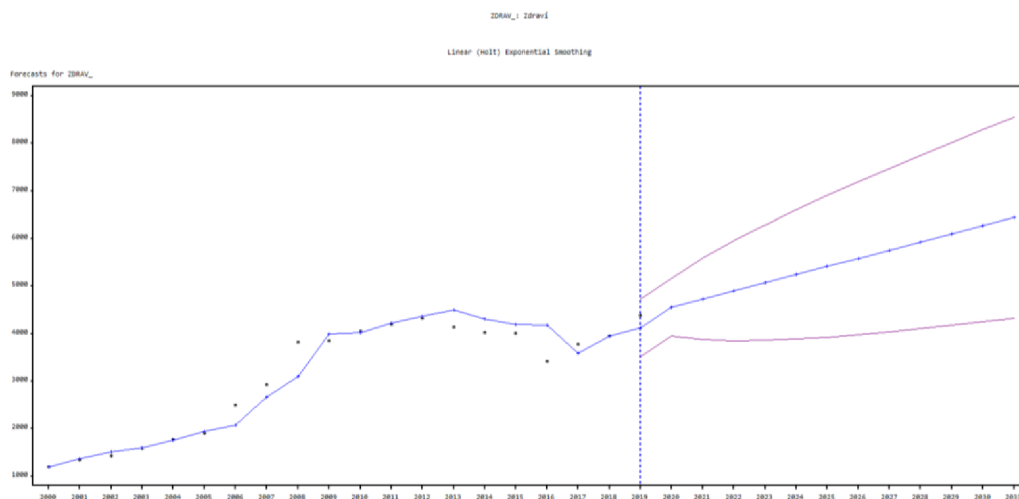
Tabulka 37 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z tabulky je opět patrné, že model, díky toleranci jedné chyby, je sledán použitelným. Chyba nastává opět u parametru beta, kde p hodnota odhaluje jeho nevýznamnost pro model. P hodnota testu nevýznamnosti u parametru beta nabývá opět hodnoty blízké 0,99, což představuje 99% pravděpodobnost omylu při zamítnutí nulové hypotézy o nevýznamnosti. Zajímavostí u několika předchozích modelů je, že hodnoty koeficientu alfa a beta jsou stejné, tedy pro alfu nabývá koeficient hodnoty 0,999 a pro betu nabývá koeficient hodnoty 0,001. Jelikož se v modelu vyskytla pouze jedna chyba, je možné se přesunout k tabulce pro ostatní kritéria kvality modelu, tj. MSE, RMSE, MAE a R².

MSE	85825,5
RMSE	292,95984
MAE	194,67819
R ²	0,933

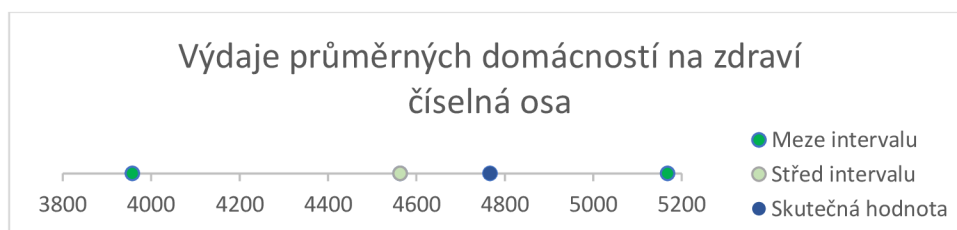
*Tabulka 38 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (zdraví)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Z tabulky je patrná průměrná čtvercová chyba o hodnotě 85 825,5. Stejně jako v předchozích případech, ani v tomto případě hodnota MSE nebude interpretována, jelikož se jedná o druhou mocninu a logicky nedává interpretaci výsledku smysl. Hodnota, která ale smysl dává, je průměrná absolutní chyba odhadu, která činí téměř 195 Kč na osobu za rok. Stejně jako tomu bylo u předchozích chyb bude i tato chyba srovnána s výdajem v této skupině. Tímto výdajem může být například balení 50 kusů roušek, které byly v roce 2020 ve velké míře potřeba. Díky splnění přijímacích kritérií modelu, tj. výskytu maximálně jedné chyby, je možné nyní přistoupit k modelu samotnému. Na následujícím grafu je znázorněn model i s intervalem spolehlivosti na hranici 95%.



Graf 52 - Model exponenciálního vyrovnání výdajů průměrných domácností (zdraví)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 52 je patrné, že model v prvních šesti obdobích vystihl skutečnost relativně dobře. Následující tři období modelu činily malý problém, další tři období pak vystihl model opět velmi dobře. Následovaly čtyři období, kdy model nadhodnotil situaci a v posledních třech obdobích model skutečnost opět vystihl výborně. Z modelu plynou závěry, že vydání pro rok 2020 průměrných domácností pro skupinu zdraví budou s 95% pravděpodobností někde mezi 5 168 Kč na osobu za rok a 3957 Kč na osobu na rok. Skutečností se pro rok 2020 stala hodnota 4 766 Kč na osobu za rok. Vše je graficky znázorněno na grafu 53, který představuje číselnou osu intervalu se středem a skutečnou hodnotu.



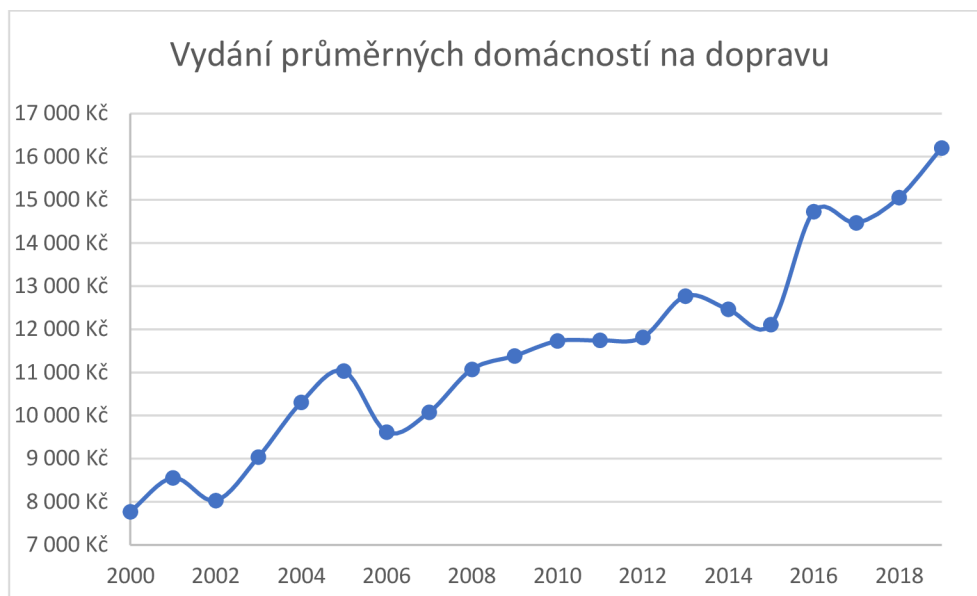
Graf 53 - Výdaje průměrných domácností na zdraví na číselná osa
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Hodnota roku 2020 se pohybovala v horní polovině intervalu spolehlivosti. Ačkoliv bylo předpokládáno, že se výdaje nevezou do intervalu spolehlivosti, kvůli vlivům roku 2020, tj. nutnému nákupu dezinfekcí, roušek a respirátorů opak se stal pravdou. Skutečná hodnota roku 2020 se nachází v intervalu spolehlivosti o hodnotě 95 %, proto je nutné konstatovat, že výdaje, týkající se zdraví, nebyly rokem 2020 ovlivněny.

Další skupinou výdajů, které budou analyzovány, je skupina výdajů spjata s dopravou. U této skupiny je předpokládáno také ovlivnění rokem 2020, tedy nespádání skutečné hodnoty do 95% intervalu spolehlivosti modelu exponenciálního vyrovnávání s nejlepší hodnotou kritéria MAPE.

4.2.7 Výdaje průměrných domácností na dopravu

Situace v oblasti dopravy a dojíždění se setkává s neustálým růstem poptávky. Potřebu cestovat pocítují lidé například při dojíždění do práce, či do školy. Potřeba dojíždění za povoláním do jiného města vzniká například motivem snížení výdajů na bydlení. Příkladem může být situace, kdy jedinec pracuje v Praze, avšak z důvodu vysokých nájmu v tomto městě bydlí za hranicemi Prahy, aby ušetřil. Důvodem však nemusí být jenom potřeba snížení životních nákladů, ale může to být také nepřítomnost pracovních příležitostí v rámci oblasti, kde jedinec žije. Dalším z důvodů může být také to, že je na oblast zvyklý, líbí se mu tam a nechce se stěhovat 20 či 30 km za prací. U žáků a studentů pak může být dojíždění způsobeno tím, že v jeho lokalitě nejsou školy, na kterých by chtěl studovat, či dokonce není v jeho obci vůbec žádná škola. Všechny výdaje v této skupině samozřejmě nesouvisí pouze se školou či zaměstnáním. Do této skupiny vydání spadají i výdaje na cestování autem, například po České republice či do Chorvatska. Vývoj výdajů na dopravu v čase, mezi lety 2000 až 2019, je znázorněn na následujícím grafu.



Graf 54 - Výdaje průměrných domácností na dopravu
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

Už na první pohled je patrný rostoucí trend v průběhu téměř celé časové řady. Od oka se může zdát, že by trend mohla popsat dostatečně lineární funkce. I to bude jeden z předpokladů, tj. že lineární funkce nebude nejhorším modelem vypsaným programem SAS dle kritéria MAPE. Na rozdíl od jiných skupin vydání se vstupem do Evropské unie se výdaje průměrných domácností na dopravu nesnížily, ba naopak se zvýšily. Ke snížení došlo až v roce 2016. Při hlubším zamyšlení nad touto problematikou je to zcela logické, jelikož se vstupem do Evropské unie byly otevřeny hranice jednotlivých členských států pro občany České republiky, lidé mohli cestovat bez pasu pouze na občanský průkaz. Navíc se zrušily hraniční kontroly, a i to mohlo motivovat některé lidi k vycestování mimo Českou republiku, a tedy navýšení výdajů za dopravu. První pokles výdajů od vstupu do Evropské unie nastal v roce 2006. Ačkoliv by se na první pohled mohlo zdát, že se jedná o snížení poptávky po dopravě, není tomu tak. Jedná se opět o změnu metodiky Českého statistického úřadu. Druhá změna metodiky, která nastala v roce 2016 vyvolala naopak nárůst výdajů na dopravu. Jiné drastické skoky v časové řadě výdajů na dopravu nejsou. Pro diagnostiku časové řady v programu SAS jsou očekávány výsledky: neobjevení sezónnosti, objevení trendu a možná potřeba logaritmické transformace časové řady.

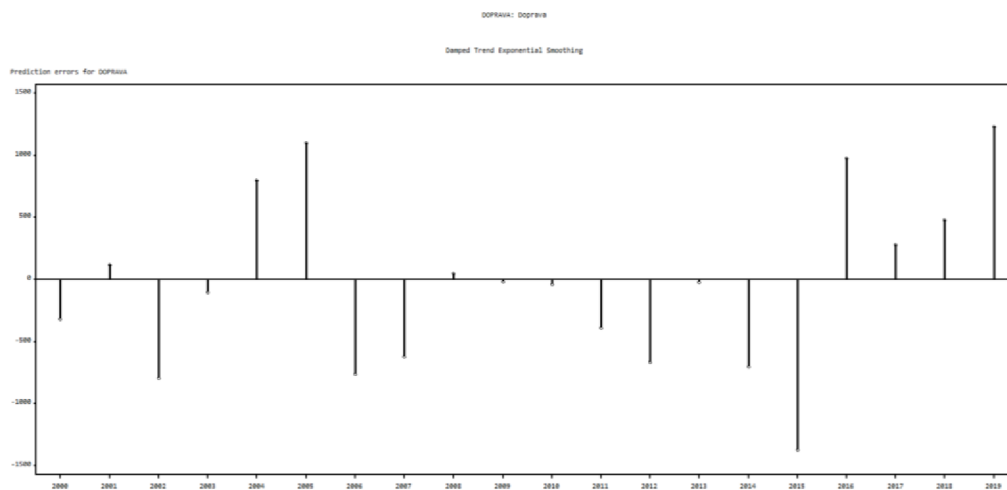
V tomto případě byl předpoklad správný pouze ze 66 %. V časové řadě nebyla objevena sezónnost, byl objeven trend a na rozdíl od předchozích časových řad logaritmická transformace časové řady zde není potřeba. Po provedení procedury fit

models automatically bylo vyhodnoceno pět modelů jako vhodných. Výčet modelů i s kritériem MAPE je v následující tabulce.

Model	MAPE
Lineární trend	4,34891
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	4,73184
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	4,73353
Random walk with drift	5,68105
Brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	6,18878

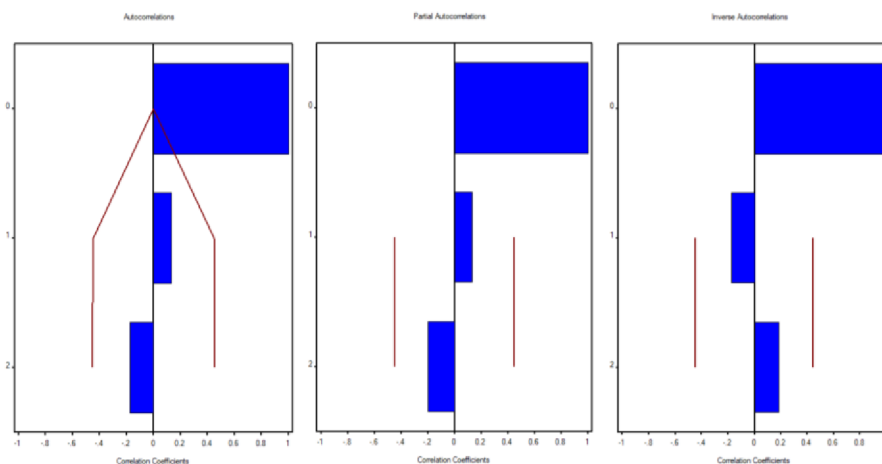
*Tabulka 39 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (doprava)
(V procentech %)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Předpokládaný výsledek o úspěšnosti lineárního trendu pro tuto časovou řadu byl nejen splněn, ale lineární trend byl podle kritéria MAPE shledán nejlepším modelem. Lineární trend však nespadá do modelu exponenciálního vyrovnávání, nýbrž do obyčejných regresních modelů, které jsou počítány skrze běžnou metodu nejmenších čtverců. Díky této skutečnosti dojde tedy ke skutečnosti, že nebude vybrán nejlepší model, ale bude vybrán druhý nejlepší model, kterým je exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem. Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem má hodnotu kritéria MAPE 4,73184 %. Díky skutečnosti, že je lineární trend nejlepší trendovou funkcí pro tato data, bude provedeno také srovnání některých parametrů lineárního trendu s exponenciálním vyrovnáním s tlumeným trendem. Parametry modelu s lineárním trendem nebudou hodnoceny skrze tabulky či grafy, bude provedeno pouze slovní hodnocení. Dále bude následovat graf exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem, konkrétně rezidua tohoto modelu.



*Graf 55 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (doprava)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Z grafu 55 je opět možné sledovat žádoucí, tedy nahodilé rozdělení reziduí. Nejvyšší hodnota rezidua je pozorovatelná v roce 2015. Toto zjištění je zajímavé, protože v roce 2015 nedošlo k žádnému datovému zlomu v časové řadě, data roku 2015 zastávají směn předchozích dvou pozorování. Nežádoucím jevem může být velikost reziduí za posledních pět období, kdy rezidua v těchto letech nenabývají malých hodnot. Tato skutečnost může mít negativní dopad na predikovaný interval spolehlivosti a konečnou predikci. Nejmenší rezidua byla v modelu naměřena zhruba uprostřed časové řady, konkrétně v letech 2008, 2009, 2010 a pak také v roce 2013. Závěr, který vyplývá z tohoto grafu, je ten, že model je možné využít v prognóze, rezidua jsou totiž rozdělena náhodně, ačkoliv může být nepřesný. Na následujícím grafu, grafu 56, následuje analýza autokorelační modelů.



*Graf 56 -Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Z grafu 56 plyne pro model pozitivní zpráva a tou je, že ani autokorelace, ani parciální autokorelace, a ani inverzní autokorelace v tomto modelu exponenciálního vyrovnávání nejsou přítomny. Modré obdélníky se ve všech šesti případech drží uvnitř červených linií, které vyznačují maximální přípustnou míru autokorelací. Díky těmto dvěma zjištěním je nyní možné se přesunout k parametrům modelu a jejich testům nevýznamnosti. Parametry jsou v případě exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem tři a jsou jimi parametry alfa, beta, a fi. Vše potřebné k této analýze je obsaženo v následující tabulce.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,07129	0,5953	0,5595
Beta β	0,00100	0,003422	0,9973
Fi ϕ	0,99900	76,4577	<0,0001

*Tabulka 40 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Tabulka 40 odhalila pro model nepříznivou zprávu. Touto zprávou je stav nevýznamnosti více než jednoho parametru. Nevýznamnosti jednoho parametru je ještě v rámci mezí přijatelnosti, avšak nevýznamnost dvou či více parametrů je signálem pro zamítnutí modelu. Jak je popsáno v metodice práce, tento model nemůže být využit pro vytvoření intervalového odhadu a posouzení, zda skutečná hodnota spadá do intervalu spolehlivosti či nikoli. Dále bude postupováno tak, že bude vybrán druhý nejlepší model dle kritéria MAPE, který byl vybrán programem SAS za pomoci procedury fit models automatically. První krok, který bude u druhého modelu zkoumán, je analýza parametrů a hodnocení testů nevýznamnosti, jelikož první model v této části neuspěl, tudíž je tato část vnímána jako krizová. Pokud by druhý model u otázek parametrů obstál, budou provedeny všechny ostatní tak, jak tomu bylo v chronologickém pořadí. Druhým nejvhodnějším modelem je dle tabulky 39 Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání. V tabulce číslo 41 jsou znázorněny parametry modelu Holtova exponenciálního vyrovnávání s jejich testy nevýznamnosti.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,07820	1,4861	0,1546
Beta β	0,00100	0,0210	0,9835

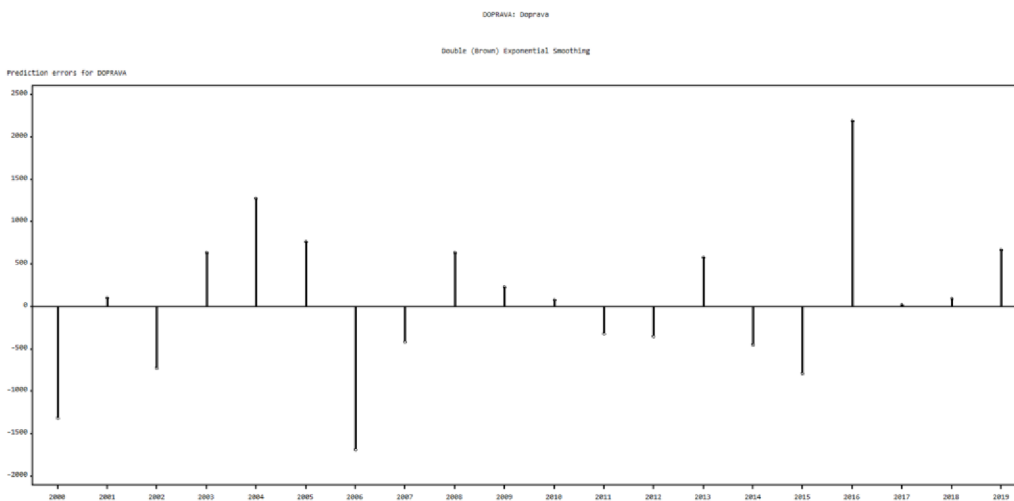
Tabulka 41 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Výsledky testů nevýznamnosti přináší špatnou zprávu i pro druhý model, kterým je model Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání. Na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ byly shledány oba parametry jak alfa, tak i beta nevýznamné. Důsledkem toho bude provedení testu nevýznamnosti parametrů u třetího modelu, kterým je Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání. Výhodou modelu Brownova dvojitého exponenciálního vyrovnávání je, že obsahuje pouze jednu konstantu. Tato konstanta je společná jak pro trend, tak i pro úroveň. Pokud by tedy nastaly stavy okolností jako u minulých modelu, že ob stojí při analýze reziduí i autokorelací, tak bude model přijat, protože má pouze jeden parametr, který může být v modelu nevýznamným, tudíž by model měl pouze jednu chybu, což je dle metodiky přijatelné.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,40132	6,1050	<0,0001

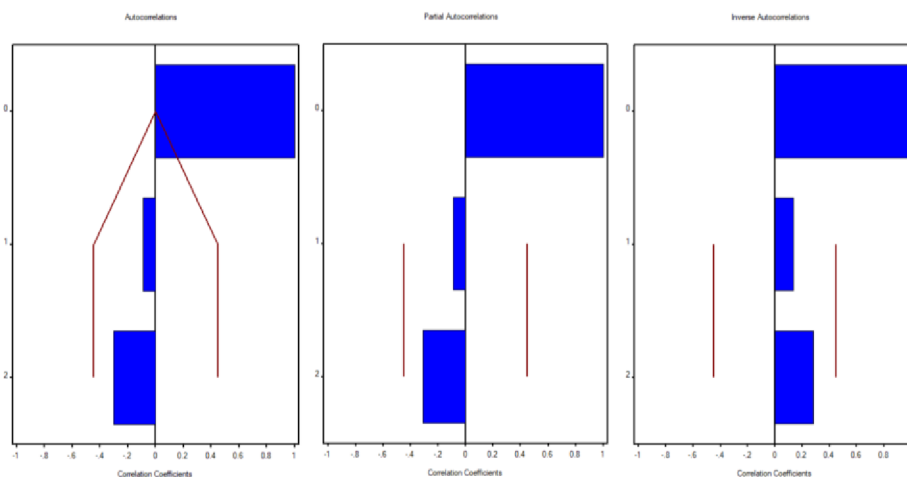
Tabulka 42 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z tabulky 42 vyplývá pro model Brownova dvojitého exponenciálního vyrovnávání dobrá zpráva, a tou je významnost parametru alfa, který nabývá hodnoty 0,40132. P hodnota testu nevýznamnosti je menší než 0,0001, je proto zamítnuta nulová hypotéza o nevýznamnosti parametru v modelu a přijata je hypotéza alternativní o významnosti parametru. Následovat bude analýza reziduí modelu z grafu, jako je tomu běžně v prvním kroku postupu ověřování modelu.



