

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Ekonometrická analýza nábytkářského průmyslu v České republice

Lenka Muchová

© 2022 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Lenka Muchová

Hospodářská politika a správa
Podnikání a administrativa

Název práce

Ekonometrická analýza nábytkářského průmyslu v České republice

Název anglicky

Econometric analysis of furniture industry in the Czech Republic

Cíle práce

Cílem diplomové práce je nalezení významných determinantů ovlivňujících nábytkářský průmysl s následným provedením prognózy budoucího vývoje.

Dílčí cíle:

- Definice základních pojmů spojených s nábytkářským průmyslem
- Specifikace ekonometrického modelu výroby nábytku
- Verifikace a aplikace modelu
- Ex-ante prognóza vývoje

Metodika

V rámci literární rešerše bude provedena kompilace poznatků z odborných pramenů zabývajících se problematikou nábytkářského průmyslu. Získané informace budou využity v analytické části práce, kde bude provedena specifikace a konstrukce ekonometrického modelu nábytkářského průmyslu, pomocí něhož budou kvantifikovány a komparovány vlivy působící na nábytkářský průmysl v České republice. Sestavené modely budou použity pro ex-ante prognózu budoucího vývoje nábytkářského průmyslu.

Doporučený rozsah práce

70 stran

Klíčová slova

Nábytkářský průmysl, ekonometrické modelování, analýza trhu, ex-ante prognózování

Doporučené zdroje informací

CIPRA, Tomáš. Finanční ekonometrie. Praha: Ekopress, 2014, ISBN 978-80-86929-93-4.

DOSZYŃ, Mariusz, 2012. Econometric Analysis of the Impact of Propensities on Economic Occurrences: A Macroeconomic Perspective. Folia Oeconomica Stetinensia. 10(2), 138 – 154. Dostupné z: doi:<https://doi.org/10.2478/v10031-011-0021-2>.

Gujarati, Damodar N. 2004. Basic Econometrics 4th edition. Singapore : Mc Graw-Hill, 2004. 0072478527.

HANČLOVÁ, Jana. Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.

HUŠEK, Roman. Ekonometrická analýza. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.

TAFESSE, Alula; SHONDE, Yohannes. Econometric Analysis of Wood Furniture Production in Wolaita Sodo: The Case of Small and Medium Scale Wood Manufacturing Industries. 2004.

Předběžný termín obhajoby

2021/22 LS – PEF

Vedoucí práce

doc. Ing. Michal Malý, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 15. 2. 2022

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 21. 2. 2022

doc. Ing. Tomáš Šubrt, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 09. 11. 2022

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Ekonometrická analýza nábytkářského průmyslu v České republice" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 29.11.2022

Poděkování

Ráda bych tímto poděkovala vedoucímu mé diplomové práce doc. Ing. Michalu Malému, Ph.D. za jeho ochotu, vstřícný přístup, odborné vedení, cenné rady a především čas, který mi věnoval při tvorbě mé práce. Dále bych chtěla poděkovat své rodině za duševní podporu po celou dobu studia.

Ekonometrická analýza nábytkářského průmyslu v České republice

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá ekonomickým a následně ekonometrickým modelováním nábytkářského průmyslu v České republice s cílem nalezení nejvýznamnějších determinantů mající vliv na výrobu nábytku s následným provedením prognózy budoucího vývoje.

Práce je rozdělena do třech částí. Úvodní část práce je věnována metodice ekonometrického modelování, jenž je využito pro naplnění dílčích cílů vlastní části práce. Poté navazuje literární rešerše, která vymezuje významné pojmy spojené s výrobou nábytku v České republice, čímž poskytne základ k identifikaci a teoretickému ukotvení proměnných. Poslední část práce je věnována vlastní praktické části, opírající se o metodiku a literární rešerši. Praktická část je zaměřena na konstrukci dvou ekonometrických modelů, a to se zaměřením proměnné ovlivňující nabídku a poptávku nábytkářského průmyslu s následnou komparací a vytvořením výhledu budoucího vývoje nábytkářského průmyslu v České republice. V závěru pro oba modely sestavená ex-ante prognóza očekává prudký pokles indexu tržeb v nábytkářském průmyslu ČR, který i přes následný vzrůstající trend nepřesáhne ke konci sledovaného období poslední naměřené skutečné hodnoty. Koncem prognózovaného období bude hladina výše indexu tržeb u modelu poptávky o 5,6 % a u modelu nabídky o 8,9 % nižší oproti poslední naměřené hodnotě.

Klíčová slova: Nábytkářský průmysl, ekonometrické modelování, analýza trhu, ex-ante prognózování

Econometric analysis of the furniture industry in the Czech Republic

Abstract

The diploma thesis deals with economic and econometric modelling of the furniture industry in the Czech Republic with the aim of finding the most important determinants influencing the production of furniture with subsequent forecasting of future development.

The thesis is divided into three parts. The introductory part of the thesis is devoted to the methodology of econometric modelling, which is used to fulfil the partial objectives of the thesis itself. This is followed by a literature search that defines important concepts related to furniture production in the Czech Republic, providing a basis for the identification and theoretical anchoring of variables. The last part of the thesis is devoted to the actual practical part, based on the methodology and the literature search. The practical part focuses on the construction of two econometric models, focusing on variables affecting the supply and demand of the furniture industry, followed by a comparison and the creation of an outlook for the future development of the furniture industry in the Czech Republic. In conclusion the ex-ante forecast for both models expects a sharp decline in the sales index in the furniture industry of the Czech Republic, which despite the subsequent upward trend, will not exceed the latest measured actual values at the end of the monitored period. By the end of the forecast period, the level of the sales index for the model demand will be 5,6 % lower and for the model supply 8,9 % lower than the last measured value.

Keywords: Furniture industry, econometric modelling, market analysis, ex-ante forecasting

Obsah

1. Úvod	15
2. Cíl práce.....	17
3. Metodika.....	18
3.1 Konstrukce ekonometrického modelu	19
3.1.1 Formulace modelu	20
3.1.2 Sběr a analýza dat.....	23
3.1.3 Metody odhadu parametrů modelu	23
3.1.4 Verifikace modelu	26
3.1.5 Aplikace modelu	40
3.1.6 Prognóza.....	40
4. Teoretická východiska.....	44
4.1 Nábytkářský průmysl.....	44
4.1.1 Zájmové skupiny	46
4.1.2 Cenový vývoj	47
4.2 Hrubý domácí produkt.....	49
4.3 Inflace	50
4.4 Nezaměstnanost.....	52
4.5 Zahraniční obchod	56
4.6 Průměrná mzda	58
4.7 Počet podniků v nábytkářském průmyslu.....	59
4.8 Stavební výstavba	60
4.9 Ceny nemovitostí.....	61
4.10 Úrokové sazby	63
5. Vlastní práce	65
5.1 Model poptávka	65
5.1.1 Teoretické předpoklady	66
5.1.2 Korelační matice	68
5.1.3 Odhad modelu	69
5.1.4 Ekonomická verifikace.....	71
5.1.5 Statistická verifikace	72
5.1.6 Ekonometrická verifikace.....	73

5.1.7	Shrnutí modelu poptávka	76
5.2	Model nabídka	77
5.2.1	Teoretické předpoklady	78
5.2.2	Korelační matice	79
5.2.3	Odhad modelu	81
5.2.4	Ekonomická verifikace.....	82
5.2.5	Statistická verifikace	84
5.2.6	Ekonometrická verifikace.....	84
5.2.7	Shrnutí modelu nabídka	87
5.3	Vzájemná interakce modelů nabídka a poptávka	88
5.4	Prognóza	90
5.4.1	Prognóza ex post modelu poptávka.....	90
5.4.2	Prognóza ex ante modelu poptávka – bodová prognóza	92
5.4.3	Prognóza ex post modelu nabídka.....	94
5.4.4	Prognóza ex ante modelu nabídka.....	96
5.4.5	Porovnání prognózovaných hodnot modelu poptávka a nabídka.....	98
5.4.6	Intervalová prognóza endogenní proměnné	99
6.	Závěr	102
7.	Seznam použitých zdrojů	106
	Přílohy	112

Seznam obrázků

Obrázek 1: Fáze procesu ekonometrického modelování.....	20
Obrázek 2: kritérium BMNČ.....	25
Obrázek 3: základní typy autokorelace náhodné složky	31
Obrázek 4: Závěry Durbinova-Watsonova testu pro příslušné hodnoty statistiky DW	32
Obrázek 5: homoskedasticita a heteroskedasticita	34
Obrázek 6: kolinearita	37
Obrázek 7: (a) šikmost a (b) špičatost.....	39
Obrázek 8: Odhad ekonometrického modelu poptávka	70
Obrázek 9: Breusch-Paganův test heteroskedasticity modelu poptávka	74
Obrázek 10: Test nulové hypotézy normálního rozdělení modelu poptávka.....	75
Obrázek 11: Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci modelu poptávka	76
Obrázek 12: Odhad ekonometrického modelu nabídka	82
Obrázek 13: Breusch-Paganův test modelu nabídka.....	85
Obrázek 14: Test nulové hypotézy normálního rozdělení modelu nabídka.....	86
Obrázek 15: Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci modelu nabídka	87
Obrázek 16: Graf prognózy ex post modelu poptávka.....	92
Obrázek 17: Graf prognózy ex post modelu nabídka.....	96
Obrázek 18: Graf ex-ante intervalové prognózy modelu poptávka	100

Seznam tabulek

Tabulka 1: Deklarace proměnných modelu poptávka	66
Tabulka 2: Korelační matice modelu poptávka (2005-2021).....	68
Tabulka 3: Upravené korelační matice modelu poptávka (2006-2021)	69
Tabulka 4: Ekonomická verifikace modelu poptávka	71
Tabulka 5: Statistická významnost parametrů modelu poptávka	72
Tabulka 6: Deklarace proměnných modelu nabídka	78
Tabulka 7: Korelační matice modelu nabídka (2005-2021).....	80
Tabulka 8: Upravená korelační matice modelu nabídka (2006-2021)	81
Tabulka 9: Ekonomická verifikace modelu nabídka	83
Tabulka 10: Statistická významnost parametrů modelu nabídka	84
Tabulka 11: Prognóza ex post modelu poptávka	91
Tabulka 12: Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných modelu poptávka (4/2021–3/2023)	93
Tabulka 13: Bodová prognóza ex ante modelu poptávka (4/2021-3/2023)	94
Tabulka 14: Prognóza ex post modelu nabídka	95
Tabulka 15: Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných modelu nabídka (4/2021–3/2023)	97
Tabulka 16: Bodová prognóza ex ante modelu nabídka (4/2021-3/2023)	98
Tabulka 17: Ex-ante intervalová prognóza endogenní proměnné.....	101

Seznam grafů

Graf 1: vývoj tržeb výroby nábytku v ČR za období 2005–2021	48
Graf 2: vývoj DPH v ČR v období 2005–2021	50
Graf 3: inflace v ČR	52
Graf 4: obecná míra nezaměstnanosti v ČR.....	55
Graf 5: vývoj počtu zaměstnaných osob v odvětví	56
Graf 6: vývoj zahraničního obchodu ČR.....	57
Graf 7: vývoj průměrné mzdy v ČR.....	59
Graf 8: vývoj počtu aktivních subjektů v odvětví	60
Graf 9: vývoj bytové výstavby v ČR.....	61
Graf 10: vývoj indexu průměrných cen bytů v ČR	63
Graf 11: vývoj úrokových sazeb v ČR.....	64

Seznam použitých zkratk

ARAD	veřejná databáze informačního servisu České národní banky
BMNČ	běžná metoda nejmenších čtverců
COVID-19	koronavirové onemocnění 2019 (coronavirus disease 2019)
CZK	Koruna česká
CZ-NACE	klasifikace ekonomických činností (Nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté européenne)
ČR	Česká republika
EU	Evropská unie
HDP	hrubý domácí produkt
ILO	mezinárodní organizace práce (International Labour Organization)
SW	software

1. Úvod

Současný turbulentní trend vývoje je možné sledovat i na poli podnikatelského prostředí nábytkářského průmyslu. Jelikož se jedná o průmysl s velkým počtem firem podnikajících v tomto oboru, čelí zde firmy četné konkurenci. Aby podnik uspěl v silném konkurenčním boji musí vzdorovat různým nástrahám a výzvám. Jen úspěšný podnik s jasně vytyčenými cíli a strategií může v konkurenčním prostředí přežít a dosahovat vysokého tržního podílu. K tomu, aby firmy neztráceli krok s konkurencí musí sledovat a využívat nové trendy v jejich oboru podnikání. Zároveň musí čelit mnoha rizikovým faktorům, které se snaží mít neustále pod svou kontrolou a věčným úsilím o jejich eliminaci se snahou jím předcházet.

Rozhodující surovinou nábytkářského průmyslu je dřevní surovina, která se změnou klimatických podmínek, kdy došlo ke nadměrnému výskytu kůrovce, jehož dopadem je zvýšený počet napadených stromů, proto došlo k přílišné neúměrné těžbě této suroviny a zároveň z důvodu nadbytku, k poklesu ceny. Krom masivních surových prvků je pro toto odvětví charakteristické využití předem zpracovaných polotovarů v podobě překližky, dýhy, lamina aj. materiálů.

Zveřejněné statistické údaje za rok 2020 poukazují na úspěšné výsledky produkce i přes tvrdý zásah způsobený korona krizovými opatřeními. První předpoklady a očekávání vykazovaly zpomalení výroby, což se potvrdilo, avšak nakonec se výrazně neprojevalo. Statistické údaje průmyslové produkce v meziročním indexu oboru výroby nábytku v roce 2020 vykazují pokles o 0,1 % oproti roku 2019. Kdy po jarním dramatickém zpomalení a v některých případech dokonce i zastavení výroby se výroba v dalších měsících dynamicky rozběhla a předčila tím očekávání, dokonce i zapříčinila výrobní rekord za dané období. Díky importu a vynikajícím výsledkům exportu, produkce v roce 2020 dosáhla výše 48,5 mld. Kč. Avšak s ohledem na zvýšený podíl importu produktů nábytkářského průmyslu o objemu 24,3 mld. Kč především z Polska a Číny na domácí spotřebě, dochází k poklesu podílu českých výrobců na tuzemském trhu. K druhému čtvrtletí bylo evidováno v celé České republice celkem 65 128 aktivních subjektů s živnostenským oprávněním v oboru truhlářství, podlahářství. Při čemž největší počet

živnostníků byl ve Středočeském kraji s počtem 8 699 živností, a naopak nejmenší počet živnostníků byl v Karlovarském kraji s počtem 1 297 živností.

Podle třídění odvětví ekonomické činnosti CZ-NACE spadá výroba nábytku do odvětví zpracovatelského průmyslu. Oddíl výroby nábytku zahrnuje: výrobu sedacího nábytku, nábytek do obývacích prostorů jako ložnice, obývací a dětské pokoje, vybavení kanceláří, kuchyňský nábytek, ale také vybavení kanceláří, bank, nemocnic, obchodů a jiných zařízení vč. doplňkového nábytku, výrobu matrací. Ve zpracovatelském průmyslu bylo v roce 2019 zaměstnáno celkem 1 455,4 tis. osob. Z toho 24,5 tis. osob ve výrobě nábytku, což je ale bohužel o 629 osob méně oproti roku 2018.

Impulzem k výběru tohoto tématu mé práce je dlouholetá praxe v oboru výroby nábytku a nadchnutí z vědního oboru ekonometrie, kdy se skloubí matematika, statistika a ekonomika. Pomocí ekonometrického zkoumání budou identifikováni nejvýznamnější determinanty působící na nábytkářský průmysl. Z výsledků této ekonometrické analýzy se bude moci stanovit vývojový trend, o který se budou moci opřít manažeři při svých obchodních, marketingových a rozhodovacích procesech vedoucích ke zvýšené konkurenceschopnosti, budování značky a upevnění pozice na trhu. Ve vybraném tématu se snoubí teoretické znalosti získané studiem Provozně ekonomické fakulty České zemědělské univerzity s praktickým propojením a aplikací v reálném podnikatelském prostředí.

2. Cíl práce

Cílem této diplomové práce je za pomoci ekonometrického modelování provedení identifikace nejvýznamnějších determinantů ovlivňujících nábytkářský průmysl a následné provedení prognózy budoucího vývoje, o které se bude moci opřít podnikatelský subjekt působící v tomto průmyslu na území České republiky při svých manažerských rozhodovacích procesech.

K dosažení vytyčeného cíle je nezbytné provést několik dílčích kroků. Metodikou bude nejprve provedeno vymezení základních pojmů spojených s nábytkářským průmyslem včetně provedení literární rešerše. Na základě získaných informací budou identifikovány nejvýznamnější proměnné klíčové pro sestavení zkoumaného modelu.

Následujícím krokem práce je specifikace ekonomického modelu na základě, něhož bude vytyčen dílčí cíl práce, a to konstrukce ekonometrického modelu výroby nábytku na území České republiky. Pro sestavení ekonomického a následujícího ekonometrického modelu budou primárně využita data Českého statistického úřadu.

Nedílným dílčím krokem této práce je použitím metody nejmenších čtverců modelu ověření validity modelu, a to provedením ekonomické, statistické a ekonometrické verifikace vč. aplikace celého procesu ekonometrické analýzy. V aplikaci, konečné implementační fázi je vymezeno praktické využití modelu.

Výsledná data ekonometrického modelování budou použita při sestavení podmíněné ex ante prognózy budoucího vývoje endogenních proměnných mimo rámec sledovaného pozorování.

Diplomová práce je rozdělena na teoretickou a praktickou část. Teoretická část práce je věnována metodice ekonometrického modelování včetně vymezení definice postupu jednotlivých kroků při modelování. Poznatky z teoretické části budou využity při koncipování praktické části práce, kde bude na základě vymezení faktorů zkoumaného problému proveden ekonometrický model s následným provedením prognózy budoucího vývoje výroby nábytku v České republice.

3. Metodika

Tato část práce je věnována popisu průběhu jednotlivých kroků při zpracování práce vedoucí k vytyčenému cíli. Abychom dosáhli cíle je nutné rozdělit práci na singulární dílčí kapitoly věnované tématům zaměřených na porozumění operacionalizace zkoumání dané problematiky vč. problematiky ekonometrické.

Metodická část práce je věnována ekonometrickému modelování, na nějž bude navazovat praktická část využívající ekonometrické modelování jako základ pro zpracování vlastní části práce. Za pomoci metodiky ekonometrického modelování bude provedena identifikace technik, které budou v práci využity.

Teoretická část práce se věnuje hospodářské a ekonomické problematice nábytkářského průmyslu v České republice. Na provedenou kompilaci poznatků z českých i zahraničních odborných publikací a studií budou sestaveny ekonometrické modely, prostřednictvím nichž budou kvantifikovány a porovnávány vlivy působící na tržby z prodeje výrobků a služeb v nábytkářském průmyslu České republiky. Sestavené ekonometrické modely jsou sestaveny na základě teorie získané z literární rešerše, vyjadřující relevantní proměnné mající značný vliv na nabídku a poptávku po výrobcích a službách nábytkářského průmyslu v ČR. Model znázorňující nabídku a poptávku je tvořen určitými proměnnými a následně prezentován ekonomickým i ekonometrickým vztahem. K sestavení vztahů je použit tvar shodných časových řad s čtvrtletní frekvencí. V práci bude využito odhadu parametrů jednoduchého lineárního regresního modelu metody nejmenších čtverců s ekonomickou, statistickou a ekonometrickou verifikací.

Prostřednictvím prováděné verifikace je ověřena reálnost sestaveného modelu. Ekonomickou verifikací je posouzen soulad modelu s ekonomickou teorií, a to směr a intenzita působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou. Ve statistické verifikaci je posouzena statistická reálnost parametrů i celého modelu, a to za pomoci statistických testů měření významnosti. K statistické reálnosti parametrů je měřen koeficientem vícenásobné determinace a pomocí studentova t -testu s 95% intervalem spolehlivosti je určeno, zda se jedná o parametr statisticky významný či nevýznamný. Ekonometrickou verifikací jsou ověřovány předpoklady nezbytné k úspěšné aplikaci ekonometrických metod. Mezi kritéria ekonometrické

verifikace jsou zahrnovány testy heteroskedasticity, autokorelace, multikolinearity a normality reziduální složky.

Po splnění všech předpokladů modelu je provedena aplikace modelu neboli konečná implementační fáze procesu.

Za využití prognostických metod je dále stanoven odhad budoucího vývoje tržeb z prodeje výrobků a služeb nábytkářského průmyslu v České republice, která by pravděpodobně nastala se změnou chování modelu zkoumaných determinantů, a to v horizontu 8 období. V první fázi prognózy je provedena ex post prognóza sloužící ověření přijatelnosti modelu budoucího vývoje, ex ante prognózu. Prognózy ex post a ex ante jsou tvořeny pro rozdílné časové období. Ex post prognóza zpětně pro 3 kvartály sledovaného období a ex ante prognóza pro následujících 8 kvartálů.

Potřebná data pro praktickou část práce budou čerpána z Českého statistického úřadu a statistických údajů zveřejňovaných na portálu Ministerstva průmyslu a obchodu ČR. Zpracování získaných dat bude prováděno aplikacemi MS Excel a statistického softwaru Gretl.

3.1 Konstrukce ekonometrického modelu

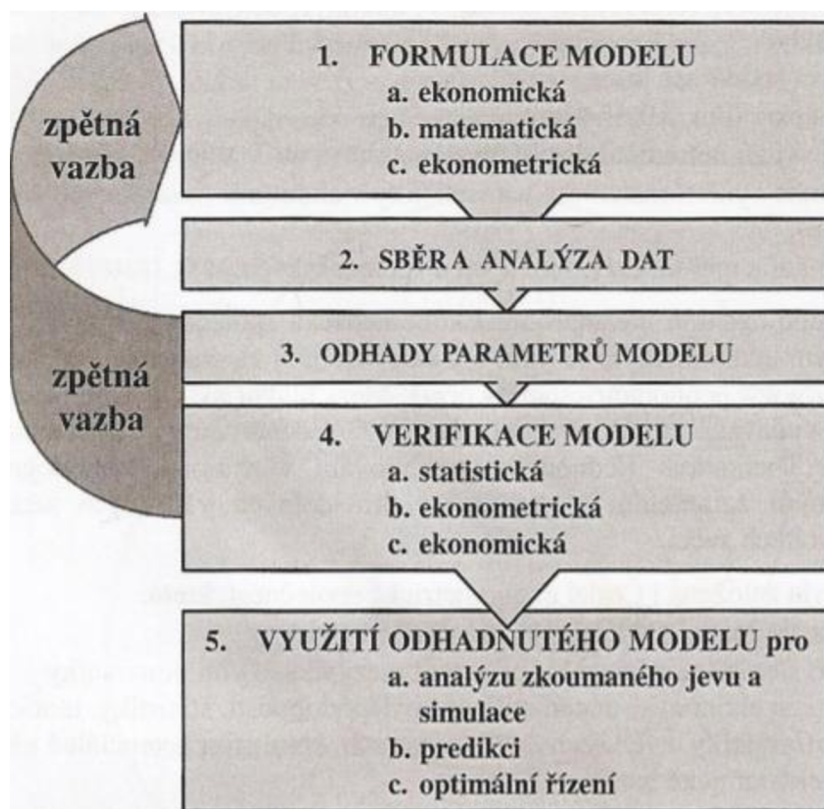
Tato podkapitola je věnována metodologickému postupu tvorby ekonometrické analýzy a modelu, které jsou založeny na vícestupňové abstrakci, vycházející z teoretické kvalitativní analýzy zkoumaného ekonomického problému (Hušek, 2007). Pro sestavení ekonometrického modelu jsou potřebné znalosti z oboru matematika, statistika, ekonomie a další dílčí oborové znalosti potřebné pro sestavení modelu využitelného v praxi. Hančlová (2012) rozděluje jednotlivé kroky klasického ekonometrického modelování do pěti na sebe chronologicky navazujících kroků:

- Formulace modelu
- Sběr a analýza dat
- Odhady parametrů modelu
- Verifikace modelu

- Využití odhadnutého modelu

Proces fází ekonometrického modelování znázorňuje obrázek č. 1.

Obrázek 1: Fáze procesu ekonometrického modelování



zdroj: Hančlová (2012), str. 14

3.1.1 Formulace modelu

Fáze jedna je nezbytná pro správné stanovení formulace modelu vč. vymezení předmětu zkoumání, určení a klasifikace proměnných, vymezení vazeb a vztahů a v neposlední řadě stanovení základní hypotézy. Při tvorbě ekonomického modelu se opíráme o ekonomické teorie, proto jsou vybírány relevantní proměnné, reprezentující ekonomické jevy na základě, nichž je sestaven ekonomický model. Ekonomický model je v první řadě vyjádřen slovně a následně je

proveden obecný matematický zápis. Jelikož součástí ekonomického modelu není náhodná složka jedná se o přesný (deterministický) vztah mezi vysvětlující (endogenní) a vysvětlovanou (exogenní) proměnnou (Hušek, 2007).

Na takto vymezený ekonomický model navazuje převod modelu do matematického tvaru. Podle Fialy (2008) je ekonomický model zapsán ve formě funkce například následovně:

$$y = fce(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5); \quad (3.1)$$

kde:

y... představuje vysvětlovanou endogenní proměnnou – závislou – je předmětem zkoumání;

x... představuje vysvětlující exogenní proměnnou – ovlivňující – jejíž změny ovlivňují hodnoty vysvětlující endogenní proměnné.

Při volbě matematického tvaru se podle Huška (2017) rozhodujeme pro model jednorovnicový, vícero rovnicový či simultánní.

- **Jednorovnicový model** má charakter stochastického regresního modelu, vyjadřujícího závislost jedné vysvětlované proměnné na jednu nebo několik vysvětlujících exogenních, zpožděných endogenních proměnných a na náhodné složce. Jednorovnicový model je vyjádřen pouze jednou rovnicí.

Na základě ekonomicko-matematického modelu dochází k poslední fázi formulace, a to k vytvoření ekonometrického modelu, kdy jsou zavedeny a definovány náhodné složky neboli proměnné představující náhodné chyby neboli odchylky funkčních rovnic (Hušek, a další, 1976). Zavedením náhodné složky do modelu se z modelu deterministického stává model stochastický (Hančlová, 2012). V ekonometrickém modelování rozlišujeme proměnné na endogenní, exogenní, endogenní proměnné zpožděné, náhodné – stochastické proměnné a dummy proměnné.

Ekonometrické modely můžeme třídit dle časových kritérií, a to na modely statické a dynamické. Na rozdíl od statického modelu, který nezachycuje změny proměnných v čase do analýzy dynamického modelu vstupuje čas nebo explicitní zpoždění. Do dynamického modelu vstupuje jedna nebo více zpožděných proměnných (Gujarati, a další, 2010). Zahrnutím faktoru času do modelu se stává model dynamickým, což zabrání vzniku problému se sériovou závislostí náhodné složky. V reálném světě se ekonomické veličiny vyvíjejí v čase, proto je vhodné do modelu faktor času zahrnout. Dynamizaci modelu provádíme, abychom předešly především problémům se sériovou závislostí náhodné složky, za použití přístupů (Hančlová, 2012):

- Zavedení explicitně časové proměnné jako vysvětlující proměnné;
- Použití prvních diferencí;
- Zavedení časové zpožděných vysvětlujících proměnných.

Mezi nejčastěji využívané ekonometrické modely patří lineárně regresivní model. Jednoduchý lineární ekonometrický model je zapsán ve tvaru funkce například následovně (Cípra, 2013):

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t ; \quad t = 1, \dots, T, \quad (3.2)$$

kde:

y... představuje vysvětlovanou endogenní proměnnou – závislou – je předmětem zkoumání;

x... představuje vysvětlující exogenní proměnnou – ovlivňující – jejíž změny ovlivňují hodnoty vysvětlující endogenní proměnné;

ε ... reziduální složka modelu;

β ... neznámé parametry modelu;

t... časový index.

3.1.2 Sběr a analýza dat

Druhá neméně podstatná a časově nejnáročnější fáze pro formulaci ekonometrického modelu je shromáždění dat, jejich třídění, ověřování a zpracování do tvaru, který bude vhodný pro úspěšné naplnění vytyčeného cíle (Hančlová, 2012). Pro samostatný sběr dat je nezbytné využívat ověřené zdroje, čímž zamezíme zanesení chybových dat do modelu. Po důkladné analýze a očištění dat zahrnuje výběrový soubor jen reprezentativní statistická data. Data použitá při kvantifikaci modelu mají převážně povahu kvantitativních statistických pozorování (Hušek, 2007).

V ekonometrii se data dělí na časové řady, průřezová a panelová data.

- **Časové řady** poskytují informaci o numerických hodnotách proměnných v jednotlivých po sobě jdoucích obdobích různé délky, nejčastěji roky, čtvrtletí nebo měsíce (Hušek, 2007). Vlastností časových řad je stacionarita, což znamená, že chování této řady dat je stochasticky neměnné. Předpokladem jsou data neobsahující trend a jejich rozptyl a průměr je v čase konstantní (Cipra, 2013). Pro časové řady se užívá časový index t .
- **Průřezová data** jsou data o jedné nebo více proměnných shromážděných ve stejném okamžiku, jako např. sčítání obyvatel prováděných každých 10 let (Gujarati, 2004).
- **Panelová data** jsou kombinací časových řad a průřezových dat (Cipra, 2013). Vznikají opakovaním výběrového šetření u stejného souboru respondentů v různých obdobích (Hušek, 2007). Např. při pravidelném průzkumu ve stejné domácnosti je cílem dotazování zjistit, zda nedošlo k nějaké změně v domácnosti (Gujarati, 2004).

3.1.3 Metody odhadu parametrů modelu

Další neméně podstatnou fází ekonometrického modelování je selekce exaktní metody odhadování parametrů stochastických modelu (Hančlová, 2012). Vlastní odhad parametrů stochastických rovnic modelu se opírá o selekci a aplikaci vypovídajícího odhadového postupu, čímž u víceroznicových modelů lze odhadovat každou rovnici zvlášť nebo všechny současně (Hušek, 2007).

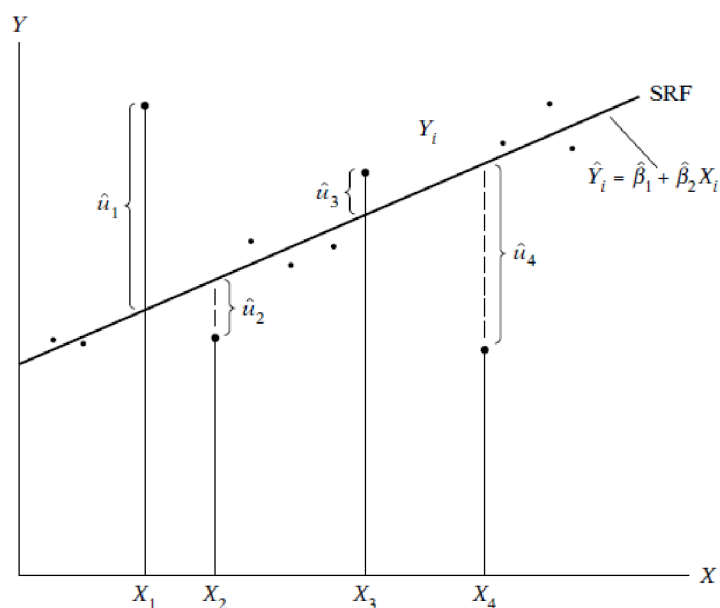
Odhad parametrů se opírá o výběr a aplikaci adekvátní odhadové metody. Při její volbě je nezbytné přihlížet k charakteru ekonometrického modelu, k optimálním vlastnostem poskytovaných odhadů či účelu, pro který je odhadnutý model určen. Tyto metody jsou rozděleny do dvou základních skupin (Hančlová, 2012):

Metody s omezenou informací jsou zaměřeny na odhad jednotlivých parametrů vztahu a je prováděn u každé rovnice zvlášť. Mezi metody s omezenou informací je řazena např. metoda minimalizace poměru rozptylů, běžná metoda nejmenších čtverců a dvoustupňová metoda nejmenších čtverců;

Metody s úplnou informací vedou k odhadu celého vícerovnicevého systému najednou, např. třístupňová metoda nejmenších čtverců.

Podle Studenmunda (2014) je metoda nejmenších čtverců, dále jen BMNČ, nejpoužívanější metodou získání odhadů, která se stala tak standardní, že její odhady jsou prezentovány jako referenční bod, i když používá výsledky z jiných odhadovacích technik. Předností této metody je, že poskytuje odhady s optimálními vlastnostmi pro malé výběry pozorování a výpočtový postup pro určení hodnot odhadových parametrů je jednoduchý (Hušek, 2007). Podstatou této metody je nalezení takových parametrů vedoucích k minimalizaci součtu reziduálních čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejich skutečných hodnot (Cipra, 2013).

Obrázek 2: kritérium BMNČ



Zdroj: Gujarati D., (2021), str. 59

Vztah kritéria BMNČ je vyjádřen (Studenmund, 2014):

$$\text{MIN} \rightarrow \sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2; \quad (3.3)$$

Z výše uvedeného kritéria za užití matematické analýzy, konkrétně provedením parciální derivace získáme vzorec pro odhad parametrů, jejímž vyřešením nalezneme neznáme parametry (Gujarati, 2004):

Základní vztah pro odhad parametrů BMNČ:

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y; \quad (3.4)$$

kde:

γ ... představuje vektor ($k \times 1$) odhadovaných parametrů;

X... představuje matici rozměru $n \times k$, kde „ k “ představuje napozorované hodnoty vysvětlujících proměnných;

y... představuje vektor ($n \times 1$) – napozorované hodnoty vysvětlované proměnné.

3.1.4 Verifikace modelu

Verifikace modelu je předposlední fází konstrukce modelu. Před aplikací ekonometrického modelu je nezbytné provést ověření validity, k čemuž se používá verifikace odhadnutého modelu (Hančlová, 2012). Provedením verifikace ověřujeme a vyhodnocujeme, zda jsou veškeré odhady parametrů zejména v souladu s apriorními omezeními výchozí ekonomické hypotézy (Hušek, 2007). K účelu verifikace modelu je využíváno verifikace ekonomické, matematické, statistické a ekonometrické.

Ekonomická verifikace vychází z apriorních ekonomických kritérií či restrikcí, je nepostradatelnou podmínkou ekonomické interpretace a využitelnosti výsledků kvantifikace (Hušek, 2007). Sleduje se soulad s očekáváním ohledně kladných či záporných znamének, úrovně a ekonomické teorie i zdravého rozumu, taktéž se posuzuje vypovídající schopnost úplného odhadnutého modelu (Hančlová, 2012). Jsou-li odhady v souladu s očekávanými jednotlivými parametry, lze model interpretovat, nevyhovují-li je nutné model či jen dílčí části vztahu specifikovat odlišným způsobem, tzn. přezkoumat reálnost teoretických východisek (Hušek, 2007).

Matematická verifikace posuzuje správnost výpočtu zkoumaných parametrů, prováděného dosažením průměrných hodnot modelu. V případě, že je průměrná hodnota endogenní proměnné rovna průměru teoretických hodnot (Gujarati, 2004).

Statistická verifikace se používá k posouzení statistické významnosti odhadnutých parametrů modelu. Za pomoci statistických kritérií a testech, ověřuje přesnost nebo významnost dat kvantifikace, k čemuž se nejčastěji využívají standardní chyby odhadnutých parametrů, koeficienty determinace (Hušek, 2007). Pro statistickou verifikaci je prováděno testování na hladině významnosti prostřednictvím t-testu, resp. F-testu (Hančlová, 2012).

Verifikace založena na koeficientu vícenásobné determinace, označována jako R^2 , která bývá v praxi interpretována, jako model, který má za úkol vysvětlit variabilitu proměnné y kolem její průměrné hodnoty \bar{y} (Cipra, 2013). Hodnota R^2 se vyjadřuje v procentech a je dána rovnicí (Hančlová, 2012):

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{TSS-RSS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}; \quad (3.5)$$

kde:

TSS... Total Sum of Squares – úplný součet čtverců – součet čtverců rozdílů pozorované hodnoty vysvětlované od hodnoty průměrné – vyjádřeno vzorcem $\rightarrow \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$;

RSS... Residual Sum of Squares – reziduální součet čtverců – známé jako kritérium metody nejmenších čtverců, které se minimalizuje – vyjádřeno vzorcem $\rightarrow \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$;

ESS... Explained Sum of Squares – vysvětlený součet čtverců, odpovídá vysvětlení regresní přímkou $\rightarrow \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{Y})^2$.

Hodnota koeficientu determinace (R^2) se pohybuje v intervalu $\langle 0; 1 \rangle$. Kdy nabývá-li hodnoty blíže k 1, tím lépe model vystihuje data. Je-li tomu naopak, kdy R^2 je blíže k hodnotě 0, pak model není příliš vhodný pro daná data. Maximalizace R^2 zřejmě odpovídá kritériu nejmenších čtverců. Koeficient determinace má i své problematické stránky. Cipra ve své knize (2013) uvádí např.:

- hodnota R^2 přidáním dalších regresorů nikdy neklesne;
- příliš vysoké R^2 – 90 % a více, kdy koeficient determinace nemá žádnou diskriminační roli;

- model neobsahuje intercept (bod určený k proložení nevhodnější regresní čáry mezi hodnotami na ose x a y), nemá koeficient determinace žádnou vypovídající schopnost – průměrné hodnoty y a \hat{y} se nerovnají.

Pro posouzení přidání nové vysvětlující proměnné do modelu či nikoli použijeme adjustovaný neboli korigovaný koeficient determinace. Podle Hančlové (2012) je jeho použití vhodné zejména při porovnání vysvětlovacích schopností modelů, které se liší počtem pozorování nebo jeden model je rozšířen o další vysvětlující proměnnou. Korigovaný koeficient determinace značíme $\overline{R^2}$ a vyjadřujeme jej rovnicí (Cipra, 2013):

$$\overline{R^2} = 1 - \left[\frac{T-1}{T-k} (1 - R^2) \right]; \quad (3.6)$$

kde:

T... rozsah časového souboru;

k... počet odhadovaných parametrů v dané rovnici.

K posouzení statistické významnosti odhadnutých parametrů lze využít t -test. T -test využíváme tehdy, máme-li měření dvou skupin a chceme zjistit, zda jsou tyto skupiny statisticky významně odlišné nebo je rozdíl mezi nimi daný náhodně (Chromý, 2014). Teoretický rámec statistických testů většinou stanovuje dvě základní hypotézy nulovou H_0 a alternativní H_1 . Nulová hypotéza H_0 představuje tvrzení, které je testováno a alternativní hypotéza H_1 zahrnuje zbývající tvrzení studovaného zájmu (Cipra, 2013).

Studentův t -test je nejčastěji používaným parametrickým testem se zvolenou 95% hladinou významnosti, kdy stanovená hypotéza nabývá statistické významnosti je-li t -hodnota větší než tabulková hodnota studentova t -rozdělení. Kdy výpočet testovacího kritéria t vychází z odhadů parametrů μ a σ^2 u výběrových souborů: \bar{x} a s^2 (Bedáňová).

Pro získání výsledku t-testu je nutné provedení několika dílčích kroků (Cipra, 2013):

- Výpočet matice pro ověření statistické významnosti parametrů dle základního vztahu:

$$(X^T X)^{-1} \quad (3.7)$$

- Výpočet korigovaného reziduálního rozptylu $\overline{s_u^2}$ dle vztahu:

$$\overline{s_n^2} = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n-p} \quad (3.8)$$

kde:

y_t ... hodnoty vysvětlované proměnné v jednotlivých letech pozorování;

\hat{y}_t ... teoretické hodnoty vysvětlované proměnné v jednotlivých letech;

n ... počet pozorování;

p ... stupně volnosti.

- Výpočet rozptylu odhadnutých parametrů dle vztahu:

$$s_{ii} = \overline{s_u^2} (X^T X)^{-1} \quad (3.9)$$

- Výpočet standardní chyby odhadnutých parametrů dle vztahu:

$$s_{bi} = \sqrt{s_{ii}} \quad (3.10)$$

- Výpočet testovacího kritéria dle vztahu:

$$t - \text{hodnota} = \frac{\text{hodnota parametru}}{\text{chyba odhadu}} = \frac{|y_{it}|}{s_{bi}} \quad (3.11)$$

Výsledkem t -testu získáváme testovací kritérium, které porovnáme s tabulkovou kritickou hodnotou ($1-\alpha/2$ kvantil studentova t -rozdělení pro dané ν a α) (Bedáňová). V případě, že výsledek t -hodnoty je větší, než tabulková kritická hodnota nulová hypotéza H_0 se zamítá, což znamená, že parametr je statisticky významný. Jeli tomu obráceně, je-li t -hodnota nižší, než tabulková kritická hodnota přijímáme nulovou hypotézu H_0 a sledovaný parametr je statisticky nevýznamný.

Pro práci využívaný software Gretl zpracovává výpočty koeficientu determinace, korigovaný koeficient determinace a p -hodnoty, na základě, níž posuzujeme statistickou významnost parametrů i celého modelu. V rámci p -hodnoty není nutné pracovat s pevnou hladinou významnost, poněvadž p -hodnota je maximální hladina významnosti, při které bychom nulovou hypotézu nezamítli. Je také označována jako přijatelnost nulové hypotézy, protože čím je p -hodnota menší, tím je nulová hypotéza méně přijatelná (Cipra, 2013).

Ekonometrická verifikace tkví v ověřování podmínek nezbytných k zdárné aplikaci konkrétních ekonometrických metod, testů a technik (Hušek, 2007). V této fázi tvorby ekonometrického modelu je testování vlastností odhadnuté náhodné složky z hlediska normálního rozdělení s nulovou střední hodnotou, konstantním rozptylem, náhodná složka není sériově závislá na svých zpožděných hodnotách atd. (Hančlová, 2012). Porušení základních předpokladů odhadu metody nejmenších čtverců vede k ekonometrickým problémům, jako je autokorelace, heteroskedasticita a multikolinearita (Umoru, 2018).

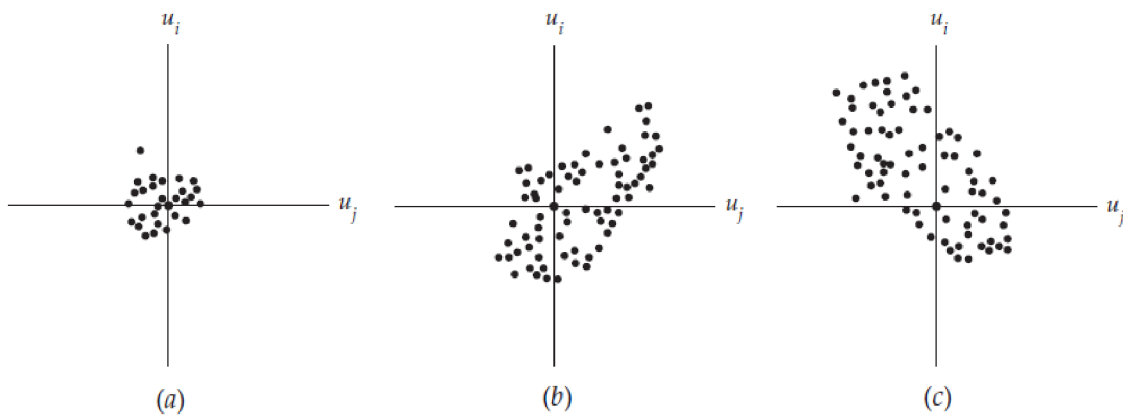
Autokorelace je závislost po sobě jdoucích hodnot výrazu stochastické chyby neboli stochastická porucha v stávajícím časovém období závisí na jejích bezprostředních hodnotách minulých časových období (Umoru, 2018). K destrukci předpokladu nekorelovaných reziduí dochází mnohdy tak, že regresní model je kvantifikovaný pomocí dat ve tvaru časových řad a vykazuje tzv. autokorelovanost reziduí (Cipra, 2013). Podle Lejnarové (Lejnarová, a další, 2009) mezi základní příčiny autokorelace patří:

- setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin;
- chybná specifikace modelu;
- chyby měření;
- nesprávně nastavené zpoždění u vysvětlujících proměnných;
- nesprávně transformovaná výběrová data.

Hančlová ve své knize (2012) uvádí, že provedení odhadu regresního modelu s autokorelací reziduální složky přináší pro vlastnosti získaných odhadů své důsledky:

- odhady jsou nestranné a konzistentní
- nemají minimální rozptyl
- nejsou ani asymptoticky vydatné

Obrázek 3: základní typy autokorelace náhodné složky



Zdroj: Gujarati D., Porter D. (2010), str. 56

Na výše uvedeném obrázku č. 3 jsou znázorněny základní typy autokorelace náhodné složky, kdy (a) znázorňuje negativní autokorelaci, (b) pozitivní autokorelaci a (c) negativní autokorelaci (Gujarati, a další, 2010).

Dle Huška (2007) je nejčastěji používaných testem autokorelace prvního řádu Durbinova-Watsonova statistika, která je definována:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}; \quad (3.12)$$

kde:

DW... Durbinova-Watsonova statistika;

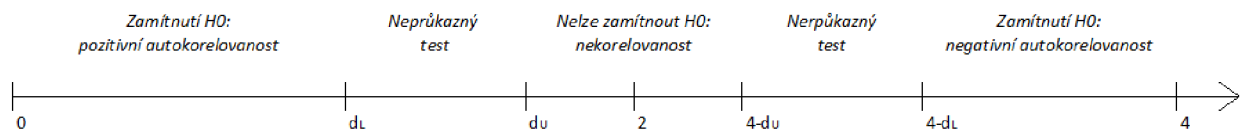
T... rozsah časového souboru;

t... časový index či argument;

e... OLS rezidua.

tj, jako podíl součtu čtverců rozdílů sousedních reziduí a nevysvětleného neboli reziduálního součtu čtverců. Vyhodnocení vypočtených hodnot pro testovanou nulovou hypotézu H_0 lze provést dle obrázku 4.

Obrázek 4: Závěry Durbinova-Watsonova testu pro příslušné hodnoty statistiky *DW*



Zdroj: Cipra (2013), str. 97

Hodnoty Durbinova-Watsonova testu pohybují v rozmezí $<0; 4 >$, kdy krajní hodnoty znázorňují maximální možnou korelovanost dvou následujících reziduálních hodnot. Jestliže se hodnota nenachází v kritické oblasti viz obrázek 4 je konstatováno přijetí hypotézy H_0 , kdy je

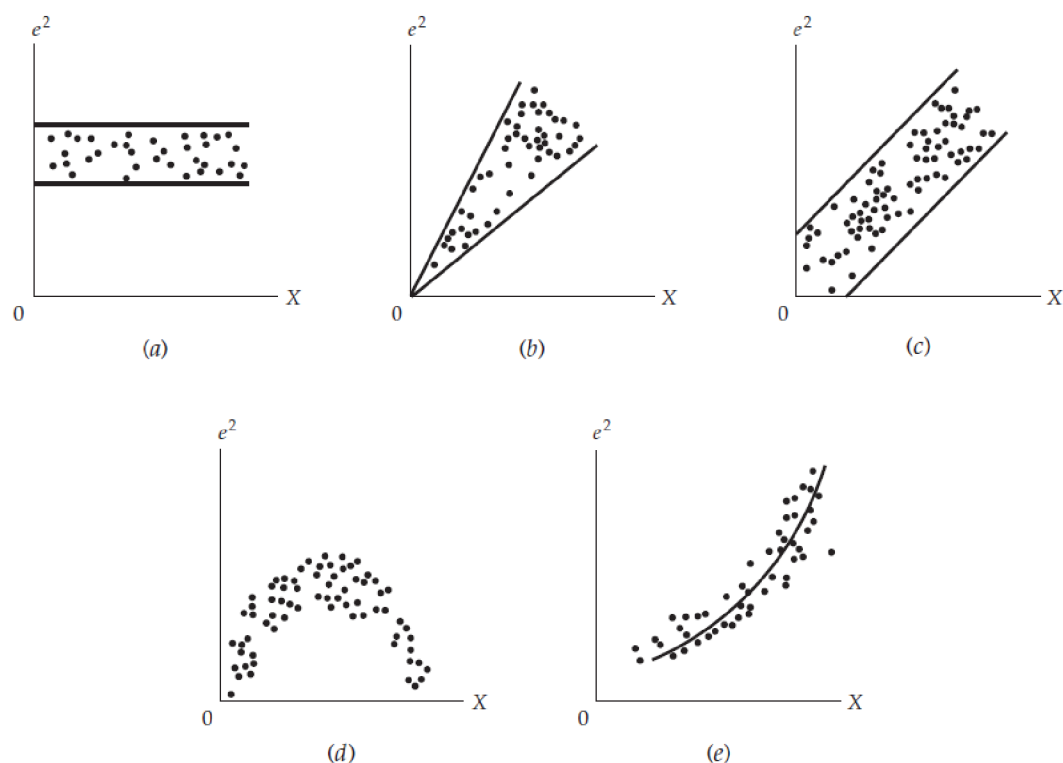
splněna podmínka nekorelovanosti náhodných složek. V opačném případě, kdy dochází k zamítnutí hypotézy H_0 je nezbytné provést odstranění či řešení autokorelace (Hančlová, 2012):

- změna funkční formy modelu;
- zahrnutí opomenuté relevantní proměnné do modelu;
- změna dynamizace modelu, zejména modifikace zpoždění či předstihu u vysvětlujících proměnných;
- zanesení zpožděné vysvětlované proměnné do modelu;
- aplikace adekvátní odhadové techniky jako např. Cochrane-Orcuttovy odhadové metody.

Heteroskedasticita je nežádoucím jevem, v konsekvenci, u něhož se nelze spolehnout na významnost parametrů, jelikož nesplňuje podmínku konečného a konstantního rozptylu. Opakem heteroskedasticity je homoskedasticita, která žádoucím jevem, představující stejný rozptyl reziduí (Gujarati, 2004). Homoskedasticita selhává vždy, když se rozptyl nepozorovaných faktorů mění napříč různými segmenty populace, kde jsou segmenty určeny různými hodnotami vysvětlujících proměnných, např. v rovnici úspor je heteroskedasticita přítomna, pokud rozptyl nepozorovaných faktorů ovlivňuje růst úspor s příjmy (Wooldridge, 2013). Podle Umuru (2018) se heteroskedasticita v modelu vyskytuje v časových i průřezových datech, ale častěji se vyskytuje v datech průřezových. Je to proto, že předpoklad konstantního rozdílu oproti heterogenním jednotkám může být spíše nereálný.

Při zjišťování výskytu heteroskedasticity se začíná zpravidla grafickou analýzou a následně poté dle typického vývoje funkční závislosti měnícího se rozptylu reziduí se provede testování podle adekvátního testu (Hančlová, 2012). K ověření přítomnosti heteroskedasticity je využíváno např. Spearmanův test, White testu, Goldfeldův-Quandtův test, Glejserův test a Breusch-Pagan test (Hušek, 2007). Obrázek 5 znázorňuje grafickou analýzu přítomnosti heteroskedasticity, kde (a) představuje homoskedasticitu a (b) – (e) heteroskedasticitu (Gujarati, a další, 2010).

Obrázek 5: homoskedasticita a heteroskedasticita



Zdroj: Gujaranti D., Porter D. (2010), str. 284

Asymptotický **Whiteův test** vychází z možnosti získání konzistentního odhadu kovariační matice s použitím metody nejmenších čtverců i v případě nesplnění požadavku homoskedasticity (Hušek, 2007).

Statistika Whiteova testu je asymptoticky χ^2 distribuována podle nulové hypotézy homoskedasticity, ale nemusí fungovat dobře v konečných vzorcích (Masakuzu, a další, 2007).

Jedná se o velmi obecný test, k jehož provedení není nezbytné uvádět žádné konkrétní předpoklady o povaze heteroskedasticity. Test může odhalit heteroskedasticitu, ale také může jednoduše identifikovat chybu specifikace (např. vynechání x^2 z regrese). Odmítnutím nulové hypotézy, výsledek Whiteova testu neukazuje, co dělat dál (Greene, 2002).

Síla Whiteova testu se nedá obecně určit, záleží, s jakými testy je srovnáván. V případě testů s přesně danou specifikací heteroskedasticity, která je správná, pak bude Whiteův test

slabší, leč jeho síla je vysoká, pokud je specifikace heteroskedasticity chybná (Dokoupilová, 2007).

Nulová hypotéza Whiteova testu je hypotézou nezávislosti vysvětlujících proměnných, chybového výrazu a homoskedasticity. Zkoumáme konečný vzorek výkonnosti dvou testovacích statistik v lineárním stochastickém regresním modelu, kdy x_i a u_i jsou nekorelované, ale nejsou nezávislé a/nebo jestliže existuje heteroskedasticita v chybovém termínu u_i ve srovnání s tím, kdy x_i a u_i jsou nezávislé na u_i je homoskedastický (Hodoshima, a další, 2007).

Vztah Whiteova testu dle definice (Cipra, 2013):

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{t_2} + \alpha_3 x_{t_3} + \alpha_4 x_{t_2}^2 + \alpha_5 x_{t_3}^2 + \alpha_6 x_{t_2} x_{t_3} + u_t ; \quad (3.13)$$

kde:

$\hat{\varepsilon}_t^2$... OLS rezidua;

u ... reziduální složka.

Whiteův test je založen na stanovené hypotéze, při akceptaci nulové hypotézy na hladině významnosti α přijímáme žádoucí homoskedasticitu, což udává, že všechny parametry jsou statisticky významné, tudíž $\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_1$ zůstává neměnné. Zamítáme-li naopak nulovou hypotézu na hladině významnosti α ve prospěch heteroskedasticity, znamená to, že minimálně jeden z regresních koeficientů je nenulový a mění se v závislosti na některém regresoru (Hušek, 2007).

V případě prokázané statisticky významné heteroskedasticity přistoupíme ke zmírnění nebo odstranění tohoto problému váženou metodou nejmenších čtverců (Hanclová, 2012).

Multikolinearita je jedním z dalších předpokladů lineární regrese. Prezentuje vysokou korelaci mezi dvěma nebo více vysvětlujícími proměnnými z stanoveného výběrového souboru. Podstatou zkoumání multikolinearity je především zjistit intenzitu závislosti mezi dvěma nebo

více vysvětlujícími proměnnými, nikoli pouze detekovat, zda je přítomna či nikoliv (Hušek, 2007).

Přítomnost multikolinearity v regresním modelu je bohužel velmi častým jevem, který má své příčiny, které Hančlová specifikuje ve své knize (2012):

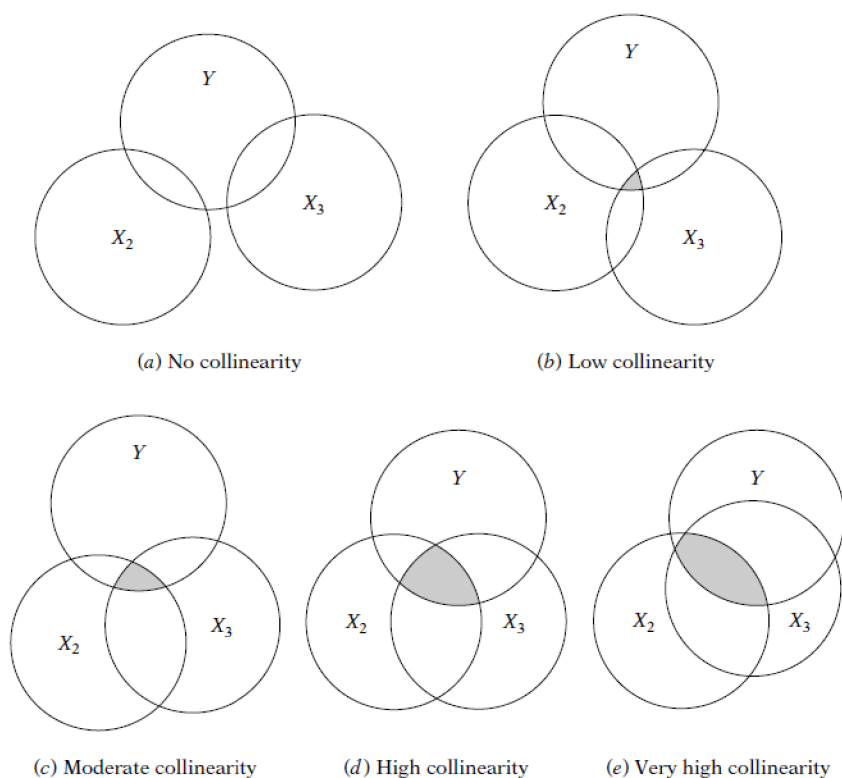
- stejná *trendová tendence ekonomických časových řad*, např. HDP, průměrná mzda, úspory aj.;
- *průřezová analýza*;
- nevhodné zavedení *zpožděných vysvětlujících proměnných* (endogenních i exogenních);
- neadekvátní použití *umělých proměnných*.

Multikolinearita je specifická pro určitý vzorek, a proto bychom měli mít na paměti, že je to otázka stupně nikoli druhu (nerozlišujeme její přítomnost či absenci, ale její různé stupně) a že odkazuje na stav vysvětlujících proměnných, které jsou považovány za nestochastické, je to rys vzorku nikoliv populace (Gujarati, a další, 2010).

Častým jevem je, kdy proměnné jsou vysoce, ale ne dokonale korelované. V tomto případě regresivní model ponechává veškeré jeho předpokládané vlastnosti, i když vznikají potenciálně významné statistické problémy. Problém, kdy regresory jsou vysoce, i když ne dokonale, korelované zahrnují následující příznaky (Greene, 2002):

- drobné změny údajů způsobují velké výkyvy v odhadech parametrů;
- koeficienty mohou mít značně vysoké standardní chyby a nepatrnou úroveň významnosti dokonce i když jsou společně významné a R^2 pro regresi je poměrně vysoké;
- koeficienty mohou mít nesprávné znaménko nebo nevěrohodné veličiny.

Obrázek 6: kolinearita



Zdroj: Gujarati D., (2021), str. 344

Běžný odhad nejmenších čtverců je nejlepší volbou, pokud obvyklé předpoklady klasického lineárního regresního modelu jsou splněny (Muhammad, a další, 2020). Když však vektory sloupců regresorů jsou lineárně závislé, což je známé jako multikolinearita, stává se běžný odhad nejmenších čtverců nestabilní a vykazuje významnou střední ztrátu střední kvadratické chyby. Existence závažného problému multikolinearity je, když se vlastní čísla blíží nule. V této situaci se běžný odhad nejmenších čtverců stává nestabilní a vykazuje nežádoucí vlastnosti, jako jsou větší rozptyly, nepřesné intervaly spolehlivosti, nesprávné malé t -poměry a/nebo dokonce chybné znaky odhadů (Lukman, a další, 2019).

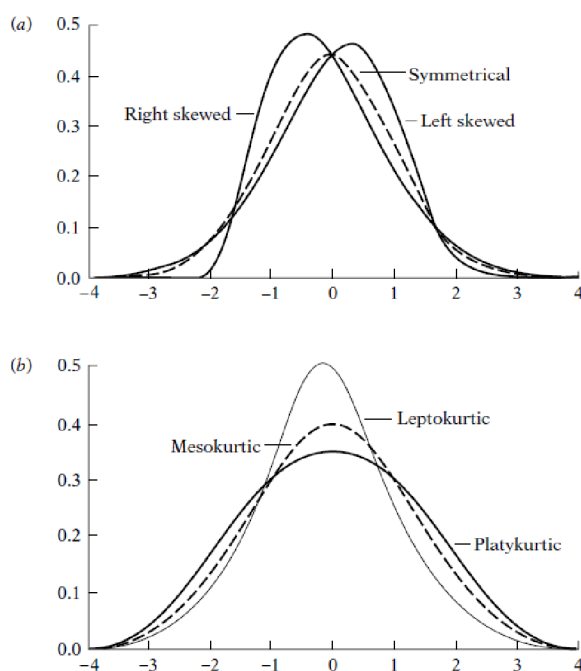
Pro diagnostiku multikolinearity lze využít techniky korelační matice, vícenásobný koeficient korelace (determinace) či míry korelovanosti. Je-li výsledná hodnota vyšší než 0,8 je v modelu prokázán výskyt vysoké multikolinearity. V tomto případě je nezbytné pokusit se

odstranit tento problém, a to z důvodu negativních vlivů na rozptyl odhadnutých regresních parametrů (Hančlová, 2012).

Cipra ve své knize (2013) uvádí doporučené postupy pro modely s multikolienaritou, a to: ignorování multikolienarity, vynechání vysvětlujících proměnných způsobujících multikolienaritu, transformace některých vysvětlujících proměnných, rozšíření datového souboru, použití apriorní informace a použití metody hlavních komponent.

Normalita reziduální složky je využívána zejména při specifikaci pravděpodobnostního rozdělení reziduální složky a následném testování hypotéz v modelu i konstrukci konfidenčních intervalů (Hančlová, 2012). Jak již samotný název normalita naznačuje, testem ověřujeme, zda zkoumaný model má normální rozdělení reziduí. Pro testování normality reziduální složky jsou využívány grafické nástroje (histogram rozdělení četností reziduí porovnávaný s Gaussovou křivkou a pravděpodobností nástroje P-P a Q-Q grafy) a neparametrické testy normality (χ^2 test dobré shody, Jarque-Bera test a Kolmogorovův-Smirnovův test) (Hančlová, 2012). Jedním z často využívaných statistickým testem normality je Jarque-Bera test, který je určen střední hodnotou μ a rozptylem σ^2 , ale je pro něj také charakteristický koeficient šikmosti a špičatosti (Cipra, 2013).

Obrázek 7: (a) šikmost a (b) špičatost



Zdroj: Gujarati D., (2021), str. 877

Jarque-Bera test je realizován ve třech etapách – stanovení hypotéz, výpočet testovací statistiky a vyhodnocení. Základní hypotézou H_0 stanovujeme, že náhodné složky pochází z normálního rozdělení. Zamítnutím základní hypotézy přijímáme alternativní hypotézu, která říká, že náhodné složky nepochází z normálního rozdělení. Jarque-Bera test je vyjádřen vztahem (Cipra, 2013):

$$W = T \left(\frac{\hat{\gamma}_1^2}{6} + \frac{\hat{\gamma}_2^2}{24} \right); \quad (3.14)$$

kde:

T ... počet pozorování;

γ_1 ... koeficient šikmosti;

γ_2 ... koeficient špičatosti.

Vyhodnocením samotného testu přijímáme či zamítáme nulovou hypotézu. Nulovou hypotézu zamítáme v případě, kdy $W \geq \chi_{1-\alpha}^2(2)$ (Cipra, 2013) nebo na základě zjištěné p -hodnoty, pokud $p < \alpha = 0,05$, na základě čehož můžeme konstatovat, že na vybrané hladině významnosti α jsou statisticky významné rozdíly mezi skutečným a teoretickým rozdělením četností.

3.1.5 Aplikace modelu

Jestliže všechny etapy tvorby ekonometrického modelu byly úspěšné, je možné přistoupit k závěru práce vedoucí k vytyčenému cíli. V opačném případě, kdy v procesu verifikace byla zjištěná neadekvátní validita je nutné provést korekci zjištěné chyby v konstrukci ekonometrického modelu a celý proces opakovat (Hančlová, 2012).

Využitelnost odhadnutého ekonometrického modelu je segmentována do tří primárních seskupení (Hančlová, 2012):

- Analýza vývoje a chování zkoumaného jevu – simulace;
- Predikce budoucího vývoje endogenních proměnných zkoumaného jevu;
- Využití modelu k optimálnímu řízení – simulace scénářů a jejich dopadů.

3.1.6 Prognóza

Prognózy můžeme dělit dle délky prognózovaného období, a to na krátkodobé, střednědobé a dlouhodobé. Prognózy jsou ve společnostech využívány především v oblastech správy, plánování a kontroly.

Prognózování je jedním z hlavních cílů ekonometrického modelování (Hušek, 2007). Prognóza v ekonometrii je odhad očekávané hodnoty závislé proměnné pro pozorování, které nejsou součástí stejné datové sady. Většina prognóz má prognózované hodnoty určené pro budoucí časové období, ale běžné jsou i prognózy průřezové (Studenmund, 2014). Ekonometrická prognóza ekonometrického modelu lineární regrese je uvažována jako optimální

odhad hodnoty vysvětlované proměnné pro dané hodnoty vysvětlujících proměnných sestaveného modelu (Cipra, 2013). V kontextu predikce rozlišujeme předpověď na ex post a ex ante prognózu.

Predikce nepodmíněné **ex post** prognózy představuje předpověď endogenní proměnné za předpokladu znalosti hodnot všech vysvětlujících proměnných s jistotou pro prognózované období (Hančlová, 2012). Tedy porovnáním ex post prognózy se skutečnou hodnotou endogenní proměnné stanovíme chybu předpovědi, pomocí níž je ověřena vhodnost ekonometrického modelu k prognózování (Hušek, 2007).

O prognózu **ex ante** jde v případě, kdy neznáme s určitostí hodnotu vysvětlované endogenní proměnné, včetně některých nebo mnohdy i všech hodnot vysvětlujících predeterminovaných proměnných v době předpovědi, čímž je nezbytné provést odhad či vymezení na základě apriorní informace (Hušek, 2007). Prognózu ex ante považujeme za podmíněnou, jelikož neznáme s určitostí hodnoty všech endogenních proměnných a rovněž jsou odhadovány (Hančlová, 2012).

Jiná klasifikace předpovědi rozlišuje předpověď na bodovou a intervalovou (Cipra, 2013), (Hušek, 2007), kdy:

- **bodová předpověď** je založena na odhadu jedné budoucí hodnoty predikované proměnné pro dané období, je bodovým odhadem neznámé hodnoty y^* ;
- **intervalová předpověď** představuje interval spolehlivosti neznámé hodnoty y^* obsahující skutečnou hodnotu predikované proměnné v období předpovědi s předem požadovanou pravděpodobností.