Graf 57 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (doprava)
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 57 vyplývá pro model dobrá zpráva a tou je náhodné rozložení reziduí bez jakýchkoliv náznaků vzorců. Největší rozdíl mezi skutečnou hodnotou a hodnotou vypočtenou modelem byl v roce 2016, což bylo opět způsobeno změnou metodiky Českého statistického úřadu. Nejnižších hodnot nabývala rezidua v roce 2010, 2017 a 2018. Graf 58 níže se věnuje testování autokorelací.



Graf 58 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

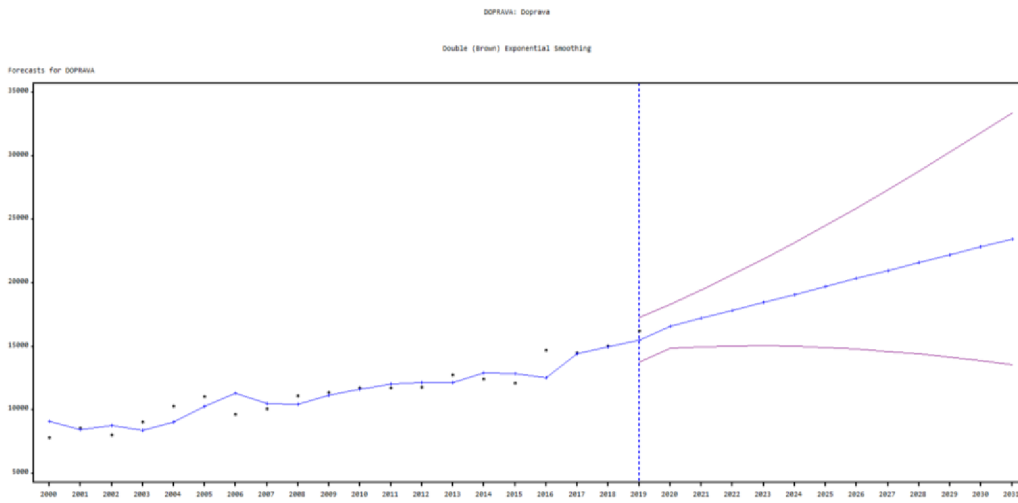
Testování autokorelací přenáší pro model dobré zprávy, protože ani v jednom případě nejsou překročeny červené meze pro detekci autokorelace. Dá se proto potvrdit, že dle grafu 58 autokorelace, ani parciální autokorelace, a ani inverzní autokorelace v modelu nejsou přítomny. Jelikož se v modelu Brownova dvojitého exponenciálního vyrovnávání neobjevila ani jedna pochybnost model využít, bude použit pro intervalovou

prognózu vydání v roce 2020 u skupiny dopravy. Na příkladu zamítání modelů, které se v této kapitole staly, je možné pozorovat, že neexistuje žádné univerzální kritérium, které by na první pohled řeklo, zda je model dobrý či nikoliv. Vždy je třeba provést kompletní testování a analýzu modelu, ne pouze vybrat model podle kritéria MAPE. Pomyslnou soutěž modelů v této kapitole vyhrál totiž model, který měl nejhorší kritérium MAPE ze všech modelů, které byly programem SAS označeny za vhodné. Průměrná absolutní procentní chyba modelu činí 6,18878 %, což je o více než jedno procento víc než nejlepší model z kategorie exponenciálního vyrovnávání. Následuje tabulka jednotlivých parametrů pro hodnocení kvality modelu.

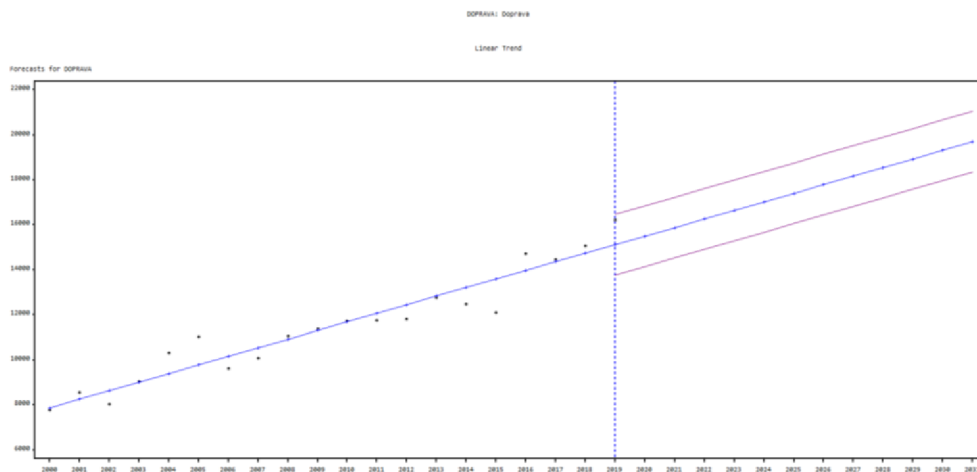
MSE	750943,8
RMSE	866,57012
MAE	666,77870
R ²	0,857

*Tabulka 43 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (doprava)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

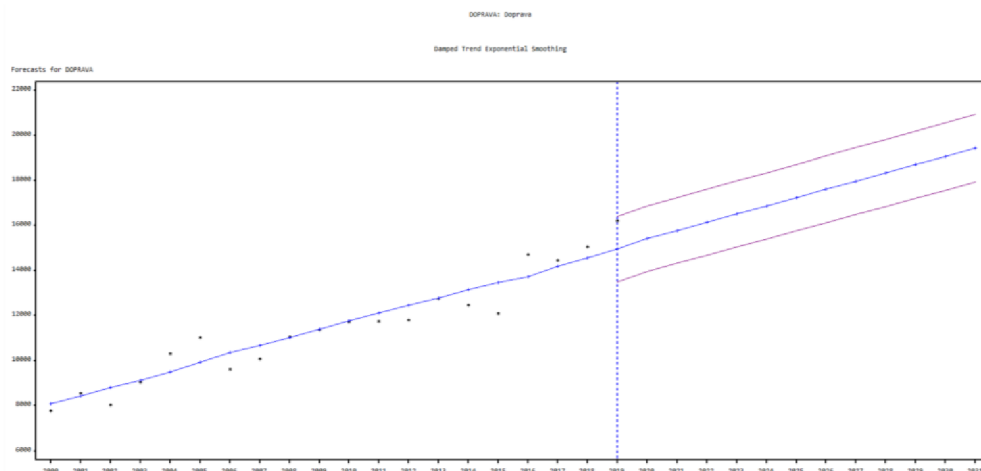
Průměrná absolutní chyba modelu činila 666,78 Kč na osobu za rok. Opět bude provedeno přirovnání v rámci této výdajové skupiny. Průměrná absolutní chyba má velikost jako je cena cesty z Plzně do Ostravy vlakem. Jelikož se jedná o chybu na rok, tak by tato cesta byla uskutečněna pouze jednou a nikoli zpátečně. Při cestování autem se částka nerovná ani polovině plné nádrže. Kritérium RMSE se rovná 866,57 Kč na osobu za rok. Stejně jako u předchozích modelů exponenciálního vyrovnávání, kritéria MSE a R² nemá smysl interpretovat. Dalším krokem analýzy časových řad vydání průměrných domácností u skupiny dopravy bude grafické znázornění modelů. Jelikož se jedná o nejhorší model, budou přiloženy tři grafy, graf tohoto modelu, dále graf modelu lineárního trendu, který byl nejlepším modelem dle kritéria MAPE a v poslední řadě bude přiložen graf nejlepšího modelu exponenciálního vyrovnávání, kterým bylo exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem.



Graf 59 - Model Brownova dvojitého exponenciálního vyrovňování výdajů průměrných domácností (doprava)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS



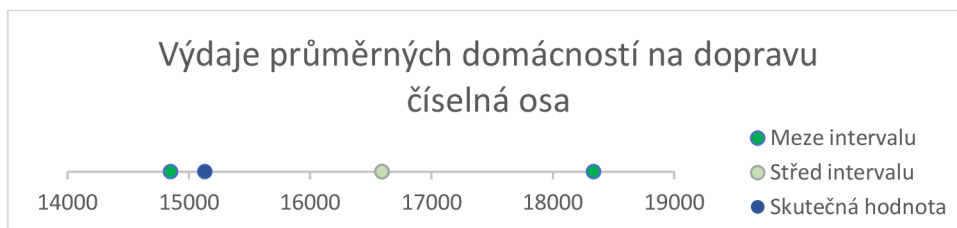
Graf 60 - Model lineárního trendu výdajů průměrných domácností (doprava)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS



Graf 61 - Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem u výdajů průměrných domácností (doprava)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Poněvadž se v této skupině výdajů stala situace, která v celé práci neměla obdoby, bude provedeno srovnání tří modelů z vizuálního hlediska. Nejprve bude provedena grafická analýza grafu 60, poté 61 a naposledy zvolený model na grafu 59. Na grafu 60 je možné pozorovat model lineárního trendu. Již na první pohled je patrné, že skutečné hodnoty nahodile oscilují kolem trendové přímky. Trendová přímka byla shledána nejlepším modelem dle kritéria MAPE. Také model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem svým průběhem připomíná přímku. Je proto jasné, že předpoklad s přímkou viditelný již z grafu 54 byl správný a trendové chování časové řady je velmi podobné přímce. Zvláštnost nastává také u predikovaných intervalů spolehlivosti na 95% hladině významnosti. Jak je z grafu 60 a 61 patrné, intervaly spolehlivosti se během vzdalování horizontu nijak nerozšiřují a zůstávají ve stejné vzdálenosti od přímky. Toto je zcela nový jev, jelikož v předchozích modelech bylo zvykem, že se intervaly v čase rozšiřují. Důvodem tohoto jevu je nejspíše to, že data se v obdobích mezi lety 2000 a 2019 pohybují v konstantní maximální vzdálenosti od přímky. Pokud by byl interval přenesen i na tato data, tak by žádná ze skutečných hodnot nebyla mimo tento interval spolehlivosti. Tento jev představuje jakousi důvěru modelu v sama sebe a schopnost predikovat budoucnost. Na grafu 59 pak nastává zcela jiná situace, kdy se interval spolehlivosti rozevívá, jako tomu bylo ve všech předešlých případech. Číselné hodnoty 95 % intervalu spolehlivosti Brownova dvojitého exponenciálního vyrovnání pro rok 2020 jsou 18 336 Kč na osobu za rok u horní meze, u dolní meze je pak částka rovna 14 851 Kč za osobu na rok. Skutečně utracené výdaje za dopravu v roce 2020 činily u průměrných

domácností 15 132 Kč na osobu za rok. Graficky je situace vyobrazena na následujícím grafu 62.



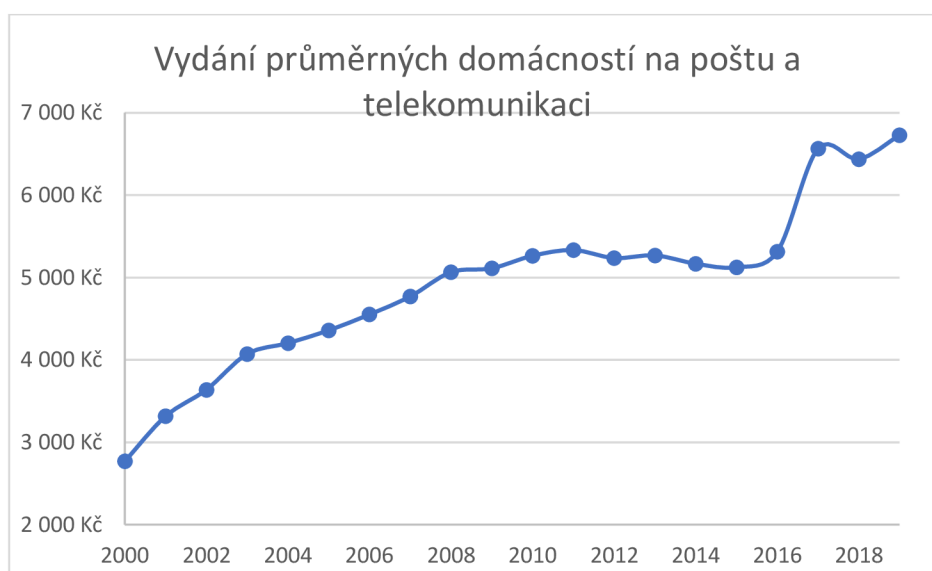
Graf 62 - Výdaje průměrných domácností na číselná osa
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Výdaje průměrných domácností na dopravu v roce 2020 se pohybovaly blízko dolní meze 95% intervalu spolehlivosti. Tento výsledek je způsoben vlivem takzvaných home-office a školy na dálku. Mezi další determinanty se řadí uzavírání hranic, které omezilo cestování do zahraničí, což má za následek také snížení. I přestože je výsledek blízko spodní meze intervalu spolehlivosti, stále se nachází uvnitř tohoto intervalu, tudíž je zapotřebí konstatovat, že výdaje průměrných domácností na dopravu nebyly v roce 2020 ovlivněny stavy okolností, které průměrnou českou domácnost ovlivňovaly. Toto zjištění je překvapivé, neboť v roce 2020 bylo omezení dopravy, ať už do prací, škol nebo za pasivním či aktivním odpočinkem, velmi omezeno. Zajímavostí také je, že se výdaje vešly do intervalu spolehlivosti u všech tří výše zmíněných modelů na grafech 59 až 61. Další skupinou vydání, která bude analyzována, je skupina vydání čítající výdaje na poštu a telekomunikaci.

4.2.8 Výdaje průměrných domácností na poštu a telekomunikaci

Skupina vydání na poštovní a telekomunikační služby by se dala rozdělit do dvou hlavních skupin. Těmito skupinami jsou skupiny výdajů na internetové připojení a skupiny výdajů na paušální tarif pro volání, sms a „data“. Řadí se sem ale také výdaje na televizi a poštovní služby, ačkoliv ty jsou v současnosti nahrazovány spíše digitálními formami komunikace, jako jsou emaily či datové schránky v případě komunikace s úřady. Technicky by se sem také měly zařadit i výdaje na poštovné a balné při objednávání zboží z e-shopů, kterých v roce 2020 bezesporu přibývalo. Lidé si neobjednávali pouze elektroniku a jí podobné věci, jako tomu bylo do této doby, ale přidali také objednávání, oblečení,

obuvi, lékařských potřeb, ale dokonce také potravin či dovozu jídel. Až na poslední zmíněný dovoz jídel, by se všechny ostatní objednávky, respektive jejich cena za poštovné a balné, měla zařadit do této skupiny, jelikož byla doprava prováděna skrze poštu či jinou roznáškovou službou. Jelikož ale mezi e-shopy panovala velká konkurence, tudíž se snažily zákazníkům nabídnout to „nejlepší“ za nejlepší ceny. Je velmi pravděpodobné, že tato skupina zůstane neovlivněna, protože velké množství e-shopů nabízelo dopravu zdarma. Jelikož jsou Češi národ, který stále slyší na slevy, je téměř jisté, že většina těchto objednávek byla provedena v režimu dopravy zdarma. Vývoj výdajů v této skupině mezi lety 2000 až 2019 je popsán grafem níže.



Graf 63 - Výdaje průměrných domácností na poštu a telekomunikaci
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

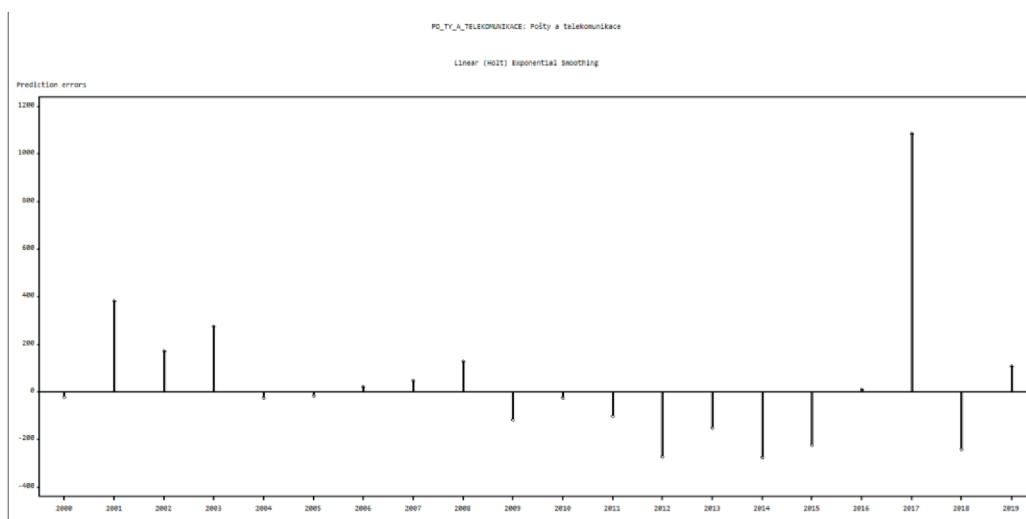
Z grafu 63 je jasně patrný rostoucí trend, který je celistvý v první polovině časové řady. Mezi lety 2011 až 2016 rostoucí trend vystřídala stagnace časové řady, neboť se hodnoty vydání pohybovaly na zhruba stejné výši. Mezi lety 2016 a 2017 je patrný opakující se skok, způsobený změnou metodiky Českého statistického úřadu, jako tomu bylo v mnoha předchozích případech časových řad. V časové řadě bude tedy s největší pravděpodobností objeven trend, nebude zde přítomna sezónnost, a jelikož je v časové řadě pouze jeden datový skok, nebude zde ani nutná potřeba logaritmické transformace dat. Výsledky výstupu diagnostiky časové řady v programu SAS byly zcela shodné s předpoklady, tj. byl objeven trend, nebyla objevena sezónnost a ani potřeba

logaritmické transformace dat. Po automatickém vyhodnocení vhodných modelů bylo programem SAS shledáno pět modelů za přijatelných k operacím časových řad. Těchto pět modelů je opět seřazeno dle kritéria MAPE v následující tabulce.

Model	MAPE
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	3,66184
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	3,66514
Random walk with drift	3,88381
Brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	4,36628
Lineární trend	6,44887

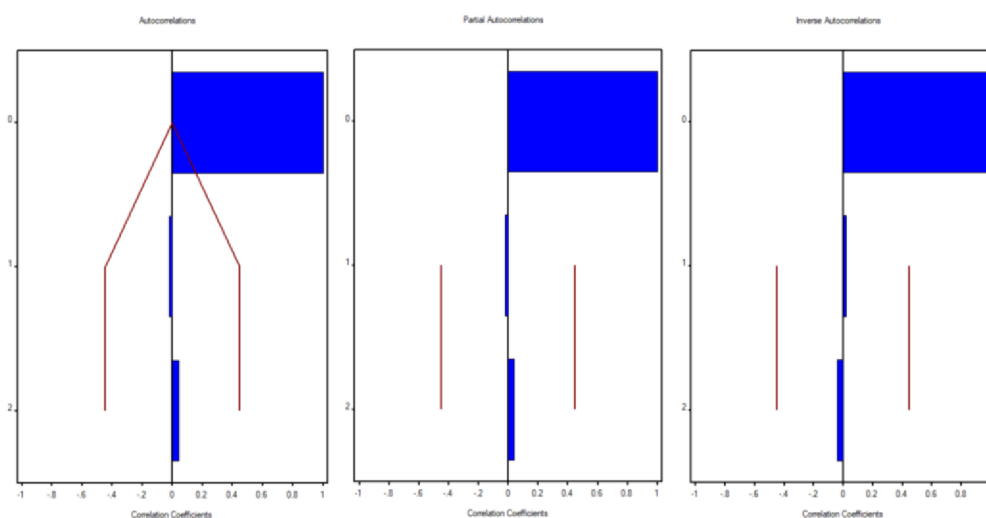
Tabulka 44 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (pošta a telekomunikace) (V procentech %)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Program SAS vyhodnotil za nejlepší model dle kritéria MAPE Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání, s hodnotou MAPE 3,66184 %. Exponenciální vyrovnávání obsadilo i druhou příčku. Byl to konkrétně model exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem a hodnotou MAPE 3,66514 %. K následné analýze bude využit model z prvního místa, a tímto modelem je Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání. Následuje analýza reziduí modelu, tedy rozdíly skutečných a teoretických hodnot.



Graf 64 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (pošta a telekomunikace) (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu reziduí modelu Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání není patrný žádný trend ani jiné vzorové chování. Nejvyšším reziduem bylo reziduum v roce 2017, které se přiblížilo k hodnotě 1 200 Kč za osobu na rok. Velikost tohoto rezidua je bezesporu nejvyšší, a oproti druhému nejvyššímu reziduu je téměř třikrát tak velké. Nejmenší rezidua jsou pak v letech 2000, 2004, 2005, 2006, 2010 a 2016. Po úspěšné analýze reziduí následuje analýza autokracií modelu stejně jako v předchozích případech.