Prognózu průměrné hodnoty endogenní proměnné za období $T + 1$ za pomoci funkce ex ante předpovědi získáme v několika krocích (Hušek, 2007):

bodová předpověď průměrné hodnoty je dána vztahem:

$$\hat{y}_{T+1} = x'_{T+1}b; \quad (3.15)$$

kde:

\hat{y}_{T+1} ... *prognózované hodnoty endogenních proměnných v období T + 1;*

x'_{T+1} ... *prognózované hodnoty predeterminovaných proměnných v období T + 1;*

T ... *časový vektor;*

l ... *délka prognostického horizontu;*

obsahuje-li model všechny vysvětlující proměnné zpožděné o jedno období, pak je vektor x'_{T+1} tvořen skutečnými pozorováními;

není-li část ba dokonce všechny vysvětlující proměnné zpožděné obsahuje vektor také předpovědi či odhady;

je-li skutečná průměrná nebo střední hodnota Y v období předpovědi označena jako \bar{Y}_p , pak chyba předpovědi průměrné hodnoty je dána vztahem:

$$\hat{e}_p = \hat{Y}_p - \bar{Y}_p = x_p'b - x_p'\beta = x_p'(b - \beta); \quad (3.16)$$

kde:

\hat{Y}_p ... *podmíněná bodová předpověď průměrné hodnoty endogenní proměnné v období p;*

x_p ... *vektor předpokládaných hodnot – pozorování nebo odhady exogenních proměnných v období p;*

zdrojem chyby předpovědi průměrné hodnoty \bar{Y} je pouze variabilita odhadové funkce b a protože při odhadu MNČ je odhadová funkce nestranná je střední hodnota chyby předpovědi rovna 0;

předpověď průměrné hodnoty \bar{Y}_p je nestranná a zároveň je nejlepší lineární nestrannou předpovědí;

rozptyl předpovědi průměrné hodnoty Y_p je dán vztahem:

$$\hat{\sigma}_p^2 = E(\hat{\epsilon}_p^2) = \sigma^2 x_p'(X'X)^{-1}x_p = x_p'V(b)x_p ; \quad (3.17)$$

kde:

σ^2 ... rozptyl náhodné složky LRM;

$V(b)$... kovariační matice odhadové funkce b ;

odhad standardní chyby bodové předpovědi průměrné hodnoty endogenní proměnné stanovíme jako průměrnou předpověď:

$$\hat{s}_p = s \sqrt{x_p'(X'X)^{-1}x_p} ; \quad (3.18)$$

kdy symetrický interval spolehlivosti předpovědi průměrné hodnoty \bar{Y}_p , resp. **intervalová předpověď** požadované spolehlivosti $(1 - \alpha)$ 100 % má tvar:

$$\hat{Y}_p \pm t_{\alpha/2}^* \hat{s}_p ; \quad (3.19)$$

kde:

$t_{\alpha/2}^*$... je kritická hodnota Studentova rozdělení pro $T-k$ stupňů volnosti;

\hat{Y}_p ... odhad průměrné hodnoty v období předpovědi;

\hat{s}_p ... standardní chyba předpovědi průměrné hodnoty.

Prognóza nabízí ekonomickým subjektům pohled na budoucí hodnoty ekonomických veličin, které mají často vliv na skutečný budoucí vývoj jako je např. spotřeba, investice aj. (Hušek, 2007).

4. Teoretická východiska

Prostřednictvím této kapitoly jsou vymezeny základní pojmy bezprostředně se vztahující k tématu práce, a to faktorů působících na produkci nábytkářského průmyslu. Budou vymezeny nejpodstatnější pojmy bezprostředně týkající se záměru práce a oblasti úzce související s výrobou nábytku vč. představení nábytkářského průmyslu.

4.1 Nábytkářský průmysl

Podle klasifikace ekonomických subjektů CZ-NACE je nábytkářský průmysl zařazen do sekce C zpracovatelský průmysl a dále klasifikován jako výroba nábytku, oddíl 31. Tento oddíl, výroba nábytku, je vymezen jako výroba nábytku a příbuzných výrobků z jakéhokoliv materiálu, krom kamene, betonu a keramiky. Využívané postupy k výrobě nábytku jsou obvykle tvarování materiálu a montáž dílů, vč. jejich řezání, formování a laminování. Nepostradatelným aspektem produkce nábytku je design udávající trendy, vycházející z estetických a funkčních požadavků (www.nace.cz, 2021).

Nábytek je definován jako jednotka, volně stojící či vestavěná, využívaná zejména pro ukládání, sezení, práci, stravování, ležení, hobby či jinak nespécifikovaný účel, který je určen jako výrobek pro interiér i exteriér obývaný člověkem. Nábytek uspokojuje základní i odvozené potřeby na základě sociálně-ekonomických očekávání jednotlivce. Nábytkářství zasahuje do široké problematiky, od tvorby, výroby, obchodu, ekologie, umění, až po psychologii, sociologii, ale i medicínu (Ministerstvo obchodu a průmyslu, 2021).

Průmysl výroby nábytku je náročný na zdroje a pracovní sílu, zahrnující místní řemeslné firmy i velkoobjemové výrobce. Důležitou roli v nábytkářském průmyslu mají malé a střední podniky, jakýkoli pokles objemu obchodu těchto podniků zvyšuje chudobu, a naopak růst zvýší počet pracovních míst, čímž může snížit nezaměstnanost (Tafesse, a další, 2016).

Jedním nejvýznamnějším faktorem podílu nábytkářského průmyslu na trhu jsou výrobní faktory, zejména kvůli nákladům na pracovní sílu a suroviny. Vzhledem k současné situaci na trhu jsou podniky nuceni výrazně snížit své výrobní náklady. Tohoto snížení nákladů lze dosáhnout snížením plýtvání surovinami a jejich lepším využitím, ale také optimalizací jejich nákupu, vedoucí k menší potřebě skladování a také nižším režijním nákladům. Avšak v důsledku procesu řezání dochází k plýtvání surovinami pohybující se v rozmezí mezi 15–25 % (Oliveira , a další, 2016).

Mezi hlavní budoucí růstové faktory nábytkářského průmyslu je růst lesů, rostoucí trend on-line nákupů, zvýšení počtu bytových a nábytkářských obchodních domů a exportní trh s přibývající globální konkurencí (Hamdan, a další, 2019). Na druhou stranu vysoké náklady vyžaduje automatizace systému v nábytkářském odvětví, která je díky nákladům pomalá (Hamdan, a další, 2019).

Klíčovými hybateli současného hospodářství jsou nehmotná aktiva a znalosti neboli znalostní hospodářství. Znalosti a intelektuální kapitál jsou hlavní faktory poskytující základ pro lepší výkonnost a udržitelnou konkurenční výhodu firmy v dynamickém a nejistém obchodním prostředí (Zlatkovic, 2018).

V ekonomii a jejího členění na mikroekonomii a makroekonomii, dělíme i faktory působící na toto členění. Makroekonomie studuje příčiny vývoje agregovaných proměnných, mezi nichž je zahrnut hrubý domácí produkt, inflace, nezaměstnanost a obchodní bilance (export a import) (Pavelka, 2006). U mikroekonomie můžeme mimo jiné sledovat faktory ovlivňující nabídku a poptávku. Faktory ovlivňující poptávku jsou substituty, důchody spotřebitelů, preference spotřebitelů, počet kupujících a jejich demografická struktura, očekávání spotřebitelů, specifické faktory a faktory ovlivňující nabídku jsou ceny jiných produktů, ceny vstupů použitých k výrobě, technologie výroby, očekávání, počet firem na trhu a další specifické faktory (Jurečka , a další, 2018). Mezi hlavní ekonomické ukazatele výroby nábytku nemyšlitelně patří cenový vývoj, produktivita práce, výkonová spotřeba a základní produkční charakteristiky jako jsou tržby za prodej vlastních výrobků a služeb, účetní přidaná hodnota, počet zaměstnaných osob a osobní náklady (Ministerstvo obchodu a průmyslu, 2021). Většina ekonomických procesů, výroby nábytku nevyjímaje, nezávisí jen na objektivních faktorech jako jsou příjmy, ceny, inflace,

úrokové sazby, ale také subjektivní (psychologické a sociologické) pohnutky, které je možné identifikovat sklony jejichž vliv je trvalý a obvykle neměnný v racionálním časovém období (Doszyń, 2011). Ukazatelé jako počet a velikost závodů, spotřeba kapitálu a cena produkce jsou proměnné, které se v průběhu času mění (Neykov, a další, 2017). Cena dováženého dřeva a cena dřeva z pily domácí produkce, příjem, počet obyvatel, míra využití kapacity a index průmyslové výroby jsou vysvětlující proměnné proklamovaného modelu (Kayacan, a další, 2013).

4.1.1 Zájmové skupiny

Na obor nábytkářského průmyslu působí nespočet vzájemných působících nejrůznějších oborů a vlivů, obzvláště četnost zájmových skupin, kterými v nábytkářském průmyslu jsou především domácnosti vytvářející poptávku po zařizovacích interiérových prvcích. Mezi zájmové skupiny lze dále zařadit i podnikatelské subjekty vytvářející poptávku po nábytkářském vybavení se záměrem zařízení svých podnikatelských prostorů či dále k následnému prodeji.

Na nejrozsáhlejší zájmovou skupinu, domácnosti, navazuje stavební výstavba s nabídkou nemovitostí na trhu, ať se již jedná o developerské projekty, realitní kanceláře či samostatné, individuální stavební projekty. V případě, že domácnosti se rozhodnou pro koupi domu či bytu k vlastnímu bydlení či pronájmu, je více než pravděpodobné, že domácnosti vznikne potřeba pořízený subjekt vybavit minimálně nezbytným nábytkem.

Na rozhodnutí pořízení nemovitosti navazují banky poskytující domácnostem na zajištění potřeby nemovitosti nezbytný kapitál, které se tím stávají také nedílnou součástí zájmových skupin.

Nedílným, a především velmi významným aktérem je stát, který zaváděním a prosazováním politiky zabezpečuje optimální fungování trhu.

4.1.2 Cenový vývoj

Nejvýraznější cenový růst v průmyslu od roku 2011 byl registrován v dubnu 2021, kdy byl zaznamenán meziroční růst o 4,6 %. Téhož roku bylo evidováno rovněž zvýšení cen stavebních prací a tržních služeb pro firmy (Český statistický úřad, 2021).

Ceny tuzemských výrobců v průmyslu, zemědělství a stavebnictví byly v meziměsíčním srovnání vyšší. Za významným nárůstem cen dle upozornění ekonomů je z čtené míry efekt nízké meziroční srovnávací základny zejména v cenách ropy (Forbes Česko, ČTK, 2021).

Cenový vývoj klasifikace výroby nábytku je znázorněna indexem průmyslové produkce, který je od září 2020 do srpna 2021 ve výši 105,5 což je navýšení o 5,5 % oproti přechozímu ročnímu intervalu. Tržby z prodeje výrobků a služeb nábytkářského průmyslu dle dat zveřejněných Českým statistickým úřadem (2021) dosáhly v roce 2019 výše 23 925 711 tis. Kč (Český statistický úřad, 2021).

Tržby z prodeje výrobků a služeb budou v práci představovat závislou (vysvětlovanou) endogenní proměnnou.

4.1.2.1 Tržby z prodeje výrobků a služeb průmyslové povahy

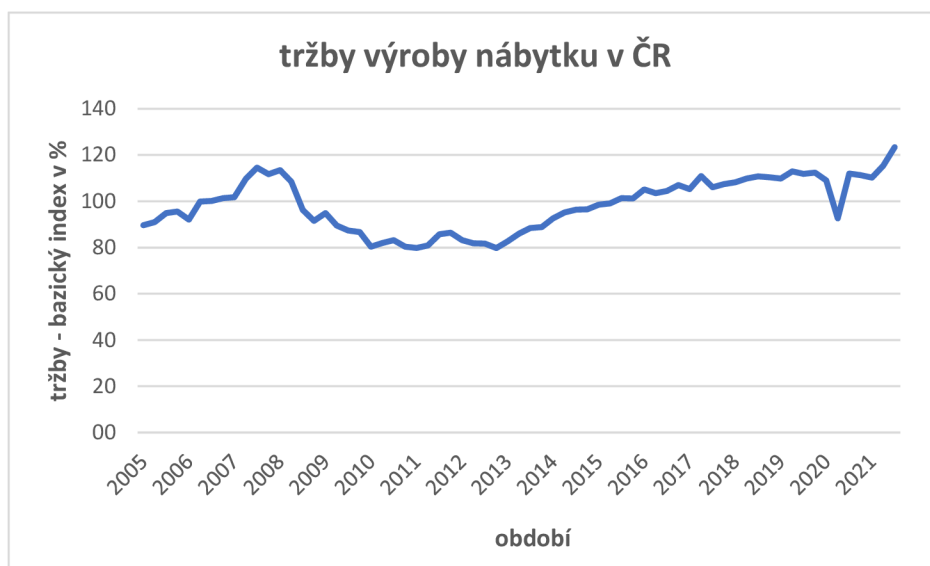
Mezi tržby z průmyslové činnosti vstupují tržby za výrobky a služby, jedná se tedy o tržby očištěné od vedlejších neprůmyslových činností podniku, jsou sledovány v běžných cenách sledovaného roku.

Tržby z prodeje výrobků a služeb z průmyslové činnosti v obvyklých cenách v srpnu 2021 celkově meziročně vzrostly o 5,4 %. Z toho tržby z domácí produkce, zahrnující nepřímý vývoz zprostředkováním neprůmyslových podniků, vzrostly v běžných cenách o 6,5 % a tržby z přímého vývozu v běžných cenách se zvýšily o 4,4 %. V srpnu 2021 vzrostla hodnota nových zakázek o 3,5 %, z čehož zahraniční zakázky se zvýšily o 3,2 % a tuzemské o 4,3 %. Za růstem nových zakázek se skrývá obzvláště růst cen, nikoliv objem nových zakázek. Markantní růst cen je zejména v odvětvích zpracování kovů. K výraznému propadu nových zakázek došlo

v automobilovém průmyslu. Pokles zahraniční poptávky byl zaznamenán i po oděvech (Český statistický úřad, 2021).

Vývoj tržeb výroby nábytku v ČR za období 2005–2021 je zaznamenán v grafu č. 1, kde lze zpozorovat v roce 2008 výraznější pokles tržeb. Od roku 2014 začínají tržby opět stoupat, až do 2. kvartálu roku 2020, kdy tržby výrazněji klesnou, ale již v dalším kvartálu stoupnou na svou původní hladinu. Měřicí jednotkou jsou % běžné ceny, bazického indexu, kde pro 100 je použit průměr roku 2015, data jsou sezónně očištěná.

Graf 1: vývoj tržeb výroby nábytku v ČR za období 2005–2021



Zdroj: vlastní zpracování

Tento ukazatel je základním ukazatelem koncipovaného modelu, konkrétně sledovanou vysvětlovanou proměnnou na základě, níž budou sledovány změny způsobeny vlivem vysvětlujících proměnných.

4.2 Hrubý domácí produkt

Základním indikátorem ekonomické výkonnosti země je hrubý domácí produkt, dále jen HDP. HDP můžeme definovat jako celkovou peněžní hodnotu finálního zboží a služeb vytvořených na daném území v určitém časovém období. Do HDP jsou zahrnovány nově vyrobené statky, finální statky a mezi produkty (Hladík, 2016).

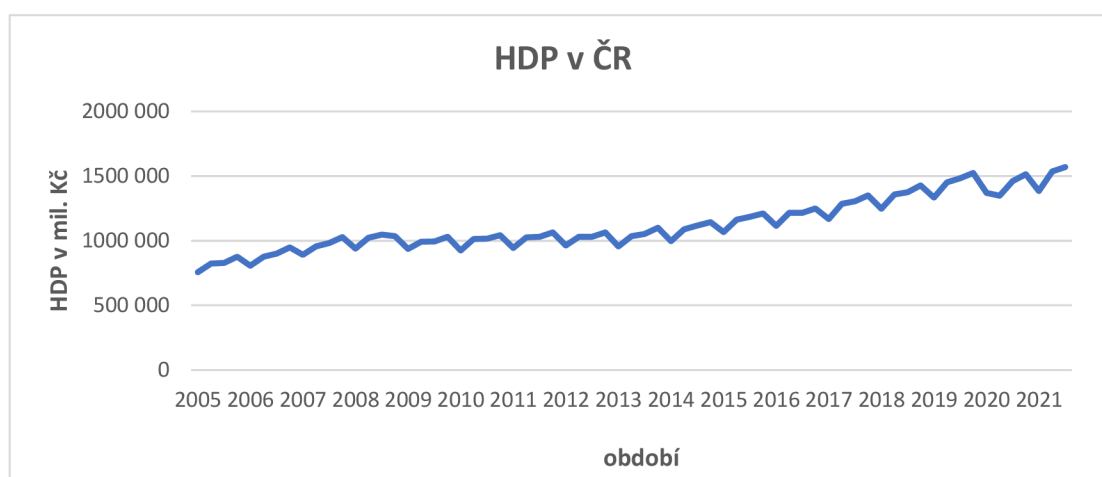
HDP představuje souhrn statisticky zachycených tržních hodnot všech konečných ekonomických statků vyprodukovaných ve sledované ekonomice za zkoumané časové období. Kdy statisticky zachyceným je míněna veškerá legální činnost, na kterou je pravidelně evidován oficiální statisticky přesný přehled. Tržní hodnotou je míněna cena, kterou kupující uhradí za daný ekonomický statek na běžném trhu. Konečnými ekonomickými statky jsou považovány všechny produkty a služby sloužící ke konečné spotřebě, investicím či vývozu. Zkoumanou ekonomickou je míněno územní hledisko daného (sledovaného) hospodářství, bez ohledu na skutečnost, že vlastníkem výrobních činitelů je obyvatel daného státu či cizinec. Výpočet HDP můžeme provést třemi způsoby, a to metodou (Hřebík, 2008):

- **produkční**, která představuje souhrn tržních hodnot všech finálních výrobků a služeb nabízených v ekonomice na území daného státu;
- **výdajovou**, která je založena na souhrnu všech výdajů určených na nákup finálních výrobků a služeb, výdajů všech tržních subjektů působících na finální produkci v ekonomice daného území;
 - jedná se o nejčastěji používanou metodou k stanovování velikosti HDP;
 - nejpodstatnější součástí HDF jsou výdaje domácností na spotřebu, které běžně činní více než 50 % jeho struktury;
 - výdajovou metodou se agregují spotřební a investiční výdaje, což umožňuje zjistit celkové domácí výdaje v běžných neboli tržních cenách;
- **důchodovou** založenou na souhrnu všech důchodů, které plynou tržním subjektům ze své činnosti;
 - představuje součet příjmů domácností, amortizace a nepřímých daní.

Dle dat zveřejněných Českým statistickým úřadem (2021) k 30.9.2021 došlo k meziročnímu růstu 8,1 % HDP v 2. čtvrtletí 2021 a k 25.1.2022 dosáhl meziroční růst 3,3 % HDP, kdy 3. čtvrtletí 2021 vykazovalo mezičtvrtletní růst jen 1,6 % HDP.

Vývoj hrubého domácího produktu v ČR za období 2005–2021 je znázorněn v grafu č. 2. Vstupní data pro tento graf jsou čerpána z Českého statistického úřadu (2021), kde jsou použita data v běžných cenách v mil. Kč. Hrubý domácí produkt v ČR má růstový trend. Výraznější pokles je evidován v 1. kvartálu roku 2020, ale již záhy v následujícím 2. kvartálu již hrubý domácí produkt opět stoupá.

Graf 2: vývoj DPH v ČR v období 2005–2021



Zdroj: vlastní zpracování

4.3 Inflace

Inflaci můžeme charakterizovat jako růst cenové hladiny neboli pokles kupní síly peněz, jedná se o všeobecný růst cen. Inflace je měřena cenovými indexy a cenovými hladinami, kdy výchozím údajem je cenový index, nejčastěji používán index spotřebitelských cen (Hladík, 2016).

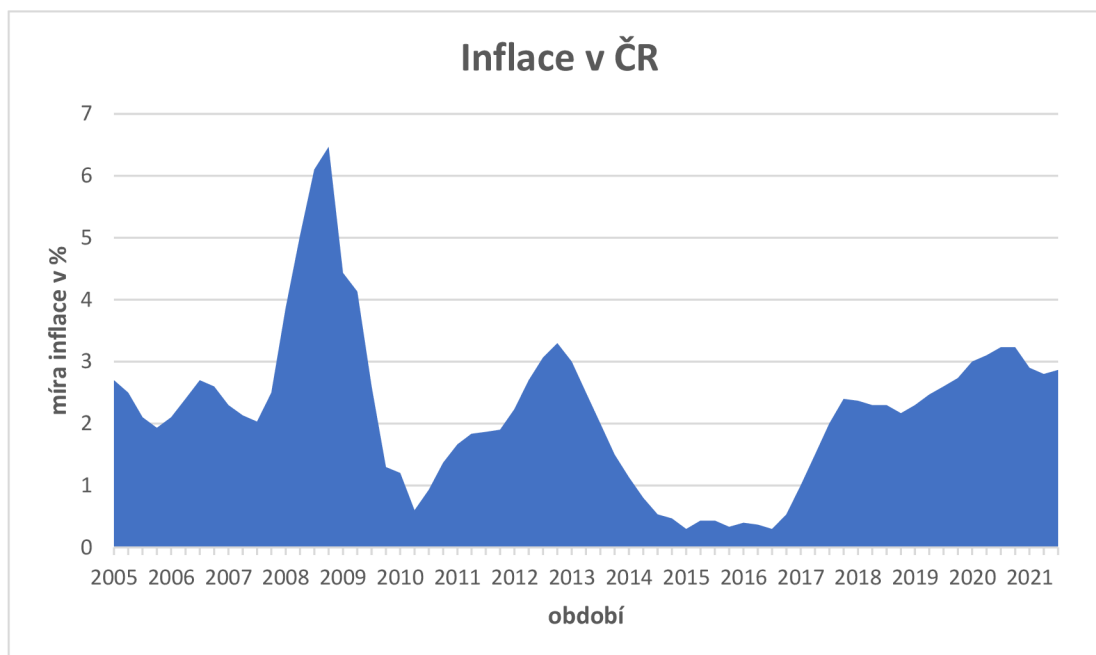
Index spotřebitelských cen je implikován sledovaným výběrem v největší míře spotřebovávaných spotřebních statků v domácnostech. V co největší míře odráží potřebu jednotlivých statků průměrnými domácnostmi, čímž na cenách statků znázorňuje posuny cenové hladiny pečlivě vybraného neměnného spotřebního koše. Hospodářskou nerovnováhu na úrovni celého hospodářského systému inflace způsobuje tím, že snižuje kupní sílu peněžní jednotky. Mírou inflace jsou měřeny inflační tlaky, vyjádřené v procentních bodech. Výsledná data cenové hladiny nemusí být jen pozitivní, může docházet i k poklesu cen, avšak tento jev bývá velmi ojedinělý (Hřebík, 2008).

Česká republika dle čísel Českého statistického úřadu je zasažena nejrychlejším cenovým nárůstem, ten je nejvíce evidován v oblasti dopravy, výrazné zdražování benzínu i nafty, ale také z důsledku nedostatku čipů rostou i ceny aut. Důsledkem tohoto ekonomického vývoje byla v srpnu 2021 zaznamenána inflace na hranici 4,1 % (E15.cz, 2021).

Míra inflace vyjádřena indexem spotřebitelských cen byla v listopadu 2021 ve výši 6 % ke stejnému měsíci předchozího roku a průměrná roční inflace v roce 2021 činila 3,8 % (Český statistický úřad, 2021).

Data získaná z Českého statistického úřadu (2021) jsou převedeny do grafu č. 3, kde je míra inflace v ČR vyjádřena přírůstkem průměrného ročního indexu spotřebitelských cen. Již na první pohled je patrná nejvyšší míra inflace za sledované období v roce 2008, a to konkrétně ve 4.kvartálu, kdy inflace dosahovala rekordních 6,5 % a naopak v období od 3.kvartálu roku 2014 do 4.kvartálu 2016 se pohybovala na hladině a pod hladinou 0,5 %.

Graf 3: inflace v ČR



Zdroj: vlastní zpracování

4.4 Nezaměstnanost

V běžném životě je práce vnímána jako samozřejmost, avšak ztráta zaměstnání je životní událost, kdy dochází k nedobrovolnému zbavení placené práce jedince. V případě, že nedojde k bezprostřednímu nástupu jedince do nového zaměstnání, následuje po ztrátě zaměstnání období nezaměstnanosti (Buchtová, a další, 2013).

Nezaměstnanost je jednou z nejpálčivějších ekonomických, respektive sociálních problémů. Avšak prakticky se jedná o jistý stav na trhu práce, který lze ekonomicky popsat jako převis nabídky práce nad její poptávkou. Kdy nabídku práce představují domácnosti neboli subjekty disponující pracovní silou. Poptávku naopak představují podniky, které potřebují lidskou práci k výrobnímu procesu produkci statků. Přebytek pracovních sil obzvláště způsobuje nerovnost rovnovážné a tržní ceny práce, skutečná tržní cena převyšuje rovnovážnou. Stává se tomu z důvodu, že nominální mzdy nejsou dokonale pružné, ale fixní směrem domů. Neboť snížit odměny za odvedenou práci zaměstnancům lze jen těžko, což je zapříčiněno nepřetržitým růstem

cenové hladiny, inflací, tudíž se předpokládá jejich zvyšování. Snižování mezd a platů též vylučují i odborné organizace působící v národních ekonomikách (Hřebík, 2008).

Definice nezaměstnanosti je dle Českého statistického úřadu vymezena dvojím způsobem. První definice vymezuje tzv. registrovanou nezaměstnanost, která je založena na evidenci uchazečů o zaměstnání na úřadech práce v ČR. Druhé pojetí založené na výběrovém šetření pracovních sil vychází z mezinárodní definice ILO (International Labour Organization), podle níž jsou za nezaměstnané považovány všechny osoby po dovršení 15 let, které zároveň splňují podmínky:

- nejsou zaměstnané;
- aktivně hledají práci, čímž se rozumí hledání pomocí úřadu práce či zprostředkovateli práce, napřímo v podnicích nebo s využitím inzerce, učiněním adekvátních kroků vedoucích k založení vlastní firmy, podání žádosti o pracovní povolení a licence anebo hledání zaměstnání jiným způsobem;
- jsou připraveny k nástupu do práce – okamžitě nebo do 14 dnů jsou k dispozici pro výkon placeného zaměstnání či zaměstnání ve vlastním podniku.

Pokud osoby po dovršení 15 let nesplňují minimálně jednu ze tří výše uvedených podmínek, jsou klasifikovány jako zaměstnané nebo ekonomicky neaktivní (czso.cz, 2007).

Klasifikace nezaměstnanosti je doprovázena mnoha druhy kritérií, avšak v ekonomické literatuře jsou nejpoužívanější (Hřebík, 2008):

- **frikční** – vychází z předpokladu fluktuace pracovníků se stejnou či obdobnou klasifikací mezi firmami;
- **strukturální** – je spojována s jednotvárnou orientací výroby na určitou sféru lidské činnosti a s vývojem nových technologií;
- **sezónní** – souvisí s různými specifiky diverzifikovaného trhu produktů a služeb ve smyslu jeho periodických výkyvů – kolísání v určitých ročních obdobích např. rostlinná zemědělská výroba;
- **cyklická** – je spjata s teorií hospodářského cyklu, jeli ekonomika v krizi, obecně roste i počet lidí bez práce, a naopak v rostoucí fázi nezaměstnanost obvykle klesá. Ovlivnit ji

Ize jen na úrovni celé ekonomiky, poněvadž je závislá na vývoji hrubého domácího produktu.

Zaměstnanost jako strukturální ukazatel odhaluje strukturu trhu práce a hospodářských systémů, měřených prostřednictvím rovnováhy nabídky a poptávky práce. Pracovní síla je nezbytným předpokladem pro dosažení inteligentního a udržitelného hospodářského růstu, ale také jedním z nejdůležitějších výrobních faktorů, neboť je základním prvkem úspěchu každého průmyslového odvětví. Avšak neustálé zlepšování technologií v tomto hospodářském odvětví může zpomalit tempo rozvoje zaměstnanosti. Investice do nových technologií povede k úsilí zvyšování kvalifikace, celoživotní učení, účast pracovníků na odborném vzdělávání, neboť nároky na kvalifikaci rostou ve všech povoláních (Neykov, a další, 2017).

Nezaměstnanost je úzce spjata s problémem tržního hospodářství, jelikož její existence vede k ekonomickým ztrátám, poněvadž při nižší hladině nezaměstnanosti by pravděpodobně došlo k vyšší produkci. Míru nezaměstnanosti definujeme jako poměr nezaměstnaných ku ekonomicky aktivním osobám (Hladík, 2016).

V nezaměstnanosti můžeme sledovat míru registrované nezaměstnanosti vychází z definice Ministerstva práce a sociálních věcí, která je založena na evidenci registrovaných/dosažitelných neumístěných uchazečů o zaměstnání a obecné míry nezaměstnanosti, která vychází z definice výběrového šetření pracovních sil dle mezinárodních definic a doporučení (czso.cz, 2007).

Obecná míra nezaměstnanosti byla v roce 2020 ovlivněna dopady koronavirové krize i když díky opatřením a intervencím vlády, rostla pomalu. Zaměstnanost z hlediska struktury klesá, a to, jak počet pracujících zaměstnanců, tak i počet podnikatelů. Zaměstnanost dle odvětvové struktury v sektoru průmyslu se meziročně snížila o 15 tis. osob, zapříčiněno v důsledku poklesu pracujících v zpracovatelském průmyslu (Ministerstvo obchodu a průmyslu, 2021).

Obecná míra nezaměstnanosti v letech 2005–2021 je sledována v grafu č. 4, kdy měla nezaměstnanost do roku 2020 klesající trend. V roce 2020 příčinou pandemie COVID-19, ukončilo provoz několik firem, jejímž důsledkem byl zvýšený počet evidovaných

nezaměstnaných na úřadech práce, došlo krátce k výraznějšímu navýšení nezaměstnanosti v ČR. Ve 3 kvartálu roku 2021 je opět evidován pokles.

Graf 4: obecná míra nezaměstnanosti v ČR

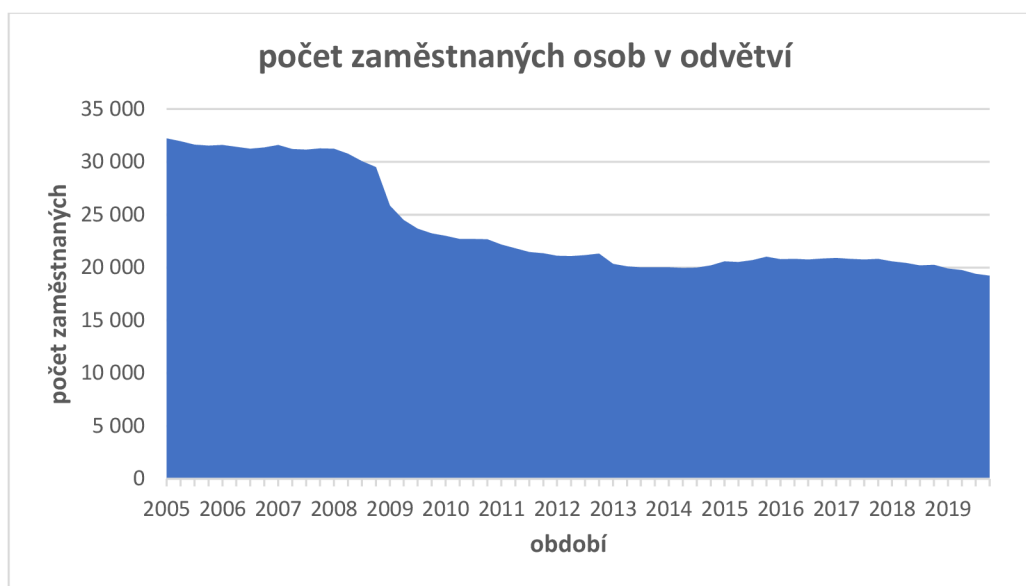


Zdroj: vlastní zpracování

V roce 2020 byla obecná míra nezaměstnanosti na hladině 2,6 % a počet zaměstnaných osob v nábytkářském průmyslu dosáhl hladiny 23916 osob (Český statistický úřad, 2021). Práce se bude opírat nejen o celkovou nezaměstnanost v ČR, ale také o oborovou zaměstnanost v nábytkářském průmyslu.

Vývoj počtu zaměstnaných osob v odvětví CZ-NACE, sekce C, oddíl 31 – výroba nábytku je zanesen do grafu č. 5. K citelnému ponížení počtu zaměstnaných osob v odvětví došlo v roce 2008, v době celosvětové ekonomické krize, kdy došlo i k ponížení počtu aktivních subjektů v tomto odvětví.

Graf 5: vývoj počtu zaměstnaných osob v odvětví



Zdroj: vlastní zpracování

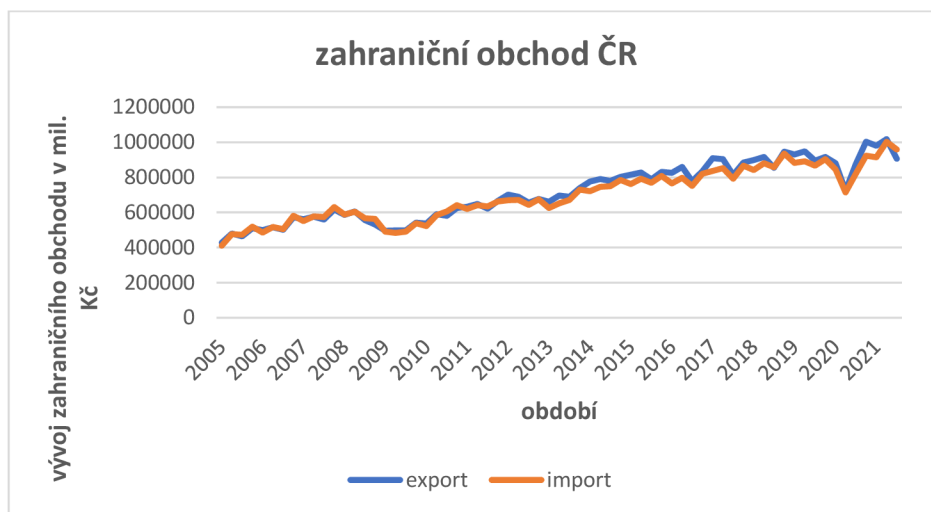
4.5 Zahraniční obchod

Zahraniční obchod lze definovat jako vztah mezi vyrobeným a užitným společenských produktem. Obměna společného produktu využitím zahraničního obchodu je v jednotlivých zemích různá. V zemích s komplexní ekonomikou je zahraniční obchod jen v řádu několika málo procent, ale v některých zemích činí i více než 70 %. Jedním z ukazatelů je objem zahraničního obchodu, který vypovídá o postavení země ve světové ekonomice, jenž kvalifikuje schopnost vývozu pokrýt dovozní potřeby země. Avšak v zásadě lze konstatovat, že míra závislosti ekonomiky na zahraničních vztazích je menší, a to čím větší je země a čím více má obyvatel (Svatoš, a další, 2009).

Spojitost české ekonomiky obchodu se zahraničním se projevuje vysokým podílem na hrubém domácím produktu. Statistika zahraničního obchodu za červenec 2021 zveřejněná Ministerstvem průmyslu a obchodu ČR uvádí bilanci zahraničního obchodu nižší o 21,3 mld. Kč se schodkem 7,2 mld. Kč, čímž zahraniční obchod zaznamenal záporné hodnoty. Na tyto záporné hodnoty měl výrazný vliv meziroční růst hodnoty dovozu, a to především v důsledku zvýšené

cenové hladiny ropy a zemního plynu, ale také zvýšeným deficitem se základními kovy, chemickými látkami a přípravky. V oblasti vývozu byl zaznamenán meziroční růst o 4,3 %, kdy překonal hodnotu roku 2019 o 8,3 mld. Kč. Rychlejší růst však byl zaznamenán u dovozu s meziročním zvýšením o 12,3 % (Ministerstvo obchodu a průmyslu, 2021). Ekonomický vývoj zahraničního obchodu je zanesen do grafu č. 6.

Graf 6: vývoj zahraničního obchodu ČR



Zdroj: vlastní zpracování

I přes tvrdý zásah koronaviru byla očekávána v roce 2020 úspěšná produkce, založena na předpovědi postavené na skutečnosti velmi dynamického rozjezdu po jarním zpomalení. Po výrazném růstu importu a strhujícího tempa exportu, byl zaznamenán podstatný rekord výrobní hodnoty, jejímž výsledkem je ztráta části tuzemského trhu a větší orientace na export českými výrobci nábytku, kteří exportují dražší a kvalitní nábytek zejména na trhy EU. Nejvýznamnější podíl na importu nábytku do České republiky specializovanými nábytkářskými markety mají Polsko, Německo a Čína (Hospodářská komora České republiky, 2021).

Efektivita v ekonomii znamená komparaci mezi vstupní a výstupní hodnotou zároveň s optimální hodnotou vstupu a výstupů aplikovaných ve výrobním procesu. Současným předním exportérem v oblasti nábytkářského průmyslu je Čína, která v roce 2005 předstihla Itálii a od té

doby si drží své prvenství. Obdobně je na tom Vietnam, který se vyšplhal na hlavního vývozce nábytku ve světě, který má ve výrobě nábytku výhody spousty lesních rezervací. (Hamdan, a další, 2019).

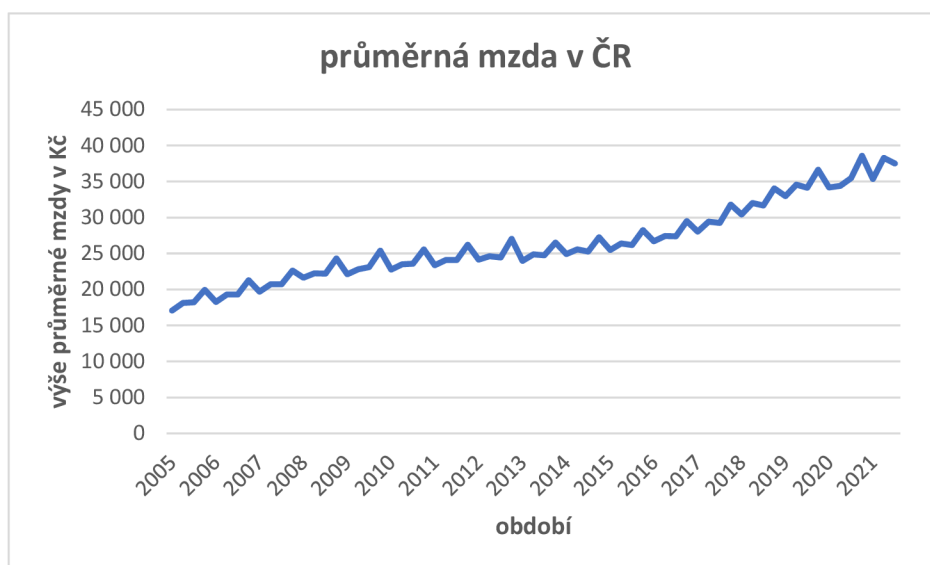
4.6 Průměrná mzda

Český statistický úřad (2021) definuje průměrnou hrubou měsíční mzdu jako podíl mezd bez osobních nákladů náležejících na jednoho zaměstnance evidenčního počtu za měsíc. Jedná se o podíl mzdových prostředků zahrnujících příplatky za přesčas, odměny, náhrady mzdy apod. Do průměrné hrubé měsíční mzdy se nezahrnují náhrady mzdy za dobu trvání dočasné pracovní neschopnosti nebo karantény placené zaměstnavatelem. Jelikož se jedná o hrubou mzdu, je tedy před ponížením o veřejné zdravotní pojištění, sociální zabezpečení a zálohu daně z příjmů fyzických osob. Průměrná hrubá mzda nevypovídá o mzdě jednoho konkrétního zaměstnance ba naopak, statistiky uvádějí, že téměř dvě třetiny zaměstnanců mají mzdu nižší, než je celostátní průměr.

S ohledem na rostoucí inflaci je možné sledovat výrazný pokles reálné mzdy (Ministerstvo obchodu a průmyslu, 2021).

Vývoj průměrné mzdy v České republice je zanesen do grafu č. 7, která má vzrůstající trend a v 3 kvartálu roku 2021 je výše průměrné mzdy 37 499, - Kč. Zároveň je možné z grafu vyčíst, že vždy k 1 kvartálu dochází k poklesu výše průměrné mzdy a v posledním 4 kvartálu roku jsou naopak průměrné mzdy za sledovaný rok nejvyšší.

Graf 7: vývoj průměrné mzdy v ČR



Zdroj: vlastní zpracování

Šetření zaměřené na lidský kapitál a interní výzkum pro zvýšení efektivity firmy poukazuje na zvýšenou produktivitu zaměstnanců po zvýšení jejich mezd, což zvyšuje technickou účinnost a produktivitu firmy. Faktory jako jsou povinnosti, odpovědnost a pracovní podmínky by měly být zohledňovány při zvyšování mzdové sazby zaměstnanců (Hamdan, a další, 2019).

4.7 Počet podniků v nábytkářském průmyslu

Počet podniků v oblasti nábytkářského průmyslu bude v této práci zastávat pozici vysvětlující proměnné. Výsledkem bude zjištění, jaký vliv má počet podniků na tržby v sledovaném oboru.

Podniky s činností v nábytkářském průmyslu jsou zastoupeny ve všech krajích České republiky. Největší podíl nábytkářské výroby je zaznamenán v Jihomoravském kraji, a naopak nejmenší zastoupení je sledováno v Libereckém kraji, kterému vévodí výroba bižuterie. Neméně

podstatnou lokalitou s vysokým podílem nábytkářské výroby jsou kraje Středočeský, Jihočeský a Vysočina (Ministerstvo obchodu a průmyslu, 2021).

Graf č. 8 prezentuje hodnoty aktivních subjektů v odvětví výroba nábytku za období 2005–2019. V tomto časovém sledu svého vrcholu s počtem 8241 aktivních subjektů je rok 2011. Od téhož roku dochází k pozvolnému úbytku aktivních subjektů z odvětví výroby nábytku.

Graf 8: vývoj počtu aktivních subjektů v odvětví



Zdroj: vlastní zpracování

4.8 Stavební výstavba

Ukazatel stavební výstavby zahrnuje celkový počet dokončených bytů v bytových jednotkách i samostatných rodinných domů. Bytem se rozumí místnost či soubor místností sloužící jako samostatné bytové jednotky a jsou dle rozhodnutí stavebního úřadu k bydlení, ať už se jedná o byty v nových budovách či nově dokončené byty ve stávajících budovách. Bytová výstavba je úzce spjatá s poptávkou po nábytku. Proto bylo v souvislosti k stanovenému cíli přistoupeno k promítnutí počtu dokončených bytů do ekonometrických modelů.

Bytová výstavba byla zanesena do grafu č. 9, která ukazuje počet dokončených bytů v rodinných a bytových domech od roku 2005 k 3. kvartálu roku 2021. S příchodem ekonomické krize v roce 2007 a pandemií COVID-19 došlo k poklesu v celkovém počtu dokončených bytů.

Graf 9: vývoj bytové výstavby v ČR



Zdroj: vlastní zpracování

4.9 Ceny nemovitostí

Ceny nemovitostí v České republice zaznamenávají v posledních letech raketový růst. Před rokem 2000 se ceny nemovitostí průměrně navyšovali o inflaci a růstu reálných příjmů, a to v průměru o 4 až 5 % ročně, což poukazovalo na znaky vnitřní nerovnováhy systému, která byla zaviněna vládními intervencemi do oblasti bydlení (Smrčka, 2010).

Zvýšenou dynamiku růstu cen je možné sledovat v letech 2002 až 2003, kdy byly ceny vyzdviženy zejména díky pozitivnímu očekávání domácností k budoucí cenové expanzi nemovitostního trhu, jejímž důvodem byl vstup České republiky do Evropské unie. V tomto období byl dle Českého statistického úřadu sledován meziroční růst cen o více než 20 %. Dalším

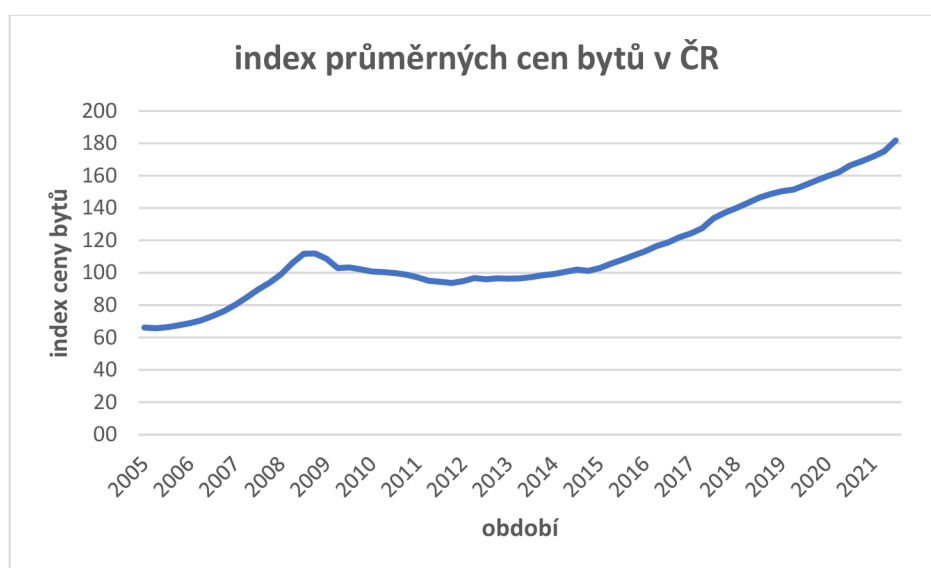
obdobím zaznamenávajícím zvýšenou dynamiku cen nemovitostí byla ekonomická konjunktura v letech 2007 až 2008. V této době i přes rostoucí úrokové sazby, byla sledována vysoká poptávka nemovitostí po vlastním bydlení. Tomuto období jsou poptávce po nemovitostech připisovány fundamenty: nárůst reálných mezd, růst nabídky volných pracovních míst, všeobecná dobrá situace na trhu práce. Tyto faktory zapříčinily opětovný nárůst zájmu o vlastní bydlení, který byl zastaven s nástupem finanční krize (Somogyi, 2019).

Počátkem Americké hypoteční krize realitní odborníci tvrdili, že ceny nemovitostí v České republice nebudou touto krizí zasaženy, avšak v červnu 2009 ztrácí nemovitosti 10 až 30 a ojediněle až 40 % své hodnoty. Tímto cenovým propadem nebyly postiženy jen nejlukrativnější regiony jako např. Praha, ale regiony všechny vč. relativně odlehlých oblastí (Smrčka, 2010).

Od konce roku 2012 již docházelo k pozvolnému růstu cen, kdy v roce 2016 s oživením ekonomiky je zaznamenán růst rychlejší, který přetrvává dosud. Navzdory značným pandemickým opatřením a propadu ekonomického výkonu v roce 2020 byl zaznamenán výrazný růst cen bytových nemovitostí, který pramenil z rekordně nízkých hypotečních sazeb a zrušení daně z nabytí nemovitostí (Mrázek, a další, 2021).

Raketový růst cen nemovitostí je zobrazen v grafu č. 10. K 3. kvartálu roku 2021 je stanoven Českým statistickým úřadem (2021) index cen nemovitostí ve výši 181,8, kdy v roce 2010 byl index 100. Což znamená, že ceny nemovitostí vzrostly oproti roku 2010 o 81,8 %.

Graf 10: vývoj indexu průměrných cen bytů v ČR



Zdroj: vlastní zpracování

4.10 Úrokové sazby

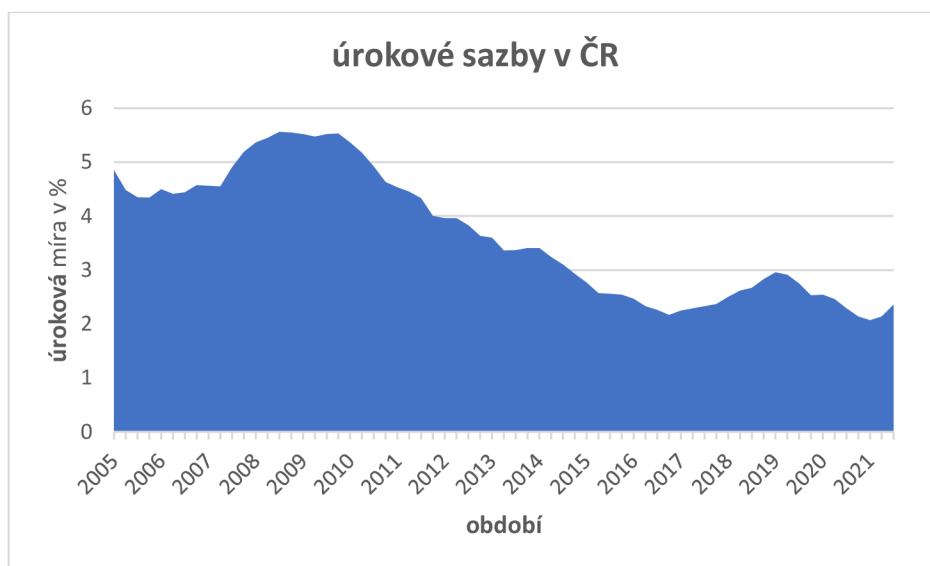
Měnovou politikou Česká národní banka mění i tržní úrokové sazby, které se dále promítají i do dalších proměnných jako jsou měnový kurz, výdaje na spotřebu a investice, úspory, objem výroby, ceny zboží a služeb či ceny aktiv. Zvýšení úrokových sazeb je dále promítnuto do hodnoty peněz na mezibankovním trhu, ta se stává vyšší. V jejímž důsledku dochází k vynakládání menšího obnosu peněz na spotřebu v domácnostech, které svou potřebu odkládají do budoucna a dochází k poklesu poptávky po zboží a službách. Snížení spotřebitelské poptávky zapříčiňuje pokles firemních výnosů s následkem poklesu výroby a ekonomice jako celku. V jehož důsledku dochází k zvolnění ekonomického růstu, zvýšení nezaměstnanosti, poklesu zvyšování mezd a inflace (Česká národní banka, 2021).

Na konci roku 2016 dosáhly úrokové sazby hypotečních úvěrů svého rekordního minima, které byly příčinou zrodu úvah, zda není tato skutečnost riziková a zda má tento jev své opodstatnění či nikoliv (Somogyi, 2019).

V podobě snižování sazeb a nákupu aktiv je snaha zmírnit dopady koronavirové pandemie všech centrálních bank ve světě, Českou národní banku nevyjímaje. Z důvodu silných inflačních tlaků, přistoupila Česká národní banka v říjnu 2021 k výraznému zvýšení základních úrokových sazeb. Tímto krokem chce Česká národní banka zpomalit poptávku a snížit inflaci (E15.cz, 2021).

Oproti ceně nemovitostí, která má vzrůstající trend, míra úrokových sazeb v ČR s drobnými výkyvy má naopak klesající trend. Vývoj úrokových sazeb je zanesen do grafu č. 11. S příchodem pandemie COVID-19 přijala Česká národní banka opatření, která brzdí inflaci a uchovává hodnotu měny CZK, ale také zvýšila úrokové sazby, kdy k 3. kvartálu roku 2021 dosáhla výše 2,36 %.

Graf 11: vývoj úrokových sazeb v ČR



Zdroj: vlastní zpracování

Úrokové sazby jsou ovlivňovány likviditou preference definující množství aktiv držných v likvidní formě. Po přijetí klasických předpokladů můžeme prohlásit, že vyšší sklon k úsporám zvyšuje investice a úspory, ale snižuje úrokovou sazbu (Doszyń, 2011).

5. Vlastní práce

V analytické části práce byly zkonstruovány dva jednorovnicové ekonometrické modely, vysvětlující vývoj tržeb ve zpracovatelském průmyslu, konkrétně v odvětví výroba nábytku. Přičemž jsou modely zaměřené na poptávku a nabídku výroby nábytku v České republice. Pro sestavení modelů byly použity ukazatelé, ovlivňující vývoj tržeb nábytkářského průmyslu, opírající se o data časových řad s čtvrtletní periodicitou za období od roku 2005 do 2021. Datová základna byla sestavená na základě údajů získaných z Českého statistického úřadu, informačního servisu České národní banky, jejíž součástí je veřejná databáze časových řad ARAD a Ministerstva průmyslu a obchodu ČR. Podkladová datová základna je uvedena v přílohách práce, konkrétně v příloze 1.

5.1 Model poptávka

Ekonometrický model poptávky zkoumá závislost indexu tržeb nábytkářského průmyslu na míře inflace, obecné míře nezaměstnanosti, importu v oblasti výroby nábytku, průměrné hrubé měsíční mzdě, dokončené bytové výstavbě v ČR, indexu cen bytů v ČR, úrokové sazbě úvěrů a HDP. Deklarace proměnných tohoto modelu je znázorněna v tabulce 1.

Výběru vhodného ekonometrického modelu předcházelo sestavení několika modelů s implementací salda vývozu a dovozu, výdaji domácností na hrubý domácí produkt a některé zpožděné vysvětlující proměnné. Z důvodu jejich nevýznamnosti nebyly tyto relevantní proměnné do modelu zaneseny. Výčet potenciálních modelů je zaznamenán v příloze 3.

Tabulka 1: Deklarace proměnných modelu poptávka

Označení	Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
y1	tržby z průmyslové činnosti – výroba nábytku	endogenní	%	TPČ_VN
x1	jednotkový vektor	exogenní	–	const
x2	míra inflace	exogenní	%	M_INF
x3	obecná míra nezaměstnanosti	exogenní	%	OMN
x4	import v oboru výroba nábytku	exogenní	mil. Kč	IMP
x5	průměrná hrubá měsíční mzda	exogenní	Kč	PHM
x6	HDP	exogenní	mil. Kč	HDP
x7	výdaje na HDP – domácnosti	exogenní	mil. Kč	VYD_D
x8	stavební produkce	exogenní	%	ST_PR
u1	náhodná složka	stochastická	–	–

Zdroj: vlastní zpracování

Zápis ekonomického modelu:

$$y_1 = fce(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8)$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + \gamma_7 x_{7t} + \gamma_8 x_{8t} + u_1$$

5.1.1 Teoretické předpoklady

Pro všechny proměnné zanesené do modelu jsou na základě získaných poznatků definovány předpoklady:

- Mezi mírou inflace a ekonomickým růstem znázorněným indexem tržeb existuje souvislost. Míra inflace jde ruku v ruce s ekonomickým růstem. Pokud dochází k zvyšování ekonomiky, dochází zpravidla také k růstu inflace a naopak. Ztrácí-li ekonomika na svém růstu a dochází k jejím poklesu, klesá i míra inflace. Důsledky tohoto jevu mohou být spojovány se zvyšováním úrokových sazeb, což zapříčiní omezení investic, jenž bude mít za následek i snížení HDP.
- Obecná míra nezaměstnanosti a ekonomický růst, v tomto případě tržeb, dochází k negativní relaci. Kdy při růstu obecné míry nezaměstnanosti dochází k poklesu ekonomického růstu a naopak.
- Import a index tržeb v oblasti výroby nábytku spolu úzce souvisí. Česká republika není plně soběstačná ve výrobě deskového materiálu a komponentů potřebných pro výrobu nábytku, a tudíž s nárůstem dovozu těchto komponentů dochází ke zvyšování tržeb.
- S růstem průměrné hrubé měsíční mzdy se domácnostem zvyšují volné prostředky, které mohou využít k vlastní spotřebě. Avšak se zvyšující se průměrnou hrubou měsíční mzdou se zvyšují i náklady společnosti na platy svých zaměstnanců, čímž dochází k poklesu výše tržeb.
- Hrubý domácí produkt a index tržeb mají mezi sebou pozitivní vztah. Dochází-li ke zvyšování HDP, dochází ke zvyšování ekonomického růstu, a tedy i růstu indexu tržeb nábytkářského průmyslu.
- Se zvyšujícími se výdaji domácností na hrubý domácí produkt dochází ke zvyšování hrubého domácího produktu, který představuje ekonomický růst, kdy dochází také ke zvyšování hladiny indexu tržeb nábytkářského průmyslu.
- Stavební produkce a výroba nábytku jdou společně ruku v ruce. Bytová výstavba, ovlivňující stavební produkci, vyžaduje interiérové vybavení, čímž dochází k poptávce po nábytkářském vybavení.

5.1.2 Korelační matice

Před sestavením samostatného ekonometrického modelu byl proveden nezbytný odhad strukturálních parametrů rovnice modelu indexu tržeb nábytkářského průmyslu. K diagnostice multikolinearity bylo pomocí softwaru Gretl využito techniky korelační matice, jejíž hodnota 0,8 a vyšší je v modelu nežádoucí.

Tabulka 2: Korelační matice modelu poptávka (2005-2021)

TPČ_VN	M_INF	OMN	IMP	PHM	HDP	VYD_D	ST_PR	
1	0,0775	-0,8047	0,6069	0,5387	0,6432	0,5627	0,5196	TPČ_VN
	1	-0,1343	-0,2207	-0,0085	-0,0135	-0,0431	0,0476	M_INF
		1	-0,8153	-0,8213	-0,8845	-0,8565	-0,2946	OMN
			1	0,9169	0,9262	0,9284	0,1248	IMP
				1	0,9779	0,9738	0,0009	PHM
					1	0,9863	0,094	HDP
						1	0,0408	VYD_D
							1	ST_PR

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Na základě přepisu korelační matice z SW Gretl do tabulky 2 je patrné, že se v modelu vykytuje vysoká multikolinearita u téměř všech proměnných. Vysoká multikolinearita je zaznamenána konkrétně mezi obecnou mírou nezaměstnanosti a tržbou z průmyslové činnosti – výroby nábytku, importem v oboru výroby nábytku a obecnou mírou nezaměstnanosti, průměrné hrubé měsíční mzdy s obecnou mírou nezaměstnanosti a importem v oboru výroby nábytku, HDP s obecnou mírou nezaměstnanosti, importem v oboru výroby nábytku, průměrnou hrubou měsíční mzdou. Výdaje domácností na hrubý domácí produkt vykazují multikolinearitu s obecnou mírou nezaměstnanosti, importem v oboru výroba nábytku, průměrnou hrubou měsíční mzdou a HDP. S ohledem na vysokou intenzitu závislosti je její odstranění nezbytné.

Pro odstranění nežádoucího jevu, vysoké multikolinearity, byla zvolena transformace proměnných míry inflace a indexu stavební produkce. Jmenované proměnné byly přeneseny do formy prvních diferencí. Výčet hodnot po první diferenci je zanesen v příloze 2.

Do tabulky 3 byla zanesena data po provedení první diference modelu. Z níž lze vyčíst, že po provedení první diference došlo k částečné eliminaci vysoké multikolinearity. U proměnných s vysokou multikolinearitou po provedení první diference, konkrétně obecné míry nezaměstnanosti, importem v oboru výroba nábytku, průměrnou hrubou měsíční mzdou, HDP a výdajů domácností na hrubý domácí produkt je vykazována vysoká míra statistické významnosti, tudíž je možné multikolinearitu ignorovat.

Tabulka 3: Upravené korelační matice modelu poptávka (2006-2021)

TPČ_VN	M_INF	OMN	IMP	PHM	HDP	VYD_D	ST_PR	
1	-0,193	-0,8194	0,6111	0,5347	0,6481	0,564	0,5113	TPČ_VN
	1	0,3069	-0,3921	-0,1101	-0,1713	-0,1866	-0,1138	M_INF
		1	-0,7871	-0,7946	-0,8676	-0,8347	-0,3644	OMN
			1	0,9023	0,9133	0,9147	0,0932	IMP
				1	0,9742	0,9698	0,0154	PHM
					1	0,9846	0,119	HDP
						1	0,0631	VYD_D
							1	ST_PR

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

S ohledem na úpravu první diference došlo ke zkrácení časové řady o čtyři čtvrtletí roku 2005. Výsledný model s čtvrtletními hodnotami je upraven na roky 2006 až 2021.

5.1.3 Odhad modelu

Odhad ekonometrického modelu poptávka byl proveden běžnou metodou nejmenších čtverců v softwaru Gretl. Odhad modelu je znázorněn na obrázku 8, na základě, něžž byl proveden zápis ekonometrického modelu rovnice. Na ekonometrické model rovnice navazuje ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace.

Obrázek 8: Odhad ekonometrického modelu poptávka

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: Yltrzby

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	122,778	16,1702	7,593	4,03e-010	***
X2inflace	2,53882	0,626054	4,055	0,0002	***
X3nezamest	-4,92309	0,750064	-6,564	1,95e-08	***
X4ZOimport	6,64396e-05	1,32993e-05	4,996	6,29e-06	***
X5prummzda	-0,00260808	0,000596346	-4,373	5,49e-05	***
X6HDP	0,000121088	2,35139e-05	5,150	3,63e-06	***
X7vydajeHDPdomac~	-0,000238953	4,27456e-05	-5,590	7,32e-07	***
X8stavebniproduk~	0,0740067	0,0776128	0,9535	0,3445	
Střední hodnota závisle proměnné		98,72812			
Sm. odchylka závisle proměnné		11,75387			
Součet čtverců reziduí		1042,925			
Sm. chyba regrese		4,354569			
Koeficient determinace		0,878241			
Adjustovaný koeficient determinace		0,862745			
F(7, 55)		56,67338			
P-hodnota (F)		7,23e-23			
Logaritmus věrohodnosti		-177,8026			
Akaikovo kritérium		371,6052			
Schwarzovo kritérium		388,7503			
Hannan-Quinnovo kritérium		378,3484			
rho (koeficient autokorelace)		0,124489			
Durbin-Watsonova statistika		1,603547			

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Zápis ekonometrického modelu rovnice:

$$\begin{aligned}
 y_{1t} = & 122,778 + 2,53882x_{2(t-4)} - 4,92309x_{3t} + 0,00000664396x_{4t} - 0,00260808x_{5(t-1)} + \\
 & (16,1702^{***}) \quad (0,626054^{***}) \quad (0,750064^{***}) \quad (1,32993e-05^{***}) \quad (0,000596346^{***}) \\
 & 0,000121088x_{6(t-1)} - 0,000238953x_{7(t-1)} + 0,0740067x_{8t} + u_1 \\
 & (2,35139e-05^{***}) \quad (4,27456e-05^{***}) \quad (0,0776128)
 \end{aligned}$$

5.1.4 Ekonomická verifikace

Na základě získaných strukturálních parametrů ekonometrického modelu je nezbytné provést ověření souladu s výchozí ekonomickou teorií, a to porovnáním směru a intenzity působení vysvětlujících na vysvětlovanou proměnnou za podmínky *ceteris paribus* (za jinak stejných podmínek), které můžeme považovat za reálné.

Tabulka 4: Ekonomická verifikace modelu poptávka

Název proměnné	Zkratka	Hodnota parametru	Interpretace
konstanta	const	122,778	Budou-li ostatní vlivy v modelu rovny nule, bude meziroční přírůstek indexu tržeb v nábytkářském průmyslu roven 122,778 %, <i>ceteris paribus</i> .
míra inflace	M_INF	2,53882	Zvýší-li se přírůstek míry inflace v předchozím období o 1 %, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 2,53882 %, <i>ceteris paribus</i> .
obecná míra nezaměstnanosti	OMN	-4,92309	Zvýší-li se přírůstek obecné míry nezaměstnanosti o 10 %, dojde ke snížení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 49,2309* %, <i>ceteris paribus</i> .
import v oboru výroba nábytku	IMP	6,64396E-05	Zvýší-li se přírůstek hodnoty importu v oboru výroba nábytku o 100 000 mil. Kč, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 6,6439 %, <i>ceteris paribus</i> .
průměrná hrubá měsíční mzda	PHM	-0,00260808	Zvýší-li se přírůstek průměrné hrubé mzdy v předchozím období o 1000 Kč, dojde ke snížení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 2,42473 %, <i>ceteris paribus</i> .
HDP	HDP	0,000121088	Dojde-li ke zvýšení přírůstku HDP v předchozím období o 10 000 mil. Kč, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 1,21088 %, <i>ceteris paribus</i> .
výdaje na HDP – domácnosti	VYD_D	-0,000238953	Zvýší-li se výdaje domácností na hrubý domácí produkt v předchozím období o 10 000 mil. Kč dojde ke snížení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 2,38953 %, <i>ceteris paribus</i> .
stavební produkce	ST_PR	0,0740067	Zvýší-li se přírůstek indexu stavební produkce o 1 %, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 0,0740067 %, <i>ceteris paribus</i> .

Zdroj: Vlastní zpracování

Ekonomická verifikace zanesená do tabulky 4 parametrově téměř odpovídá předpokladům opírající se o ekonomickou teorii, krom výdajů domácností na hrubém domácím produktu. U tohoto parametru byla očekávána kladná hodnota nikoli záporná, která dle podmínky ceteris paribus poukazuje na snížení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu. Parametr stavební produkce sice odpovídá předpokladům, avšak jeho intenzita je oproti očekávání nižší se statistickou nevýznamností.

5.1.5 Statistická verifikace

Pomocí *t*-testu bylo provedeno ověření statistické významnosti. Na základě nulové hypotézy s výslednou *p*-hodnotou je stanovena statistická významnost. Je-li *p*-hodnota nižší než zvolená hladina významnosti α , dochází k zamítnutí nulové hypotézy.

Tabulka 5: Statistická významnost parametrů modelu poptávka

	t-podíl	p-hodnota	
const	7,593	<0,0001	***
M_INF	4,055	0,0002	***
OMN	-6,564	<0,0001	***
IMP	4,996	<0,0001	***
PHM	-4,373	<0,0001	***
HDP	5,15	<0,0001	***
VYD_D	-5,59	<0,0001	***
ST_PR	0,9535	0,3445	

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Tabulka 5 zachycuje hodnoty proměnných, ze které vyplývá, že parametr konstanty, proměnné míry inflace v předchozím období, obecné míry nezaměstnanosti, importu v oboru výroba nábytku, průměrné hrubé mzdy, hrubého domácího produktu a výdajů domácností na HDP jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr proměnné stavební produkce je na základě *p*-hodnoty statisticky nevýznamná.