Graf 65 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 65 vyplývá pro model pozitivní zpráva, a touto zprávou je, že ani jedna ze tří druhů autokorelací není v modelu přítomna, a to ani v jednom řádu. Následuje proto přesun k hodnotám parametrů modelu, které jsou tentokrát dva, alfa a beta. Parametry budou samozřejmě také doplněny o jejich testy nevýznamnosti pro model. Všechny potřebné údaje k těmto úkonům jsou znázorněny v následující tabulce.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,94950	5,8357	<0,0001
Beta β	0,00529	0,1300	0,8980

Tabulka 45 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

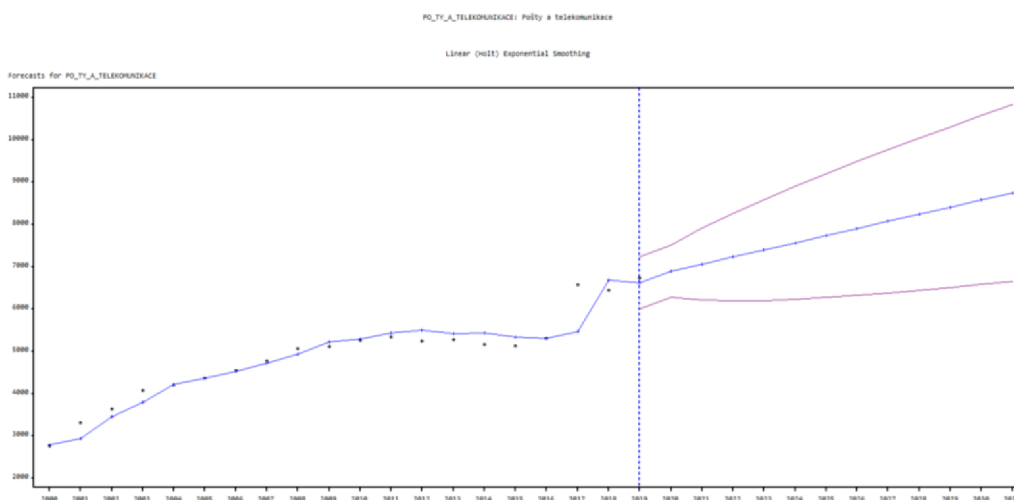
Tabulka 45 odhaluje opět nevýznamnost parametru beta, jako tomu bylo v mnoha předchozích případech. U modelu se jedná naštěstí o jedinou chybu, tudíž je model možné využít k vytvoření 95% intervalu spolehlivosti pro rok 2020. Odlišnosti oproti ostatním

modelům jsou také hodnoty jednotlivých parametrů, kdy parametr alfa nabývá hodnoty 0,94950 a parametr beta hodnoty 0,00529. U minulých modelů se bylo často možné setkat s hodnotami 0,999 a 0,001. Jak vyplývá z hodnoty parametru alfa a testu nevýznamnosti, parametr byl shledán významným pro tento model. Nyní je možné se přesunout k tabulce, která znázorňuje zbylá kritéria pro hodnocení kvality modelu.

MSE	88541,8
RMSE	297,55969
MAE	184,95958
R ²	0,910

Tabulka 46 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (pošta a telekomunikace)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

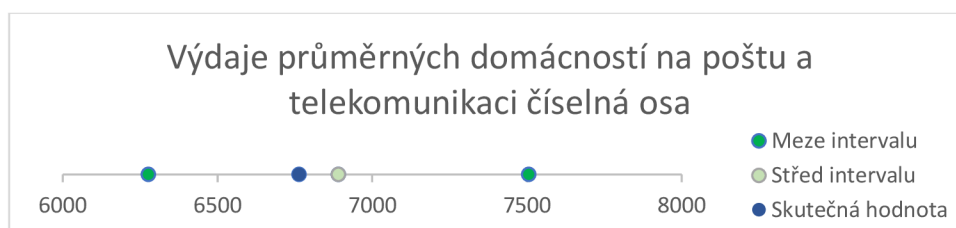
Hodnota kritéria průměrná absolutní chyba pro tento model exponenciálního vyrovnávání se rovná s bez necelých pěti haléřů 185 Kč za osobu na rok. Tato částka je v této skupině podobná přibližně polovině měsíční částky poplatku za internet. Hodnota odmocniny z průměrné čtvercové chyby pak činí 297 korun a 56 haléřů na osobu za rok. Na následujícím grafu je vyobrazen model i se skutečnými hodnotami a intervalovou predikcí na úrovni 95% spolehlivosti.



Graf 66 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (pošta a telekomunikace)
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu je na první pohled patrný výkyv v roce 2017 způsobený změnou metodiky, který byl patrný i na grafu reziduí. Tento výkyv je největším reziduem v celé časové řadě.

U intervalu spolehlivosti je pak možné pozorovat rozšiřování, se zvyšujícím se horizontem predikce. Model Holtova lineárního exponenciálního vyrovnávání předpovídá, že hodnoty pro rok 2020 se budou s 95% pravděpodobností pohybovat mezi 7 505 Kč a 6 276 Kč za osobu na rok pro skupinu vydání pošta a telekomunikace. Skutečná hodnota vydání v roce 2020 byla 6 763 Kč na osobu za rok u průměrných domácností. Jak z těchto informací a z číselné osy níže vyplývá hodnota, vydání se pohybovala uvnitř intervalu spolehlivosti, tudíž lze konstatovat, že nebyly tyto vydání ovlivněny v roce 2020.



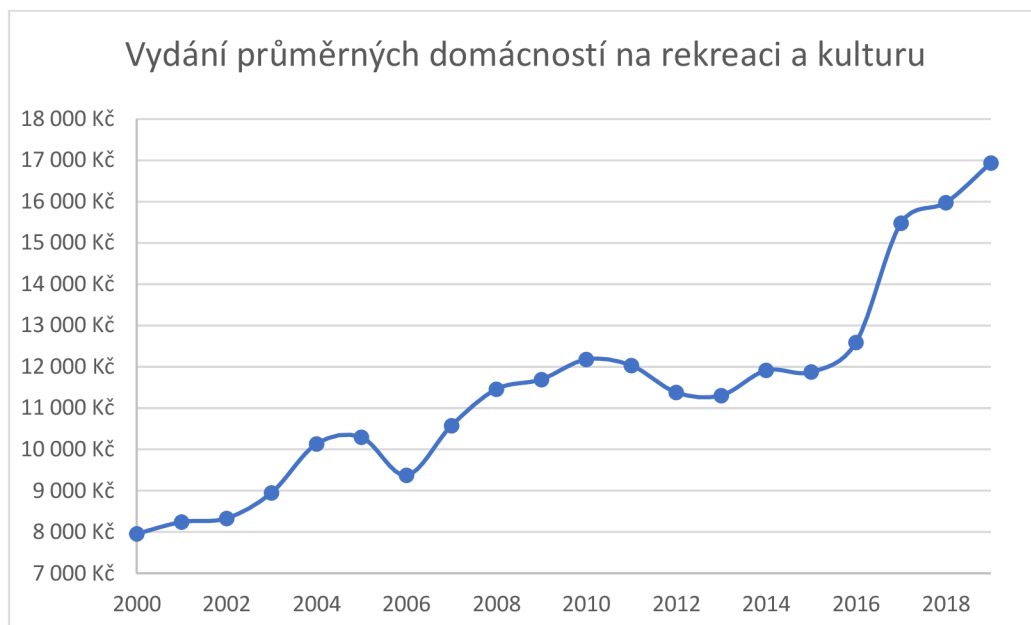
Graf 67 - Výdaje průměrných domácností na poštu a telekomunikaci číselná osa
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Hodnota skutečných vydání se pohybuje přibližně uprostřed intervalu spolehlivosti. Potvrdil se tedy jev, který byl předpokládán, a tím je, že vydání nebyla ovlivněna, neboť většina domácností již disponovala internetovým připojením a paušálními tarify pro telefonování, a zároveň rostoucí množství objednávek na e-shopech bylo prováděno s dopravou zdarma. Další skupinou vydání jsou vydání, zabývající se kulturou a rekreací.

4.2.9 Výdaje průměrných domácností na kulturu a rekreaci

Vydání na kulturu a rekreaci spadá do skupiny, která teoreticky může nabývat nulových hodnot. Jejich velikost totiž není nijak určována či limitována zákony a domácnost si tedy může vybrat, zda tato vydání bude či nebude navyšovat. Do této skupiny vydání spadají například výdaje za návštěvu kina, divadla, výstavy či hudebního a muzikálního vystoupení. Spadají zde ale také výdaje na komplexní dovolené, takzvané all-in-one dovolené, kdy jsou v ceně zájezdu veškeré služby spojené s touto dovolenou, jako je doprava na místo pobytu, stravování a ubytování na místě pobytu či jiné služby, které hotel poskytuje a jsou v ceně zájezdu. Takovéto dovolené jsou dnes již běžně nabízeny cestovními kancelářemi do destinací jako jsou Egypt, Tunisko a mnohé jiné. Pokud by ovšem domácnost jela na dovolenou například do Chorvatska, dopravu by měla vlastní, byla by ubytována na hotelu s polopenzí, tudíž by si musela

pořizovat obědy a jídlo, měla by domácnost správně, dle metodiky Českého statistického úřadu, všechna tato vydání roztrždit do samostatných skupin kam spadají. Vydání na obědy a za pití by měla dát do první skupiny, vydání za benzín a cestu do skupiny číslo sedm a ubytovací služby do skupiny zabývající se ubytováním a stravováním, jejíž analýza bude následovat v některé z následujících kapitol. Pokud by domácnost konzumovala alkoholické nápoje nebo kouřila cigarety či doutníky, tato vydání by také měla být zařazena do specifické skupiny, konkrétně do skupiny číslo dvě. Do této skupiny spadá také nákup drobné elektroniky pro zpracování dat a audiovizuální tvorbu, jako jsou stolní počítače a notebooky, fotoaparáty či videokamery. Pro domácnosti, jejichž členové milují čtení se sem řadí také nákupy knih, novin a papírenského zboží. Domácnosti jejichž členové holdují hazardním hrám přispívají k navyšování velikosti této skupiny také návštěvami kasin, heren a účasti v loterijních hrách, jako je sportka. U sportovně založených domácnosti se sem řadí také sportovní služby, kam spadá návštěva posiloven, sportovišť či tanečních kurzů. U této skupiny vydání je předpokládáno, že byla ovlivněna v roce 2020, neboť v tomto roce byla velmi omezena většina činností divadel, kin, výstav či hudebních a muzikálových vystoupení. Byly také omezeny činnosti posiloven a sportovišť. Nejprve nastala omezení v počtu lidí na a poté byly tyto činnosti zakázány úplně. Dá se proto předpokládat, že vydání ve skupině kultury a rekreace byla v roce 2020 ovlivněna. Ovlivnění je u této skupiny předpokládáno pravděpodobněji výskytem skutečné hodnoty pod intervalem spolehlivosti než nad ním. To, jak průměrné české domácnosti utrácely za kulturu a rekreaci v letech 2000 až 2019 ukazuje následující graf.



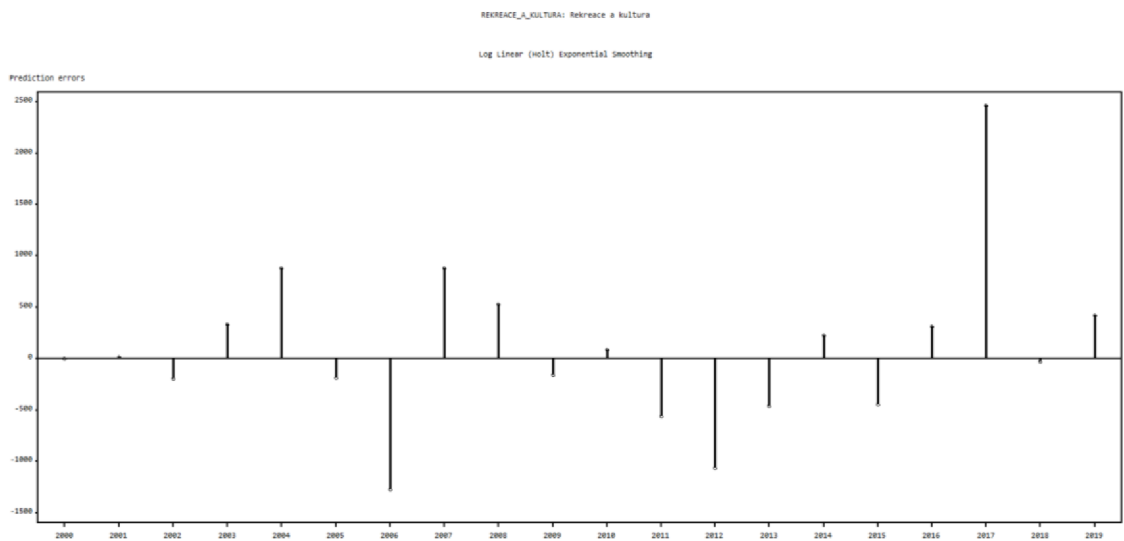
Graf 68 - Vydaje průměrných domácností na rekreaci a kulturu
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

V časové řadě vydání průměrných domácností na rekreaci a kulturu došlo ke dvěma znatelným poklesům. První pokles nastal v roce 2006, druhý jej následoval v roce 2011. Při globálním pohledu na časovou řadu je pozorovatelný rostoucí trend. Lehkou výjimkou jsou data mezi lety 2008 a 2015, kdy se časová řada pohybuje mezi 11 000 a 12 200 Kč za osobu na rok. Dalo by se říci, že v tomto časovém období byl trend časové řady potlačen a časová řada se stala takřka konstantní, tj. výrazně nerostla ani neklesala. Situaci prolomila až data z roku 2016 a 2017, kdy mezi těmito dvěma obdobími nastal prudký růst, který je způsoben změnou metodiky. Obnovu růstu dat časové řady indikovala měření v roce 2016, ačkoliv k velkému zvýšení došlo až v roce 2017. Výsledky diagnostiky programu SAS jsou předpokládány ve prospěch přítomnosti trendu a neprospěch přítomnosti sezónnosti. V otázce logaritmické transformace je předpokládána odpověď možná. Důvodem k logaritmické transformaci časové řady je velké množství výkyvů v datech. Program SAS se shoduje s předpoklady ze 100 %. Byl objeven trend a možná potřeba logaritmické transformace dat. Sezónnost byla zamítnuta, jelikož se nejedná o sezónní data, což jsou data, jejichž interval pozorování je menší než jeden rok (týden, měsíc, kvartál...), nýbrž roční pozorování. Po automatickém doplnění modelu vybral program SAS deset vhodných modelů k operacím s touto časovou řadou. Tyto modely jsou seřazeny dle kritéria MAPE v následující tabulce.

Model	MAPE
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	4,50350
Logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	4,50379
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	4,57924
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	4,58110
Log random walk with drift	4,78169
Random walk with drift	4,84155
Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	5,29669
Logaritmické Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	5,52135
Lineární trend	6,27579
Logaritmický lineární trend	6,48606

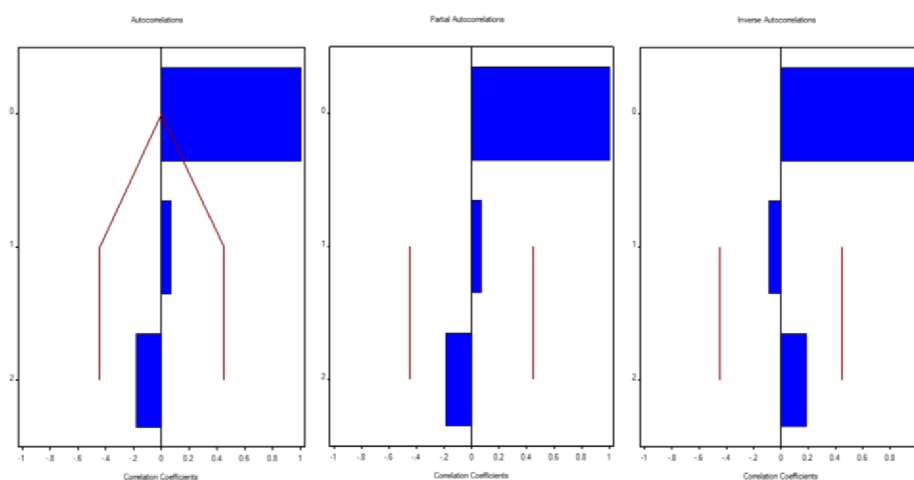
*Tabulka 47 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (rekreace a kultura)
(V procentech %)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Nejlepším modelem byl dle programu SAS a kritéria MAPE model logaritmického Holtova exponenciálního vyrovnávání. Hodnota kritéria MAPE pro tento model je rovna po zaokrouhlení 4,5 % I druhé místo obsadil logaritmicky transformovaný model. Tímto modelem bylo logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem. Nejhůře si vedly modely založené na lineárním trendu, což je viditelné i z grafu, poněvadž data připomínají přímku jen stěží. V následujícím grafu je znázorněno rozložení reziduálních hodnot pro jednotlivá měření.



Graf 69 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (rekreace a kultura)
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 69 jsou patrné nejmenší hodnoty reziduí pro roky 2000, 2001 a 2018. Nejvyšší reziduum je pak možné pozorovat v roce 2017, kdy, jak již bylo výše zmíněno, došlo ke změně metodiky. Reziduum v roce 2017 nabývalo hodnoty takřka 2 500 Kč na osobu za rok. Druhé nejvyšší reziduum bylo takřka o 50 % menší, činilo zhruba 1 200 Kč na osobu za rok v absolutní hodnotě. Celková charakteristika reziduí v čase působí nahodilým dojmem, což je pro model příznivé. Dále je analyzován graf autokorelací, který znázorňuje tři druhy autokorelací, autokorelaci normální, autokorelaci parciální a autokorelaci inverzní.



Graf 70 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu autokorelací je možné pozorovat u autokorelací druhého řádu mírně zvýšené hodnoty, pohybující se okolo 0,2 v absolutní hodnotě. I tyto mírně zvýšené hodnoty autokorelací, jsou naprosto v normě, jelikož hranice pro detekci autokorelace je stanovena nad hranicí 0,4 v absolutní hodnotě. Tato hranice je na grafu je znázorněna červenou linií, kterou ani v jednom případě modrý obdélník nepřekročil. Díky tomuto stavu okolností je možné se nyní přesunout k parametrům modelu s jejich p hodnotami testů nevýznamnosti. Údaje k tomu potřebné jsou znázorněny následující tabulkou.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,99900	5,6212	<0,0001
Beta β	0,00100	0,0109	0,9914

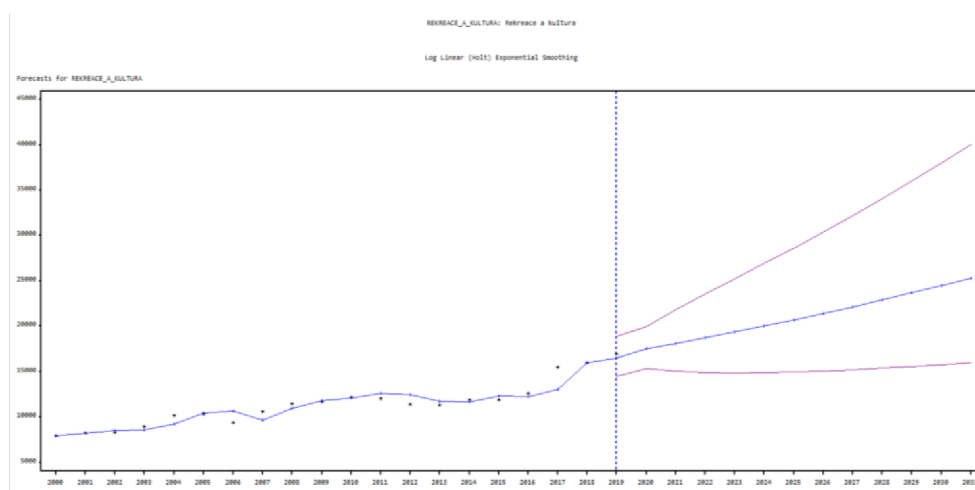
*Tabulka 48 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Z tabulky 48 jsou patrné, několikrát se opakující hodnoty pro parametry alfa a beta. Konkrétně se jedná o hodnoty 0,999 pro parametr alfa a pro parametr beta činí jeho odhadovaná hodnota 0,001. Jak již z hodnot a předchozích modelů vyplývá, parametr alfa, s hodnotou blízké jedné, je pro model parametr významný. Jeho nulová hypotéza o nevýznamnosti na hladině významnosti alfa 0,05 je pomocí p hodnoty, která nabývá hodnoty menší než 0,0001, zamítnuta, a přijata je hypotéza alternativní o významnosti parametru pro model. Pro parametr beta platí stav opačný. Parametr nabývá hodnoty 0,001 a jeho p hodnota testu nevýznamnosti se rovná 0,9914. To znamená, že pokud by byla zamítnuta nulová hypotéza o nevýznamnosti parametru, došlo by k omylu z 99,14 %. Jelikož se ale jedná o jedinou chybu modelu, bude tento model využit k další analýze časových řad, a ke stanovení 95% intervalu spolehlivosti pro rok 2020. V další tabulce jsou znázorněny ostatní kritéria pro hodnocení kvality modelu, tj. mean square error, root mean square error, mean absolute error a koeficient determinace.

MSE	596240,1
RMSE	772,16587
MAE	525,69057
R ²	0,897

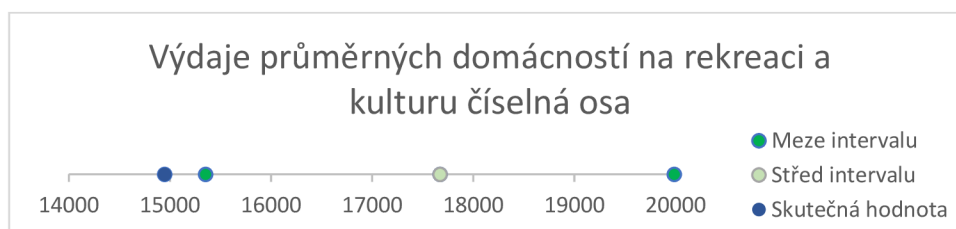
*Tabulka 49 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (rekreace a kultura)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Hodnota průměrné absolutní chyby modelu činí 525,69 Kč na osobu za rok. V interpretaci k této skupině se dá částka přirovnat ke zhruba dvěma návštěvám kina či divadla, pěti návštěvám posilovny nebo koupi jedné knihy. Hodnota RMSE je rovna 772 korunám a 17 haléřů na osobu za rok. Hodnoty kritérií MSE a koeficientu determinace nemá smysl interpretovat. Na následujícím grafu je znázorněna vizuální podoba modelu exponenciálního vyrovnání i s 95% intervalem spolehlivosti.