Z provedeného odhadu ekonometrického modelu poptávka, znázorněného na obrázku 8 vyčteme p -hodnotu $7,23e-23$ prováděného F -testu, která vyhodnocuje model jako celek za statisticky významný. Obrázek 8 zároveň udává hodnotu koeficientu determinace $0,878241$, která udává, že index tržeb v nábytkářském průmyslu je z $87,8241$ % vysvětlován variabilitou exogenních proměnných.

5.1.6 Ekonometrická verifikace

V ekonometrické verifikaci je provedeno ověření heteroskedasticity, autokorelace a normality reziduí. Všechna ověření budou provedena v softwaru Gretl a budou vycházet z nulové hypotézy formulované, tak aby byla přijata nulová hypotéza, čímž bude potvrzen předpoklad.

K ověření nulové hypotézy je využita p -hodnota, jenž musí být na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ větší. Je-li hodnota nižší, je nezbytné nulovou hypotézu zamítnout.

Pro ověření heteroskedasticity byl využit Breusch-Paganův test, kde byla stanovena hypotéza:

- H_0 : model je homoskedasticitní,
- H_1 : model je heteroskedasticitní.

Výsledek Breusch-Paganova testu je znázorněn na obrázku 9, kde test vykazuje p -hodnotu $0,132128$, která nabývá vyšší hladiny, než je stanovená hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Jedná se tedy o žádoucí jev pro model a můžeme tudíž přijmou hypotézu H_0 a konstatovat, že model je homoskedasticitní.

Obrázek 9: Breusch-Paganův test heteroskedasticity modelu poptávka

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-6,30457	6,68681	-0,9428	0,3499
X2inflace	0,0549252	0,258891	0,2122	0,8328
X3nezamest	0,156153	0,310172	0,5034	0,6167
X4ZOimport	-5,86173e-06	5,49963e-06	-1,066	0,2912
X5prummzda	-0,000225359	0,000246605	-0,9138	0,3648
X6HDP	9,80154e-06	9,72363e-06	1,008	0,3179
X7vydajeHDPdomac~	7,58999e-06	1,76765e-05	0,4294	0,6693
X8stavebniproduk~	0,0137437	0,0320950	0,4282	0,6702

Vysvětlený součet čtverců = 22,3039

Testovací statistika: LM = 11,151935,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(7) > 11,151935) = 0,132128

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Dále je v ekonometrické verifikaci modelu poptávka provedeno testování normálního rozdělení náhodné složky. Pro testování byla stanovena hypotéza:

- H_0 : náhodná složka je normálně rozdělena,
- H_1 : náhodná složka není normálně rozdělena.

Výsledek testu je znázorněn na obrázku 10, ze kterého vyčteme p-hodnotu ve výši 0,05415. Jelikož p-hodnota dosahuje vyšší hladiny než stanovené $\alpha = 0,05$, můžeme přijmout nulovou hypotézu a konstatovat, že model má normální rozdělení.

Obrázek 10: Test nulové hypotézy normálního rozdělení modelu poptávka

Frekvenční rozdělení pro residual, poz. 1-63
 počet tříd = 7, střední hodnota = 1,6241e-014, so = 4,35457

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -6,2616	-8,1206	4	6,35%	6,35%	**
-6,2616 - -2,5436	-4,4026	12	19,05%	25,40%	*****
-2,5436 - 1,1744	-0,68462	28	44,44%	69,84%	*****
1,1744 - 4,8924	3,0334	12	19,05%	88,89%	*****
4,8924 - 8,6104	6,7514	6	9,52%	98,41%	***
8,6104 - 12,328	10,469	0	0,00%	98,41%	
>= 12,328	14,187	1	1,59%	100,00%	

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 5,832 s p-hodnotou 0,05415

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Poslední část ekonometrické verifikace je zaměřena na autokorelaci, která je provedena v softwaru Gretl a použitím Breusch-Godfreyova testu. Pro ověření testu byly stanoveny hypotézy:

- H_0 : nepřítomnost autokorelace,
- H_1 : přítomnost autokorelace.

Výsledek testu autokorelace reziduí prvního řádu je prezentován na obrázku 11, ze kterého je možné vyčíst p -hodnotu 0,366. Jelikož je p -hodnota nad stanovenou hladinou významnosti $\alpha = 0,05$, je nezbytné přijmout nulovou hypotézu, která potvrzuje nepřítomnost autokorelace.

Obrázek 11: Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci modelu poptávka

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-4,06862	16,7997	-0,2422	0,8096
X2inflace	-0,0411101	0,628646	-0,06539	0,9481
X3nezamest	0,112251	0,761263	0,1475	0,8833
X4ZOimport	-1,92547e-06	1,34866e-05	-0,1428	0,8870
X5prumzda	2,92517e-05	0,000598132	0,04891	0,9612
X6HDP	-4,35859e-06	2,40314e-05	-0,1814	0,8568
X7vydajeHDPdomac~	1,45317e-05	4,56868e-05	0,3181	0,7517
X8stavebniproduk~	0,0138583	0,0792075	0,1750	0,8618
uhat_1	0,150672	0,165388	0,9110	0,3663

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,015137

Testovací statistika: LMF = 0,829958,
 s p-hodnotou = $P(F(1,54) > 0,829958) = 0,366$

Alternativní statistika: $TR^2 = 0,953627$,
 s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 0,953627) = 0,329$

Ljung-Box $Q' = 0,666614$,
 s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 0,666614) = 0,414$

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

5.1.7 Shrnutí modelu poptávka

Model poptávky se skládá z vysvětlované endogenní proměnné a osmi vysvětlujících exogenních proměnných. Teoretické předpoklady byly komparovány s daty provedené ekonomické verifikace, kde byl sledován směr a intenzita působení, které je možné považovat za reálné. Krom parametru výdaje domácností na hrubém domácím produktu jsou ostatní proměnné v souladu s výchozí ekonomickou teorií. Jen u parametru stavební produkce byla intenzita výrazně nižší a zároveň byl parametr vyhodnocen za statisticky nevýznamný oproti očekávání. U parametru výdaje domácností na HDP byla očekávána kladná hodnota nikoli výsledná záporná, která deklaruje snížení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu za podmínky ceteris

paribus. I přes tuto skutečnost je možné z pohledu statistické verifikace nahlížet na celý model jako na statisticky významný, což deklaruje provedený F -test. Statistická významnost byla ověřena využitím p -hodnoty, kde všechny parametry modelu krom proměnné stavební produkce, která byla vyhodnocena za statisticky nevýznamnou, byly významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Hodnota koeficientu determinace uvádí, že změny indexu tržeb v nábytkářském průmyslu jsou z 87,82 % vysvětlovány variabilitou exogenních proměnných.

Součástí modelu a jeho ekonometrické verifikace je potvrzena přítomnost homoskedasticity, nepřítomnost autokorelace a náhodná složka vykazuje normální rozdělení.

5.2 Model nabídka

Model nabídky zkoumá závislost indexu tržeb z průmyslové činnosti, konkrétně výroby nábytku na hrubém domácím produktu, míry inflace, zaměstnaných osob v oboru výroby nábytku, exportu v sekci výroby nábytku, průměrné hrubé měsíční mzdy a dokončené bytové výstavby v ČR. Deklarace proměnných modelu nabídka je zobrazena v tabulce 6.

Volbě vhodného ekonometrického modelu nabídka předcházelo sestavení několika verzí modelů s implementací zpožděné vysvětlující proměnné či použití exogenních proměnných indexu cen bytů a importu v oboru výroba nábytku. S ohledem na jejich nevýznamnost nebyly tyto relevantní proměnné do modelu zaneseny. Avšak výčet potenciálních modelů je součástí příloh této práce, konkrétně v příloze 4.

Tabulka 6: Deklarace proměnných modelu nabídka

Označení	Název proměnné	Typ proměnné	Jednotky	Zkratka
y1	tržby z průmyslové činnosti – výroba nábytku	endogenní	%	TPČ_VN
x1	jednotkový vektor	exogenní	–	const
x2	HDP	exogenní	mil. Kč	HDP
x3	míra inflace	exogenní	%	M_INF
x4	zaměstnaných osob v oboru	exogenní	ks	ZOO
x5	export v oboru výroba nábytku	exogenní	mil. Kč	EXP
x6	průměrná hrubá měsíční mzda	exogenní	Kč	PHM
x7	dokončená bytová výstavba v ČR	exogenní	ks	DBV
u1	náhodná složka	stochastická	–	–

Zdroj: vlastní zpracování

Zápis ekonomického modelu:

$$y_1 = fce(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7)$$

Zápis ekonometrického modelu:

$$y_{1t} = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + \gamma_6 x_{6t} + \gamma_7 x_{7t} + u_1$$

5.2.1 Teoretické předpoklady

Definice výchozích předpokladů je provedena na základě získaných poznatků a jsou zpracovány pro všechny proměnné jež jsou zahrnuty v modelu nabídka:

- HDP je měřítkem velikosti neboli celkové hodnoty všech nově tvořených statků a služeb za sledované období. V případě zvyšování hodnoty HDP dochází ke zvyšování indexu tržeb z průmyslové činnosti a naopak.
- Obecná míra inflace úzce souvisí s ekonomickým růstem. Při zvyšování ekonomického růstu dochází k růstu míry inflace a naopak. Dochází-li ke zvyšování míry inflace dochází i k zvyšování indexu tržeb a opačně, dochází-li ke snižování míry inflace dochází k snižování indexu tržeb.

- S nárůstem zvyšujících se tržeb z průmyslové činnosti se pojí i objem produkováných statků. S vyšším objemem produkce dochází k zvyšování počtu zaměstnaných osob v oboru a naopak, klesá-li výše produkce klesá i počet zaměstnaných osob v daném segmentu.
- Zahraniční obchod silně koreluje s ekonomickou činností průmyslu. Podniky českého průmyslu, tak rozšiřují své pole působení o zahraniční trhy, kam vyváží své produkty. Při zvýšení exportu se zvyšují i tržby. Má-li export klesající tendenci, dochází k poklesu tržeb z průmyslových činností.
- Zvyšující se průměrná hrubá měsíční mzda na jedné straně přidává domácnostem volné prostředky k vlastnímu užití, ale na straně druhé zvyšuje mzdové náklady společnostem, čímž u společností dochází k poklesu tržeb a naopak. Což ale není očekávaný jev, kdy průměrná hrubá měsíční mzda klesá, zvyšuje se index tržeb z průmyslové činnosti.
- Dokončená bytová výstavba v ČR je spojována se zvýšeným zájmem o zařizovací interiérové prvky. Zvýšený počet dokončených bytů zvyšuje i tržby v oblasti nábytkářské výroby.

5.2.2 Korelační matice

Pro sestavení ekonometrického modelu byla v softwaru Gretl využita technika korelační matice, která diagnostikuje multikolinearitu modelu. Za nežádoucí hodnotu modelu je považována hodnota 0,8 a vyšší.

Tabulka 7: Korelační matice modelu nabídka (2005-2021)

TPČ_VN	HDP	M_INF	ZOO	EXP	PHM	DBV	
1	0,6432	0,0775	-0,0243	0,5845	0,5387	0,1635	TPČ_VN
	1	-0,0135	-0,6866	0,8994	0,9779	0,0972	HDP
		1	0,3725	-0,2508	-0,0085	0,3257	M_INF
			1	-0,7696	-0,7467	0,2344	ZOO
				1	0,8989	-0,0839	EXP
					1	0,1141	PHM
						1	DBV

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Přepis korelační matice byl proveden do tabulky 7 na základě dat z SW Gretl. Z tabulky je patrný výskyt multikolinearity u některých proměnných. Vysokou multikolinearitu je možné sledovat mezi exportem a hrubým domácím produktem, průměrnou hrubou mzdou s hrubým domácím produktem a exportem.

S ohledem na výskyt závislosti je nezbytné její odstranění, pro níž byla zvolena transformace proměnných míra inflace a dokončená bytová výstavba, které byly přeneseny do formy první diference. Výčet hodnot první diference je součástí přílohy.

Na základě provedené diference byla opětovně provedena korelační matice, jejíž výsledek byl přenesen do tabulky 8, která znázorňuje hodnoty po provedení první diference proměnné zaměstnaných osob v oboru a průměrné hrubé mzdy. Upravené hodnoty pro možnost provedení korelační matice jsou zaneseny v příloze 4.

Tabulka 8: Upravená korelační matice modelu nabídka (2006-2021)

TPČ_VN	HDP	M_INF	ZOO	EXP	PHM	DBV	
1	0,6481	-0,193	0,0446	0,5857	0,5347	-0,1399	TPČ_VN
	1	-0,1713	-0,6099	0,8822	0,9742	0,0107	HDP
		1	0,1842	-0,3978	-0,1101	0,3193	M_INF
			1	-0,718	-0,6802	0,1853	ZOO
				1	0,8815	-0,2126	EXP
					1	0,0745	PHM
						1	DBV

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

5.2.3 Odhad modelu

Za využití běžné metody nejmenších čtverců a softwaru Gretl byl sestaven ekonometrický model nabídka, který je znázorněn na obrázku 13 a na základě něhož byl proveden zápis ekonometrického modelu rovnice. Na zápis ekonometrického modelu rovnice navazuje verifikace ekonomická, statistická a ekonometrická.

Zápis ekonometrického modelu rovnice:

$$\begin{aligned}
 y_{1t} = & - 39,2099 + 0,0000777727x_{2t} + 1,55221x_{3(t-1)} + 0,00239642x_{4t} + 0,0000720807x_{5t} - \\
 & (7,64444***) \quad (1,38575e-05***) \quad (0,520071***) \quad (0,000202059***) \quad (1,08599e-05***) \\
 & 0,00215112x_{6t} - 0,000477497x_{7(t-1)} + u_1 \\
 & (0,000622941***) \quad (0,000284353*)
 \end{aligned}$$

Obrázek 12: Odhad ekonometrického modelu nabídka

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)

Závisle proměnná: YltrAby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jv

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-39,2099	7,64444	-5,129	3,76e-06	***
X2HDP	7,77727e-05	1,38575e-05	5,612	6,44e-07	***
X3Tlinflace	1,55221	0,520071	2,985	0,0042	***
X4zamvoboru	0,00239642	0,000202059	11,86	6,62e-017	***
X5ZOexport	7,20807e-05	1,08599e-05	6,637	1,37e-08	***
X6prAmmzda	-0,00215112	0,000622941	-3,453	0,0011	***
X7tlbytVAs	-0,000477497	0,000284353	-1,679	0,0987	*
Střední hodnota závisle proměnné		98,72812			
Sm. odchylka závisle proměnné		11,75387			
Součet čtverců reziduí		878,5788			
Sm. chyba regrese		3,960922			
Koeficient determinace		0,897428			
Adjustovaný koeficient determinace		0,886439			
F(6, 56)		81,66000			
P-hodnota (F)		7,19e-26			
Logaritmus věrohodnosti		-172,4010			
Akaikovo kritérium		358,8020			
Schwarzovo kritérium		373,8040			
Hannan-Quinnovo kritérium		364,7024			
rho (koeficient autokorelace)		0,035644			
Durbin-Watsonova statistika		1,827622			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

5.2.4 Ekonomická verifikace

Na základě získaných strukturálních parametrů ekonometrického modelu bylo provedeno ověření souladu s počáteční ekonomickou teorií. Porovnání bylo zaměřeno na směr a intenzitu působení vysvětlujících na vysvětlovanou proměnnou za podmínky *ceteris paribus* (za jinak stejných podmínek), které můžeme považovat za reálné.

Tabulka 9: Ekonomická verifikace modelu nabídka

Název proměnné	Zkratka	Hodnota parametru	Interpretace
konstanta	const	-39,2099	Budou-li ostatní vlivy v modelu rovny nule, bude meziroční úbytek indexu tržeb v nábytkářském průmyslu roven - 39,2099 %, ceteris paribus.
hrubý domácí produkt	HDP	7,77727E-05	Zvýší-li se přírůstek HDP o 100 000 mil. Kč, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 7,77727 %, ceteris paribus.
míra inflace	M_INF	1,55221	Zvýší-li se přírůstek míry inflace v předchozím období o 1 %, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 1,55221 %, ceteris paribus.
zaměstnaných osob v oboru	ZOO	0,00239642	Zvýší-li se přírůstek hodnoty zaměstnaných osob v oboru o 1000 ks, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 2,39642 %, ceteris paribus.
export v oboru výroba nábytku	EXP	7,21E-05	Zvýší-li se přírůstek exportu v oboru výroba nábytku o 100 000 mil.Kč, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 7,20807 %, ceteris paribus.
průměrná hrubá měsíční mzda	PHM	-0,00215112	Dojde-li ke zvýšení přírůstku průměrné hrubé měsíční mzdy o 1 000 Kč, dojde ke snížení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 2,15112 %, ceteris paribus.
dokončen byová výstavba v ČR	DBV	-0,000477497	Zvýší-li se přírůstek dokončené bytové výstavby v předchozím období o 10000 ks, dojde ke snížení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 4,77497 %, ceteris paribus.

Zdroj: vlastní zpracování

Po porovnání ekonomické verifikace znázorněné v tabulce 9 s ekonomickou teorií je možné konstatovat, že z větší části odpovídá předpokladům. Jedinou konstantou, která neodpovídá teoretickým předpokladům je proměnná dokončená bytová výstavba v ČR, kde je sledován opačný jev, kdy se zvyšujícím se přírůstkem v předchozím období dochází s nízkou intenzitou k poklesu indexu tržeb.

5.2.5 Statistická verifikace

Na základě použití t -testu bylo provedeno ověření statistické významnosti, kdy na základě stanovené nulové hypotézy s výslednou p -hodnotou je konstatována statistická významnost. Je-li p -hodnota nižší než zvolená hladina významnosti α , zamítáme stanovenou nulovou hypotézu.

Tabulka 10: Statistická významnost parametrů modelu nabídka

	t-podíl	p-hodnota	
const	-5,129	<0,0001	***
HDP	5,612	<0,0001	***
M_INF	2,985	0,0042	***
ZOO	11,86	<0,0001	***
EXP	6,637	<0,0001	***
PHM	-3,453	0,0011	***
DBV	-1,679	0,0987	*

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Na základě dat získaných ze softwaru Gretl byl proveden přepis hodnot proměnných do tabulky 10, z níž vyplývá, že parametr konstanty, HDP, míry inflace, zaměstnaných osob v oboru, export v nábytkářském průmyslu a průměrné hrubé mzdy jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Parametr proměnné dokončená bytová výstavba je statisticky významný na hladině významnosti $\alpha = 0,1$.

Z provedeného odhadu ekonometrického modelu poptávka, znázorněného na obrázku 12 dále vyčteme p -hodnotu $7,19E-26$ prováděného F -testu, která vyhodnocuje model jako celek za statisticky významný. Dále hodnotu koeficientu determinace $0,897428$, která říká, že index tržeb v nábytkářském průmyslu je z $89,7428$ % vysvětlován variabilitou vysvětlujících proměnných.

5.2.6 Ekonometrická verifikace

Prostřednictvím ekonometrické verifikace provedené v softwaru Gretl byla ověřena heteroskedasticita, autokorelace a normalita reziduí. Ověření vychází z nulové hypotézy, která

byla formulována tak, aby při přijetí nulové hypotézy vyhodnocením p -hodnoty byl potvrzen předpoklad. P -hodnota je stanovena na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Je-li p -hodnota vyšší než stanovená hodnota α , přijímáme nulovou hypotézu. V opačném případě, kdy hodnota α je nižší, zamítáme nulovou hypotézu.

Pro Breusch-Paganův test, sloužící k ověření heteroskedasticity, byla stanovena hypotéza:

- H_0 : model je homoskedasticitní,
- H_1 : model je heteroskedasticitní.

Obrázek 13: Breusch-Paganův test modelu nabídka

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

-----
                koeficient      směr. chyba      t-podíl      p-hodnota
-----
const           -1,72310          3,14387         -0,5481       0,5858
X2HDP           -3,55561e-06          5,69906e-06     -0,6239       0,5352
X3Tlinflace     -0,103998             0,213886        -0,4862       0,6287
X4zamvoboru     0,000141170          8,30994e-05     1,699         0,0949 *
X5ZOexport      -5,44022e-06          4,46626e-06     -1,218        0,2283
X6prAmmzda      0,000338298          0,000256192     1,320         0,1920
X7t1bytVAs      -0,000172012          0,000116943     -1,471        0,1469

Vysvětlený součet čtverců = 15,8461

Testovací statistika: LM = 7,923042,
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(6) > 7,923042) = 0,243796

```

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Na základě výsledku Breusch_Paganova testu, jež je znázorněn na obrázku 13, můžeme přijmou hypotézu H_0 a konstatovat, že model je homoskedasticitní. Přijetí nulové hypotézy byla provedeno na základě vykazované p -hodnoty 0,243796, která nabývá vyšší hodnoty, než stanovená hladina významnosti $\alpha = 0,05$.

V rámci ekonometrické verifikace modelu nabídka byl dále proveden test normálního rozdělení náhodné složky, kde byla stanovena hypotéza:

- H_0 : náhodná složka je normálně rozdělena,
- H_1 : náhodná složka není normálně rozdělena.

Testování bylo provedeno v softwaru Gretl a výsledek je zobrazen na obrázku 14, z něhož vyčteme p -hodnotu, která nabývá hodnoty 0,21087. Výsledná p -hodnota je vyšší než stanovená hladina významnosti $\alpha = 0,05$ a tudíž přijímáme nulovou hypotézu a konstatujeme, že model má normální rozdělení.

Obrázek 14: Test nulové hypotézy normálního rozdělení modelu nabídka

```

Frekvenční rozdělení pro residual, poz. 1-63
počet tříd = 7, střední hodnota = -5,72946e-014, so = 3,96092

      interval      střed  frequence  rel.      kum.
      < -7,7958    -9,3578      1      1,59%    1,59%
-7,7958 - -4,6718    -6,2338      4      6,35%    7,94% **
-4,6718 - -1,5478    -3,1098     15     23,81%   31,75% *****
-1,5478 -  1,5763     0,014247    26     41,27%   73,02% *****
 1,5763 -  4,7003     3,1383     11     17,46%   90,48% *****
 4,7003 -  7,8243     6,2623      2      3,17%   93,65% *
      >= 7,8243     9,3863      4      6,35%  100,00% **

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 3,113 s p-hodnotou 0,21087

```

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Poslední testovanou složkou v ekonometrické verifikaci je autokorelace, pro níž byla stanovena hypotéza:

- H_0 : nepřítomnost autokorelace,
- H_1 : přítomnost autokorelace.

Výsledek Breusch-Godfreyova testu pro autokorelaci prvního řádu je prezentován na obrázku 15. P -hodnota testu je 0,792 je vyšší než stanovená hladina významnosti $\alpha = 0,05$ a tudíž přijímáme nulovou hypotézu a můžeme potvrdit, že v modelu není autokorelace přítomna.

Obrázek 15: Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci modelu nabídka

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,193597	7,74317	0,02500	0,9801
X2HDP	-2,48904e-07	1,40054e-05	-0,01777	0,9859
X3Tlinflace	-0,0196430	0,529645	-0,03709	0,9705
X4zamvoboru	-5,12894e-06	0,000204673	-0,02506	0,9801
X5ZOexport	-2,73680e-07	1,09997e-05	-0,02488	0,9802
X6prAmmzda	1,33204e-05	0,000630181	0,02114	0,9832
X7tlbytVAs	1,20756e-05	0,000290334	0,04159	0,9670
uhat_1	0,0388309	0,146393	0,2653	0,7918

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,001278

Testovací statistika: LMF = 0,070358,
s p-hodnotou = $P(F(1,55) > 0,0703583) = 0,792$

Alternativní statistika: $TR^2 = 0,080489$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 0,0804893) = 0,777$

Ljung-Box $Q' = 0,0714993$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 0,0714993) = 0,789$

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

5.2.7 Shrnutí modelu nabídka

Zkoumaný model nabídky se skládá z vysvětlované endogenní proměnné index tržeb z průmyslové činnosti, konkrétně výroby nábytku a sedmi vysvětlujících exogenních proměnných. Do exogenních proměnných bylo zahrnuto HDP, míra inflace, počet zaměstnaných osob v oboru, export v oboru výroby nábytku, průměrná hrubá měsíční mzda a dokončená bytová výstavba v ČR.

Na základě teoretických předpokladů a následném provedení ekonomické verifikace byla provedena komparace zaměřena na směr a intenzitu působení, jež je možné považovat za reálnou. Komparace ukázala, že z větší části model odpovídá předpokladům. Rozdílnost vykazuje jen exogenní proměnné dokončená bytová výstavba v ČR, která vykazovala opačný jev, a to se zvyšujícím se přírůstkem počtu dokončené bytové výstavby dochází k nízké intenzitě poklesu v indexu tržeb za podmínky ceteris paribus.

Ve statistické verifikaci provedený F -test deklaruje, že je možné na celý model nabídka nahlížet, jako na model statisticky významný. Vyhodnocením p -hodnot proměnných byla zjištěna nejmenší hladina významnosti $\alpha = 0,1$ u parametru dokončená bytová výstavba, ostatní parametry vykazují statistickou významnost na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Hodnota koeficientu determinace uvádí, že index tržeb v nábytkářském průmyslu modelu nabídka je z 89,74 % vysvětlován variabilitou exogenních proměnných.

Provedená ekonometrická verifikace potvrdila přítomnost homoskedasticity, normální rozdělení náhodné složky a potvrdila nepřítomnost autokorelace.

5.3 Vzájemná interakce modelů nabídka a poptávka

Na základě výsledků odhadnutých ekonomických modelů tržeb v nábytkářském průmyslu zaměřených na nabídku a poptávku je možné sledovat podobnost, ale i rozdílnost ve výsledcích modelu. Rozdílnost byla již na začátku dle množství vysvětlujících. Zatímco model poptávky se skládá z celkového počtu 8 vysvětlujících proměnných, model nabídka je složen jen ze 7 vysvětlujících proměnných. Oba tyto modely mají shodné proměnné obecnou míru inflace, průměrnou hrubou mzdu a HDP. Do modelů byl zanesen i zahraniční obchod, který představoval import a export v oboru výroby nábytku. Pro model nabídky byl použit export a pro model poptávky import.

Oba modely byly i přes své rozlišení dle zpracovaného F -testu vyhodnoceny jako statisticky významné. Na základě výsledků koeficientu determinace mají oba modely vysokou variabilitu exogenních proměnných. Tržby v nábytkářském průmyslu dle modelu nabídky jsou z 89,7 % vysvětlovány variabilitou vysvětlujících proměnných a model poptávky s horšími, ale i tak dostatečnými hodnotami, je z 87,8 % vysvětlován variabilitou exogenních proměnných. Oba modely dosahují vysokých hodnot procentuálního vysvětlování variability exogenních proměnných, čímž je možné se o model opírat při manažerských rozhodnutích.

V obou modelech zahrnutá sledovaná proměnná *obecná míra inflace* byla v modelech poptávky i nabídky použita se zpožděním o jedno roční období, tedy o čtyři kvartály. V modelech bylo prokázáno, že proměnná je statisticky významná. Při zvýšení přírůstku míry inflace

v předchozím období o 1 %, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu dle modelu nabídky téměř o 1,55 % a dle modelu poptávky téměř o 2,53 %, ceteris paribus. Zvýšení inflace předchozího období je pozitivnější pro model poptávky, kdy dochází k většímu zvýšení indexu tržeb nábytkářského průmyslu.

Proměnná *hrubý domácí produkt* byla v model prokázána jako statisticky významná veličina. Model nabídky i poptávky vykazují HDP jako statisticky významný na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Z čehož plyne, že proměnná HDP je v obou modelech, poptávky i nabídky, podobně významné. V případě zvýšení přírůstku HDP o 100 000 mil. Kč, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o téměř 7,78 % v modelu nabídka a v modelu poptávka jen o 12,1 %, ceteris paribus. Zvýšení hrubého domácího produktu je pozitivnější pro model poptávky, kdy dochází k většímu zvýšení indexu tržeb nábytkářského průmyslu.

Další sledovanou společnou proměnnou byla *průměrná hrubá mzda*. Oba modely jej vykazaly jako statisticky významnou veličinu na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Podobnost bylo možné sledovat také u přírůstku, kdy při zvýšení průměrné hrubé mzdy o 1000, - Kč vykazuje model nabídky pokles indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o téměř 2,15 % a model poptávky vykazuje pokles indexu tržeb o téměř 2,4 %, ceteris paribus. Zvýšení proměnné průměrné hrubé mzdy je pozitivnější pro model nabídky, kdy dochází k menšímu ponížení indexu tržeb nábytkářského průmyslu.

Z oblasti stavebnictví byla pro model nabídky použita proměnná dokončená bytová výstavba v ČR a pro model poptávky proměnná index stavební produkce.

Pro model nabídky použita proměnná *dokončená bytová výstavba v ČR* byla použita se zpožděním o jedno roční období, tj. o čtyři čtvrtletí. I přes očekávání, že tato veličina bude statisticky významná, model vykazuje velmi nízkou statistickou významnost. V modelu byl očekáván kladný směr působení, avšak ekonometrické modelování poukázalo na záporné působení této proměnné. Dojde-li v předchozím období o přírůstek v počtu dokončené bytové výstavby o 10 000 ks, dojde v modelu nabídky o snížení indexu tržeb o téměř 4,77 %, ceteris paribus.

Proměnná *index stavební produkce* použitá pro model poptávky vykazuje statistickou nevýznamnost i přes očekávanou významnost. V případě zvýšení přírůstu indexu stavební

produkce o 1 %, dojde v modelu poptávky ke zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 0,074 %, ceteris paribus.

Získané výsledky ze stavební oblasti v modelech poptávky i nabídky byly vyhodnoceny za zcela nevýznamné proměnné, byť se na první pohled jeví jako významné veličiny, které zvyšují zájem o produkty nábytkářského průmyslu, kdy se očekává zvýšená poptávka po těchto produktech, ale opak je skutečností. Tudíž lze konstatovat, že tržby v nábytkářském průmyslu nejsou ovlivňovány stavební produkcí.

V ekonometrické verifikaci vykazují oba modely homoskedasticitu, jsou normálního rozdělení a testování autokorelace reziduí prvního řádu byla přijata nulová hypotéza, která potvrdila nepřítomnost autokorelace.

5.4 Prognóza

Pro stanovení odhadu budoucího vývoje tržeb z prodeje výrobků a služeb nábytkářského průmyslu v České republice je zvolen model respektující vzájemné závislosti mezi všemi proměnnými.

Jako první je provedena prognóza pro model poptávky a následně pro model nabídky. U obou modelů bude nejprve provedena prognóza ex post za poslední 3 sledované období, tj. za období od 1 kvartálu roku 2021 do 3 kvartálu roku 2021. Prognóza ex post porovnává prognózované hodnoty proměnných, které využívá k ověření přijatelnosti modelu a jeho vhodnost pro prognózu budoucího vývoje. Poté bude provedena prognóza ex ante pro časové období v délce 2 let, tj. pro následujících 8 kvartálů, tedy za období od 4 kvartálu roku 2021 do 3. kvartálu 2023.

5.4.1 Prognóza ex post modelu poptávka

Datová základna prognózy ex post modelu čítá 63 pozorování v časovém intervalu od 1. kvartálu roku 2006 do 3. kvartálu roku 2021. Výpočet hodnoty ex post prognózy modelu

poptávky je proveden v softwaru Gretl. Výstup prognózy vč. směrodatné chyby a 95% konfidenčního intervalu je společně s napozorovanou hodnotou zanesena do tabulky 11.

V tabulce 11 je možné provést porovnání skutečných, napozorovaných hodnot s hodnotami provedené prognózy. Rozlišnost výsledných hodnot je patrná, hodnoty skutečných a prognózovaných hodnot jsou odlišné. Nejmenší rozdíl hodnot mezi skutečností a ex post prognózou je ve 2. kvartálu roku 2021, kdy je zaznamenán rozdíl 2,623085 % indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku. Naopak největší rozdíl je zaznamenán ve 3. kvartálu roku 2021, kdy je prognóza nižší o 14,187399 % indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku oproti skutečnosti. I přes rozdílnost prognózovaného období hodnoty za první a druhý kvartál roku 2021 spadají do vymezeného konfidenčního pásma. Prognóza třetího kvartálu je již mimo konfidenční pásmo.

Tabulka 11: Prognóza ex post modelu poptávka

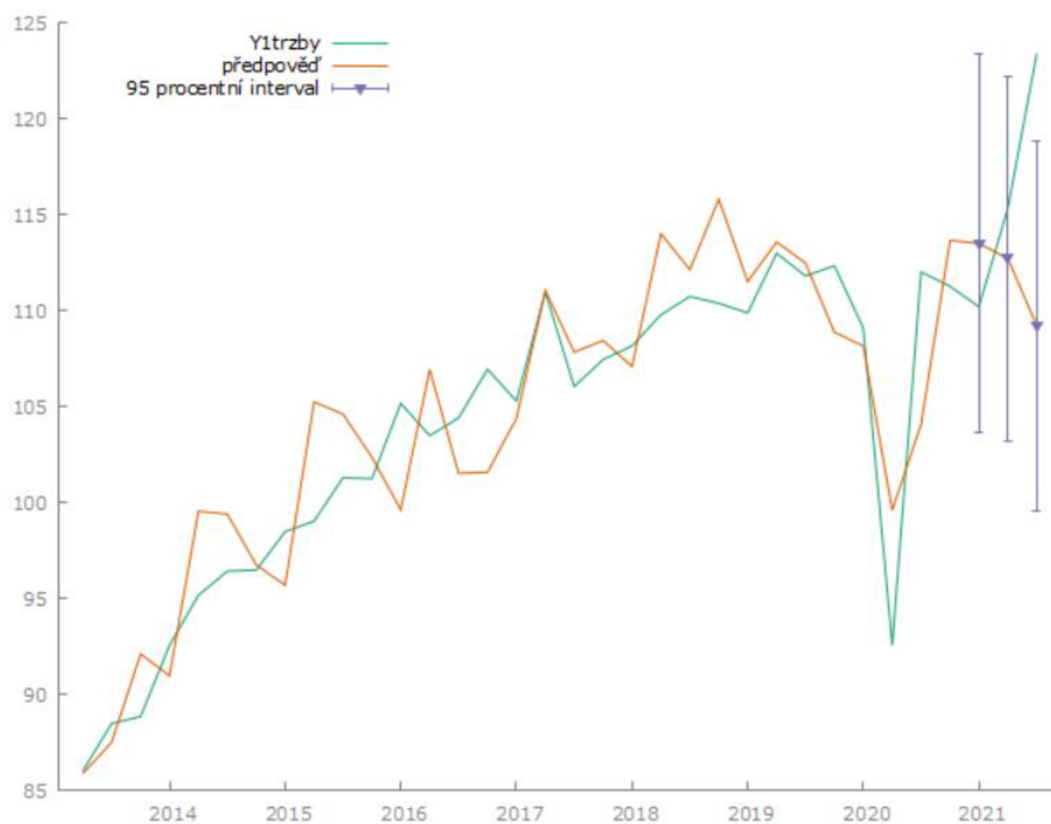
Rok	Kvartál	TPČ-VN	Předpověď	Směr. Chyba	95% interval
2021	1	110,184008	113,490225	4,937417	103,595420 - 123,385030
2021	2	115,316629	112,693544	4,738812	103,196754 - 122,190335
2021	3	123,388294	109,200895	4,794463	99,592577 - 118,809214

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Pomocí softwaru Gretl a výpočtu prognózy byla vyjádřena i střední absolutní procentuální chyba 6,8864. Na základě čehož je možné minit, že prognózované hodnoty indexu tržeb průmyslové činnosti – výroby nábytku analyzovaného časového horizontu je možné určit s chybou 6,8864 %, čímž je výsledek prognózy přijatelný. Za přijatelný model je považován takový model, kde hodnota střední chyby dosahuje 10 %, ve výjimečných případech může tato hodnota dosáhnout až 15 %.

Pro rychlejší přehled je výstup ex post prognózy modelu poptávka zachycen v grafu na obrázku 16, kde je zanesen vývoj skutečných a prognózovaných hodnot sledovaného ukazatele za období od 1. kvartálu roku 2021 do 3. kvartálu roku 2021.

Obrázek 16: Graf prognózy ex post modelu poptávka



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

5.4.2 Prognóza ex ante modelu poptávka – bodová prognóza

Samotnému provedení ex ante prognózy modelu poptávky předchází výpočet budoucích hodnot pro všechny predeterminované proměnné modelu. Výpočet bude proveden na prognostické období 8 sledovaných kvartálů, tj. od 4. kvartálu roku 2021 do 3. kvartálu roku 2023. Výpočet bude proveden pomocí programu excel s využitím spojnicového grafu a spojnice trendu se zobrazením rovnice trendu. Spojnicové grafy jsou součástí příloh, konkrétně příloha 7.

Na základě provedené analýzy má trendová funkce podobu:

$$\text{Míra inflace} \quad x_2 = -0,0188t + 2,7476$$

$$\text{Obecná míra nezaměstnanosti} \quad x_3 = -0,0801t + 7,5496$$

Import v oboru výroba nábytku	$x_4 = 7121,9t + 484323$
Průměrná hrubá mzda	$x_5 = 267,02t + 18415$
HDP	$x_6 = 9838,5t + 827054$
Výdaje domácností na HDP	$x_7 = 4181,1t + 401035$
Stavební produkce	$x_8 = -0,0132t + 102,8$

Tabulka 12 zahrnuje kompletní přehled výsledků dosažených trendových funkcí za období od 4. kvartálu roku 2021 do 3. kvartálu roku 2023.

Tabulka 12: Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných modelu poptávka (4/2021–3/2023)

rok	kvartál	M_INF X _{2(t-4)}	OMN X ₃	IMP X ₄	PHM X ₅	HDP X ₆	VYD_D X ₇	ST_PR X _{8(t-1)}
2021	4	3,9508	2,4232	940124,6	35504,28	1456718	668625,4	101,9552
2022	1	3,9696	2,3431	947246,5	35771,3	1466556,5	672806,5	101,942
2022	2	3,9884	2,263	954368,4	36038,32	1476395	676987,6	101,9288
2022	3	4,0072	2,1829	961490,3	36305,34	1486233,5	681168,7	101,9156
2022	4	4,026	2,1028	968612,2	36572,36	1496072	685349,8	101,9024
2023	1	4,0448	2,0227	975734,1	36839,38	1505910,5	689530,9	101,8892
2023	2	4,0636	1,9426	982856	37106,4	1515749	693712	101,876
2023	3	4,0824	1,8625	989977,9	37373,42	1525587,5	697893,1	101,8628

Zdroj: vlastní zpracování

Data z tabulky 12 byla dosazena do vztahu 3.15, bodové předpovědi průměrné hodnoty. Jejíž výsledky jsou zaneseny v tabulce 13. Na základě získaných výpočtů z bodové prognózy dochází v modelu poptávka k 4. kvartálu roku 2021 k výraznějšímu poklesu indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku oproti posledních dvou sledovaných období, 2. a 3. kvartálu roku 2021. V 1. kvartálu roku 2022 je již možné sledovat drobné navýšení tržeb, a to téměř na hladinu předchozího 2. kvartálu roku 2021 na výši 115,31877 %. V následujících prognózovaných období dochází k opětovnému pozvolnému navyšování, kdy ke konci sledovaného období je index tržeb o 2,87 % vyšší oproti prognóze prvního sledovaného kvartálu.

I přes toto navýšení nepřesáhne index tržeb v nábytkářském průmyslu poslední naměřenou hodnotu 3. kvartálu 2021, a to o 5,6 %. Index tržeb v nábytkářském průmyslu přes svou ztrátu oproti roku 2021 vykazuje v modelu poptávky v nadcházejícím období vzrůstající trend.

Tabulka 13: Bodová prognóza ex ante modelu poptávka (4/2021-3/2023)

rok	kvartál	Tržby z průmyslové činnosti – výroba nábytku
2021	4	114,90863
2022	1	115,318727
2022	2	115,728824
2022	3	116,138921
2022	4	116,549018
2023	1	116,959115
2023	2	117,369212
2023	3	117,7793091

Zdroj: vlastní zpracování

5.4.3 Prognóza ex post modelu nabídka

Datová základna prognózy ex post modelu nabídky se skládá ze 63 pozorování v časovém intervalu od 1. kvartálu roku 2006 do 3. kvartálu roku 2021. Pro výpočet hodnoty ex post prognózy modelu nabídky je použit SW Gretl. Výstup provedené prognózy vč. směrodatné chyby a 95% konfidenčního intervalu je společně se skutečnými napozorovanými hodnotami zanesen do tabulky 12 na základě níž můžeme porovnat napozorované hodnoty s prognózovanými.

Nesoulad mezi hodnotami je patrný, skutečné a prognózované hodnoty jsou odlišné. Nejmenší rozdíl hodnot mezi skutečností a ex post prognózou je v 1. kvartálu roku 2021, kdy je zaznamenán rozdíl 1,417507 % indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku. Naopak největší rozdíl prognózy oproti skutečnosti je zaznamenán ve 3. kvartálu roku 2021, kdy prognóza dosahuje nižší hodnoty o 8,221968 % indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku. Hodnoty prognózovaného období za všechna tři sledování spadají do vymezeného konfidenčního pásma.

Tabulka 14: Prognóza ex post modelu nabídka

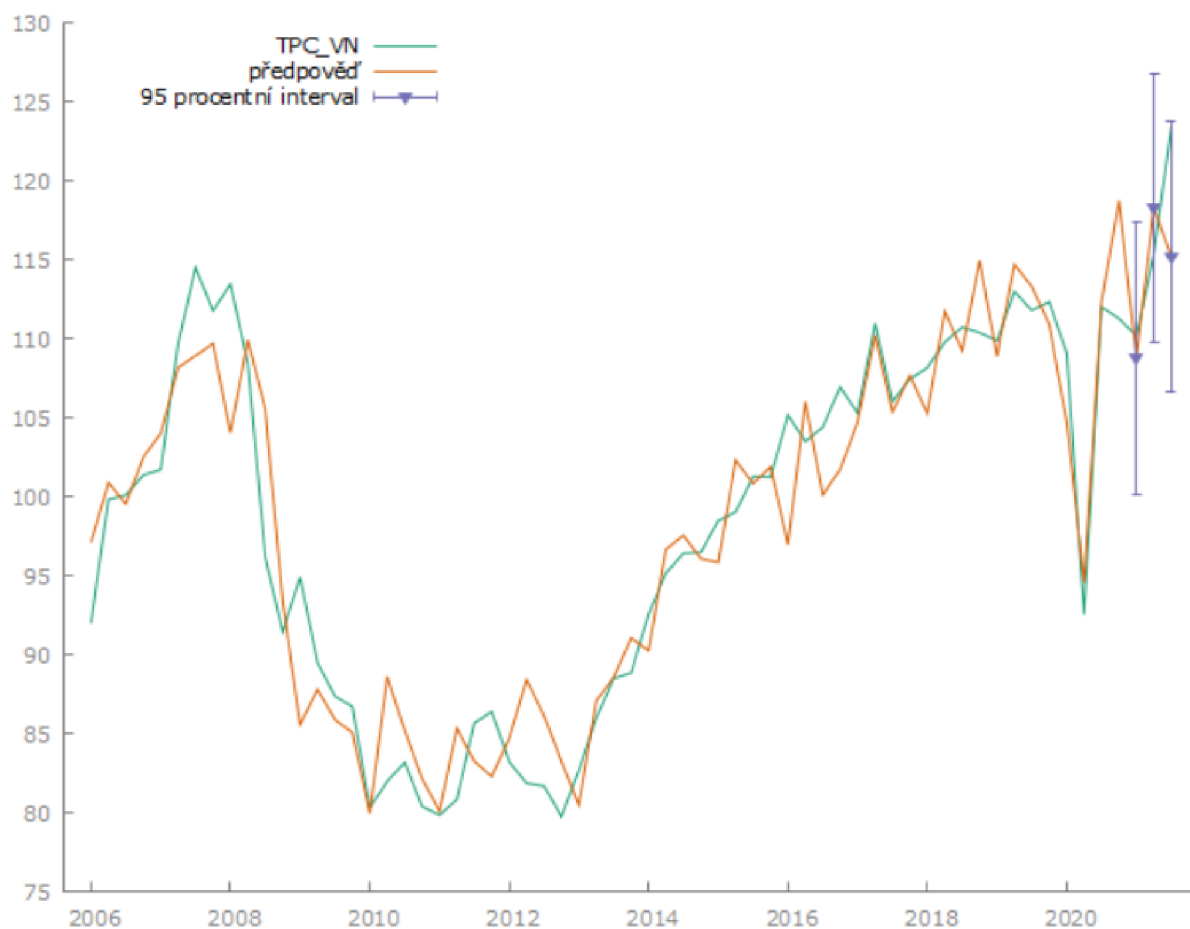
Rok	Kvartál	TPČ-VN	Předpověď	Směr. Chyba	95% interval
2021	1	110,184008	108,766501	4,285427	100,181759 - 117,351243
2021	2	115,316629	118,293057	4,235781	109,807768 - 126,778345
2021	3	123,388294	115,166326	4,29093	106,570561 - 123,762091

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

S výpočtem prognózy v softwaru Gretl byla vyjádřena i střední absolutní procentuální chyba 3,5104, která říká, že prognózované hodnoty indexu tržeb průmyslové činnosti – výroby nábytku analyzovaného časového horizontu je možné určit s 3,5104% chybou, a tudíž je výsledek prognózy přijatelný. Model je možné přijmout, dosahuje-li hodnoty střední chyby 10 %, ve výjimečných případech, může tato hodnota dosáhnout až 15 %.

Přehled výstupu ex post prognózy modelu nabídky je zachycen v grafu na obrázku 16, který ukazuje vývoj skutečných a prognózovaných hodnot sledovaného ukazatele za období od 1. kvartálu roku 2021 do 3. kvartálu roku 2021.

Obrázek 17: Graf prognózy ex post modelu nabídka



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

5.4.4 Prognóza ex ante modelu nabídka

Před provedení ex ante prognózy modelu nabídky je nezbytné provedení výpočtu budoucích hodnot predeterminovaných proměnných. Výpočet bude proveden v intervalu 8 sledování, za období od 4. kvartálu roku 2021 do 3. kvartálu roku 2023. V programu excel bude sestaven spojnicový graf se spojnicí trendu vč. zobrazení rovnice. Výstupy spojnicových grafů jsou součástí příloh této práce, konkrétně příloha 7.

Z výstupu analýzy trendu byly sestavené funkce, které mají podobu:

HDP	$x_2 = 9838,5t + 827054$
Míra inflace	$x_3 = -0,01888t + 2,7476$
Zaměstnaných osob v oboru	$x_4 = -183,19t + 28775$
Export v oboru výroba nábytku	$x_5 = 7878 t + 478955$
Průměrná hrubá mzda	$x_6 = 267,02t + 18415$
Dokončená bytová výstavba	$x_7 = -18,599t + 8569,3$

Kompletní přehled výsledků predeterminovaných proměnných, získaných dosazením trendových funkcí za prognózované období, od 4. kvartálu roku 2021 do 3. kvartálu roku 2023 je zanesen do tabulky 15.

Tabulka 15: Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných modelu nabídka (4/2021–3/2023)

rok	kvartál	HDP X_2	M_INF $X_{3(t-4)}$	ZOO X_4	EXP X_5	PHM X_6	DBV $X_{7(t-4)}$
2021	4	1456718	3,9508	17050,84	983147	35504,28	7378,964
2022	1	1466557	3,9696	16867,65	991025	35771,3	7360,365
2022	2	1476395	3,9884	16684,46	998903	36038,32	7341,766
2022	3	1486234	4,0072	16501,27	1006781	36305,34	7323,167
2022	4	1496072	4,026	16318,08	1014659	36572,36	7304,568
2023	1	1505911	4,0448	16134,89	1022537	36839,38	7285,969
2023	2	1515749	4,0636	15951,7	1030415	37106,4	7267,37
2023	3	1525588	4,0824	15768,51	1038293	37373,42	7248,771

Zdroj: vlastní zpracování

Získaná predeterminovaná data z tabulky 15 byla dosazena dle vztahu 3.15, který znázorňuje bodovou předpověď průměrné hodnoty, jejíž rezultat je prvkem tabulky 16.

Tabulka 16: Bodová prognóza ex ante modelu nabídka (4/2021-3/2023)

rok	kvartál	Tržby z průmyslové činnosti – výroba nábytku
2021	4	111,9783892
2022	1	112,3356284
2022	2	112,6928675
2022	3	113,0501066
2022	4	113,4073457
2023	1	113,7645848
2023	2	114,1218239
2023	3	114,4790631

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky získané z bodové prognózy poukazují na ponížení indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku oproti skutečným hodnotám za poslední dvě sledování (2. a 3. kvartál roku 2021). První prognózované období, 4. kvartál roku 2021 prognózuje index tržeb nižší o 11,41 %, a to hladinu téměř 111,98 %. I přes pokles hladiny tržeb je v dalších prognózovaných období zaznamenán pozvolný vzrůstající trend. Oproti prvnímu sledovanému období dochází v dalším kvartálu k navýšení o téměř 0,36 % a v posledním prognózovaném kvartálu o téměř 2,5 %. Ke konci prognózovaného období je hladina indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku téměř 114,48 %.

5.4.5 Porovnání prognózovaných hodnot modelu poptávka a nabídka

Na základě provedených prognóz modelu poptávky a nabídky dochází k rozdílnému výsledku očekávaných budoucích hodnot.

Dle sestaveného ekonometrického modelu poptávky s vysvětlujícími proměnnými míra inflace, obecná míra nezaměstnanosti, import v oboru výroba nábytku, průměrná hrubá mzda, HDP, výdaji domácností na HDP a stavební produkce je prognózován vývoj indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku k prvnímu období, 4. kvartál roku 2021 propad hladiny, a to na výši 114,9 %. V následujících prognózovaných období je zaznamenán mírný vzrůstající

trend, avšak prognózovaná hladina indexu tržeb nepřesáhne poslední skutečnou hodnotu. Na konci prognózovaného období bude hladina indexu tržeb téměř 117,8 %.

Prognóza modelu nabídky vykazuje také nižší hladinu indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku, ba dokonce oproti modelu poptávky ještě nižší. Prognóza byla sestavena na základě ekonometrického modelu s vysvětlujícími proměnnými HDP, míra inflace, zaměstnaných osob v oboru, export v oboru výroba nábytku, průměrná hrubá mzda a dokončená bytová výstavba v ČR. Prostřednictvím prognózy byly stanoveny hodnoty osmi sledovaných období, od 4. kvartálu roku 2021 do 3. kvartálu roku 2023 ve výších:

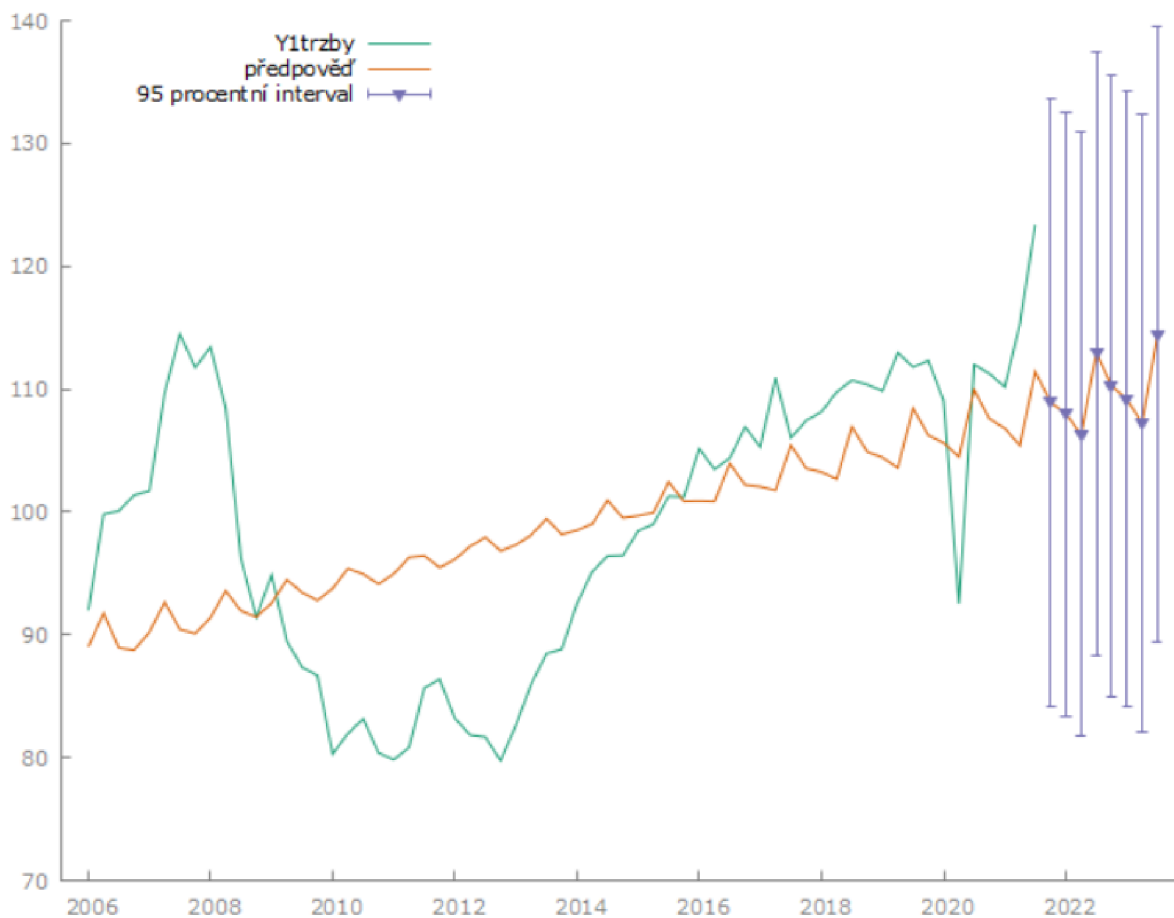
- první sledované období – 111,98 %;
- druhé sledované období – 112,34 %;
- třetí sledované období – 112,69 %;
- čtvrté sledované období – 113,05 %;
- páté sledované období – 113,41 %;
- šesté sledované období – 113,76 %;
- sedmé sledované období – 114,12 %;
- osmé sledované období – 114,48 %.

Pozitivnější rezultat je sledován u modelu poptávky, model nabídky vykazuje o 3,3 % horší, nižší hladinu indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku.

5.4.6 Intervalová prognóza endogenní proměnné

Intervalová prognóza zkoumané endogenní proměnné indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroba nábytku v ČR byla sestavena pro 2leté sledované období, a to od 4. kvartálu roku 2021 do 3. kvartálu roku 2023 s datovou základnou 63 kvartálních pozorování započatého prvním kvartálem roku 2006. Pro výpočet intervalové prognózy byl použit software Gretl, jejímž výstupem je následující graf z obrázku 17.

Obrázek 18: Graf ex-ante intervalové prognózy modelu poptávka



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Výstupní data prognózy z grafu z obrázku 17 vč. směrodatné chyby a 95% konfidenčního intervalu jsou zaneseny do tabulky 17.

Tabulka 17: Ex-ante intervalová prognóza endogenní proměnné

Rok	Kvartál	Předpověď	Směr. Chyba	95% interval
2021	4	108,926094	12,360016	84,156068 - 133,696119
2022	1	107,995769	12,263073	83,420021 - 132,571517
2022	2	106,314495	12,263073	81,738747 - 130,890243
2022	3	112,940781	12,263073	88,365033 - 137,516529
2022	4	110,269702	12,646386	84,925777 - 135,613627
2023	1	109,180713	12,51508	84,099932 - 134,261495
2023	2	107,224241	12,51508	82,143459 - 132,305023
2023	3	114,440237	12,51508	89,359455 - 139,521019

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl

Na základě hodnot z výše znázorněné tabulky lze konstatovat, že index tržeb z průmyslové činnosti – výroba nábytku v ČR má kolísající trend, kdy nejhorší výsledky vykazují druhé roční kvartály, a naopak nejlepší jsou přisuzovány třetím kvartálům. S ohledem na jednotlivé roky je sledován trend růstu. Z čehož můžeme soudit, že prognóza indexu tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku v ČR se jeví příznivě a model je signifikantní. Avšak vývoj indexu tržeb velmi tkví na vývoji celkové ekonomiky ČR, kdy může nastat neočekávaná významná předem nepredikovaná změna, která bude mít velký vliv na vývoj indexu tržeb.

6. Závěr

Práce byla zaměřena na ekonometrické modelování 31 oddílu CZ-NACE výroba nábytku spadajícího do zpracovatelského průmyslu. K dostání vytyčeného cíle bylo nezbytné provést analýzu vybraných matematicko-statistických aparátů a identifikaci nejvýznamnějších determinantů v oblasti nábytkářského průmyslu v České republice. Práce byla rozdělena na tři samostatné části – stanovení cíle vč. metodické části, teoretickou část a vlastní část práce.

V první části práce byl identifikován cíl práce včetně definice stěžejních postupů, které jsou spojeny s ekonometrickým modelováním, jež byly blíže popsány v metodické části práce. Na metodickou část práce navazuje část teoretická, která se zaměřuje na literární rešerši vymezující základní pojmy související se sledovanou problematikou nábytkářského průmyslu. Literární rešerše blíže specifikuje a prohlubuje pochopení vzájemných vztahů mezi jednotlivými sledovanými jevy. Vlastní část práce je zaměřena na ekonometrické modelování opírající se o metodologii, literární rešerši a volně dostupná data z Českého statistického úřadu a Ministerstva průmyslu a obchodu. Práce byla rozdělena na dva jednorovnicové modely vysvětlující ekonomický vývoj sledovaného průmyslu, a to model poptávky a nabídky. Oba modely vychází z časových řad s čtvrtletní periodicitou. Vysvětlovanou proměnnou byl pro oba modely stanoven index tržeb z průmyslové činnosti – výroby nábytku. Pro model poptávky byly stanoveny vysvětlující proměnné míra inflace, obecná míra nezaměstnanosti, import v oboru výroba nábytku, průměrná hrubá mzda, HDP, výdaje domácností na hrubý domácí produkt a stavební produkce. Pro model nabídky byly stanoveny vysvětlující proměnné HDP, míra inflace, zaměstnaných osob v oboru, export v oboru výroba nábytku, průměrná měsíční mzda, dokončená bytová výstavba v ČR.

Cílem práce bylo provedení ekonometrického modelování s indentifikací nejvýznamnějších determinantů, které nábytkářský průmysl ovlivňují, a to za účelem využití tohoto modelování podnikatelskými subjekty pohybujícími se v tomto průmyslu na území České republiky. Výsledky modelu je možné využít v manažerských rozhodovacích procesech. Z pohledu statistické významnosti byly za nejvýznamnější determinanty určeny míra inflace, obecná míra nezaměstnanosti, průměrná hrubá mzda, HDP, počet zaměstnaných osob v oboru a export

v nábytkářském průmyslu. Pro stanovení odhadu modelu byla prostřednictvím software Gretl, použita metoda nejmenších čtverců.

Z vybraných statisticky nejvýznamnějších proměnných byla s největší intenzitou stanovena proměnná *obecná míra nezaměstnanosti*. Obecná míra nezaměstnanosti a ekonomický růst, který je v práci zastoupen indexem tržeb, jsou veličiny, které mezi sebou úzce souvisejí. Při růstu obecné míry nezaměstnanosti dochází k poklesu ekonomického růstu a naopak. Při zvýšení přírůstku proměnné obecná míra nezaměstnanosti o 1 %, dojde ke snížení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o více jak 4,9 %. Tato hodnota stanovuje tuto proměnnou za nejpodstatnější proměnnou ovlivňující výši tržeb v nábytkářském průmyslu. Proměnná *míra inflace* velmi úzce souvisí s ekonomickým růstem. Pokud dochází ke zvyšování hladiny ekonomiky, dochází zároveň k růstu inflace a naopak. Vliv míry inflace byl v modelu poptávky a modelu nabídky rozdílný. Model nabídky vykazuje nižší intenzitu, a to při přírůstku míry inflace v předchozím období o 1 %, dojde ke zvýšení přírůstku indexu tržeb o více jak 1,5 %. Model poptávky vykazuje při přírůstku míry inflace v předchozím období o 1 %, zvýšení přírůstku indexu tržeb o 2,5 %. I přes rozdílnost v modelech se jedná o důležitou proměnnou, která by neměla být opomíjena při manažerském rozhodování. Výše sledované proměnné *průměrné hrubé mzdy* zvyšuje domácnostem volné prostředky k vlastní spotřebě, společnostem však zvyšuje měsíční náklady a dochází k poklesu tržeb. Model poptávky i model nabídky dosahují podobného výsledku této proměnné. Při zvýšení přírůstku průměrné hrubé mzdy o 1000, - Kč, dojde ke snížení přírůstku indexu tržeb o více jak 2 %. Velmi pozitivní vztah je sledován mezi proměnnými *HDP, indexem tržeb a ekonomického růstu*. Dochází-li ke zvyšování ekonomického růstu, roste i HDP a index tržeb. Model nabídky vykazuje příznivý vývoj této proměnné, která při zvýšení o 100 000 mil. Kč zvýší i přírůstek tržeb o více jak 7,7 %. Model poptávky udává příznivější výši přírůstku tržeb při stejném zvýšení HDP, a to 12,1 %. Počet proměnné *zaměstnaných osob v oboru* je úzce spojován s výší produkce. Čím vyšší produkci dochází, je zapotřebí i vyšší počet zaměstnanců v daném segmentu a naopak. Vliv této proměnné při zvýšení přírůstku o 1000 ks zaměstnaných osob v oboru, zvyšuje přírůstek indexu tržeb o téměř 2,4 %. Sledované proměnné v rámci zahraničního obchodu, *import a export*, v nábytkářském průmyslu zvyšuje výši tržeb z průmyslové činnosti. Ekonometrické modelování poukazuje na rezultat zvýšení přírůstku indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 7,2 %, dojde-li ke zvýšení exportu

v oboru o 100 000 mil. Kč. Při zvýšení přírůstku hodnoty importu v oboru výroba nábytku o 100 000 mil. Kč, zvýší se přírůstek indexu tržeb v nábytkářském průmyslu o 6,6 %.

Na základě vlastních dlouholetých zkušeností v nábytkářském průmyslu byly do modelu zahrnuty i proměnné *dokončená bytová výstavba* a *stavební produkce*. Na základě provedeného ekonometrického modelování byly však tyto veličiny vykázány za statisticky naprosto nevýznamné. Z čehož je možné konstatovat, že stavební průmysl zaměřený na bytovou výstavbu neovlivňuje výši tržeb v nábytkářském průmyslu.

Následně byl proveden třetí dílčí cíl: ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace modelu. V *ekonomické verifikaci* modelu poptávky odpovídaly všechny vysvětlující proměnné předem stanoveným předpokladům. Byla však zaznamenána odchylka očekávání u veličiny stavební produkce. Tato veličina odpovídala předpokladům, avšak intenzita působení byla nižší oproti očekávání, zároveň byla tato veličina vyhodnocena jako statisticky nevýznamná. U modelu nabídky je u proměnné dokončená bytová výstavba v ČR sledován záporný jev než byl předpokládán a neodpovídá teoretickým předpokladům. Tento opačný jev, kdy se zvyšujícím se přírůstkem v období, dochází k poklesu indexu tržeb.

Statistická verifikace ověřující statistickou významnost byla provedena stanovením hypotéz a jejich ověřením na základě p-hodnoty. V modelu poptávky byly statisticky nejvýznamnější proměnné míra inflace v předchozím období se zpožděním čtyř kvartálů, obecná míra nezaměstnanosti, import v oboru výroba nábytku, průměrná hrubá měsíční mzda, HDP a výdaje domácností na HDP. Pro model nabídky byly statisticky nejvýznamnější proměnné HDP, míra inflace v předchozím období se zpožděním čtyř kvartálů, zaměstnaných osob v oboru, export v nábytkářském průmyslu a průměrné hrubé mzdy. Na základě provedeného F-testu vyhodnocujícího model jako celek byly oba modely vyhodnoceny jako statisticky významné. U modelu poptávka byl index tržeb z 87,8 % vysvětlován variabilitou exogenních proměnných a model nabídka z 89,7 %.

Ověření přítomnosti heteroskedasticity, autokorelace a normality reziduí bylo provedeno v *ekonometrické verifikaci*. K ověření heteroskedasticity byl použit Breusch-Paganův test, pro normalitu reziduí test nulové hypotézy normálního rozdělení a autokorelaci Breusch-Godfreyův