Graf 71 - Model exponenciálního vyrovnání výdajů průměrných domácností (rekreace a kultura)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 71 je patrné, že největší problémy měl model s daty v letech 2006 a 2017. Ve zbylých případech model vystihl skutečnost relativně dobře z hlediska vizuálního. U intervalu spolehlivosti je pozorovatelný žádoucí jev jeho rozšiřování s oddělováním se horizontem předpovědi. Interval spolehlivosti pro rok 2020 čítá hodnoty od 15 352 do 19 986 Kč za osobu na rok. Skutečná hodnota vydání v roce 2020 u průměrných domácností činila 14 945 Kč na osobu za rok. Celá situace je vyobrazena na grafu níže. Z informací vyplývá, že skutečná hodnota vydání se nenacházela v intervalu spolehlivosti, nýbrž pod ním tak, jak bylo odhadováno.



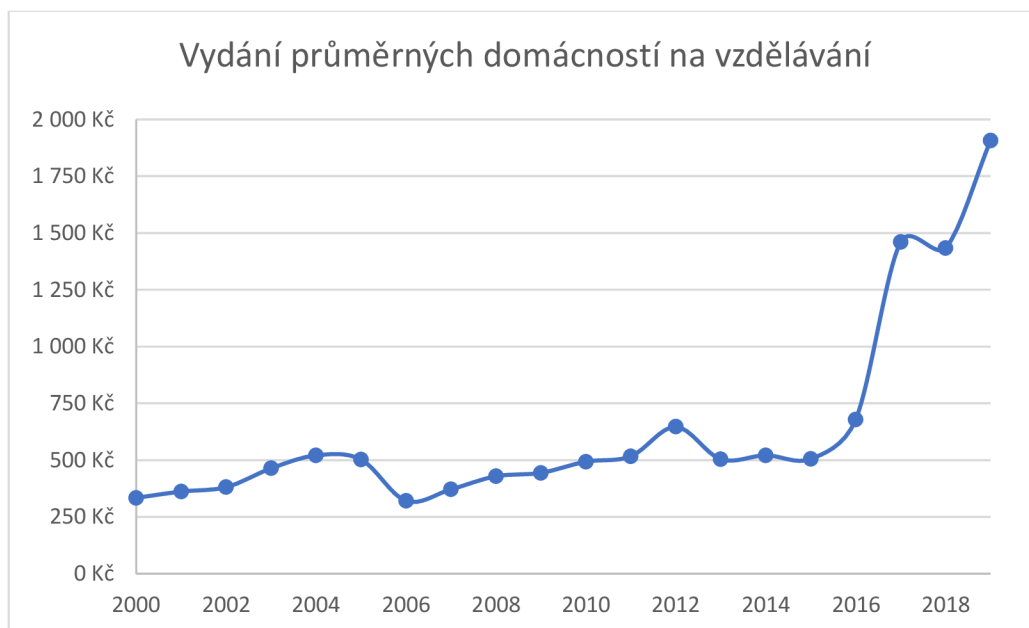
Graf 72 - Výdaje průměrných domácností na rekreaci a kulturu číselná osa
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Další analyzovanou skupinou je skupina výdajů na vzdělání.

4.2.10 Výdaje průměrných domácností na vzdělávání

Výdaje na vzdělání jsou výdaje, které mají charakter investice, jelikož díky těmto výdajům dokáže ekonomický subjekt v budoucnu získat za svou práci vyšší důchod. Tato skupina je rozdělena dle stupňů vzdělání, od nejnižšího až po vysokoškolské vzdělání. Přítomny jsou v této skupině také výdaje na vzdělání nedefinované podle úrovně, kam se řadí různé certifikace a kurzy. Ačkoliv to na první pohled nemusí být zcela zřejmé, řadí se zde také výdaje na předškolní vzdělávání, kam spadají například dětské školky či jesle. Jednou z podskupin je také pomaturitní nástavbové vzdělávání. Jelikož se Česká republika řadí k zemím, kde převyšuje spíše poptávka po státním školství než soukromém, předpokládá se, že zvýšený zájem o vzdělávací kurzy během období covidu mohl vychýlit skutečnou hodnotu roku 2020 mimo 95% interval spolehlivosti.

Vývoj výdajů v čase, mezi lety 2000 a 2019, znázorňuje následující graf.



Graf 73 - Výdaje průměrných domácností na vzdělávání
(V jednotkách Kč na osobu a rok)

Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

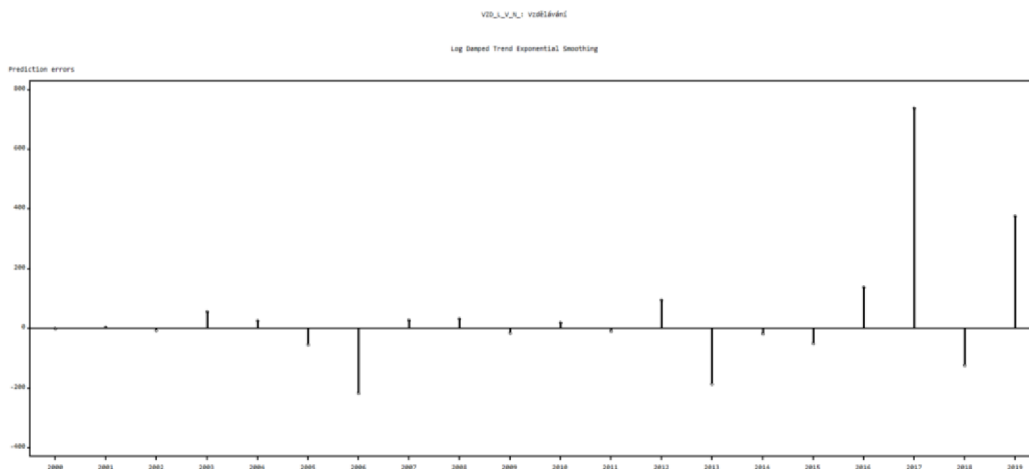
Z grafu 73 je patrný bez-trendový vývoj mezi lety 2000 až 2015. Dochází zde pouze k několika výkyvům. První výkyv nastal v roce 2006 a druhý výkyv v roce 2012, kdy na jeden rok došlo ke skokovému zvýšení výdajů, které se ale v následujícím roce opět snížily na úroveň roku předchozího. Během tohoto patnáctiletého období oscilovaly výdaje

na vzdělávání mezi 300 a 600 Kč na osobu za rok. První směřující vývoj provedla časová řada až v roce 2016, který však mohl být způsoben z určité části změnou metodiky, avšak mezi lety 2016 a 2017 se zvýšily vydání na vzdělávání u průměrných domácností zhruba trojnásobně. Tolika násobný růst zcela určitě nejde připisovat pouze metodice, ale rovněž i reálnému zvýšení výdajů na vzdělávání. Bohužel tento výkyv je velmi ovlivněn změnou metodiky, tudíž nelze přesně rozdělit vliv metodiky a vliv reálný. Druhé výrazné zvýšení nastalo v roce 2019, což je v konkrétních číslech zhruba 500 Kč na osobu za rok. V relativních číslech se pak jednalo o navýšení zhruba o třetinu oproti roku 2018. I z tohoto vývoje lze vydedukovat, že se vydání v roce 2020 téměř s jistotou zvýšily. Otázkou však zůstává, jak se model vypořádá s takto výrazným skokem v datech u řady, která neměla 15 let žádný výrazný trend, a kterou ovlivnila metodika z vizuálního pohledu nejvíce. Vývoj časové řady je velmi podobný kvadratické funkci a rostoucí funkci exponenciální, která má hodnotu parametru větší než jedna. U časové řady se nepředpokládá výskyt sezónnosti, je předpokládán výskyt trendu, a potřeba logaritmické transformace je opět s otazníkem. Právě proto je předpokládána odpověď programu SAS kolonkou možná u logaritmické transformace. Program SAS se s předpoklady shoduje, ze 100 %. Je tedy zamítnuta sezónnost, je nalezena přítomnost trendu a je zde možná potřeba logaritmické transformace časové řady. Program SAS vyhodnotil deset modelů za vhodných. Modely jsou seřazeny v následující tabulce, opět dle kritéria MAPE.

Model	MAPE
Logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	14,34426
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	14,36672
Log random walk with drift	15,49305
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	15,79941
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	15,7999
Logaritmické Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	16,42033
Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	16,49180
Random walk with drift	19,00132
Logaritmický lineární trend	26,02350
Lineární trend	41,21980

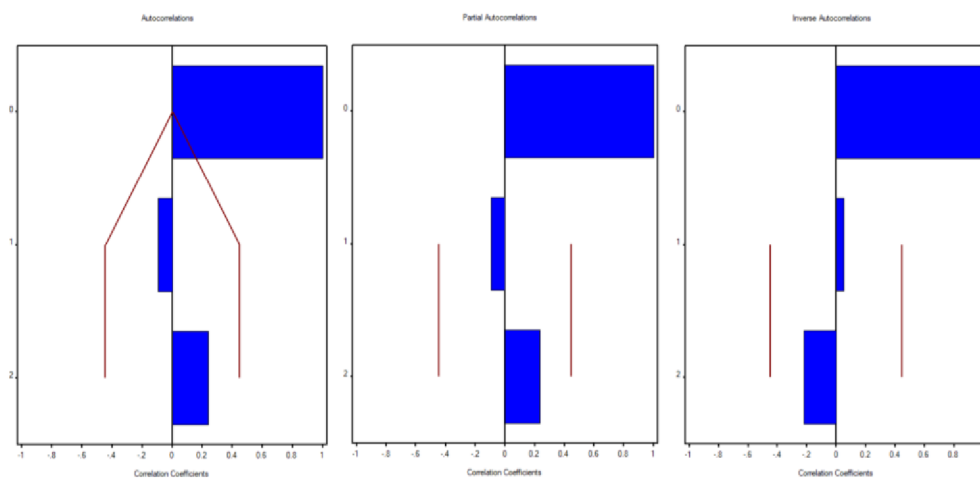
*Tabulka 50 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (vzdělávání)
(V procentech %)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Z tabulky 50 je zřejmé, že nejvhodnějším modelem bylo shledáno logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem. Jeho hodnota kritéria MAPE byla 14,34426 %, což je prozatím nejvyšší hodnota kritéria MAPE pro nejlepší model v celé této práci. Dále následuje Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s MAPE hodnotou 14,36672 %. Tyto dva modely jsou tedy nejlepší pro predikci dané časové řady, avšak bude opět vybrán ten nejlepší, kterým je logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem. Na druhou stranu, nejméně přesným modelem je lineární trend s MAPE hodnotou 41,21980 %, což znamená, že tento model má největší chybu při predikci hodnot. Takto velké chyby MAPE v modelech v této práci doposud nebyly, což je způsobeno nestabilitou trendu v této časové řadě. Dalším krokem je analýza reziduí modelu časové řady.



Graf 74 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (vzdělávání)
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Na průběhu grafu 74 lze pozorovat významné rozdíly na počátku a konci grafu. Na začátku grafu, tedy zhruba první tři období, jsou rezidua takřka nulová, zatímco poslední tři období na konci časové řady, tedy roky 2017, 2018, 2019, jsou rozdíly mezi skutečnými a teoretickými hodnotami velmi vysoké. Jelikož se jedná o exponenciální vyrovnávání největší váhu pro predikci mají hodnoty u konce časové řady. Je možné, že vysoké hodnoty reziduí na konci časové řady budou mít značný vliv na kvalitu predikce, avšak ani u druhého nejlepšího modelu se nedá konstatovat, že by situace s rezidui byla lepší. Dobrou zprávou pro model však je to, že rezidua mají nahodilý charakter, nevytváří žádné obrazce a nelze vyčíst žádné vzorové chování reziduí. Dále bude provedena analýza jednotlivých druhů a řádů autokorelací.



Graf 75 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z analýzy grafů autokorelací lze pozorovat mírně zvýšené hodnoty autokorelací druhého řádu, které se pohybují okolo hodnoty 0,2 v absolutní hodnotě. Tyto hodnoty však stále zůstávají v rámci normy, neboť hranice pro detekci autokorelace je stanovena nad hranicí 0,4 v absolutní hodnotě, což je na grafu znázorněno červenou linií. V žádném případě modrý obdélník nepřekročil tuto hranici, a to potvrzuje přiměřenou úroveň autokorelace v dané časové řadě. Díky těmto pozitivním výsledkům může následovat analýza parametrů modelu a jejich p hodnot testů nevýznamnosti. Tyto informace jsou prezentovány v následující tabulce 51.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,99900	5,0363	<0,0001
Beta β	0,00100	0,006118	0,9952
F _i ϕ	0,99900	37,5306	<0,0001

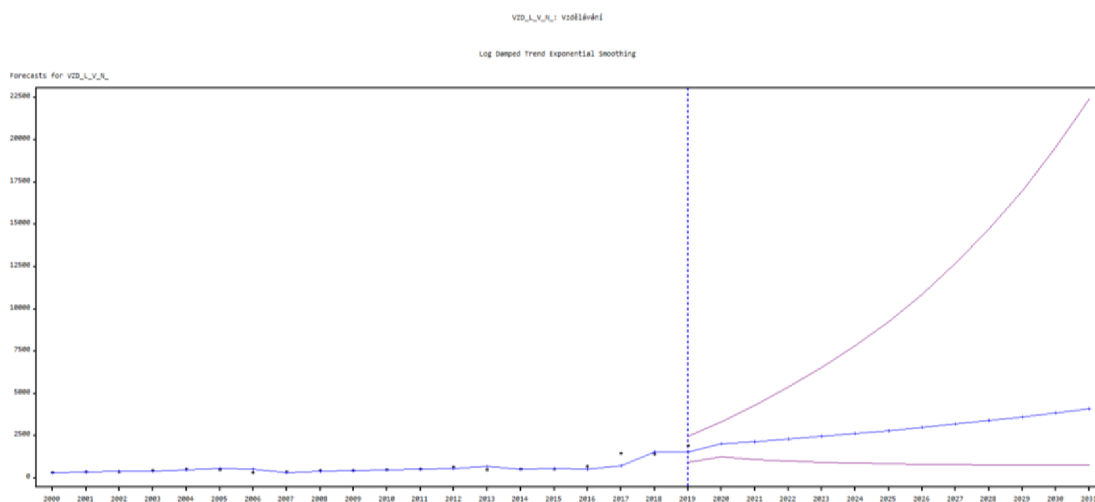
Tabulka 51 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Hodnota parametru alfa (α) je 0,99900, což naznačuje, že přibližně 99,9 % informace je zachyceno v předchozí hodnotě v časové řadě. Testování alfa (α) pomocí testu nevýznamnosti dopadlo zamítnutím nulové hypotézy o nevýznamnosti parametrů pro model, jelikož p hodnota tohoto testu byla nižší než 0,0001. To znamená, že procento chyby při zamítnutí nulové hypotézy je téměř nulové. Hodnota beta (β) je 0,00100, což naznačuje, že změny v časové řadě jsou velmi malé a málo významné. P hodnota testu nevýznamnosti je 0,9952, což naznačuje, že parametr není statisticky významný. U parametrů f_i , s hodnotou 0,999, byla také shledána statistická významnost pro model, jelikož p hodnota testu nevýznamnosti byla stejná jako v případě parametru alfa. Dalším krokem při analyzování tohoto modelu exponenciálního vyrovnávání je analýza tabulky s hodnotami jednotlivých kritérií hodnocení kvality modelu.

MSE	41218,7
RMSE	203,02377
MAE	109,73862
R^2	0,768

Tabulka 52 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (vzdělávání)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z tabulky 52 je patrné, že kritérium pro odmocninu z čtvercové průměrné chyby se rovná hodnotě přibližně 203 Kč na osobu za rok. Průměrná absolutní chyba modelu je pak téměř o polovinu menší. Její hodnota je 110 Kč na osobu za rok po zaokrouhlení na celé koruny. Jako příklad vydání, které spadá do této skupiny a stojí 110 Kč, by mohlo být například koupě učebnice nebo skript. V některých případech může být této částce rovna cena vstupenky na odbornou konferenci nebo seminář. Na následujícím grafu je možná nalézt konkrétní model exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem, které je logaritmičtě transponované i s jeho 95% intervalem spolehlivosti.



Graf 76 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (vzdělávání)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z grafu 76 je patrné to, jak model ovlivnily poslední tři roky a jejich bezprecedentně rostoucí hodnoty. Horní mez intervalu spolehlivosti počítá se situací, kdy mohou hodnoty prudce růst, zatímco spodní mez intervalu spolehlivosti počítá, že tento výkyv mohl být pouze jednorázový a hodnoty se mohou vrátit na původní úroveň před tímto růstem. Model pak s 95% pravděpodobností počítá s tím, že se hodnoty budou vyskytovat někde mezi 1 250 a 3 309 Kč za osobu na rok. Skutečná hodnota vydání průměrných domácností na vzdělávání v roce 2020 činila 1 507 Kč na osobu za rok. Skutečná hodnota se tedy vešla do 95 % intervalu spolehlivosti a vše je vizuálně znázorněno na grafu 77 níže.



Graf 77 - Výdaje průměrných domácností na vzdělávání číselná osa
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Jak vyplývá z číselné osy skutečná hodnota se pohybovala u spodní meze intervalu spolehlivosti, ačkoliv předpoklad byl zcela opačný. Bylo předpokládáno, že skutečná hodnota bude nad intervalem spolehlivosti a tudíž bude skupina vydání na vzdělávání v roce 2020 ovlivněná. To se však nestalo a je proto nutné konstatovat, že výdaje průměrných domácností na vzdělávání nebyly v roce 2020 ovlivněny. Další skupinou vydání, která bude analyzována, je skupina vydání spojená se stravováním a ubytováním. U této skupiny je předpokládáno, že byla ovlivněna událostmi v roce 2020, poněvadž možnosti navyšovat tuto výdajovou skupinu byly v tomto roce značně omezeny.

4.2.11 Výdaje průměrných domácností na stravování a ubytování

Výdaje na stravovací a ubytovací služby byly v roce 2020 velmi diskutovaným tématem. Otázky ohledně restaurací a hospod byly s koronavirovou pandemií skloňovány ve všech pádech. V oblasti pohostinství nejvíce rezonovalo téma uzavírání restauračních zařízení a omezení jejich provozu. Majitelé těchto zařízení totiž museli platit nájem a ostatní fixní náklady, ale příjmová stránka jejich podnikání byla velmi omezena těmito nařízeními. Nebyly to pouze restaurační zařízení, nýbrž i ubytovací zařízení, jejichž provoz byl omezen či dokonce úplně zastaven. Tento stav by se tak měl podepsat na velikosti výdajů průměrných domácností na tyto služby a je očekáváno, že se výdaje v této skupině v roce 2020 snížily a budou se nacházet pod intervalem spolehlivosti na 95 % hladině. I přesto, že je tato skupina velice konkrétní, co se týče zařazení vydání, Nastává zde jedna sporná situace u dovolených. Dovolena může být totiž zařazena buď do skupiny s kulturou a rekreací, pokud se jedná o komplexní all in one zájezd nebo se výdaje na dovolenou mohou rozpočítat do několika skupin v případě, že si domácnost zařizuje dovolenou „po vlastní ose“. V případě zařizování dovolené po vlastní ose je část výdajů dovolené připsáno do této skupiny. Ve většině případů, kdy si domácnosti dovolenou zařizují po vlastní ose, se výdaje na dovolenou rozdělí do skupin: Potraviny a nealkoholické nápoje, doprava a stravování a ubytování. Vývoj skupiny výdajů na stravovací a ubytovací služby mezi lety 2000 a 2019 znázorňuje následující graf.



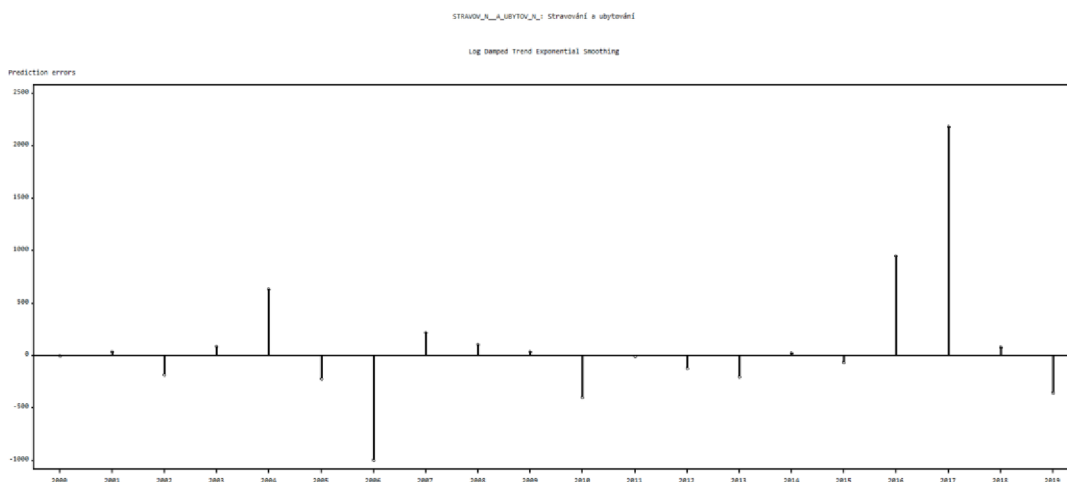
Graf 78 - Výdaje průměrných domácností na stravování a ubytování
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

Z grafu 78 je patrný lineární vývoj vydání na stravování a ubytování mezi lety 2000 až 2015 s mírným výkyvem v roce 2004 a 2005. Navýšení v roce 2004 a 2005, rámcově zhruba o 1 000 Kč na osobu za rok, bylo s největší pravděpodobností způsobeno vstupem České republiky do Evropské unie, respektive do schengenského prostoru. Na tomto území je uznávána politika takzvaného volného pohybu zboží osob a kapitálu, což má za následek nižší byrokratickou zátěž cestování do zahraničí. Snížení byrokratické zátěže je v tomto případě jedním z determinantů poptávky po cestování. Mimo tyto dva roky není v této části časové řady možno sledovat jakýkoliv vyšší výkyv výdajů. Problém nastává až s několikrát výše zmíněnou změnou metodiky Českého statistického úřadu, a tedy i skokovým navýšením výdajů mezi lety 2016 a 2017. Pokud by nedošlo k tomuto výkyvu se změnou metodiky, byl by nejspíše velmi vhodným predikčním modelem trend lineární, avšak s touto změnou metodiky tomu tak nejspíš nebude. Při diagnostice časových řad v programu SAS je předpokládána kladná odpověď programu o parametrech výskytu trendu, zamítnutí sezónnosti a po předchozích zkušenostech je možné, že bude zamítnuta možná potřeba logaritmická transformace. U otázky trendu a sezónnosti byla předpověď správná u potřeby logaritmické transformace pak nikoliv program SAS usoudil, že by logaritmická transformace dat časové řady mohla být potřebná. Po provedení procedury fit models automatically bylo na základě výsledků diagnostiky shledáno vhodnými deset modelů časových řad. Tyto modely jsou seřazeny dle velikosti kritéria MAPE v následující tabulce.