test. V obou modelech, poptávky a nabídky, byla prostřednictvím testů potvrzena homoskedasticita, normální rozdělení i nepřítomnost autokorelace.

V závěru vlastní části práce byl proveden čtvrtý dílčí cíl, *ex post* a *ex ante prognóza* modelu poptávky i modelu nabídky. Budoucí hodnota indexu tržeb z průmyslové činnosti - výroby nábytku byla v modelech rozdílná. U modelu poptávky byl pro první následující kvartál prognózován index tržeb o téměř 3 % vyšší oproti modelu nabídky a poslední osmý prognózovaný kvartál byl rozdíl již 3,3 %. Avšak je nezbytné podotknout, že prognóza budoucích hodnot k prvnímu sledovanému období byla v modelu poptávky nižší o více jak 8 % oproti poslednímu sledovanému kvartálu a u modelu nabídky byla prognózovaná očekávaná hodnota nižší o více jak 11 %. Prognóza modelu nabídky i poptávky mají vzrůstající trend, avšak prognózovaná ztráta je natolik vysoká, že na konci sledovaného období nedosáhne na hladiny poslední skutečné hodnoty. Za osm prognózovaných kvartálů se hladina výše indexu tržeb zvýší o necelé 3 % u modelu poptávky a více jak 2 % u modelu nabídky.

I přes vzrůstající trend prognózy vývoje indexu tržeb výroby nábytku bychom měli mít stále napaměti, že se jedná o prognózu opírající se o data za podmínky *ceteris paribus*, nepředpokládá změnu podmínek a vnějších vlivů, které by mohly mít více či méně vliv na vývoj indexu tržeb v nábytkářském průmyslu. Mezi významné současné ovlivňovatele ekonomiky bezesporu můžeme zahrnout pandemii COVID-19, kdy přijatá protipandemická opatření mění celý svět včetně globálních akciových trhů, které začátkem roku zaznamenávají největší pokles své hodnoty, jejímž důvodem je očekávaný boj s inflací.

Začátek roku 2022 je spojován s invazí Ruska na Ukrajinu a energetickou krizí, která vybičovala ceny pohonných hmot, zemního plynu a elektrické energie k historicky extrémně vysokým cenám. S někdy i několika násobně vyššími cenami se nejpravděpodobněji některé podniky, ale i domácnosti bez pomoci státu či změny na alternativní energie neobejnou, čímž se mohou dostat do existenčních problémů. Proto by měly podniky v nábytkářském průmyslu velmi zvážit budoucí investice, ať již do budování alternativních obnovitelných zdrojů energie či zeštíhlením energeticky náročné výroby.

7. Seznam použitých zdrojů

1. **Bedáňová, Iveta.** t-test. <https://cit.vfu.cz/statpotr/index.htm>. [Online] Veterinární a farmaceutická univerzita Brno. [Citace: 6. 8 2021.] <https://cit.vfu.cz/statpotr/POTR/Teorie/Predn3/ttest.htm>.
2. **Breusch, T. S. a Pagan, A. R. 1979.** A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *The Econometric Society*. *Econometrica* Vol. 47, No. 5 (Sep., 1979), pp. 1287-1294 (8 pages), 1979, <https://doi.org/10.2307/1911963>.
3. **Buchtová, Božena, Šmajš, Josef a Boleloucký, Zdeněk. 2013.** *Nezaměstnanost - 2., přepracované a aktualizované vydání*. Praha : Grada Publishing, a.s., 2013. ISBN 978-80-247-4282-3.
4. **Cipra, Tomáš. 2013.** *Finanční ekonometrie*. Praha : Ekopress, 2013. ISBN: 978-80-86929-93-4.
5. **czso.cz. 2007.** www.czso.cz. [Online] 2007. [Citace: 4. 1 2021.] <https://www.czso.cz/documents/10180/20568935/311107k03.pdf/41c1a51c-cb1a-4276-8f00-e3b60ab32fe1?version=1.0>.
6. **Čechura, Lukáš, a další. 2019.** *Cvičení z ekonometrie*. Praha : Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, 2019. ISBN: 978-80-213-2405-3.
7. **Česká národní banka. 2021.** www.cnb.cz. [Online] 2021. [Citace: 24. 10 2021.] <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/vzdelavani/menova-politika-clanky/05-dopad-zmen-sazeb-cnb-do-ekonomiky/>.
8. **Český statistický úřad. 2021.** www.czso.cz. [Online] 2021. [Citace: 13. 10 2021.] <https://www.czso.cz>.
9. **Dokoupilová, Pavla. 2007.** *Testování heteroskedasticity v lineárním regresním modelu*. Brno : Master's Thesis. Masarykova Univerzita, Přírodovědecká fakulta, 2007.

10. **Doszyń, Mariusz . 2011.** ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE IMPACT OF PROPENSITIES. *Folia Oeconomica Stetinensia*. 2011, DOI: 10.2478/v10031-011-0021-2.
11. **Družič, Gordan a Basarac, Sertič Martina. 2015.** DRUŽIĆ, Gordan; BASARAC SERTIĆ, Martina. A roadmap of actions aiming at ensuring furniture industry production growth: panel analysis. *Economic research-Ekonomska istraživanja*. 2015, doi.org/10.1080/1331677X.2015.1083458.
12. **E15.cz. 2021.** ČNB zvýšila úrokové sazby. Ovlivní to hypotéky, spořicí účty i firemní investice. *www.e15.cz*. [Online] 2021. [Citace: 24. 10 2021.] <https://www.e15.cz/byznys/cnb-zvysila-urokove-sazby-ovlivni-to-hypoteky-sporici-ucty-i-firemni-investice-1383998>.
13. **Fiala, Petr. 2008.** *Úvod do ekonometrie*. Praha : Česká technika - nakladatelství ČVUT, 2008. ISBN 978-80-01-04004-1.
14. **Forbes Česko, ČTK. 2021.** Ceny v průmyslu rostly nejvíc od roku 2011. Podobně je na tom i zemědělství nebo stavebnictví. *www.forbes.cz*. [Online] 17. 5 2021. [Citace: 19. 10 2021.] <https://forbes.cz/ceny-v-prumyslu-rostly-nejvic-od-roku-2011-podobne-je-na-tom-i-zemedelstvi-nebo-stavebnictvi/>.
15. **Greene, William H. 2002.** *Econometric analysis*. New Jersey : Prentice Hall, 2002. ISBN 0-13-066189-9.
16. **Gujarati, Damodar N. 2004.** *Basic Econometrics 4th edition*. Singapore : Mc Graw-Hill, 2004. 0072478527.
17. **Gujarati, Damodar N. a Porter, Dawn C. 2010.** *Essentials of econometrics*. Irwin : McGraw-Hill, 2010. ISBN 978-0-07-337584-7.
18. **Hamdan, Hartini, Abdullah, Mohd Fahmy a Sieng, Lai Wei . 2019.** Technical Efficiency of Malaysian Furniture Manufacturing Industry: A Stochastic Frontier Analysis Approach. *International Journal of Supply Chain Management*. 2019, Corpus ID: 213960885.

19. **Hančlová, Jana. 2012.** *Ekonometrické modelování: Klasické přístupy s aplikacemi.* Praha : Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
20. **Heij, Christiaan, a další. 2004.** *Econometric methods with applications in business and economics.* New York : Oxford University Press Inc., 2004. ISBN 0-19-926801-0.
21. **Hladík, René. 2016.** *Ekonomie.* místo neznámé : RENECO, 2016. ISBN 978-80-86563-47-3.
22. **Hodoshima, Jiro a Masakazu, Ando. 2007.** The Finite-Sample Performance of White's Test for Heteroskedasticity Under Stochastic Regressors. *Communications in Statistics—Simulation and Computation*®. 2007, <https://doi.org/10.1080/03610910701569499>.
23. **Hospodářská komora České republiky. 2021.** AČN: Jak se loni vyvíjel nábytkářský průmysl. www.komora.cz. [Online] 2021. [Citace: 23. 10 2021.] <https://www.komora.cz/news/acn-jak-se-loni-vyvijel-nabytkarsky-prumysl/>.
24. **Hřebík, František. 2008.** *Obecná ekonomie.* Plzeň : Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2008. ISBN 978-80-7380-101-4.
25. **Hušek, Roman a Walter , Jaromír. 1976.** *Ekonometrie.* Praha : Nakladatelství technické literatury, 1976.
26. **Hušek, Roman. 2007.** *Ekonometrická analýza.* Praha : Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
27. **Chromý, Jan. 2014.** *Práce s empirickými daty.* Praha : Karlova Univerzita Praha, Karolinum Press, 2014. ISBN 9788024628011.
28. **Jurečka , Václav, a další. 2018.** *Mikroekonomie.* Praha : Grada Publishing, a.s., 2018. ISBN 978-80-271-2125-0.
29. **Kayacan, Bekir, a další. 2013.** An econometric analysis of imported timber demand in Turkey. *Journal Of Food Agriculture & Environment.* 2013, <https://hdl.handle.net/20.500.12469/861>.

30. **Kočenda, Evžen a Černý, Alexandr. 2015.** *Elements of Time Series Econometrics: An Applied Approach*. Praha : Karolinum Press, Charles University in Prague, 2015. ISBN 978-80-246-3198-1.
31. **Lejnarová, Šárka, Ráčková, Adéla a Zouhar, Jan. 2009.** *Základy ekonometrie v příkladech*. Praha : Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1564-9.
32. **Lukman, Adewale F., a další. 2019.** A Modified New Two-Parameter Estimator in a Linear Regression Model. *Modelling and Simulation in Engineering*. Article ID 6342702, 2019, <https://doi.org/10.1155/2019/6342702>.
33. **Masakuzu, Ando a Jiro, Hodoshima. 2007.** A note on bootstrapped White's test for heteroskedasticity in regression models. *Economics Letters*. Volume 97, 2007, Sv. Issue 1, <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.02.017>.
34. **Ministerstvo obchodu a průmyslu. 2021.** www.mpo.cz. www.mpo.cz. [Online] 2021. [Citace: 9. 10 2021.] <https://www.mpo.cz/assets/dokumenty/26188/26053/291112/priloha023.pdf>.
35. **Ministerstvo práce a sociálních věcí. 2021.** Informační systém o průměrném výděлку (ISPV). www.mpsv.cz. [Online] 2021. [Citace: 23. 10 2021.] <https://www.mpsv.cz/informacni-system-o-prumernem-vydelku-ispv->.
36. **Mrázek, Jiří a Pokorný, Jan. 2021.** Ceny bytových nemovitostí rostou. *Statistika & My*. 2021, <https://www.statistikaamy.cz/2021/05/11/ceny-bytovych-nemovitosti-rostou>.
37. **Muhammad, Aslam a Shakeel, Ahmad. 2020.** The modified Liu-ridge-type estimator: a new class of biased estimators to address multicollinearity. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*. 2020, DOI: 10.1080/03610918.2020.1806324.
38. **Neykov, Nikolay, Antov, Petar a Dobrev, Dobrin. 2017.** EMPLOYMENT RATE IN WOOD-PROCESSING AND FURNITURE INDUSTRIES IN THE CONTEXT OF EUROPEAN UNION ENLARGEMENT--COMPARISON BETWEEN BULGARIA, ROMANIA AND MACEDONIA. *Int. J. Wood Design Techn.* 2017, UDK: 331.5:674(497.7).

39. **Oliveira , Oscar, Gamboa, Dorabela a Fernandes, Pedro. 2016.** An Information System for the Furniture Industry to Optimize the Cutting Process and the Waste Generated. *Procedia Computer Science.* 2016, <https://doi.org/10.1016/j.procs.2016.09.215>.
40. **Pavelka, Tomáš. 2006.** *Makroekonomie – základní kurz.* Praha : VSEM, 2006. ISBN 9788086730028.
41. **Simionescu, Mihaela Bratu. 2012.** Predicting Macroeconomic Indicators in the Czech Republic Using Econometric Models and Exponential Smoothing Techniques. *South East European Journal of Economics and Business* 7(2). 2012, DOI:10.2478/v10033-012-0017-3.
42. **Smrčka, Luboš. 2010.** *Rodinné finance, Ekonomická krize a krach optimismu.* Praha : Nakladatelství C H Beck, 2010. ISBN 978-80-7400-199-4.
43. **Somogyi, Tomáš. 2019.** cbaonline.cz. [Online] 2019. [Citace: 5. 1 2022.] <https://cbaonline.cz/upload/371-studie-cba-2019.pdf>.
44. **Studenmund, Arnold H. 2014.** *Using Econometrics: A Practical Guide.* Harlow : Pearson, 2014. ISBN 978-1-292-02127-0.
45. **Svatoš, Miroslav, a další. 2009.** *Zahraniční obchod; teorie a praxe.* Praha : Grada Publishing, a.s., 2009. ISBN 978-80-247-2708-0.
46. **Tafesse, Alula a Shonde, Yohannes. 2016.** Econometric Analysis of Wood Furniture Production in Wolaita Sodo: The Case of Small and Medium Scale Wood Manufacturing Industries. *Industrial Engineering Letters.* 2016, Sv. 6, 29-35.
47. **Umoru, David . 2018.** applied_econometrics_20182019.pdf. https://www.edouniversity.edu.ng/oerrepository/articles/applied_econometrics_20182019.pdf. [Online] EDO UNIVERSITY IYAMHO, NIGERIA, 2018. [Citace: 7. 8 2021.]
48. **Wooldridge, Jeffrey M. 2013.** *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 5th.* Mason, Ohio : South-Western, Cengage Learning, 2013. ISBN-13: 978-1-111-53104-1.

49. **www.nace.cz. 2021.** 31 Výroba nábytku / CZ-NACE. *www.nace.cz*. [Online] 2021. [Citace: 5. 10 2021.] <http://www.nace.cz/31-vyroba-nabytku>.
50. **Zlatkovic, Matea. 2018.** An Econometric Analysis of the Effects of Human Resources and other Factors on Firm Creation. *Economic Themes* . 2018, DOI:10.2478/ethemes-2018-0026.

Přílohy

Příloha 1: Podkladová data modelu poptávka (2005-2021)

rok	čtvrtletí	TPČ_VN (%)	M_INF (%)	OMN (%)	IMP (mil. Kč)	PHM (Kč)	HDP (mil. Kč)	VYD_D (mil. Kč)	ST_PR (%)
2005	q1	89,7	2,7	8,4	410 589	17 067	756 336	358 993	102,4
2005	q2	91,0	2,5	7,8	476 084	18 112	822 654	381 709	103,5
2005	q3	94,9	2,1	7,8	472 515	18 203	828 946	398 701	110,8
2005	q4	95,5	1,9	7,8	519 438	19 963	877 665	410 875	113,2
2006	q1	92,0	2,1	8,0	484 754	18 270	806 785	379 485	104,7
2006	q2	99,8	2,4	7,1	517 633	19 300	876 087	403 538	107,6
2006	q3	100,1	2,7	7,0	505 891	19 305	900 400	422 016	111,3
2006	q4	101,4	2,6	6,5	580 975	21 269	947 609	430 517	110,7
2007	q1	101,7	2,3	6,0	550 947	19 687	891 834	408 105	132,9
2007	q2	109,7	2,1	5,3	577 968	20 740	956 899	431 703	112,6
2007	q3	114,5	2,0	5,1	574 965	20 721	983 203	449 574	103,7
2007	q4	111,7	2,5	4,8	631 519	22 641	1 027 597	464 513	108,2
2008	q1	113,4	3,9	4,7	588 031	21 632	938 367	439 187	105,6
2008	q2	108,4	5,0	4,2	604 860	22 246	1 022 711	471 769	102,6
2008	q3	96,2	6,1	4,3	567 356	22 181	1 046 195	488 468	111,1
2008	q4	91,4	6,5	4,4	563 935	24 309	1 035 587	491 564	99,2
2009	q1	94,9	4,4	5,8	490 029	22 108	937 723	455 511	95,5
2009	q2	89,5	4,1	6,3	483 289	22 796	992 356	476 524	105,0
2009	q3	87,4	2,6	7,3	490 745	23 091	994 134	478 315	100,2
2009	q4	86,7	1,3	7,2	538 223	25 418	1 030 107	487 629	98,0
2010	q1	80,3	1,2	8,0	522 289	22 738	923 738	458 636	77,5
2010	q2	82,0	0,6	7,1	585 278	23 504	1 012 488	483 291	91,5
2010	q3	83,2	0,9	7,1	605 575	23 600	1 014 980	488 293	96,8
2010	q4	80,4	1,4	6,9	642 279	25 591	1 041 664	503 075	97,3
2011	q1	79,8	1,7	7,2	619 681	23 372	942 714	469 008	105,1
2011	q2	80,8	1,8	6,7	641 002	24 116	1 025 544	493 548	94,2
2011	q3	85,7	1,9	6,6	635 048	24 107	1 029 737	498 574	90,4
2011	q4	86,4	1,9	6,4	663 233	26 211	1 064 328	513 364	98,7
2012	q1	83,2	2,2	7,1	670 747	24 131	963 681	478 224	89,4
2012	q2	81,9	2,7	6,7	671 232	24 627	1 029 962	496 379	93,5
2012	q3	81,7	3,1	7,0	643 833	24 439	1 030 184	503 764	93,3
2012	q4	79,8	3,3	7,2	675 620	27 055	1 065 085	516 854	90,3

2013	q1	82,7	3	7,4	625 583	23 985	955 889	480 672	87,9
2013	q2	86,0	2,5	6,7	652 474	24 877	1 034 830	505 817	87,1
2013	q3	88,5	2	6,9	672 242	24 735	1 052 330	514 349	95,0
2013	q4	88,8	1,5	6,7	729 412	26 525	1 099 762	525 668	96,1
2014	q1	92,6	1,1	6,8	721 608	24 931	997 951	489 398	113,4
2014	q2	95,2	0,8	6,0	746 674	25 569	1 088 654	514 853	106,0
2014	q3	96,4	0,5	5,9	749 602	25 279	1 116 501	528 897	103,7
2014	q4	96,5	0,5	5,7	785 304	27 261	1 142 660	538 719	101,4
2015	q1	98,5	0,3	6,0	761 934	25 497	1 066 579	508 030	110,5
2015	q2	99,0	0,4	4,9	792 520	26 408	1 163 326	536 157	113,4
2015	q3	101,3	0,4	4,8	769 594	26 163	1 184 154	545 698	108,3
2015	q4	101,2	0,3	4,5	807 947	28 258	1 211 319	562 154	102,6
2016	q1	105,1	0,4	4,3	765 088	26 683	1 114 961	528 829	94,3
2016	q2	103,5	0,4	3,9	798 361	27 452	1 215 075	557 322	92,3
2016	q3	104,4	0,3	4,0	751 618	27 396	1 216 961	567 014	94,8
2016	q4	106,9	0,5	3,6	820 384	29 491	1 249 876	587 801	99,5
2017	q1	105,3	1	3,4	836 689	28 034	1 168 642	559 917	102,3
2017	q2	111,0	1,5	3,0	852 862	29 432	1 285 296	590 846	108,9
2017	q3	106,0	2	2,8	792 209	29 234	1 305 042	604 857	103,3
2017	q4	107,4	2,4	2,4	867 671	31 802	1 351 763	627 678	105,0
2018	q1	108,2	2,4	2,4	842 662	30 427	1 247 835	593 788	116,9
2018	q2	109,8	2,3	2,2	881 755	32 003	1 358 981	628 402	111,0
2018	q3	110,7	2,3	2,3	858 139	31 685	1 374 728	641 276	116,5
2018	q4	110,4	2,2	2,0	935 217	34 057	1 428 121	660 751	109,4
2019	q1	109,9	2,3	2,0	883 215	32 951	1 333 740	626 267	108,4
2019	q2	113,0	2,5	1,9	891 119	34 576	1 450 836	663 118	108,7
2019	q3	111,8	2,6	2,1	867 565	34 127	1 482 851	677 770	106,0
2019	q4	112,3	2,7	2,0	904 169	36 634	1 522 921	695 812	107,3
2020	q1	109,1	3	2,0	845 697	34 197	1 370 941	634 894	107,8
2020	q2	92,5	3,1	2,4	713 888	34 382	1 348 751	614 605	97,5
2020	q3	112,0	3,2	2,9	820 091	35 487	1 460 323	657 979	93,6
2020	q4	111,3	3,2	3,0	923 469	38 584	1 514 608	637 462	94,2
2021	q1	110,2	2,9	3,4	915 145	35 338	1 385 261	601 528	97,0
2021	q2	115,3	2,8	3	1 002 936	38 292	1 535 932	682 626	109,3
2021	q3	123,4	2,9	2,7	958 253	37 499	1 569 717	721 992	109,2
Ø		98,4	2,2	5,2	697741,2	26444,8	1122752,5	526039,6	102,6

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 2: Podkladová data modelu poptávka po první diferenci (2006-2021)

rok	čtvrtletí	TPČ_VN (%)	M_INF (t-4) (%)	OMN (%)	IMP (mil. Kč)	PHM (Kč)	HDP (mil. Kč)	VYD_D (mil. Kč)	ST_PR (t-4) (%)
2006	q1	92,0	2,7	8,0	484 754	18 270	806 785	379 485	113,2
2006	q2	99,8	2,5	7,1	517 633	19 300	876 087	403 538	104,7
2006	q3	100,1	2,1	7,0	505 891	19 305	900 400	422 016	107,6
2006	q4	101,4	1,9	6,5	580 975	21 269	947 609	430 517	111,3
2007	q1	101,7	2,1	6,0	550 947	19 687	891 834	408 105	110,7
2007	q2	109,7	2,4	5,3	577 968	20 740	956 899	431 703	132,9
2007	q3	114,5	2,7	5,1	574 965	20 721	983 203	449 574	112,6
2007	q4	111,7	2,6	4,8	631 519	22 641	1 027 597	464 513	103,7
2008	q1	113,4	2,3	4,7	588 031	21 632	938 367	439 187	108,2
2008	q2	108,4	2,1	4,2	604 860	22 246	1 022 711	471 769	105,6
2008	q3	96,2	2,0	4,3	567 356	22 181	1 046 195	488 468	102,6
2008	q4	91,4	2,5	4,4	563 935	24 309	1 035 587	491 564	111,1
2009	q1	94,9	3,9	5,8	490 029	22 108	937 723	455 511	99,2
2009	q2	89,5	5,0	6,3	483 289	22 796	992 356	476 524	95,5
2009	q3	87,4	6,1	7,3	490 745	23 091	994 134	478 315	105,0
2009	q4	86,7	6,5	7,2	538 223	25 418	1 030 107	487 629	100,2
2010	q1	80,3	4,4	8,0	522 289	22 738	923 738	458 636	98,0
2010	q2	82,0	4,1	7,1	585 278	23 504	1 012 488	483 291	77,5
2010	q3	83,2	2,6	7,1	605 575	23 600	1 014 980	488 293	91,5
2010	q4	80,4	1,3	6,9	642 279	25 591	1 041 664	503 075	96,8
2011	q1	79,8	1,2	7,2	619 681	23 372	942 714	469 008	97,3
2011	q2	80,8	0,6	6,7	641 002	24 116	1 025 544	493 548	105,1
2011	q3	85,7	0,9	6,6	635 048	24 107	1 029 737	498 574	94,2
2011	q4	86,4	1,4	6,4	663 233	26 211	1 064 328	513 364	90,4
2012	q1	83,2	1,7	7,1	670 747	24 131	963 681	478 224	98,7
2012	q2	81,9	1,8	6,7	671 232	24 627	1 029 962	496 379	89,4
2012	q3	81,7	1,9	7,0	643 833	24 439	1 030 184	503 764	93,5
2012	q4	79,8	1,9	7,2	675 620	27 055	1 065 085	516 854	93,3
2013	q1	82,7	2,2	7,4	625 583	23 985	955 889	480 672	90,3
2013	q2	86,0	2,7	6,7	652 474	24 877	1 034 830	505 817	87,9
2013	q3	88,5	3,1	6,9	672 242	24 735	1 052 330	514 349	87,1
2013	q4	88,8	3,3	6,7	729 412	26 525	1 099 762	525 668	95,0
2014	q1	92,6	3	6,8	721 608	24 931	997 951	489 398	96,1
2014	q2	95,2	2,5	6,0	746 674	25 569	1 088 654	514 853	113,4
2014	q3	96,4	2	5,9	749 602	25 279	1 116 501	528 897	106,0

2014	q4	96,5	1,5	5,7	785 304	27 261	1 142 660	538 719	103,7
2015	q1	98,5	1,1	6,0	761 934	25 497	1 066 579	508 030	101,4
2015	q2	99,0	0,8	4,9	792 520	26 408	1 163 326	536 157	110,5
2015	q3	101,3	0,5	4,8	769 594	26 163	1 184 154	545 698	113,4
2015	q4	101,2	0,5	4,5	807 947	28 258	1 211 319	562 154	108,3
2016	q1	105,1	0,3	4,3	765 088	26 683	1 114 961	528 829	102,6
2016	q2	103,5	0,4	3,9	798 361	27 452	1 215 075	557 322	94,3
2016	q3	104,4	0,4	4,0	751 618	27 396	1 216 961	567 014	92,3
2016	q4	106,9	0,3	3,6	820 384	29 491	1 249 876	587 801	94,8
2017	q1	105,3	0,4	3,4	836 689	28 034	1 168 642	559 917	99,5
2017	q2	111,0	0,4	3,0	852 862	29 432	1 285 296	590 846	102,3
2017	q3	106,0	0,3	2,8	792 209	29 234	1 305 042	604 857	108,9
2017	q4	107,4	0,5	2,4	867 671	31 802	1 351 763	627 678	103,3
2018	q1	108,2	1	2,4	842 662	30 427	1 247 835	593 788	105,0
2018	q2	109,8	1,5	2,2	881 755	32 003	1 358 981	628 402	116,9
2018	q3	110,7	2	2,3	858 139	31 685	1 374 728	641 276	111,0
2018	q4	110,4	2,4	2,0	935 217	34 057	1 428 121	660 751	116,5
2019	q1	109,9	2,4	2,0	883 215	32 951	1 333 740	626 267	109,4
2019	q2	113,0	2,3	1,9	891 119	34 576	1 450 836	663 118	108,4
2019	q3	111,8	2,3	2,1	867 565	34 127	1 482 851	677 770	108,7
2019	q4	112,3	2,2	2,0	904 169	36 634	1 522 921	695 812	106,0
2020	q1	109,1	2,3	2,0	845 697	34 197	1 370 941	634 894	107,3
2020	q2	92,5	2,5	2,4	713 888	34 382	1 348 751	614 605	107,8
2020	q3	112,0	2,6	2,9	820 091	35 487	1 460 323	657 979	97,5
2020	q4	111,3	2,7	3,0	923 469	38 584	1 514 608	637 462	93,6
2021	q1	110,2	3	3,4	915 145	35 338	1 385 261	601 528	94,2
2021	q2	115,3	3,1	3	1 002 936	38 292	1 535 932	682 626	97,0
2021	q3	123,4	3,2	2,7	958 253	37 499	1 569 717	721 992	109,3
∅		98,7	2,1	5,0	712222,7	26959,6	1141886,0	534831,3	102,4

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 3: Podkladová data modelu nabídka (2005-2021)

rok	čtvrtletí	TPČ_VN (%)	HDP (mil.Kč)	M_INF (%)	ZOO (ks)	EXP (mil.Kč)	PHM (Kč)	DBV (ks)
2005	q1	89,7	756 336	2,7	32 215	427 735	17 067	6 452
2005	q2	91,0	822 654	2,5	31 946	480 917	18 112	6 068
2005	q3	94,9	828 946	2,1	31 627	464 743	18 203	8 475
2005	q4	95,5	877 665	1,9	31 517	510 396	19 963	11 868
2006	q1	92,0	806 785	2,1	31 594	499 963	18 270	6 929
2006	q2	99,8	876 087	2,4	31 406	516 276	19 300	5 188
2006	q3	100,1	900 400	2,7	31 249	501 619	19 305	6 049
2006	q4	101,4	947 609	2,6	31 342	573 195	21 269	12 024
2007	q1	101,7	891 834	2,3	31 598	562 185	19 687	8 337
2007	q2	109,7	956 899	2,1	31 211	576 052	20 740	6 758
2007	q3	114,5	983 203	2,0	31 135	559 260	20 721	8 731
2007	q4	111,7	1 027 597	2,5	31 269	616 661	22 641	17 823
2008	q1	113,4	938 367	3,9	31 248	587 259	21 632	9 070
2008	q2	108,4	1 022 711	5,0	30 750	605 696	22 246	7 357
2008	q3	96,2	1 046 195	6,1	30 063	555 762	22 181	9 559
2008	q4	91,4	1 035 587	6,5	29 506	531 133	24 309	12 397
2009	q1	94,9	937 723	4,4	25 839	497 044	22 108	9 314
2009	q2	89,5	992 356	4,1	24 492	497 783	22 796	7 770
2009	q3	87,4	994 134	2,6	23 665	497 057	23 091	8 720
2009	q4	86,7	1 030 107	1,3	23 239	541 469	25 418	12 669
2010	q1	80,3	923 738	1,2	22 976	537 398	22 738	9 199
2010	q2	82,0	1 012 488	0,6	22 700	589 924	23 504	6 921
2010	q3	83,2	1 014 980	0,9	22 709	582 087	23 600	7 415
2010	q4	80,4	1 041 664	1,4	22 680	625 433	25 591	12 907
2011	q1	79,8	942 714	1,7	22 160	633 550	23 372	6 112
2011	q2	80,8	1 025 544	1,8	21 818	648 553	24 116	5 393
2011	q3	85,7	1 029 737	1,9	21 466	622 653	24 107	6 616
2011	q4	86,4	1 064 328	1,9	21 330	666 185	26 211	10 509
2012	q1	83,2	963 681	2,2	21 112	702 202	24 131	6 230
2012	q2	81,9	1 029 962	2,7	21 065	689 981	24 627	6 819
2012	q3	81,7	1 030 184	3,1	21 171	656 562	24 439	6 905
2012	q4	79,8	1 065 085	3,3	21 317	677 098	27 055	9 513
2013	q1	82,7	955 889	3	20 353	661 232	23 985	6 441
2013	q2	86,0	1 034 830	2,5	20 107	696 544	24 877	5 310
2013	q3	88,5	1 052 330	2	20 017	689 338	24 735	6 150
2013	q4	88,8	1 099 762	1,5	20 003	739 114	26 525	7 337
2014	q1	92,6	997 951	1,1	20 026	775 647	24 931	5 958
2014	q2	95,2	1 088 654	0,8	19 968	790 980	25 569	4 647
2014	q3	96,4	1 116 501	0,5	19 982	780 447	25 279	6 288
2014	q4	96,5	1 142 660	0,5	20 202	802 122	27 261	7 061
2015	q1	98,5	1 066 579	0,3	20 562	815 051	25 497	6 220
2015	q2	99,0	1 163 326	0,4	20 503	828 103	26 408	5 548
2015	q3	101,3	1 184 154	0,4	20 682	788 206	26 163	6 069
2015	q4	101,2	1 211 319	0,3	21 023	831 611	28 258	7 258
2016	q1	105,1	1 114 961	0,4	20 768	826 801	26 683	6 177

2016	q2	103,5	1 215 075	0,4	20 796	859 146	27 452	6 061
2016	q3	104,4	1 216 961	0,3	20 754	778 106	27 396	6 131
2016	q4	106,9	1 249 876	0,5	20 831	835 053	29 491	8 953
2017	q1	105,3	1 168 642	1	20 890	909 989	28 034	5 810
2017	q2	111,0	1 285 296	1,5	20 809	904 648	29 432	6 982
2017	q3	106,0	1 305 042	2	20 757	813 889	29 234	6 983
2017	q4	107,4	1 351 763	2,4	20 802	884 371	31 802	8 794
2018	q1	108,2	1 247 835	2,4	20 587	898 101	30 427	6 896
2018	q2	109,8	1 358 981	2,3	20 437	917 217	32 003	8 002
2018	q3	110,7	1 374 728	2,3	20 188	853 868	31 685	8 369
2018	q4	110,4	1 428 121	2,2	20 252	947 054	34 057	10 583
2019	q1	109,9	1 333 740	2,3	19 906	931 459	32 951	10 583
2019	q2	113,0	1 450 836	2,5	19 754	948 113	34 576	8 106
2019	q3	111,8	1 482 851	2,6	19 399	895 098	34 127	8 322
2019	q4	112,3	1 522 921	2,7	19 217	917 093	36 634	9 317
2020	q1	109,1	1 370 941	3	20 437	881 795	34 197	10 661
2020	q2	92,5	1 348 751	3,1	20 188	723 228	34 382	8 032
2020	q3	112,0	1 460 323	3,2	20 252	875 539	35 487	7 225
2020	q4	111,3	1 514 608	3,2	19 906	1 002 515	38 584	8 045
2021	q1	110,2	1 385 261	2,9	19 754	980 011	35 338	11 110
2021	q2	115,3	1 535 932	2,8	19 399	1 018 195	38 292	9 044
2021	q3	123,4	1 569 717	2,9	19 217	906 481	37 499	7 945
Ø		98,37	1122752,49	2,19	23405,14	715522,33	26444,79	8037,54

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 4: Podkladová data modelu nabídka po první diferenciaci (2006-2021)

	Y1 - tržby	X1 - jv	X2 - HDP	X3(T-1) - inflace	X4 - zam v oboru	X5 - ZO export	X6 -prům mzda	X7(t-1) - byt. Výs
2006	92,0	1,0	806 785	2,7	31 594	499 963	18 270	6 452
2006	99,8	1,0	876 087	2,5	31 406	516 276	19 300	6 068
2006	100,1	1,0	900 400	2,1	31 249	501 619	19 305	8 475
2006	101,4	1,0	947 609	1,9	31 342	573 195	21 269	11 868
2007	101,7	1,0	891 834	2,1	31 598	562 185	19 687	6 929
2007	109,7	1,0	956 899	2,4	31 211	576 052	20 740	5 188
2007	114,5	1,0	983 203	2,7	31 135	559 260	20 721	6 049
2007	111,7	1,0	1 027 597	2,6	31 269	616 661	22 641	12 024
2008	113,4	1,0	938 367	2,3	31 248	587 259	21 632	8 337
2008	108,4	1,0	1 022 711	2,1	30 750	605 696	22 246	6 758
2008	96,2	1,0	1 046 195	2,0	30 063	555 762	22 181	8 731
2008	91,4	1,0	1 035 587	2,5	29 506	531 133	24 309	17 823
2009	94,9	1,0	937 723	3,9	25 839	497 044	22 108	9 070
2009	89,5	1,0	992 356	5,0	24 492	497 783	22 796	7 357
2009	87,4	1,0	994 134	6,1	23 665	497 057	23 091	9 559
2009	86,7	1,0	1 030 107	6,5	23 239	541 469	25 418	12 397
2010	80,3	1,0	923 738	4,4	22 976	537 398	22 738	9 314
2010	82,0	1,0	1 012 488	4,1	22 700	589 924	23 504	7 770
2010	83,2	1,0	1 014 980	2,6	22 709	582 087	23 600	8 720
2010	80,4	1,0	1 041 664	1,3	22 680	625 433	25 591	12 669
2011	79,8	1,0	942 714	1,2	22 160	633 550	23 372	9 199
2011	80,8	1,0	1 025 544	0,6	21 818	648 553	24 116	6 921
2011	85,7	1,0	1 029 737	0,9	21 466	622 653	24 107	7 415
2011	86,4	1,0	1 064 328	1,4	21 330	666 185	26 211	12 907
2012	83,2	1,0	963 681	1,7	21 112	702 202	24 131	6 112
2012	81,9	1,0	1 029 962	1,8	21 065	689 981	24 627	5 393
2012	81,7	1,0	1 030 184	1,9	21 171	656 562	24 439	6 616
2012	79,8	1,0	1 065 085	1,9	21 317	677 098	27 055	10 509
2013	82,7	1,0	955 889	2,2	20 353	661 232	23 985	6 230
2013	86,0	1,0	1 034 830	2,7	20 107	696 544	24 877	6 819
2013	88,5	1,0	1 052 330	3,1	20 017	689 338	24 735	6 905
2013	88,8	1,0	1 099 762	3,3	20 003	739 114	26 525	9 513
2014	92,6	1,0	997 951	3	20 026	775 647	24 931	6 441
2014	95,2	1,0	1 088 654	2,5	19 968	790 980	25 569	5 310
2014	96,4	1,0	1 116 501	2	19 982	780 447	25 279	6 150
2014	96,5	1,0	1 142 660	1,5	20 202	802 122	27 261	7 337
2015	98,5	1,0	1 066 579	1,1	20 562	815 051	25 497	5 958
2015	99,0	1,0	1 163 326	0,8	20 503	828 103	26 408	4 647
2015	101,3	1,0	1 184 154	0,5	20 682	788 206	26 163	6 288
2015	101,2	1,0	1 211 319	0,5	21 023	831 611	28 258	7 061
2016	105,1	1,0	1 114 961	0,3	20 768	826 801	26 683	6 220
2016	103,5	1,0	1 215 075	0,4	20 796	859 146	27 452	5 548
2016	104,4	1,0	1 216 961	0,4	20 754	778 106	27 396	6 069
2016	106,9	1,0	1 249 876	0,3	20 831	835 053	29 491	7 258
2017	105,3	1,0	1 168 642	0,4	20 890	909 989	28 034	6 177

2017	111,0	1,0	1 285 296	0,4	20 809	904 648	29 432	6 061
2017	106,0	1,0	1 305 042	0,3	20 757	813 889	29 234	6 131
2017	107,4	1,0	1 351 763	0,5	20 802	884 371	31 802	8 953
2018	108,2	1,0	1 247 835	1	20 587	898 101	30 427	5 810
2018	109,8	1,0	1 358 981	1,5	20 437	917 217	32 003	6 982
2018	110,7	1,0	1 374 728	2	20 188	853 868	31 685	6 983
2018	110,4	1,0	1 428 121	2,4	20 252	947 054	34 057	8 794
2019	109,9	1,0	1 333 740	2,4	19 906	931 459	32 951	6 896
2019	113,0	1,0	1 450 836	2,3	19 754	948 113	34 576	8 002
2019	111,8	1,0	1 482 851	2,3	19 399	895 098	34 127	8 369
2019	112,3	1,0	1 522 921	2,2	19 217	917 093	36 634	10 583
2020	109,1	1,0	1 370 941	2,3	20 353	881 795	34 197	10 583
2020	92,5	1,0	1 348 751	2,5	21 171	723 228	34 382	8 106
2020	112,0	1,0	1 460 323	2,6	21 317	875 539	35 487	8 322
2020	111,3	1,0	1 514 608	2,7	21 317	1 002 515	38 584	9 317
2021	110,2	1,0	1 385 261	3	19 217	980 011	35 338	10 661
2021	115,3	1,0	1 535 932	3,1	19 217	1 018 195	38 292	8 032
2021	123,4	1,0	1 569 717	3,2	19 217	906 481	37 499	7 225
∅	98,7	1,0	1141886,0	2,1	22912,6	731050,9	26959,6	7974,1

Zdroj: vlastní zpracování

1.1. Model – poptávka

- **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
X5 – průměrná mzda
X6 – bytová výstavba
X7 – index cen bytů
- **Snížení:** X2 – inflace
X3 – míra nezaměstnanosti
X8 – úroková sazba

rok	čtvrtletí	tržby mil. Kč	JEDNOTKOVÝ VEKTOR	Inflace	Obecná míra nezaměstnanosti (%)	zahraniční obchod - import	průměrná mzda v Kč	bytová výstavba	průměrné indexy cen bytů (2010=100)	úroková míra
		Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2 - inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5 - prům mzda	X6 byt. Výs	X7 - ceny bytů	X8 - úrok míra

Model 1: OLS, za použití pozorování 2005:1-2021:3 (T = 67)

Závisle proměnná: YltrAby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	150,835	17,5966	8,572	5,95e-012	***
X2inflation	-0,0591041	0,893656	-0,06614	0,9475	
X3nezamAst	-5,05221	1,06257	-4,755	1,32e-05	***
X4ZOimport	2,67743e-05	2,14541e-05	1,248	0,2170	
X5prAmmzda	-0,00241314	0,000917531	-2,630	0,0109	**
X6bytVAs	0,000819193	0,000447121	1,832	0,0720	*
X7cenybytA	0,181396	0,147359	1,231	0,2232	
X8ArokmAra	-2,19473	1,85482	-1,183	0,2415	

Střední hodnota závisle proměnné	98,37141
Sm. odchylka závisle proměnné	11,49744
Součet čtverců reziduí	2405,658
Sm. chyba regrese	6,385442
Koeficient determinace	0,724268
Adjustovaný koeficient determinace	0,691554
F(7, 59)	22,13937
P-hodnota(F)	2,36e-14
Logaritmus věrohodnosti	-215,0286
Akaikovo kritérium	446,0571
Schwarzovo kritérium	463,6947
Hannan-Quinnovo kritérium	453,0364
rho (koeficient autokorelace)	0,657543
Durbin-Watsonova statistika	0,712886

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 3 (X2inflation)

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2005:1-2021:3 (T = 67)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      -1,62866      3,64922    -0,4463    0,6570
X2inflation 0,360452      0,185329     1,945     0,0566 *
X3nezamAst  0,100843      0,220358     0,4576    0,6489
X4ZOimport -2,31150e-06   4,44921e-06  -0,5195    0,6053
X5prAmmzda  2,95803e-05   0,000190280  0,1555    0,8770
X6bytVAs   -5,35539e-05   9,27251e-05  -0,5776    0,5658
X7cenybytA  0,0221486     0,0305596    0,7248    0,4715
X8ArokmAra  0,0267967     0,384657     0,06966   0,9447

Vysvětlený součet čtverců = 30,4733

Testovací statistika: LM = 15,236669,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 15,236669) = 0,033083