Model	MAPE
Logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	5,50905
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	5,51128
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	5,78525
Log random walk with drift	5,87990
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	6,67561
Logaritmické Brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	6,95764
Brownovo dvojitě exponenciální vyrovnávání	7,37162
Random walk with drift	7,41438
Logaritmický lineární trend	10,13121
Lineární trend	15,54897

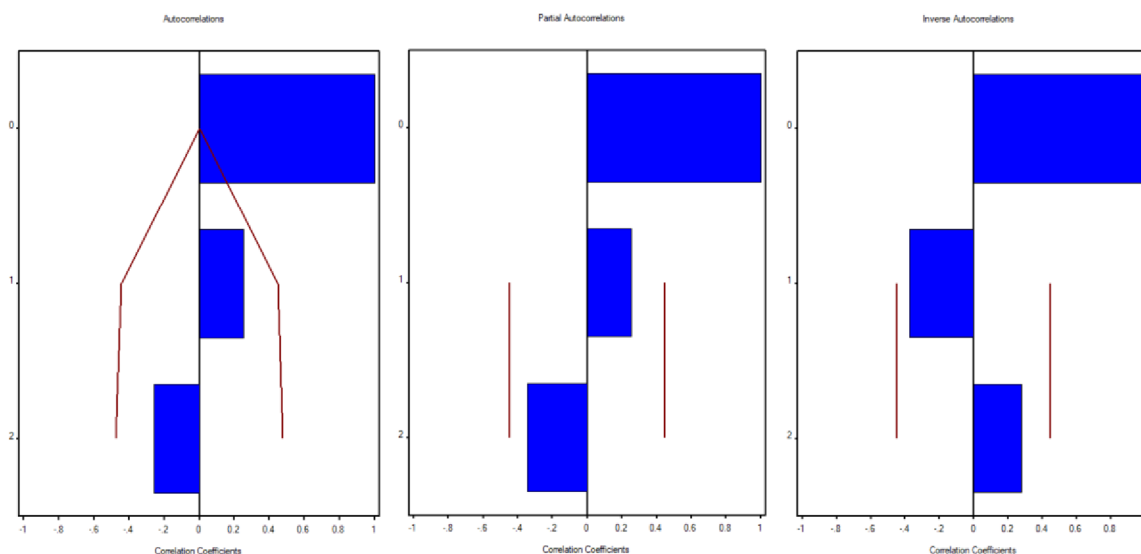
*Tabulka 53 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (stravování a ubytování)
(V procentech %)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

V tabulce 53 je znázorněno deset vhodných modelů pro práci s časovou řadou zabývajících se výdaji průměrných českých domácností na stravovací a ubytovací služby. Nejlepším modelem bylo shledáno logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem, stejně jako v předchozím případě. V tomto případě je ale hodnota kritéria MAPE zhruba třikrát nižší. Kritérium se u tohoto modelu rovná 5,50905 %. Druhým modelem je také model logaritmicky transformovaný, a to konkrétně logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání. Hodnota kritéria MAPE je i u druhého modelu rovno přibližně 5,51 % po zaokrouhlení. Nejhoršími modely byly pak výše zmíněné modely založené na bázi lineárního trendu s hodnotou kritéria MAPE zhruba 10,13 % u modelu logaritmické verze a 15,55% po zaokrouhlení u obyčejné verze. K následné analýze časových řad byl vybrán nejlepší model dle kritéria MAPE, stejně jako v předchozích případech, a tím je logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem. Na následujícím grafu je provedena analýza reziduí tohoto modelu.



*Graf 79 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (stravení a ubytování)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Z grafu 79 je na první pohled patrné velké reziduum v roce 2017. Velikost tohoto rezidua je dána skokem dat v časové řadě způsobené změnou metodiky. Reziduum je zhruba dvojnásobné oproti druhému největšímu reziduu modelu, které je zhruba 1 000 Kč na osobu za rok. Celkem na grafu dvě reziduální hodnoty o velikosti přibližně 1 000 Kč na osobu za rok, a to jsou hodnoty v roce 2006 a 2016. Hodnota v roce 2016 byla též ovlivněna změnou metodiky, avšak hodnota v roce 2006 by měla být neovlivněná takovými vlivy. Nejmenší hodnoty reziduí modelu jsou pak pozorovatelné v roce 2000, 2001, 2009, 2011 a 2014. Uspokojivým faktem také zůstává, že hodnota reziduí v roce 2018 a 2019 byla v porovnání s rokem 2017 a 2016 nižší, což by mohlo pomoci dobré predikci modelu. Rezidua jsou, jako ve všech předchozích případech, nahodilá svým průběhem a nejsou z nich patrné žádné vzorce. Tato skutečnost se umožňuje přesunout k autokorelačním analýzám modelu.



Graf 80 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Hodnoty autokorelací, patrné z grafu 80, jsou v tomto modelu mnohem blíže hraničním hodnotám, než tomu bylo u předchozích modelů. Velmi malou vzdálenost obdélníků od červené linie, kritické pro hodnocení autokorelace, je možno pozorovat u parciální autokorelace druhého řádu a v případě inverzní autokorelace prvního řádu. I přesto, že se jedná bezkonkurenčně o nejvyšší hodnoty autokorelací v celé této práci, jsou hodnoty autokorelací ve všech případech v mezích jejich přípustnosti, a proto se nyní bude možné přesunout k další analýze, kterou je analýza jednotlivých parametrů a jejich významnosti či nevýznamnosti pro model.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,99900	4,9025	<0,0001
Beta β	0,00100	0,006354	0,9950
Fí ϕ	0,99900	101,9770	<0,0001

Tabulka 54 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

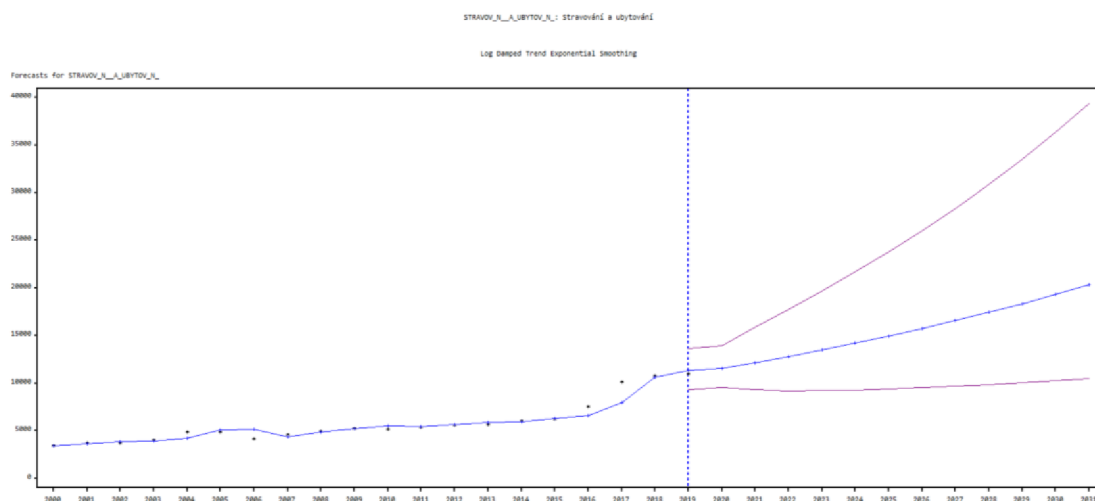
Z předchozí tabulky 54 zabývající se parametry a jejich testováním nevýznamnosti vyplývají následující stavy okolností. Parametr alfa a fi nabývají totožné hodnoty 0,999. P hodnota testu nevýznamnosti pro oba parametry je pak menší než 0,0001 a je tedy zamítnuta nulová hypotéza o nevýznamnosti těchto parametrů na hladině významnosti alfa

0,05 a přijata je hypotéza alternativní. Hypotéza alternativní potvrzuje významnost parametrů pro model logaritmického exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem. Hodnota alfa 0,999 interpretuje, že 99,9% hodnoty je tvořeno z předešlého pozorování. Tento jev půjde nejlépe pozorovat na grafu 81, kde je model logaritmického exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem a zároveň také skutečně naměřené hodnoty v jednotlivých letech. Více prostoru této problematice je věnováno za tímto grafem. U parametru beta, který nabývá hodnoty 0,001, je pak, díky předchozím zkušenostem, opět předpokládána nevýznamnost, kterou potvrzuje i p hodnota testu nevýznamnosti pro tento parametr. Jelikož se jedná o jedinou chybu modelu, bude tento model využit k prognóze intervalu spolehlivosti pro rok 2020 na hranici 95% spolehlivosti. Následuje tabulka s ostatními kritérii pro hodnocení kvality modelu.

MSE	378619,3
RMSE	615,32045
MAE	344,97291
R ²	0,923

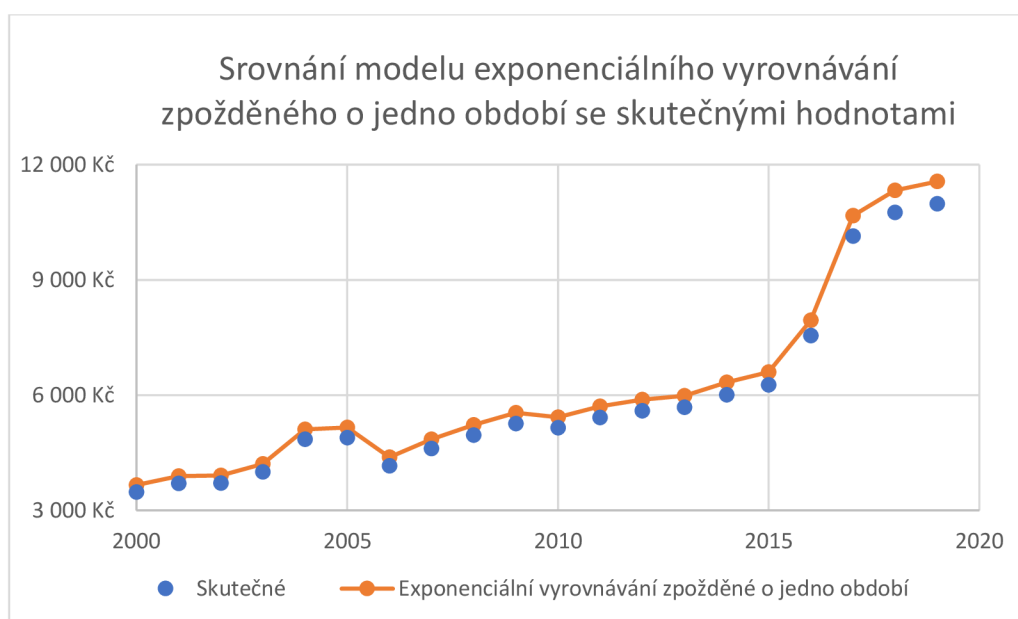
*Tabulka 55 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (stravování a ubytování)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS*

Průměrná absolutní chyba modelů v tomto případě činila po zaokrouhlení 345 Kč na osobu za rok. Tato částka může být v této výdajové skupině přirovnávána například k jednomu velkému obědu v restauračním zařízení s polévkou hlavním chodem a dezertem a pitím, či dvěma objednávkám zvýhodněných menu ve fastfoodových řetězcích nebo food-kurtech. Odmocnina z průměrné čtvercové chyby modelů je pak po zaokrouhlení rovna částce 615 Kč na osobu za rok. Zbylá kritéria pro hodnocení kvality modelů opět nebudou interpretována. Nyní bude následovat výše zmíněný graf, který je tvořen spojitou čarou, která znázorňuje model logaritmického exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem, a na straně druhé skutečnými hodnotami, které jsou v grafu znázorněny černými body.



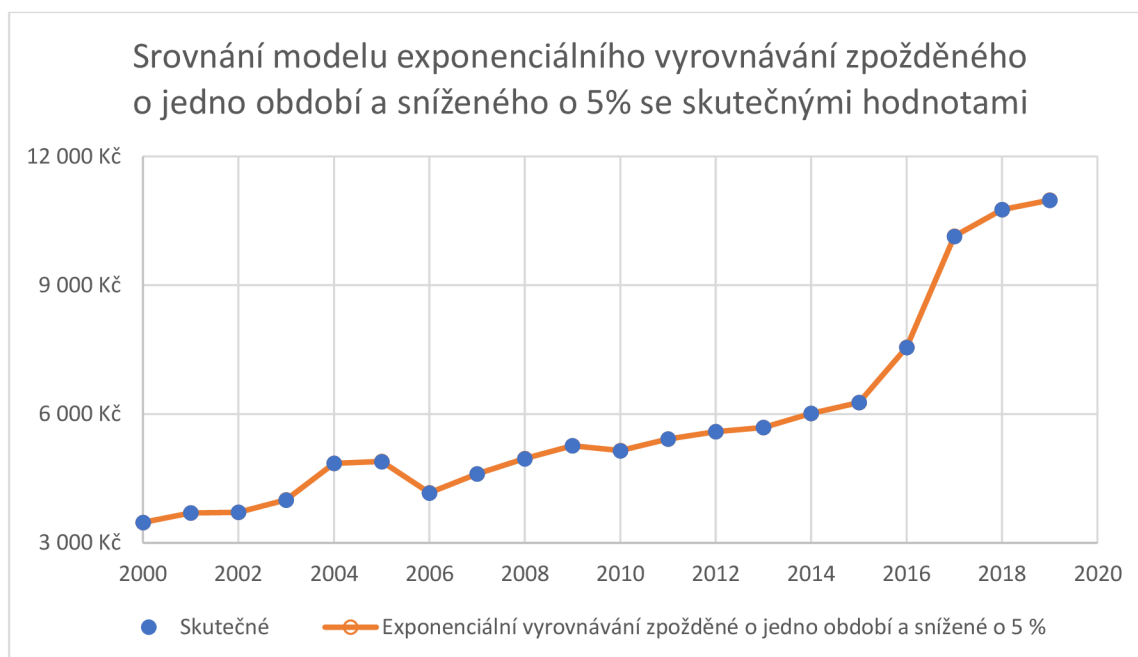
Graf 81 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (stravování a ubytování)
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Jak bylo zmíněno v předchozím textu, při porovnání modelu a skutečných hodnot může být na první pohled patrné, stejně jako v předchozích modelech, že skutečné hodnoty a model jsou od sebe o jedno období posunuty. Pro názornou interpretaci této problematiky bude vytvořen v programu Microsoft excel graf, který bude znázorňovat skutečné hodnoty a model Logaritmičkého exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem, jehož hodnoty však budou posunuty o jedno období zpět. Celá situace vypadá následovně.



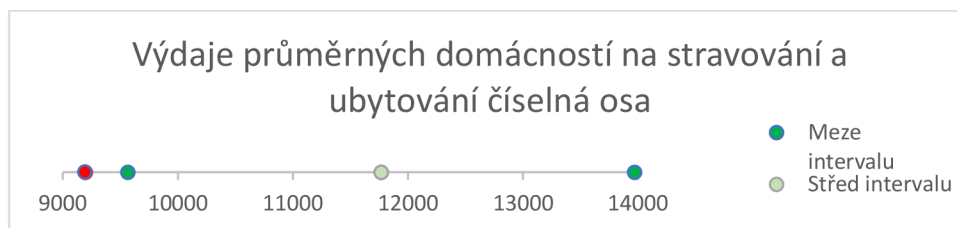
Graf 82 - Srovnání modelu exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem zpožděného o jedno období se skutečnými hodnotami
 (V jednotkách Kč na osobu a rok)
 Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Z grafu 82 je patrná podobnost mezi vývojem skutečných hodnot a hodnotami exponenciálního vyrovnávání zpožděného o jedno období. Hodnoty exponenciálního vyrovnávání jsou ale výše, než je tomu u skutečných hodnot. Tato skutečnost je dána vlivem ostatních vyrovnávacích konstant modelu. Podobnost průběhu těchto 2 časových řad je ale bezesporná, avšak bude přiložen ještě jeden graf, ve kterém jsou sníženy hodnoty exponenciálního vyrovnávání o 5 %, aby bylo docíleno maximální podobnosti modelu a dat. Výsledek je znázorněn na grafu 83.



Graf 83 - Srovnání modelu exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem zpožděného o jedno období a sníženého o 5 % se skutečnými hodnotami
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Z grafu 83 je možné pozorovat téměř absolutní shodu modelů logaritmického exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem se skutečnými hodnotami. Model exponenciálního vyrovnávání byl posunut o jedno období zpět, tj. hodnota roku 2005 byla posunuta na hodnotu roku 2004 a zároveň všechny jeho hodnoty byly sníženy o 5 %. Tyto dva grafy, tedy graf 82 a 83 demonstrují velikost vlivu vysoké konstanty alfa na model. Dále bude provedena vizuální analýza skutečné hodnoty a intervalu spolehlivosti na hranici 95 % stanoveného modelem logaritmického exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem. Meze 95% intervalu stanoveného modelem jsou 9 565 a 13 971 Kč na osobu za rok. Reálná hodnota vydání pro rok 2020 činila 9 194 Kč na osobu za rok.



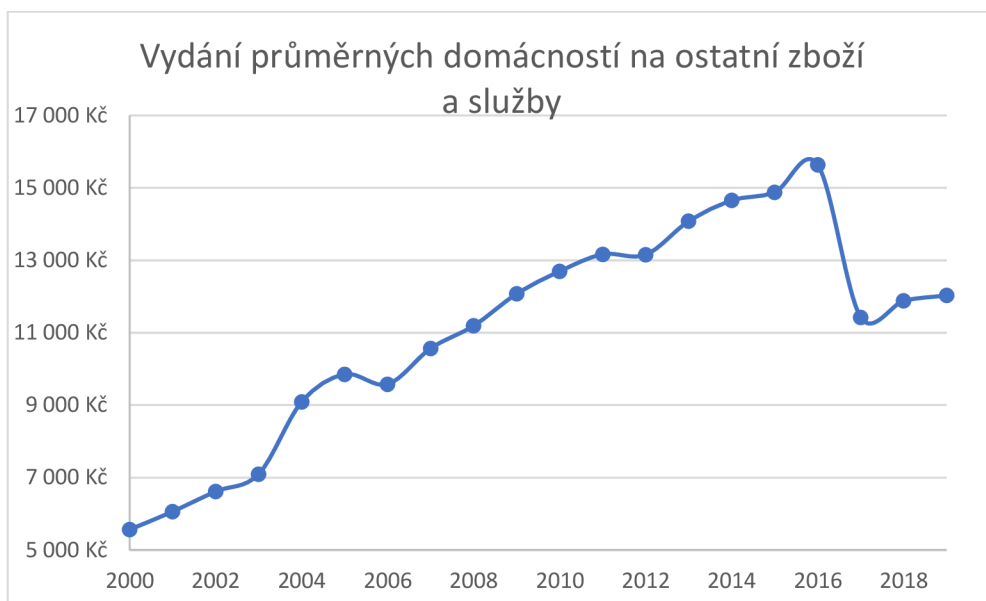
Graf 84 - Výdaje průměrných domácností na stravování a ubytování číselná osa
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Dle poznatků z grafu 84 lze stanovit závěr, že výdaje průměrných domácností na stravování a ubytování byly v roce 2020 ovlivněny. Důvodem je to, že skutečné výdaje nejsou podmnožinou 95% intervalu spolehlivosti modelu. Tento výsledek se řadí k těm očekávaným, jelikož tato výdajová skupina byla ovlivněna opatřeními pro zamezení šíření nemoci COVID-19 ve většině svých podskupin. Poslední výdajovou skupinou, která bude v této práci analyzována, je výdajová skupina zabývajících se výdaji na ostatní zboží a služby, které nebyly zařazené v žádných z předchozích výdajových skupin.

4.2.12 Výdaje průměrných domácností na ostatní zboží a služby

Poslední skupinou, která bude v této práci analyzována, je skupina vydání nesoucí označení ostatní zboží a služby. Do této názvem nic neříkající skupiny patří vydání za zboží a služby, jako jsou kadeřnické salony, všechny druhy pojištění, finanční služby, osobní potřeby a doplňky, kam spadají i elektronické přístroje pro osobní péči a ostatní služby, které nejsou uvedené v žádné z předchozích skupin. U této skupiny vydání je velmi těžké predikovat, zda byla či nebyla ovlivněna situací v roce 2020, jelikož zde spadají jak položky, jejichž prodej byl do značné míry omezen, tak i položky, jejichž výdaje byly tímto omezením navýšeny. Případ navýšení výdajů by bylo možné uvést u skupiny elektrické přístroje pro osobní péči. Při hlubším zamyšlení nad problematikou roku 2020 může být vydedukováno, že domácnosti nakupovaly elektrické přístroje pro osobní péči, jelikož byly salony pro osobní péči zavřené a lidé se snažili o sebe pečovat z pohodlí domova. Dále jsou v této skupině také položky vydání, které nemusely být v roce 2020 ovlivněny, kam patří například ostatní služby jinde neuvedené. Ovlivněná podskupina v této výdajové skupině se mohla týkat také pojištění, konkrétně životních a úrazových pojištění. U těchto druhů osobních pojištění může být předpokládáno, že strach z onemocnění nemocí COVID-19 potlačil poptávku výše, tudíž by se tímto vlivem mohla

vydání zvýšit. Tyto stavy jsou však velmi individuální a závisí na jednotlivých domácnostech, stejně jako substituční a důchodové efekty u důchodů. V této práci však bude předpokládán výsledek, že tato vydání byla v roce 2020 ovlivněna. To, jaký měla tato skupina Vydání vývoj v čase mezi lety 2000 a 2019 znázorňuje následující graf.



Graf 85 - Výdaje průměrných domácností na ostatní zboží a služby
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, Excel

Při pohledu na graf 85 lze konstatovat, že vývoj této skupiny mezi roky 2000 a 2016 je takřka lineární s mírnými výkyvy, a to v letech 2004 a 2005. Poté se ale výdaje této skupiny opět přibližují k lineárnímu trendu a pokračují v něm. Zlom v datech nastává až v roce 2017 se změnou metodiky. Překvapivým vlivem metodiky zde je oproti ostatním časovým řadám to, že její změna vyvolala pokles vydání v této skupině, nikoliv nárůst, jak tomu bylo ve většině skupin předešlých. Pokud by bylo provedeno upravení posledních tří hodnot časové řady, tedy přičtení zhruba 4 000 Kč na osobu za rok, dá se téměř s jistotou říct, že by velmi vhodným modelem byl shledán lineární trend. Tento postup však nebyl zvolen v žádné z předchozích časových řad, proto nebude proveden ani u této časové řady. Udávané výsledky diagnostiky, časové řady, programem SAS jsou přítomnost trendu, nepřítomnost sezónnosti a možná potřeba logaritmické transformace časové řady, jelikož je mezi lety 2016 a 2017 velká diference v datech, při porovnání s ostatními

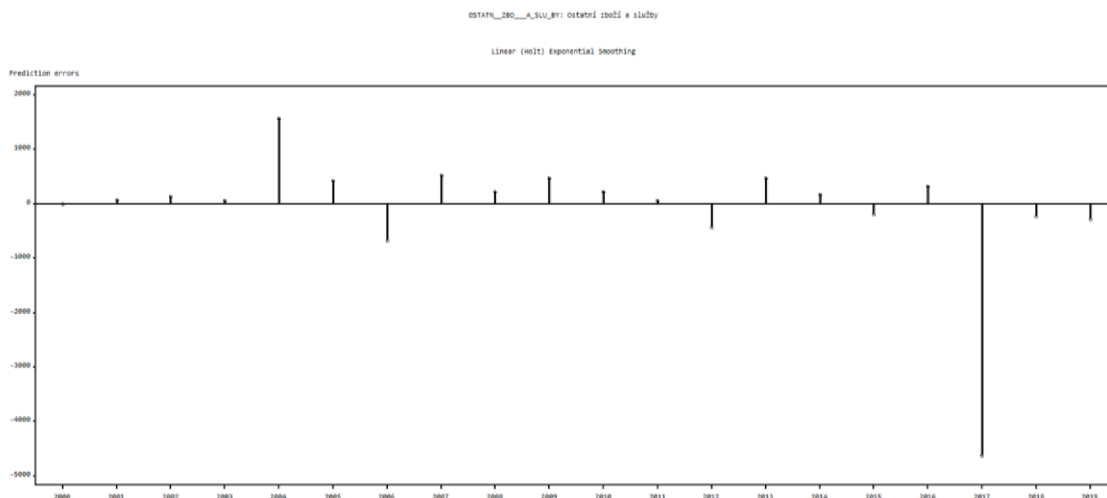
diferencemi. Předpoklady se s výstupy programu SAS shodují ve 100 % a deset modelů bylo programem vybráno za vhodné. Ty interpretuje tabulka 56.

Model	MAPE
Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	5,11867
Logaritmické exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	5,19573
Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem	5,38410
Random walk with drift	5,65634
Log random walk with drift	5,78275
Logaritmické Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání	5,85741
Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	6,36799
Logaritmické Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání	6,57591
Lineární trend	13,36083
Logaritmický lineární trend	15,42021

Tabulka 56 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (ostatní zboží a služby) (V procentech %)

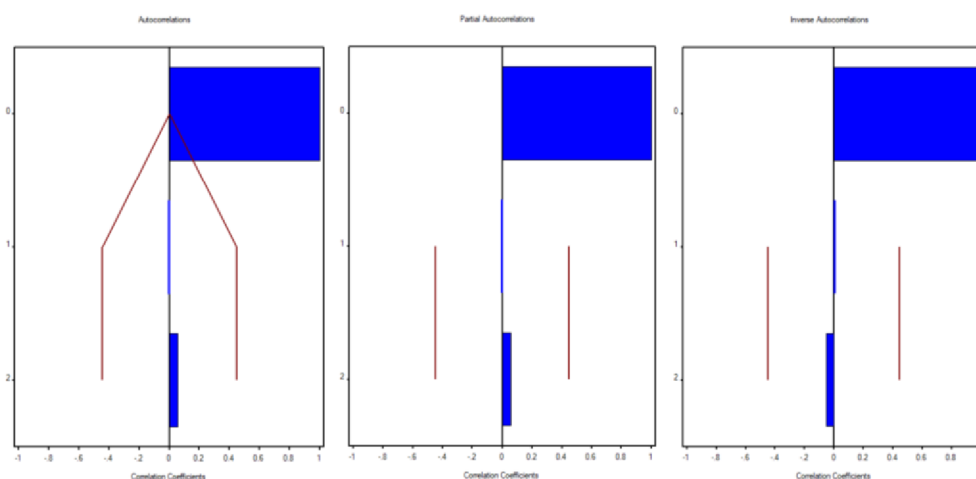
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Z tabulky 56 lze vyčíst deset nejvhodnějších modelů pro práci s touto časovou řadou seřazených dle kritéria MAPE. Nejvhodnějším modelem bylo dle tohoto kritéria shledáno Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání s MAPE 5,11867 %. Model se sice neřadí k velmi vhodným modelům pod 5% hranici, i přesto je ale jeho kvalita dle MAPE zhruba třikrát lepší, než tomu bylo u nejlepšího modelu ve skupině výdajů na vzdělávání. Modely vhodné byly shledány modely založené na lineárním trendu. Po vybrání vhodného modelu, následuje analýza reziduí, tj. rozdílů skutečných a modelových hodnot.



Graf 86 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (ostatní zboží a služby)
(V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Nejméně se model shodoval se skutečností v roce 2017 při onom razantním snížení výdajů. Ke druhému nejvyššímu rozdílu mezi skutečností a realitou pak došlo v roce 2004. Poměrově byl pak rozdíl způsobený metodikou více než dvakrát tak velký než rozdíl způsobený politickými výkyvy v roce 2004, tedy vstupem České republiky do Evropské unie. Naopak nejvíce se model s realitou shodoval v roce 2000, 2003 a 2011. Z grafu opět nejsou patrné žádné vývojové trendy u reziduí, tudíž je možné se nyní přesunout k analýze různých druhů autokorelací modelů prvního a druhého řádu.



Graf 87 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

Díky tomu, že modré obdélníky nepřesahují ani v jednom ze šesti případů červené linie je shledáno, že se autokorelace, parciální autokorelace ani inverzní autokorelace

prvního či druhého řádu v modelu nevyskytují. Hodnoty autokorelací jsou navíc, ve srovnání s předchozím modelem, zcela zanedbatelné, jelikož nedosahují ani hodnoty 0,1 v absolutní hodnotě. Tyto výsledky umožňují provést poslední krok analýzy, kterým je analýza jednotlivých parametrů modelů s testováním jejich nevýznamnosti.

	Hodnota	T-test	P hodnota
Alfa α	0,94162	4,9695	<0,0001
Beta β	0,00100	0,006825	0,9946

Tabulka 57 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

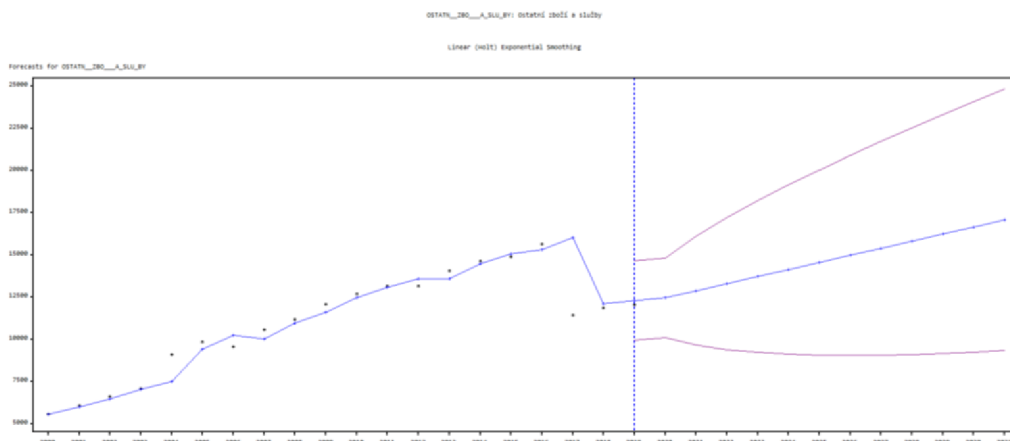
Hodnota parametru alfa se od mnoha předchozích modelů liší, parametr nenabývá hodnoty 0,999, nýbrž hodnoty 0,94162. Tato hodnota vypovídá, že 94,16 % hodnoty modelu vychází z předchozí skutečné hodnoty. Z velikosti p hodnoty lze posléze usoudit, že je na místě zamítnutí nulové hypotézy o nevýznamnosti parametrů a přijetí hypotézy alternativní o jeho významnosti pro model. U hodnoty parametru beta se pak lze setkat s jevem opačným. Parametr beta nabývá stejně, jako v mnoha předchozích případech hodnoty 0,001, a jak tomu bylo také v mnoha předchozích případech, je přijata nulová hypotéza o nevýznamnosti parametru beta pro model exponenciálního vyrovnávání. Tento závěr vyplývá z p hodnoty, která se rovná 0,9946. Interpretace této p hodnoty je taková, že pokud by byla zamítnuta nulová hypotéza, došlo by k omylu v 99,46 %. Protože model prošel úspěšně všemi evaluačními kroky, je možné se nyní přesunout k tabulce, která popisuje ostatní kritéria hodnocení kvality modelu.

MSE	1293094,3
RMSE	1137,1
MAE	561,21734
R^2	0,848

Tabulka 58 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (ostatní zboží a služby) Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

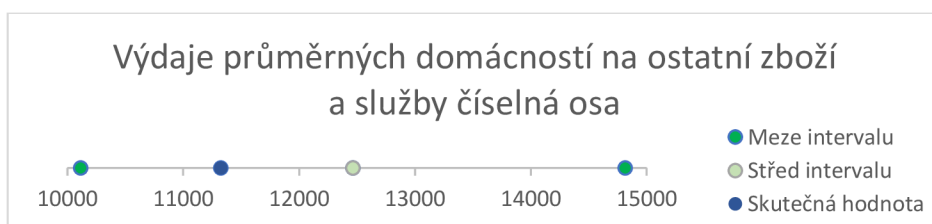
Parametry RMSE a MAE nabývají, dle tabulky 58 hodnot 1 137 Kč a 10 haléřů za osobu na rok a 561 Kč a 22 haléřů na osobu za rok. Částka průměrné absolutní chyby modelu by se dala přepočítat na jednu návštěvu takzvaných barber-shopů, což jsou kadeřnictví pro muže v americkém stylu, které nyní zažívají velký růst v oblasti poptávky.

Druhá výše zmíněná hodnota by se pak dala přirovnat k návštěvě kadeřnictví pro ženy. Dále bude pozornost věnována modelu exponenciálního vyrovnávání a 95% intervalu spolehlivosti pro následující období.



Graf 88 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (ostatní zboží a služby) (V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS

V grafu je opět možné pozorovat značnou podobnost mezi daty a exponenciálním vyrovnáváním, což je způsobeno vysokou hodnotou vyrovnávací konstanty alfa. Je zde také patrné to, jak špatně si model poradil s výkyvem v datech. To, že si model budoucnosti není vůbec jistý, je patrné i z tvaru 95 % predikčního intervalu spolehlivosti. Jeho dolní mez směřuje v prvních pěti obdobích směrem dolů, zatímco jeho druhá mez směřuje vzhůru po celou dobu predikčního horizontu. Hodnota roku 2020 se bude dle modelu pohybovat s 95% pravděpodobností někde mezi 10 116 a 14 815 Kč na osobu za rok. Naměřená hodnota v tomto roce se pak rovná 11 325 Kč na osobu za rok. Jak je tedy z dat patrné, skutečná hodnota byla podmnožinou intervalu spolehlivosti na úrovni 95 %, a tudíž lze konstatovat, že skupina vydání na ostatní zboží a služby nebyla ovlivněna vlivy roku 2020. Vše je pak graficky znázorněno na grafu 89.



Graf 89 - Výdaje průměrných domácností na ostatní zboží a služby číselná osa (V jednotkách Kč na osobu a rok)
Autorovo zpracování, výsledky programu SAS, Excel

Jeden z důvodů, proč se tato skupina výdajů vešla do intervalu spolehlivosti může být jeho velká šíře, která je zhruba 40% hodnoty skutečných výdajů v roce 2020. I přes to však bylo postupováno dle metodiky, tudíž je výsledek bezesporný a vydání této skupiny nebyla v roce 2020 ovlivněna.

5 Výsledky a diskuse

V této kapitole budou shrnuty všechny výsledky, které byly získány v praktické části této diplomové práce. Výsledky budou uspořádány dle stejného pořadí, jaké bylo v praktické části. Nejdříve budou shrnuty výsledky příjmů a poté vydání.

5.1 Příjmy

Časové řady příjmů byly v práci analyzovány v pořadí: příjmy domácností zaměstnanců, příjmy průměrných domácností a posledním příjmem, který byl analyzován, byla průměrná hrubá měsíční mzda.

Příjmy domácností zaměstnanců

U příjmu domácností zaměstnanců nebylo předpokládáno ovlivnění, jelikož zaměstnavatelé jsou vázáni zákony, které zaměstnance chrání před nekorektním přístupem zaměstnavatelů. K této legislativě se řadí například výpovědní lhůta či důvody k jeho propuštění u smlouvy na dobu určitou. Zaměstnavatelé se tedy nemohli ze dne na den rozhodnout, zda zaměstnance propustí, či mu zredukuje výši mzdy. Vše muselo být v souladu s legislativou. Tento výčet důvodů pomáhá formulovat hypotézu, že příjmy domácností zaměstnanců nebyly v roce 2020 ovlivněny. Tato hypotéza se potvrdila, jelikož se příjmy nacházely vně intervalu predikce.

Příjmy průměrných domácností

Druhou analyzovanou skupinu domácností byla skupina průměrných domácností. Poněvadž se zde neřídili pouze zaměstnanci, ale také důchodci, tak u této skupiny bylo předpokládáno ovlivnění. Tento předpoklad se potvrdil. Příjmy v roce 2020 se nacházely mimo interval predikce modelu.

Průměrná mzda

Protože se průměrná mzda váže k zaměstnancům, bylo předpokládáno, stejně jako u příjmů domácností zaměstnanců, že průměrná hrubá měsíční mzda nebude v roce 2020 ovlivněna. Tato časová řada byla jediná, u které se vyskytovala i sezónnost. Nezkoumala se celková hodnota v roce 2020, nýbrž hodnota jednotlivých čtvrtletí. U prvního a druhého čtvrtletí bylo analýzou objeveno ovlivnění, poněvadž byly hodnoty pod dolními mezi intervalu predikce. U druhého čtvrtletí byla hodnota na podobné úrovni jako ve čtvrtletí prvním, což mohlo být způsobeno malou výší pololetních prémie. U třetího a čtvrtého čtvrtletí byly skutečné hodnoty podmnožinou intervalu predikce. Bylo proto nezbytné udělat analýzu celého roku, která byla provedena v souladu s metodikou a odhalila ovlivnění hodnot v roce 2020.

5.2 Výdaje

U výdajů byl analyzován pouze jeden typ domácnosti, a tou byla domácnost průměrná. Nebyla zde však analyzována pouze celková hodnota výdajů, nýbrž všechny skupiny vydání, kterých je celkem 12.

Výdaje průměrných domácností celkem

U celkových vydání bylo předpokládáno ovlivnění, protože bylo předpokládáno i u většiny výdajových skupin, konkrétně u osmi. Tato hypotéza se nepotvrdila, neboť celkové naměřené výdaje u průměrných domácností byly uvnitř intervalu predikce.

Výdaje průměrných domácností na potraviny a nealkoholické nápoje

U skupiny výdajů na potraviny a nealkoholické nápoje bylo předpokládáno neovlivnění. To vyplývá z faktu, že lidé musí přijímat potravu kontinuálně, v pro ně konstantní výši a není fyziologicky možné, že by jedna domácnost najednou spotřebovala dvojnásobné množství potravin. Výkyvy způsobené panikou mohly být

pozorovatelné pouze v řádů měsíců, nikoliv celého roku. Tento předpoklad se v práci potvrdil a tato skupina vydání byla shledána neovlivněnou.

Výdaje průměrných domácností na alkoholické nápoje a tabák

Skupina vydání, která se skládá také z konzumního zboží, byla na rozdíl od té předchozí očekávána opačně. V roce 2020 byl značně omezen provoz restauračních zařízení, tedy podniků, kam si mohli lidé zajít na alkoholické nápoje. Právě proto bylo předpokládáno, že se spotřeba alkoholu přesune z restauračních zařízení do domácností, a tím bude vychýlena tato skupina vydání z predikčního intervalu. K této situaci však nedošlo a druhá skupina byla klasifikována také jako neovlivněná.

Výdaje průměrných domácností na oděvy a obuv

Ovlivnění bylo předpokládáno také u skupiny zabývající se vydáními na oděvy a obuv. Podnětem k této hypotéze bylo uzavření maloobchodu s oděvním a obuvním zbožím, což mělo způsobit pokles vydání v této skupině. K této situaci skutečně došlo a třetí skupina byla shledána ovlivněnou.

Výdaje průměrných domácností na bydlení, vodu a energie

V roce 2020 bylo očekáváno neovlivnění u této výdajové skupiny, jelikož výše jednotlivých položek zde vyplývá ze smlouvy, a je tudíž nereálné je jakkoliv během krátkého časového horizontu měnit. Způsobem, jak by se mohla vydání stát ovlivněnými, je razantní navýšení spotřeby, které je ale nepravděpodobné. Předpoklad se potvrdil a vydání byla shledána neovlivněnými.

Výdaje průměrných domácností bytové vybavení

Jelikož trávili lidé během roku 2020 většinu času doma, bylo předpokládáno, že se tam chtěli cítit příjemně a zařizovali si svou domácnost k obrazu svému. Tento proces by pak podporoval navýšení výdajů, a tedy i vychýlení vydání z intervalu predikce. To se však nestalo a skutečná hodnota vydání v roce 2020 spadala do prediktivního intervalu.

Výdaje průměrných domácností na zdraví

Stejně jako u předchozí skupiny, bylo i u této skupiny hypotézou, že vydání na zdraví byla ovlivněna v roce 2020. Důvodem k tomu byla především potřeba zakrytí dýchacích cest ve veřejných prostorech po větší část tohoto roku, což mělo být provedeno pomocí roušek nebo respirátorů, jejichž koupě navyšovala tuto výdajovou skupinu. Tato hypotéza se překvapivě nepotvrdila a skutečná vydání se nacházela uvnitř intervalu predikce.

Výdaje průměrných domácností na dopravu

U skupiny vydání na dopravu bylo předpokládáno neovlivní v roce 2020, jelikož lidé cestující MHD měli své jízdenky předplacené na delší období, protože jsou zpravidla za výhodnější cenu. Ti, kteří naopak preferují cestu autem, si svou projížďku neodpustili. Cestovali například do obchodů na nákup, či podnikali různé výlety po republice, jelikož byli přes týden uzavřeni doma, což pro některé jedince mohlo být psychicky náročné. Stanovená hypotéza byla přijata a vydání byla shledána neovlivněnými.

Výdaje průměrných domácností na poštu a telekomunikaci

Pro vydání průměrných domácností na poštovní a telekomunikační služby byla předpokládána hypotéza, že tato vydání také nebyla ovlivněna. Důvodem k předpokladu této hypotézy je domněnka, že většina průměrných domácností již vlastní internetové

připojení a nemuseli tak tuto skupinu navyšovat. Tato hypotéza se také potvrdila a vydání byla označena za neovlivněná.

Výdaje průměrných domácností na kulturu a rekreaci

Hypotéza týkající se skupiny vydání na kulturu a rekreaci byla předpokládala, že tato vydání byla ovlivněna. Důvodem k této hypotéze je fakt, že kulturní a rekreační činnost byla legislativou do značné míry v roce 2020 omezena. Tato hypotéza se řadí k těm úspěšným, neboť výsledná naměřená hodnota vydání nespadá do intervalu predikce.

Výdaje průměrných domácností na vzdělávání

Dominance státního školství nad soukromým, a tedy i nízká velikost této skupiny vydání, vypovídá ve prospěch existence ovlivnění. To mělo být podníceno rostoucím zájmem o rekvalifikaci podnikatelů, jejichž činnost byla legislativně omezena. Hypotéza ve prospěch ovlivnění se nepotvrdila a skutečné výdaje na vzdělávání se nachází uvnitř predikčního intervalu.

Výdaje průměrných domácností na stravování a ubytování

Vzhledem k tomu, že byly stravovací a ubytovací služby zákony v roce 2020 velmi omezeny, bylo předpokládáno znění hypotézy ve prospěch existence ovlivnění této výdajové skupiny. Tato hypotéza se potvrdila a výdaje na stravovací a ubytovací služby byly shledány ovlivněnými.

Výdaje průměrných domácností na ostatní zboží a služby

U této skupiny bylo předpokládáno také ovlivnění, poněvadž se zde řadí služby osobní péče jako jsou masáže, kosmetika či péče o vlasy. Většina služeb spadající do této oblasti byla legislativně omezena. Hypotéza byla zamítnuta, protože tato skupina vydání byla shledána neovlivněnou.

6 Závěr

Hlavním cílem této diplomové práce bylo zanalyzování průběhu vývoje příjmů a vydání vybraných typů domácností v čase mezi lety 2000 až 2019 a vytvoření predikce pro následující období. Hlavním závěrem této diplomové práce je zjištění, že ačkoliv se může zdát, že situace okolo onemocnění COVID-19 zasáhla většinu domácností ve velké míře, není tomu tak. Výsledky této diplomové práce ukazují, že pandemie COVID-19 v roce 2020 neměla tak velký vliv na příjmy, ale především na výdaje domácností, jak se očekávalo. I přesto, že se mnoho domácností potýkalo s narušením ekonomického prostředí, výzkum a analýza v této práci ukázaly, že většina domácností nebyla nucena značně měnit své návyky, neboť se jejich úroveň příjmů a výdajů příliš neměnila.

U příjmů domácností zaměstnanců se o ovlivnění v roce 2020 nejednalo, jak již bylo výše zmíněno, právě díky právním úpravám těchto vztahů. U průměrných domácností by se dal očekávat pokles na příjmové straně, avšak nastal jev opačný, tedy že hodnoty překročily interval spolehlivosti, predikce. U zaměstnanců pak může být šetřena ještě průměrná mzda, kde je asi nejvychýlenější druhé čtvrtletí. To demonstruje chůci zaměstnavatelů ušetřit náklady v dobách krizí za každou cenu a v jakékoliv výši, a tedy i nevyplácení odměn, na které není žádný právní nárok ze strany zaměstnanců. Odměny jsou plně v kompetencích zaměstnavatele a je tedy pouze na něm, zda je vyplatí či nikoli.

Na druhé straně u vydání byla zkoumána pouze jedna vybraná domácnost, kterou byla domácnost průměrná, jejíž výdaje však byly zkoumány do větší hloubky, tedy na úrovni 12 výdajových skupin. U výdajových skupin číslo 1, 3, 4, 7, 8, 9 a 11 došlo ke shodě hypotézy s výsledky. Nejvíce překvapivým zjištěním bylo bezesporu neovlivnění výdajů na zdravotní potřeby, kam spadá i nákup respirátorů a roušek.

Z celkového počtu 16 hypotéz bylo devět úspěšných a sedm neúspěšných. U příjmů se jednalo o tři hypotézy a úspěšnými byly dvě, u vydání pak bylo vysloveno 13 hypotéz a s výsledky si nerozporovalo sedm.

V otázce ovlivnění se u příjmů jednalo o většinu. Ovlivněny byly dvě ze tří zkoumaných skupin příjmů. Zajímavostí je, že domácnosti zaměstnanců byly shledány neovlivněnými, zatímco průměrná mzda byla shledána ovlivněnou. Dalo by se očekávat, že výsledky těchto dvou skupin budou stejné, jelikož se jedná o podobný druh příjmu.

U výdajů pak bylo ovlivnění shledáno pouze u tří skupin vydání, nikoliv u osmi, jak tomu bylo předpokládáno dle hypotéz. Ovlivnění bylo shledáno u výdajových skupin na oděvy a obuv, rekreaci a kulturu, a stravovací a ubytovací služby.

Vysoká míra neovlivnění může být způsobena vládními zásahy, kdy nejen vláda v České republice, ale celkově vlády v celém světě posílaly do ekonomik velké množství finančních prostředků, které měly sloužit jako záchranná brzda, jejímž hlavním úkolem bylo zmírnit následky legislativních opatření, a tedy i potenciálnímu pádu některých ze sektorů či subjektů ekonomiky, či dokonce ekonomiky jako celku.

Na úplný závěr této práce lze podotknout, že všechny omyly byly, až na případ průměrné mzdy, vesměs pozitivní. Pokud bylo předpokládáno ovlivnění směrem k navýšení výdajů či snížení příjmu, tak k tomuto ovlivnění buďto nedošlo, nebo nastal jev opačný.

Praktickým doporučením, které z této práce nepřímo plyne, je zvážit možnost sestavení časové řady určitých typů domácností, ve kterých nebudou zlomy či skoky v datech způsobené změnou metodiky Českého statistického úřadu. Jak bylo v praktické části této diplomové práce několikrát zmíněno, změna metodiky, a tedy i skok v datech, konkrétně onen skok viditelný na většině časových řad vydání mezi lety 2015 a 2016 nebo 2016 a 2017, způsobovala velké problémy zvláště pak v kvalitě modelu a předpovědi, kde u parametrů byl jeden parametr, ten trendový, shledán nevýznamným ve většině modelů. V současnosti totiž činí tato změna metodiky velký problém, neboť se stala v relativně nedávné minulosti, což adaptivní model, jakým exponenciální vyrovnávání je, do značné míry ovlivňuje, jelikož tento typ modelů vychází převážně z hodnot novějších než těch starších. Za 10 až 15 let by už tento problém měl být u adaptivních přístupů zanedbatelný. Změna metodiky v roce 2017 by mohla být brána jako nebezpečný precedent, jenž by v budoucnu takovýmto datovým skokům zabránil, či je zmírnil. Řešením by také mohla být metodická vysvětlivka, která by běžnému uživateli dat objasnila, jak by mohl data časové řady transformovat, aby byl tento skok co nejvíce minimalizován. Tato problematika je však plně v kompetenci Českého statistického úřadu.

7 Seznam použitých zdrojů

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ, 2003. *Finanční časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. Praha: Grada. ISBN 80-247-0330-0.

BLAŽEK, Jiří a David UHLÍŘ, 2003. *Teorie regionálního rozvoje: nástin, kritika, implikace. Vyd. 2., přeprac. a rozš.* Praha: Karolinum. ISBN 978-80-246-1974-3.

BOECKH, J. Anthony. *Velké oživení: jak mohou investoři vydělat v novém světě peněz.* Praha: Grada, 2012. *Finanční trhy a instituce.* ISBN 978-80-247-4170-3.

BRČÁK, Josef, SEKERKA, Bohuslav, SVOBODA, Roman, 2013. *Mikroekonomie: teorie a praxe.* Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk. ISBN 978-80-7380-453-4.

BROOKS, Chris, 2019. *Introductory Econometrics for Finance. 4.* Cambridge, England: Cambridge University Press. ISBN 9781108436823.

BUDÍKOVÁ, Marie, Maria KRÁLOVÁ a Bohumil MAROŠ, 2010. *Průvodce základními statistickými metodami.* Praha: Grada. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-3243-5.

BURDICK, 1992. *Confidence Intervals on Variance Components.* CRC Press. ISBN 9780429085857.

ČERNOHORSKÝ, Jan a Petr TEPLÝ, 2011. *Základy financí.* Praha: Grada. ISBN 978-80-247-3669-3.

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Čisté peněžní příjmy a vydání, bilanční položky, naturální příjmy a vydání v letech 1989–2003, Domácnosti zaměstnanců celkem [online]. 31.05.2005 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20536642/30110522.pdf/d13769b1-ea72-4a8b-9250-7a7aca81922d?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. Čisté peněžní příjmy a vydání, bilanční položky, naturální příjmy a vydání v letech 1989–2003, Průměrná domácnost [online]. 31.05.2005 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z

<https://www.czso.cz/documents/10180/20536642/30110512.pdf/11e69e1f-13bd-48a8-ba84-a6c9c3cedf2b?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. Domácnosti celkem, domácnosti zaměstnanců podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2003 [online]. 30.06.2004 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561529/30010444.pdf/54f3026a-2fef-46d3-9bf3-516409c83e7f?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. Domácnosti celkem, domácnosti zaměstnanců podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2004 [online]. 30.06.2005 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561533/30010544.pdf/42078666-022f-4b6b-a6b1-2ecc771cc349?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. Domácnosti celkem, domácnosti zaměstnanců podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2005 [online]. 30.06.2006 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561537/30010644.pdf/87ca8a33-fd31-4ca7-bf50-bdafb3c01c9f?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. Domácnosti podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2016 [online]. 14.07.2017 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z

<https://www.czso.cz/documents/10180/46388837/1600181752.pdf/05ff0985-436b-48f7-8feb-7d1245f2970d?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. Domácnosti podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2017 [online]. 18.12.2019 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z

<https://www.czso.cz/documents/10180/130896197/160066191732.pdf/5d101956-eb5e-4ca8-8c58-e850673638e0?version=1.1>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2018 [online]. 19.12.2019 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/130896195/160066191832.pdf/6f7449ef-5f67-4dad-b399-cb7020690480?version=1.1>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2019 [online]. 02.11.2020 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/130896601/1600662032.pdf/a4c596c2-dc86-4ae7-aba8-5935c0251987?version=1.3>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2020 [online]. 16.08.2021 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/142681136/1600662132.pdf/39a5d39c-54c8-4ce2-b450-35f6fa48b278?version=1.3>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2007 [online]. 30.06.2008 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561545/30010873.pdf/c4bad9c4-a7b4-4db7-bac2-3fba0a076502?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2008 [online]. 30.06.2009 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561549/30010973.pdf/1d0b9597-75fe-41fa-b276-86b98abce86f?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2009 [online]. 21.06.2010 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561553/30011073.pdf/74321c30-6d11-4792-8aff-ac83be43257e?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2010 [online]. 24.06.2011 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561557/30011173.pdf/89906d65-9aa9-4013-9118-cbc13799101f?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2011 [online]. 25.06.2012 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561561/30011263.pdf/766b15c6-0656-4163-b7da-cd083396266a?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2012 [online]. 21.06.2013 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561565/30011363.pdf/d8d80187-b5bc-4078-b81a-79075e217746?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2013 [online]. 10.06.2014 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561569/1600181463.pdf/17bae3d8-bf3c-4eb6-b254-cf15364d4ad3?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2014 [online]. 10.06.2015 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20561573/1600181563.pdf/d7d683fb-4b11-4907-9662-c775c57bdf7?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a domácnosti důchodců bez EA členů podle čistého peněžního příjmu na osobu – kvintily 2015 [online]. 10.06.2016 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/32579067/1600181663.pdf/5e3d77e8-44d5-4db2-9f5b-074b4f1efc49?version=1.1>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2005 [online]. 30.11.2006 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20543067/3012074a.pdf/bb7a8e14-e59d-4bc9-b356-df138731870a?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2006 [online]. 31.01.2007 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20543071/3012064a.pdf/e9c92e39-127f-40e5-86df-0189d1391ea9?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2007 [online]. 31.10.2008 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20543075/3012084a.pdf/3d50a381-47ed-43a9-88db-cac842d6b478?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2008 [online]. 30.10.2009 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20543079/3012094a.pdf/4b6a9b55-e478-4ccb-b5c5-6a851ef453bd?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2009 [online]. 21.10.2010 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20543083/3012104a.pdf/a8c0f8f0-b448-4717-b9bc-f772e8a3f876?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2010 [online]. 27.09.2011 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20543087/3012114a.pdf/173f429c-1deb-4b3c-9387-4101b0483bb0?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2011 [online]. 29.06.2012 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20543091/3012124a.pdf/6d335a8d-3893-48f2-b3ac-af7ca8d4c84b?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2012 [online]. 25.06.2013 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20543095/3012134a.pdf/4f83b07a-44ca-449a-8b22-92aaec8f7830?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2013 [online]. 28.05.2014 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20543099/160021144a.pdf/2b0b173d-5296-4483-8f86-63a70cc718e5?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2014 [online]. 28.05.2015 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/20543103/160021154a.pdf/4f3da887-f723-404e-95fd-3ab2052723cb?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2015 [online]. 12.05.2016 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/32782502/160021164a.pdf/91a30bd2-498f-47e7-a5c8-5a4c127b4372?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2016 [online]. 24.04.2017 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/46388833/160021174a.pdf/fe02d95d-990d-433a-ae91-a6877b056c4d?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2017 [online]. 10.04.2018 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/61601872/160021184a.pdf/a80251e8-c376-4ea2-b1c7-49278382d85b?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2018 [online]. 21.03.2019 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z*

<https://www.czso.cz/documents/10180/91839453/160021194a.pdf/76d1d604-036f-4fa1-bbf6-a41a6cf42b30?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2019* [online]. 10.03.2020 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z

<https://www.czso.cz/documents/10180/125571069/160021204a.pdf/e73849c8-08bc-4fa1-a989-be8215fb500b?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Domácnosti zaměstnanců a důchodců podle kvintilového rozdělení čistých peněžních příjmů na osobu 2020* [online]. 11.03.2021 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z

<https://www.czso.cz/documents/10180/142681148/160021214a.pdf/359b9170-530e-439a-b99b-335efd4014b9?version=1.1>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Mzdy, náklady práce – časové řady* [online]. 6.9.2021 [cit. 02. 12. 2022]. Dostupné z https://www.czso.cz/csu/czso/pmz_cr

DĚDEK, Oldřich. *Maastrichtská kritéria* [online]. 1.12.2013

[cit. 14.2.2021]. Dostupné z:

https://www.zavedenieura.cz/cs/euro/eurozona/maastrichtska-kriteria#MaKr_1

DVOŘÁKOVÁ, Zuzana a Luboš SMRČKA, 2011. *Finanční vzdělávání pro střední školy: se sbírkou řešených příkladů na CD. V Praze: C.H. Beck. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-008-9.*

HOLMAN, Robert, 2010. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz 2. vydání. Praha: C.H.Beck. ISBN:978-80-7179-861-3*

HRBKOVÁ, Jana, 2015. *Společenské vědy pro techniky: ekonomie, právo, politologie. Praha: Grada Publishing. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-5588-5.*

HYNDMAN, Rob J., KOEHLER, A., ORD, J. Keith and SNYDER, R. D., 2008. *Forecasting with exponential smoothing: The state space approach. 2008. Berlin, Germany: Springer. ISBN 9783540719168.*

JAROŠOVÁ, Darja, 2007. *Úvod do komunitního ošetřovatelství*. Praha: Grada. Sestra (Grada). ISBN 978-80-247-2150-7.

JINDROVÁ, Andrea, PRÁŠILOVÁ Marie a Rudolf ZEIPPELT, 2008. *Statistika I*. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta. ISBN 978-80-213-1839-7.

JUREČKA, Václav, 2010. *Makroekonomie*. Praha: Grada. ISBN 978-80-247-3258-9.

KRECHOVSKÁ, Michaela, Pavlína HEJDUKOVÁ a Dita HOMMEROVÁ, 2018. *Řízení neziskových organizací: klíčové oblasti pro jejich udržitelnost*. Praha: Grada Publishing. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-3075-2.

KUČEROVÁ, Dagmar. *Daňové zvýhodnění na dítě v roce 2017 a 2018*. In: Podnikatel.cz [online]. 22.1.2018 [cit. 20.2.2021]. Dostupné z:

<https://www.podnikatel.cz/clanky/danove-zvyhodneni-na-dite-v-roce-2017-a-2018/>

KUČEROVÁ, Dagmar. *Slevy na dani platné pro rok 2011 a změny roku 2012*. In: Podnikatel.cz [online]. 9.11.2012 [cit. 20.2.2021]. Dostupné z:

<https://www.podnikatel.cz/clanky/slevy-na-dani-platne-pro-rok-2011-a-zmeny-roku-2012/>

LIPOVSKÁ, Hana, 2018. *Kdo chce naše peníze?: ekonomie bez politické korektnosti*. Praha: Grada. ISBN 978-80-271-0679-0.

LIPOVSKÁ, Hana, 2017. *Moderní ekonomie: jednoduše o všem, co byste měli vědět*. Praha: Grada. ISBN 978-80-271-0120-7.

MÁLEK, Petr, Gabriela OŠKRDALOVÁ a Petr VALOUCH, 2010. *Osobní finance*. Brno: Masarykova univerzita. ISBN 978-80-210-5157-7.

MINISTERSTVO PRÁCE A SOCIÁLNÍCH VĚCÍ. Životní a existenční minimum. In: *mpsv.cz [online]. 1.4.2020 [cit. 30.8.2020]. Dostupné z:*

https://www.mpsv.cz/documents/20142/225504/skladacka_EZ_minimum_TISK.pdf/a287f5e6-5caa-9d3e-81ee-a5045e3513d3

MOŠNA, František, 2017. *Základní statistické metody. V Praze: Univerzita Karlova v Praze – Pedagogická fakulta. ISBN 978-80-7290-972-8.*

MÜLLEROVÁ, Libuše a Michal ŠINDELÁŘ, 2016. *Účetnictví, daně a audit v obchodních korporacích. Praha: Grada Publishing. Účetnictví a daně (Grada). ISBN 978-80-247-5806-0.*

NOVOTNÝ, Petr, Jitka IVIČIČOVÁ, Ivana SYRŮČKOVÁ a Pavlína VONDRÁČKOVÁ, 2017. *Nový občanský zákoník. 2., aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing. Právo pro každého (Grada). ISBN 978-80-271-0431-4.*

OCHRANA, František, Jan PAVEL a Leoš VÍTEK, 2010. *Veřejný sektor a veřejné finance: financování nepodnikatelských a podnikatelských aktivit. Praha: Grada. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-3228-2.*

ORMENESE, Rita de Cássia Salvucci Celeste, BERBARI, Shirley Aparecida Garcia and REIS, Michele Gomes dos, 2016. *Correlating physical and sensory texture measurements of hearts of palm in conserve. Food Science and Technology [online]. vol.36, n.4 [cit. 5.3.2021]. ISSN 1678-457X. Dostupné z: <https://doi.org/10.1590/1678-457x.13216>*

OUTRATA, Edvard. *Český statistický úřad: Opatření Českého statistického úřadu k zavedení Klasifikace individuální spotřeby podle účelu CZ-COICOP [online]. 14. 12. 2014 [cit. 4. 12. 2022]. Dostupné z:*

https://www.czso.cz/csu/czso/opatreni_cesko

PROROK, Vladimír, 2012. *Tvorba rozhodování a analýza v politice*. Praha: Grada. ISBN 978-80-247-4179-6.

SAMUELSON, Paul Anthony a William D. NORDHAUS, 2007. *Ekonomie: 18. vydání*. Přeložil Martin GREGOR. Praha: NS Svoboda. ISBN 978-80-205-0590-3.

SANKARAN, Ganesh, SASSO, Federico, KEPCZYNSKI, Robert and CHIARAVIGLIO, Alessandro, 2019. *Improving forecasts with integrated business planning: From short-term to long-term demand planning enabled by SAP IBP. 1*. Basel, Switzerland: Springer International Publishing. ISBN 9783030053819.

SCHELS, Ignatz. *Excel 2007: vzorce a funkce*. Praha: Grada, 2008. *Profesionál*. ISBN 978-80-247-2074-6.

SHIN, Youseop, 2017. *Time series analysis in the social sciences: The fundamentals*. Berkeley, CA: University of California Press. ISBN 9780520293175.

SHMUELI, Galit, PATEL, Nitin R. and BRUCE, Peter C., 2014. *Data mining for business intelligence: Concepts, techniques, and applications in Microsoft office excel with XLMiner. 2*. Nashville, TN: John Wiley & Sons. ISBN 9781119041030.

Sněmovní tisk č. 866/4

SOUČEK, Eduard, 2006. *Statistika pro ekonomy*. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu. ISBN 80-86730-06-9.

SVATOŠOVÁ, Lucie a Bohumil KÁBA, 2008. *Statistické metody II. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta*. ISBN 978-80-213-1736-9.

SYNEK, Miloslav, 2007. *Manažerská ekonomika. 4., aktualiz. a rozš. vyd.* Praha: Grada. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-1992-4.

SYROVÝ, Petr a Tomáš TYL, 2020. *Osobní finance: řízení financí pro každého*. 3. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing. Finance (Grada). ISBN 978-80-271-2886-0.

ÚZ č. 841 – *Občanský zákoník a související předpisy*. Praha: Sagit, 2011. 304 s. ISBN 978-80-7208-861-4.

WONG, Madison. *Toronto Star: How do tax brackets work in Canada? We make it make sense* [online]. 31.10. 2022 [cit. 13. 12. 2022]. Dostupné z:

<https://www.thestar.com/business/2022/10/31/how-do-tax-brackets-work-in-canada-we-make-it-make-sense.html>

YAFFEE, Robert A. and MCGEE, Monnie, 2000. *An introduction to time series analysis and forecasting: With applications of SAS (R) and SPSS (R)*. San Diego, CA: Academic Press. ISBN 9780127678702.

YANG, Haiqin, PASUPA, Kitsuchart, LEUNG, Andrew Chi-Sing, KWOK, James T., CHAN, Jonathan H. and KING, Irwin, 2020. *Neural Information Processing*. Springer. *Communications in Computer and Information Science Ser.* ISBN 978-3-030-63822-1.

Zákon č. 16/1993 Sb. Zákon České národní rady o dani silniční

Zákon č. 235/2004 Sb. Zákon o dani z přidané hodnoty

Zákon č. 338/1992 Sb. Zákon České národní rady o dani z nemovitých věcí

Zákon č. 540/2020 sb., Zákon, kterým se mění zákon č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů, ve znění pozdějších předpisů, a některé další zákony v souvislosti s paušální daní.

Zákon č. 586/1992 Sb. Zákon České národní rady o daních z příjmů

Zákon č. 89/2012 Sb. Zákon občanský zákoník

8 Seznam obrázků, tabulek, grafů a zkratk

8.1 Seznam obrázků

Obrázek 1 - Diagnostika časové řady příjmů domácností zaměstnanců52

8.2 Seznam tabulek

Tabulka 1 - Vhodné modely pro časovou řadu příjmů domácností zaměstnanců	52
Tabulka 2 - Parametry modelu příjmů domácností zaměstnanců s testy nevýznamnosti ...	54
Tabulka 3 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro příjem domácností zaměstnanců	54
Tabulka 4 - Výsledné hodnoty modelu Holtova exponenciálního vyrovnávání pro příjmy domácností zaměstnanců	56
Tabulka 5 - Analýza optimálnější časové řady	57
Tabulka 6 - Vhodné modely pro časovou řadu příjmů průměrných domácností	59
Tabulka 7 - Parametry modelu příjmů domácností zaměstnanců s testy nevýznamnosti ...	61
Tabulka 8 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro příjem průměrných domácností	62
Tabulka 9 - Multiplikatívni a aditivní sezónní faktory časové řady průměrných mezd (2000-2019)	64
Tabulka 10 - Průměrné mzdy v roce 2000 očištěny o sezónní vlivy multiplikatívním a aditivním způsobem	66
Tabulka 11 - Průměrné mzdy v roce 2000 očištěny o sezónní vlivy multiplikatívním a aditivním způsobem	66
Tabulka 12 - Vhodné modely pro časovou řadu průměrných mezd.....	67
Tabulka 13 - Parametry modelu průměrné mzdy s testy nevýznamnosti	69
Tabulka 14 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro průměrnou mzdu	69
Tabulka 15 - Meze 95% intervalu spolehlivosti pro model průměrných mezd.....	71
Tabulka 16 - Vzdálenosti skutečných hodnot od hranic intervalu.....	72
Tabulka 17 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností	76

Tabulka 18 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti	77
Tabulka 19 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností	78
Tabulka 20 - Počet významných a nevýznamných parametrů v modelech exponenciálního vyrovnávání pro výdaje průměrných domácností	80
Tabulka 21 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (potravin y a nealkoholické nápoje)	82
Tabulka 22 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti (potravin y a nealkoholické nápoje).....	83
Tabulka 23 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (potravin y a nealkoholické nápoje)	84
Tabulka 24 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (vydání na alkohol a tabák).....	87
Tabulka 25 - Parametry modelu vydání průměrných domácností pro vydání na alkohol a tabák s testy nevýznamnosti.....	89
Tabulka 26 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (alkohol a tabák).....	90
Tabulka 27 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (oděvy a obuv)	93
Tabulka 28 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti ...	95
Tabulka 29 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (oděvy a obuv)	95
Tabulka 30 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (bydlení, voda a energie).....	99
Tabulka 31 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti .	101
Tabulka 32 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (bydlení, voda a energie).....	101
Tabulka 33 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (bytové vybavení).....	105
Tabulka 34 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti .	107

Tabulka 35 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (bytové vybavení)	108
Tabulka 36 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (zdraví)	112
Tabulka 37 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti.	113
Tabulka 38 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (zdraví).....	114
Tabulka 39 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (doprava)	118
Tabulka 40 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti.	120
Tabulka 41 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti.	121
Tabulka 42 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti.	121
Tabulka 43 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (doprava).....	123
Tabulka 44 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (pošta a telekomunikace).....	128
Tabulka 45 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti.	129
Tabulka 46 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (pošta a telekomunikace)	130
Tabulka 47 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (rekreace a kultura).....	134
Tabulka 48 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti.	136
Tabulka 49 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (rekreace a kultura)	136
Tabulka 50 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (vzdělávání)	140
Tabulka 51 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti.	142
Tabulka 52 -Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (vzdělávání)	142
Tabulka 53 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (stravování a ubytování)	147
Tabulka 54 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti.	149

Tabulka 55 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (stravování a ubytování).....	150
Tabulka 56 - Vhodné modely pro časovou řadu výdajů průměrných domácností (ostatní zboží a služby)	155
Tabulka 57 - Parametry modelu vydání průměrných domácností s testy nevýznamnosti	157
Tabulka 58 - Ostatní kritéria hodnocení kvality modelu pro výdaje průměrných domácností (ostatní zboží a služby)	157

8.3 Seznam grafů

Graf 1 - Příjmy domácností zaměstnanců	51
Graf 2 - Rezidua modelu pro příjem domácností zaměstnanců	53
Graf 3 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu příjmů domácností zaměstnanců.....	53
Graf 4 - Model exponenciálního vyrovnávání příjmů domácností zaměstnanců	55
Graf 5 - Příjmy domácností zaměstnanců číselná osa.....	56
Graf 6 - Příjem průměrné domácnosti dle decilů mezi lety 2000 a 2010	58
Graf 7 - Příjem průměrné domácnosti dle kvartilů mezi lety 2000 a 2010.....	58
Graf 8 - Příjem průměrné domácnosti v letech 2000-2019.....	59
Graf 9 - Rezidua modelu pro příjem průměrných domácností	60
Graf 10 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu příjmů průměrných domácností	61
Graf 11 - Model exponenciálního vyrovnávání příjmů průměrných domácností.....	62
Graf 12 - Příjmy domácností zaměstnanců číselná osa.....	62
Graf 13 - Průměrná mzda v České republice v letech 2000-2019, čtvrtletní údaje	63
Graf 14 - Rezidua modelu pro průměrnou mzdu	68
Graf 15 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu průměrné mzdy.....	68
Graf 16 - Model exponenciálního vyrovnávání pro průměrné mzdy.....	70
Graf 17 - Průměrná mzda graf intervalů spolehlivosti a skutečné hodnoty	71
Graf 18 - Struktura výdajových skupin mezi lety 2000 a 2019	74

Graf 19 - Celková vydání průměrných domácností v letech 2000-2019.....	75
Graf 20 - Rezidua modelu exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem pro příjem domácností zaměstnanců	76
Graf 21 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu Vydání průměrných domácností.....	77
Graf 22 - Model exponenciálního vyrovnávání výdaje průměrných domácností (celkem)	79
Graf 23 - Výdaje průměrných domácností číselná osa	79
Graf 24 - Výdaje průměrných domácností na potraviny a nealkoholické nápoje	81
Graf 25 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (potraviny a nealkoholické nápoje)	82
Graf 26 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu Vydání průměrných domácností.....	83
Graf 27 - Model exponenciálního vyrovnávání výdaje průměrných domácností (potraviny a nealkoholické nápoje).....	85
Graf 28 - Výdaje průměrných domácností na potraviny a nealkoholické nápoje číselná osa	85
Graf 29 - Výdaje průměrných domácností na alkoholické nápoje a tabák.....	86
Graf 30 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (výdaje na alkoholické nápoje a tabák).....	88
Graf 31 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu Vydání průměrných domácností.....	89
Graf 32 - Model exponenciálního vyrovnávání výdaje průměrných domácností (alkoholické nápoje a tabák)	91
Graf 33 - Výdaje průměrných domácností na alkohol a tabák číselná osa.....	91
Graf 34 - Výdaje průměrných domácností na oděvy a obuv	92
Graf 35 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (oděvy a obuv).....	94
Graf 36 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností (oděvy a obuv)	94
Graf 37 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (oděvy a obuv).....	96
Graf 38 - Výdaje průměrných domácností na oděvy a obuv číselná osa.....	96
Graf 39 - Výdaje průměrných domácností na bydlení, vodu a energie	97

Graf 40 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (bydlení, voda a energie)	100
Graf 41 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností	100
Graf 42 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (bydlení, voda a energie)	102
Graf 43 - Výdaje průměrných domácností na bydlení, energie a vodu číselná osa	103
Graf 44 - Výdaje průměrných domácností na bytové vybavení	104
Graf 45 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (bytové vybavení)	106
Graf 46 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností	107
Graf 47 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (bytové vybavení)	109
Graf 48 - Výdaje průměrných domácností na bytové vybavení	110
Graf 49 - Výdaje průměrných domácností na zdraví	111
Graf 50 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (zdraví)	112
Graf 51 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností	113
Graf 52 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (zdraví) (V jednotkách Kč na osobu a rok)	115
Graf 53 - Výdaje průměrných domácností na číselná osa	115
Graf 54 - Výdaje průměrných domácností na dopravu	117
Graf 55 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (doprava)	119
Graf 56 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností	119
Graf 57 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (doprava)	122
Graf 58 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností	122
Graf 59 - Model Brownova dvojitého exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (doprava)	124
Graf 60 - Model lineárního trendu výdajů průměrných domácností (doprava)	124

Graf 61 - Model exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem u výdajů průměrných domácností (doprava)	125
Graf 62 - Výdaje průměrných domácností na číselná osa	126
Graf 63 - Výdaje průměrných domácností na poštu a telekomunikaci.....	127
Graf 64 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (pošta a telekomunikace)	128
Graf 65 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností.....	129
Graf 66 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (pošta a telekomunikace).....	130
Graf 67 - Výdaje průměrných domácností na poštu a telekomunikaci číselná osa	131
Graf 68 - Výdaje průměrných domácností na rekreaci a kulturu	133
Graf 69 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (rekreace a kultura).....	135
Graf 70 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností.....	135
Graf 71 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (rekreace a kultura).....	137
Graf 72 - Výdaje průměrných domácností na rekreaci a kulturu číselná osa	137
Graf 73 - Výdaje průměrných domácností na vzdělávání	138
Graf 74 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (vzdělávání).....	141
Graf 75 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností.....	141
Graf 76 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (vzdělávání)	143
Graf 77 - Výdaje průměrných domácností na vzdělávání číselná osa	144
Graf 78 - Výdaje průměrných domácností na stravování a ubytování	145
Graf 79 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (stravování a ubytování)	148
Graf 80 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností.....	149
Graf 81 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (stravování a ubytování)	151

Graf 82 - Srovnání modelu exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem zpožděného o jedno období se skutečnými hodnotami.....	151
Graf 83 - Srovnání modelu exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem zpožděného o jedno období a sníženého o 5 % se skutečnými hodnotami.....	152
Graf 84 - Výdaje průměrných domácností na stravování a ubytování číselná osa	153
Graf 85 - Výdaje průměrných domácností na ostatní zboží a služby	154
Graf 86 - Rezidua modelu pro výdaje průměrných domácností (ostatní zboží a služby)..	156
Graf 87 - Autokorelace, parciální autokorelace a inverzní autokorelace u modelu vydání průměrných domácností	156
Graf 88 - Model exponenciálního vyrovnávání výdajů průměrných domácností (ostatní zboží a služby)	158
Graf 89 - Výdaje průměrných domácností na ostatní zboží a služby číselná osa.....	158
Seznam vzorců	
Vzorec 1 - Aritmetický průměr	40
Vzorec 2 - Směrodatná odchylka	41
Vzorec 3 – Korelační koeficient	42
Vzorec 4 - Mean error (průměrná chyba)	47
Vzorec 5 - Mean squared error (průměrná čtvercová chyba)	48
Vzorec 6 - Mean absolute error (průměrná absolutní chyba)	48
Vzorec 7 - Mean absolute percent error (průměrná absolutní procentní chyba)	48
Vzorec 8 - Mean percentage error (průměrná procentní chyba).....	49

8.4 Seznam příloh

Příloha 1 - Příjmy domácností zaměstnanců, průměrné domácnosti a jejich difference prvního řádu	187
Příloha 2 - Průměrná hrubá měsíční mzda za jednotlivá čtvrtletní	188
Příloha 3 - Vydání průměrných domácností	189
Příloha 4 - Legenda ke skupinám vydání	190

Přílohy

	Domácnost zaměstnanců		Průměrná domácnost	
	<i>Příjem</i>	<i>Diference</i>	<i>Příjem</i>	<i>Diference</i>
2000	86 803 Kč		83 422 Kč	
2001	93 587 Kč	6 784 Kč	90 167 Kč	6 745 Kč
2002	96 145 Kč	2 558 Kč	93 153 Kč	2 986 Kč
2003	101 672 Kč	5 527 Kč	98 102 Kč	4 949 Kč
2004	110 453 Kč	8 781 Kč	102 242 Kč	4 140 Kč
2005	119 234 Kč	8 781 Kč	106 382 Kč	4 140 Kč
2006	125 387 Kč	6 153 Kč	112 292 Kč	5 911 Kč
2007	135 284 Kč	9 897 Kč	121 565 Kč	9 273 Kč
2008	146 321 Kč	11 037 Kč	130 925 Kč	9 360 Kč
2009	156 767 Kč	10 446 Kč	140 951 Kč	10 026 Kč
2010	163 008 Kč	6 241 Kč	146 961 Kč	6 011 Kč
2011	166 491 Kč	3 484 Kč	150 217 Kč	3 256 Kč
2012	172 017 Kč	5 526 Kč	155 764 Kč	5 547 Kč
2013	173 608 Kč	1 591 Kč	157 750 Kč	1 987 Kč
2014	180 159 Kč	6 550 Kč	161 493 Kč	3 743 Kč
2015	185 154 Kč	4 995 Kč	165 396 Kč	3 902 Kč
2016	191 765 Kč	6 611 Kč	170 691 Kč	5 295 Kč
2017	199 205 Kč	7 441 Kč	176 657 Kč	5 966 Kč
2018	211 654 Kč	12 448 Kč	185 611 Kč	8 953 Kč
2019	225 665 Kč	14 012 Kč	195 819 Kč	10 209 Kč

Příloha 1 - Příjmy domácností zaměstnanců, průměrné domácnosti a jejich diference prvního řádu (v korunách českých na osobu za rok)

Zdroj: Data z ČSÚ, autorova tvorba

	Q1	Q2	Q3	Q4
2000	11 941 Kč	13 227 Kč	12 963 Kč	14 717 Kč
2001	13 052 Kč	14 391 Kč	14 117 Kč	15 908 Kč
2002	14 083 Kč	15 599 Kč	15 268 Kč	17 133 Kč
2003	14 986 Kč	16 529 Kč	16 088 Kč	18 096 Kč
2004	16 231 Kč	17 223 Kč	17 190 Kč	19 183 Kč
2005	17 067 Kč	18 112 Kč	18 203 Kč	19 963 Kč
2006	18 270 Kč	19 300 Kč	19 305 Kč	21 269 Kč
2007	19 687 Kč	20 740 Kč	20 721 Kč	22 641 Kč
2008	21 632 Kč	22 246 Kč	22 181 Kč	24 309 Kč
2009	22 108 Kč	22 796 Kč	23 091 Kč	25 418 Kč
2010	22 738 Kč	23 504 Kč	23 600 Kč	25 591 Kč
2011	23 372 Kč	24 116 Kč	24 107 Kč	26 211 Kč
2012	24 131 Kč	24 627 Kč	24 439 Kč	27 055 Kč
2013	23 985 Kč	24 877 Kč	24 735 Kč	26 525 Kč
2014	24 931 Kč	25 569 Kč	25 279 Kč	27 261 Kč
2015	25 497 Kč	26 408 Kč	26 163 Kč	28 258 Kč
2016	26 683 Kč	27 452 Kč	27 396 Kč	29 491 Kč
2017	28 034 Kč	29 432 Kč	29 234 Kč	31 802 Kč
2018	30 427 Kč	32 003 Kč	31 685 Kč	34 057 Kč
2019	32 951 Kč	34 576 Kč	34 127 Kč	36 634 Kč

*Příloha 2 - Průměrná hrubá měsíční mzda za jednotlivá čtvrtletí (v korunách českých za měsíc)
Zdroj: Data z ČSÚ, autorova tvorba*

	celkem	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2000	75 604 Kč	17 010 Kč	2 691 Kč	4 909 Kč	15 782 Kč	6 146 Kč	1 199 Kč	7 774 Kč	2 768 Kč	7 956 Kč	334 Kč	3 473 Kč	5 562 Kč
2001	79 890 Kč	17 939 Kč	2 778 Kč	5 208 Kč	16 054 Kč	6 333 Kč	1 342 Kč	8 558 Kč	3 316 Kč	8 243 Kč	362 Kč	3 696 Kč	6 061 Kč
2002	82 359 Kč	17 922 Kč	2 885 Kč	5 229 Kč	17 646 Kč	6 543 Kč	1 429 Kč	8 028 Kč	3 637 Kč	8 332 Kč	381 Kč	3 710 Kč	6 617 Kč
2003	86 923 Kč	18 058 Kč	2 933 Kč	5 221 Kč	18 758 Kč	6 748 Kč	1 587 Kč	9 038 Kč	4 072 Kč	8 951 Kč	464 Kč	3 997 Kč	7 096 Kč
2004	91 724 Kč	19 024 Kč	2 670 Kč	5 462 Kč	17 602 Kč	6 085 Kč	1 781 Kč	10 304 Kč	4 203 Kč	10 132 Kč	521 Kč	4 849 Kč	9 091 Kč
2005	96 160 Kč	19 356 Kč	2 776 Kč	5 382 Kč	19 240 Kč	6 560 Kč	1 910 Kč	11 035 Kč	4 358 Kč	10 295 Kč	503 Kč	4 892 Kč	9 853 Kč
2006	99 519 Kč	21 702 Kč	2 805 Kč	4 695 Kč	23 086 Kč	7 136 Kč	2 496 Kč	9 618 Kč	4 551 Kč	9 371 Kč	321 Kč	4 162 Kč	9 578 Kč
2007	105 997 Kč	22 792 Kč	2 985 Kč	4 985 Kč	23 634 Kč	7 701 Kč	2 930 Kč	10 080 Kč	4 769 Kč	10 574 Kč	371 Kč	4 606 Kč	10 568 Kč
2008	114 063 Kč	24 681 Kč	3 044 Kč	5 115 Kč	25 441 Kč	7 786 Kč	3 818 Kč	11 074 Kč	5 065 Kč	11 460 Kč	429 Kč	4 959 Kč	11 191 Kč
2009	119 026 Kč	24 313 Kč	3 321 Kč	5 175 Kč	28 256 Kč	8 140 Kč	3 851 Kč	11 384 Kč	5 112 Kč	11 695 Kč	444 Kč	5 260 Kč	12 075 Kč
2010	121 665 Kč	24 541 Kč	3 355 Kč	5 167 Kč	29 233 Kč	7 799 Kč	4 061 Kč	11 728 Kč	5 264 Kč	12 181 Kč	493 Kč	5 145 Kč	12 697 Kč
2011	124 373 Kč	24 885 Kč	3 650 Kč	5 245 Kč	30 544 Kč	7 637 Kč	4 201 Kč	11 744 Kč	5 334 Kč	12 035 Kč	517 Kč	5 415 Kč	13 165 Kč
2012	124 885 Kč	26 023 Kč	3 633 Kč	5 030 Kč	30 734 Kč	7 324 Kč	4 324 Kč	11 811 Kč	5 237 Kč	11 380 Kč	647 Kč	5 587 Kč	13 155 Kč
2013	128 351 Kč	27 193 Kč	3 667 Kč	5 305 Kč	31 258 Kč	7 164 Kč	4 146 Kč	12 773 Kč	5 269 Kč	11 308 Kč	504 Kč	5 684 Kč	14 080 Kč
2014	129 227 Kč	27 397 Kč	3 798 Kč	5 535 Kč	30 423 Kč	7 314 Kč	4 026 Kč	12 463 Kč	5 168 Kč	11 915 Kč	521 Kč	6 011 Kč	14 656 Kč
2015	129 418 Kč	27 186 Kč	3 902 Kč	5 716 Kč	29 865 Kč	7 980 Kč	4 009 Kč	12 111 Kč	5 124 Kč	11 873 Kč	505 Kč	6 267 Kč	14 880 Kč
2016	131 414 Kč	25 614 Kč	3 831 Kč	6 697 Kč	27 169 Kč	8 183 Kč	3 420 Kč	14 729 Kč	5 312 Kč	12 590 Kč	678 Kč	7 551 Kč	15 639 Kč
2017	147 575 Kč	28 674 Kč	4 668 Kč	7 337 Kč	33 930 Kč	9 661 Kč	3 776 Kč	14 467 Kč	6 563 Kč	15 480 Kč	1 461 Kč	10 136 Kč	11 422 Kč
2018	151 554 Kč	29 154 Kč	4 804 Kč	7 380 Kč	34 798 Kč	9 922 Kč	3 954 Kč	15 055 Kč	6 438 Kč	15 975 Kč	1 434 Kč	10 758 Kč	11 880 Kč
2019	159 107 Kč	30 226 Kč	4 826 Kč	7 500 Kč	37 295 Kč	10 082 Kč	4 392 Kč	16 207 Kč	6 727 Kč	16 940 Kč	1 907 Kč	10 977 Kč	12 029 Kč
2020	155 837 Kč	31 771 Kč	5 176 Kč	6 829 Kč	37 539 Kč	10 890 Kč	4 766 Kč	15 132 Kč	6 763 Kč	14 945 Kč	1 507 Kč	9 194 Kč	11 325 Kč

*Příloha 3 - Vydání průměrných domácností
(v korunách českých na osobu za rok)
Zdroj: Data z ČSÚ, autorova tvorba*

1.	Potraviny a nealkoholické nápoje
2.	Alkoholické nápoje, tabák
3.	Odívání a obuv
4.	Bydlení, voda, energie, paliva
5.	Bytové vybavení, zařízení domácnosti
6.	Zdravotnictví
7.	Doprava
8.	Pošty a telekomunikace
9.	Rekreace a kultura
10.	Vzdělání
11.	Stravování a ubytování
12.	Ostatní zboží a služby

Příloha 4 - Legenda ke skupinám vydání