```

p-hodnota = 0,033083 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – model je heteroskedasticitní

```

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 2,075 s p-hodnotou 0,35430

```

p-hodnota = 0,033083 < $\alpha = 0,05$ – rezidua NEmají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2005:1-2021:3 (T = 67)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      -4,70126      13,1951     -0,3563    0,7229
X2inflation 0,0791904     0,669319     0,1183    0,9062
X3nezamAst -0,381734     0,797650     -0,4786    0,6340
X4ZOimport -1,38797e-05   1,61926e-05  -0,8572    0,3949
X5prAmmzda  0,00132438    0,000713624  1,856     0,0686 *
X6bytVAs   -0,000789245   0,000353985  -2,230    0,0297 **
X7cenybytA -0,147652     0,112424     -1,313    0,1942
X8ArokmAra  1,15877       1,39919      0,8282    0,4110
uhat_l     0,774237      0,112683     6,871     4,83e-09 ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,448718

Testovací statistika: LMF = 47,209376,
s p-hodnotou = P(F(1,58) > 47,2094) = 4,83e-009

Alternativní statistika: TR^2 = 30,064128,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 30,0641) = 4,18e-008

Ljung-Box Q' = 23,5277,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 23,5277) = 1,23e-006

```

p-hodnota = 4,83e-009 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – je přítomna autokorelace

1.2. Model – poptávka

- **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
X5 – průměrná mzda
X6 – bytová výstavba
X7 – index cen bytů
- **Snížení:** X2 – inflace
X3 – míra nezaměstnanosti
X8 – úroková sazba

1	Y1- tržby	X1jednot. Vektor	X2 - inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5 - prům mzda	X6(t-1)_byt. Vys	X7 - ceny bytů	X8 - úrok míra
---	-----------	------------------	--------------	---------------	----------------	----------------	------------------	----------------	----------------

```

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: Y1tržby
Vynecháno z důvodu přesné kolinearit: X1jednotVektor

-----
                koeficient      směr. chyba      t-podíl      p-hodnota
-----
const           132,546           19,4430           6,817         7,52e-09    ***
X2inflation     -0,256517           0,922946          -0,2779        0,7821
X3nezaměst      -5,67121             1,02952           -5,509         9,86e-07    ***
X4ZOimport      3,77278e-05         2,31026e-05       1,633          0,1082
X5průmzda       -0,00174620         0,00102655        -1,701          0,0946      *
X6t1_bytVAs     -0,000152160        0,000503642       -0,3021         0,7637
X7cenybytA      0,107375            0,156815           0,6847          0,4964
X8úrokmíra      1,13873             1,94432            0,5857          0,5605

Střední hodnota závisle proměnné      98,72812
Sm. odchylka závisle proměnné          11,75387
Součet čtverců reziduí                  2302,877
Sm. chyba regrese                        6,470741
Koeficient determinace                   0,731146
Adjustovaný koeficient determinace       0,696928
F(7, 55)                                  21,36738
P-hodnota (F)                            1,35e-13
Logaritmus věrohodnosti                  -202,7547
Akaikovo kritérium                       421,5094
Schwarzovo kritérium                     438,6544
Hannan-Quinnovo kritérium                428,2526
rho (koeficient autokorelace)            0,732383
Durbin-Watsonova statistika              0,558676
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 3 (X2inflation)

```



```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const            -0,196912      3,73164      -0,05277    0,9581
X2inflace        0,249965      0,177139      1,411      0,1638
X3nezamAst       0,0635025     0,197593      0,3214     0,7491
X4ZOimport      -1,31033e-06   4,43402e-06  -0,2955    0,7687
X5prAmmzda     -4,47259e-05   0,000197023  -0,2270    0,8213
X6tl_bytVAs    -3,38807e-05   9,66627e-05  -0,3505    0,7273
X7cenybytA     0,0216326     0,0300971    0,7188     0,4753
X8ArokmAra     0,0715389     0,373168     0,1917     0,8487

Vysvětlený součet čtverců = 14,8382

Testovací statistika: LM = 7,419121,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 7,419121) = 0,386582

```

p-hodnota = 0,386582 > $\alpha = 0,05$ - model není heteroskedasticitní – je homoskedasticitní

```

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 3,888 s p-hodnotou 0,14310

```

p-hodnota = 0,14310 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const            -0,653494     13,6138      -0,04800    0,9619
X2inflace        0,191888     0,646714     0,2967     0,7678
X3nezamAst       0,0990751     0,720961     0,1374     0,8912
X4ZOimport      -1,70265e-05   1,63291e-05  -1,043     0,3017
X5prAmmzda     0,00101377    0,000730946  1,387     0,1712
X6tl_bytVAs    -0,000123290  0,000353008  -0,3493    0,7283
X7cenybytA     -0,107683     0,110702     -0,9727    0,3350
X8ArokmAra     -0,532915     1,36316     -0,3909    0,6974
uhat_1          0,786121     0,103055     7,628     3,94e-010 ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,518668

Testovací statistika: LMF = 58,188720,
s p-hodnotou = P(F(1,54) > 58,1887) = 3,94e-010

Alternativní statistika: TR^2 = 32,676096,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 32,6761) = 1,09e-008

Ljung-Box Q' = 28,7517,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 28,7517) = 8,23e-008

```

p-hodnota = 3,94e-010 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – je přítomna autokorelace

1.3. Model – poptávka

- **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
X5 – průměrná mzda
X6 – bytová výstavba
- **Snížení:** X2 – inflace
X3 – míra nezaměstnanosti
X7 – index cen bytů
X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 j. Vektor	X2- inflace	X3(t-1)_ nezaměst	X4- ZO import	X5- prům mzda	X6 byt. Výs	X7(t-1)_ceny bytů	X8(t-1)_úrok míra
-----------	--------------	-------------	----------------------	---------------	---------------	-------------	----------------------	-------------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)

Závisle proměnná: Y1tržby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearit: X1jVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	161,842	20,3356	7,959	1,02e-010	***
X2inflation	0,907147	0,943929	0,9610	0,3407	
X3t1_nezamAst	-4,56300	1,58198	-2,884	0,0056	***
X4ZOimport	4,92106e-05	2,84296e-05	1,731	0,0891	*
X5prammzda	-0,00153649	0,00119718	-1,283	0,2047	
X6bytVAs	0,000875157	0,000535614	1,634	0,1080	
X7t1_cenybytA	-0,195492	0,207397	-0,9426	0,3500	
X8t1_urokmAra	-5,45256	2,81054	-1,940	0,0575	*

Střední hodnota závisle proměnné	98,72812
Sm. odchylka závisle proměnné	11,75387
Součet čtverců reziduí	2705,058
Sm. chyba regrese	7,013050
Koeficient determinace	0,684192
Adjustovaný koeficient determinace	0,643998
F(7, 55)	17,02236
P-hodnota (F)	9,62e-12
Logaritmus věrohodnosti	-207,8251
Akaikovo kritérium	431,6501
Schwarzovo kritérium	448,7952
Hannan-Quinnovo kritérium	438,3934
rho (koeficient autokorelace)	0,706846
Durbin-Watsonova statistika	0,644731

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 8 (X7t1_cenybytA)

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: škálované uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-4,59017	4,85103	-0,9462	0,3482	
X2inflace	0,591541	0,225173	2,627	0,0111	**
X3tl_nezamAst	0,680931	0,377381	1,804	0,0767	*
X4ZOimport	-7,21072e-06	6,78186e-06	-1,063	0,2923	
X5prAmmzda	0,000314887	0,000285587	1,103	0,2750	
X6bytVAs	1,38485e-05	0,000127770	0,1084	0,9141	
X7tl_cenybytA	-0,00248802	0,0494743	-0,05029	0,9601	
X8tl_ArokmAra	-0,668198	0,670451	-0,9966	0,3233	

Vysvětlený součet čtverců = 34,1481

Testovací statistika: LM = 17,074057,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 17,074057) = 0,016925

p-hodnota = 0,016925 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – model je heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 5,576 s p-hodnotou 0,06155

p-hodnota = 0,06155 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      2,24922      14,5070      0,1550    0,8774
X2inflace  0,147360      0,673532      0,2188    0,8276
X3tl_nezamAst  1,00702      1,13658      0,8860    0,3795
X4ZOimport -1,57791e-05    2,03898e-05   -0,7739    0,4424
X5prAmmzda -5,65914e-05    0,000853896   -0,06627   0,9474
X6bytVAs   -0,000628704    0,000391455   -1,606     0,1141
X7tl_cenybytA  0,139225      0,149126      0,9336    0,3547
X8tl_ArokmAra -1,29775      2,01229      -0,6449    0,5217
uhat_l     0,838189      0,113935      7,357     1,09e-09 ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,500560

Testovací statistika: LMF = 54,120990,
s p-hodnotou = P(F(1,54) > 54,121) = 1,09e-009

Alternativní statistika: TR^2 = 31,535249,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 31,5352) = 1,96e-008

Ljung-Box Q' = 23,5554,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 23,5554) = 1,21e-006
  
```

p-hodnota = 1,09e-009 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – je přítomna autokorelace

1.4. Model – poptávka

- **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
X5 – průměrná mzda
X6 – bytová výstavba
X7 – index cen bytů
- **Snížení:** X2 – inflace
X3 – míra nezaměstnanosti
X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1jednot. Vektor	X2 - inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5(t-1)_prům mzda	X6 byt. Výs	X7 - ceny bytů	X8 - úrok míra
-----------	------------------	--------------	---------------	----------------	----------------------	-------------	----------------	----------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)

Závisle proměnná: YltrAby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	142,303	17,5389	8,114	5,70e-011	***
X2inflation	-0,328984	0,822664	-0,3999	0,6908	
X3nezamAst	-3,67176	1,07584	-3,413	0,0012	***
X4ZOimport	3,14521e-05	1,85636e-05	1,694	0,0959	*
X5t1_prAmmzda	-0,00312628	0,000727882	-4,295	7,16e-05	***
X6bytVAs	0,000792354	0,000435932	1,818	0,0746	*
X7cenybytA	0,322213	0,127459	2,528	0,0144	**
X8ArokmAra	-2,73058	2,00641	-1,361	0,1791	

Střední hodnota závisle proměnné 98,72812

Sm. odchylka závisle proměnné 11,75387

Součet čtverců reziduí 1881,695

Sm. chyba regrese 5,849157

Koeficient determinace 0,780317

Adjustovaný koeficient determinace 0,752358

F(7, 55) 27,90874

P-hodnota(F) 6,09e-16

Logaritmus věrohodnosti -196,3921

Akaikovo kritérium 408,7842

Schwarzovo kritérium 425,9293

Hannan-Quinnovo kritérium 415,5275

rho (koeficient autokorelace) 0,613553

Durbin-Watsonova statistika 0,794819

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 3 (X2inflation)

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      -1,09319      3,88748    -0,2812    0,7796
X2inflace   0,312384      0,182343    1,713      0,0923  *
X3nezamAst  -0,0233977    0,238460   -0,09812   0,9222
X4ZOimport  1,27545e-06   4,11459e-06  0,3100    0,7577
X5tl_prAmmzda -7,25756e-05  0,000161334 -0,4498    0,6546
X6bytVAs    -9,64141e-05  9,66239e-05 -0,9978    0,3227
X7cenybytA   0,0193477    0,0282512    0,6848    0,4963
X8ArokmAra   0,288208     0,444718    0,6481    0,5196

Vysvětlený součet čtverců = 22,1553

Testovací statistika: LM = 11,077661,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 11,077661) = 0,135267

```

p-hodnota = 0,135267 > $\alpha = 0,05$ – model není heteroskedasticitní – je homoskedasticitní

```

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 3,786 s p-hodnotou 0,15066

```

p-hodnota = 0,15066 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      -6,40275      13,8450    -0,4625    0,6456
X2inflace   0,0236993    0,647415    0,03661    0,9709
X3nezamAst  -0,830805    0,858275   -0,9680    0,3374
X4ZOimport  -2,84727e-06  1,46167e-05 -0,1948    0,8463
X5tl_prAmmzda 0,00101964    0,000598317  1,704      0,0941  *
X6bytVAs    -0,000684297  0,000362136 -1,890      0,0642  *
X7cenybytA  -0,128896    0,102657   -1,256      0,2147
X8ArokmAra  1,86906     1,61043     1,161      0,2509
uhat_1      0,716910     0,121511    5,900      2,47e-07  ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,391956

Testovací statistika: LMF = 34,809309,
s p-hodnotou = P(F(1,54) > 34,8093) = 2,47e-007

Alternativní statistika: TR^2 = 24,693205,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 24,6932) = 6,72e-007

Ljung-Box Q' = 19,7427,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 19,7427) = 8,86e-006

```

p-hodnota = 2,47e-007 < $\alpha = 0,05$ - je přítomna autokorelace

1.5. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X6 – bytová výstavba
 X7 – index cen bytů
 - **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-1) - inflace	X3 - nezaměst	X4(t-1) - ZO import	X5(t-1) - prům mzda	X6(t-1) - byt. Výs	X7(t-2) - ceny bytů	X8(t-1) - úrok míra
-----------	-------------------	-------------------	---------------	---------------------	---------------------	--------------------	---------------------	---------------------

Model 2: OLS, za použití pozorování 2007:1-2021:3 (T = 59)

Závisle proměnná: Y1tržby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearit: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	187,645	15,3963	12,19	9,99e-017	***
X2t1inflation	1,57379	0,658072	2,392	0,0205	**
X3nezamAst	-6,24070	0,640947	-9,737	3,18e-013	***
X4t1ZOimport	-6,89732e-05	1,84096e-05	-3,747	0,0005	***
X5t1prAmzda	0,00133240	0,00105381	1,264	0,2118	
X6t1bytVAs	-0,000416637	0,000438187	-0,9508	0,3462	
X7t2cenybytA	-0,245351	0,131012	-1,873	0,0668	*
X8t1ArokmAra	-5,42388	1,94232	-2,792	0,0073	***

Střední hodnota závisle proměnné 98,75596
 Sm. odchylka závisle proměnné 12,11304
 Součet čtverců reziduí 1221,451
 Sm. chyba regrese 4,893875
 Koeficient determinace 0,856470
 Adjustovaný koeficient determinace 0,836770
 F(7, 51) 43,47531
 P-hodnota(F) 2,55e-19
 Logaritmus věrohodnosti -173,1100
 Akaikovo kritérium 362,2199
 Schwarzovo kritérium 378,8402
 Hannan-Quinnovo kritérium 368,7078
 rho (koeficient autokorelace) 0,332169
 Durbin-Watsonova statistika 1,307449

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (X6t1bytVAs)

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2007:1-2021:3 (T = 59)
 Závisle proměnná: škálované uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-3,30111	4,90762	-0,6726	0,5042	
X2tlinflace	-0,0896754	0,209762	-0,4275	0,6708	
X3nezamAst	-0,423909	0,204303	-2,075	0,0431	**
X4t1ZOimport	-7,86031e-06	5,86810e-06	-1,339	0,1863	
X5tlprAmmzda	0,000655844	0,000335904	1,952	0,0564	*
X6tlbytVAs	-0,000144275	0,000139673	-1,033	0,3065	
X7t2cenybytA	-0,0679769	0,0417603	-1,628	0,1097	
X8tlArokmAra	0,823884	0,619119	1,331	0,1892	

Vysvětlený součet čtverců = 31,118

Testovací statistika: LM = 15,558987,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 15,558987) = 0,029466

p-hodnota = 0,029466 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – model je heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 3,223 s p-hodnotou 0,19960

p-hodnota = 0,19960 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2007:1-2021:3 (T = 59)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	2,80619	14,6802	0,1912	0,8492	
X2tlinflace	0,302359	0,636954	0,4747	0,6371	
X3nezamAst	0,250017	0,617330	0,4050	0,6872	
X4t1ZOimport	9,56139e-06	1,79055e-05	0,5340	0,5957	
X5tlprAmmzda	-0,000729622	0,00104250	-0,6999	0,4872	
X6tlbytVAs	0,000241952	0,000427419	0,5661	0,5739	
X7t2cenybytA	0,0893128	0,129454	0,6899	0,4934	
X8tlArokmAra	-0,906898	1,88107	-0,4821	0,6318	
uhat_1	0,373045	0,147245	2,533	0,0145	**

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,113767

Testovací statistika: LMF = 6,418597,
 s p-hodnotou = P(F(1,50) > 6,4186) = 0,0145

Alternativní statistika: TR² = 6,712276,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 6,71228) = 0,00958

Ljung-Box Q' = 5,77121,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 5,77121) = 0,0163

p-hodnota = 0,0145 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – je přítomna autokorelace

1.6. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X6 – bytová výstavba
 X7 – index cen bytů
 - **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-2) - inflace	X3 - nezaměst	X4(t-1) - ZO import	X5(t-2) - prům mzda	X6(t-2) - byt. Výs	X7(t-1) - ceny bytů	X8(t-1) - úrok míra
-----------	-------------------	-------------------	---------------	---------------------	---------------------	--------------------	---------------------	---------------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 2007:1-2021:3 (T = 59)
 Závisle proměnná: Y1trAby
 Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	208,428	15,7976	13,19	4,55e-018	***
X2t2inflation	0,956326	0,864489	1,106	0,2738	
X3nezamAst	-5,52618	0,916326	-6,031	1,84e-07	***
X4t1ZOimport	-5,19358e-05	1,81359e-05	-2,864	0,0061	***
X5t2prAmzmzda	-0,00133177	0,000841534	-1,583	0,1197	
X6t2bytVAs	0,000771699	0,000428472	1,801	0,0776	*
X7t1cenybytA	0,104436	0,102920	1,015	0,3150	
X8t1ArokmAra	-8,92547	2,34828	-3,801	0,0004	***

Střední hodnota závisle proměnné 98,75596
 Sm. odchylka závisle proměnné 12,11304
 Součet čtverců reziduí 1459,551
 Sm. chyba regrese 5,349641
 Koeficient determinace 0,828492
 Adjustovaný koeficient determinace 0,804951
 F(7, 51) 35,19452
 P-hodnota(F) 2,21e-17
 Logaritmus věrohodnosti -178,3636
 Akaiikovo kritérium 372,7272
 Schwarzovo kritérium 389,3475
 Hannan-Quinnovo kritérium 379,2151
 rho (koeficient autokorelace) 0,516153
 Durbin-Watsonova statistika 0,970905

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 8 (X7t1cenybytA)


```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2007:1-2021:3 (T = 59)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          4,68502         3,66056         1,280       0,2064
X2t2inflation  0,0841799         0,200317        0,4202      0,6761
X3nezamAst     -0,604728         0,212328        -2,848      0,0063 ***
X4t1ZOimport   -6,92604e-06      4,20239e-06     -1,648      0,1055
X5t2prAmmzda   0,000130091       0,000194998     0,6671      0,5077
X6t2bytVAs     7,06389e-05       9,92841e-05     0,7115      0,4800
X7t1cenybytA  -0,00601742       0,0238483       -0,2523     0,8018
X8t1ArokmAra   0,197083          0,544136         0,3622     0,7187

Vysvětlený součet čtverců = 25,9419

Testovací statistika: LM = 12,970947,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 12,970947) = 0,072819

```

p-hodnota = 0,072819 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H_0 – model NENÍ heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát (2) = 0,051 s p-hodnotou 0,97488

p-hodnota = 0,97488 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2007:1-2021:3 (T = 59)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          -7,04279         13,9442         -0,5051     0,6157
X2t2inflation  0,110697         0,757630         0,1461     0,8844
X3nezamAst     0,193568         0,803955         0,2408     0,8107
X4t1ZOimport   6,96717e-06      1,59763e-05     0,4361     0,6646
X5t2prAmmzda   3,18271e-05      0,000737077     0,04318    0,9657
X6t2bytVAs    -0,000109720     0,000376237     -0,2916    0,7718
X7t1cenybytA  -0,00166935      0,0901409       -0,01852   0,9853
X8t1ArokmAra  0,375550         2,05876         0,1824     0,8560
uhat_1         0,533850         0,131476         4,060      0,0002 ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,247974

Testovací statistika: LMF = 16,487059,
s p-hodnotou = P(F(1,50) > 16,4871) = 0,000172

Alternativní statistika: TR^2 = 14,630463,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 14,6305) = 0,000131

Ljung-Box Q' = 13,3884,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 13,3884) = 0,000253

```

p-hodnota = 0,000172 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – je přítomna autokorelace

1.7. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X6 – bytová výstavba
 X7 – index cen bytů
 - **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1-tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-1) - inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5 - prům mzda	X6(t-1) byt. Výs	X7 - ceny bytů	X8(t-1) - úrok míra
----------	-------------------	-------------------	---------------	----------------	----------------	------------------	----------------	---------------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: Y1tržby
 Vynecháno z důvodu přesné kolinearit: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	160,273	14,3343	11,18	8,80e-016	***
X2t1inflace	3,39773	0,825671	4,115	0,0001	***
X3nezamAst	-6,14190	1,08936	-5,638	6,14e-07	***
X4ZOimport	5,03519e-05	2,13256e-05	2,361	0,0218	**
X5prům mzda	-0,00239425	0,000836063	-2,864	0,0059	***
X6t1bytVAs	0,000246985	0,000419676	0,5885	0,5586	
X7cenybytA	0,0120010	0,137081	0,08755	0,9306	
X8t1ArokmAra	-3,43159	1,95283	-1,757	0,0844	*

Střední hodnota závisle proměnné 98,72812
 Sm. odchylka závisle proměnné 11,75387
 Součet čtverců reziduí 1698,304
 Sm. chyba regrese 5,556821
 Koeficient determinace 0,801728
 Adjustovaný koeficient determinace 0,776493
 F(7, 55) 31,77090
 P-hodnota (F) 3,87e-17
 Logaritmus věrohodnosti -193,1620
 Akaikovo kritérium 402,3241
 Schwarzovo kritérium 419,4691
 Hannan-Quinnovo kritérium 409,0673
 rho (koeficient autokorelace) 0,664782
 Durbin-Watsonova statistika 0,694368
 zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 8 (X7cenybytA)

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	3,17360	3,24244	0,9788	0,3320
X2tlinflace	0,199743	0,186767	1,069	0,2895
X3nezamAst	0,0167395	0,246413	0,06793	0,9461
X4ZOimport	-3,72940e-06	4,82388e-06	-0,7731	0,4428
X5prAmmzda	-9,46046e-05	0,000189118	-0,5002	0,6189
X6tlbytVAs	4,03365e-05	9,49310e-05	0,4249	0,6726
X7cenybytA	0,0344462	0,0310078	1,111	0,2714
X8tlArokmAra	-0,468811	0,441732	-1,061	0,2932

Vysvětlený součet čtverců = 21,3618

Testovací statistika: LM = 10,680886,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 10,680886) = 0,153157

p-hodnota = 0,1553157 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H_0 – model NEN heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 7,209 s p-hodnotou 0,02720

p-hodnota = 0,02720 < $\alpha = 0,05$ – rezidua NEMÁ normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-3,18378	11,0384	-0,2884	0,7741
X2tlinflace	0,0959305	0,635328	0,1510	0,8805
X3nezamAst	0,0972645	0,838125	0,1161	0,9080
X4ZOimport	-1,11736e-05	1,65020e-05	-0,6771	0,5012
X5prAmmzda	0,000776273	0,000655054	1,185	0,2412
X6tlbytVAs	-0,000243657	0,000325185	-0,7493	0,4569
X7cenybytA	-0,0733819	0,106102	-0,6916	0,4921
X8tlArokmAra	0,0154341	1,50221	0,01027	0,9918
uhat_1	0,714373	0,114469	6,241	6,99e-08 ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,419023

Testovací statistika: LMF = 38,946896,
s p-hodnotou = P(F(1,54) > 38,9469) = 6,99e-008

Alternativní statistika: TR^2 = 26,398455,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 26,3985) = 2,78e-007

Ljung-Box Q' = 22,7241,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 22,7241) = 1,87e-006

p-hodnota = 6,99E-008 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – je přítomna autokorelace

1.8. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X6 – bytová výstavba
 X7 – index cen bytů
 - **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-2)- inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5(t-1) - prům mzda	X6 byt. Výs	X7(t-1) - ceny bytů	X8 - úrok míra
-----------	-------------------	------------------	---------------	----------------	------------------------	-------------	------------------------	----------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 2007:1-2021:3 (T = 59)
 Závisle proměnná: Y1trAby
 Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	126,693	22,1647	5,716	5,69e-07	***
X2t2inflace	0,312137	0,767222	0,4068	0,6858	
X3nezamAst	-5,45748	0,767642	-7,109	3,66e-09	***
X4ZOimport	4,49702e-05	1,89660e-05	2,371	0,0216	**
X5t1prAmmzda	-0,00175550	0,000871106	-2,015	0,0492	**
X6bytVAs	0,000455309	0,000480661	0,9473	0,3480	
X7t1cenybytA	0,0631573	0,123162	0,5128	0,6103	
X8ArokmAra	0,177486	2,26676	0,07830	0,9379	

Střední hodnota závisle proměnné 98,75596
 Sm. odchylka závisle proměnné 12,11304
 Součet čtverců reziduí 1771,914
 Sm. chyba regrese 5,894354
 Koeficient determinace 0,791787
 Adjustovaný koeficient determinace 0,763208
 F(7, 51) 27,70587
 P-hodnota(F) 2,79e-15
 Logaritmus věrohodnosti -184,0846
 Akaikovo kritérium 384,1692
 Schwarzovo kritérium 400,7895
 Hannan-Quinnovo kritérium 390,6571
 rho (koeficient autokorelace) 0,681715
 Durbin-Watsonova statistika 0,668465

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 9 (X8ArokmAra)

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2007:1-2021:3 (T = 59)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           -3,82359         5,30886        -0,7202     0,4747
X2t2inflation   0,218054         0,183764        1,187       0,2409
X3nezamAst      -0,422896         0,183864        -2,300       0,0256   **
X4Z0import      8,52357e-07       4,54270e-06     0,1876      0,8519
X5t1prAmzda     0,000266048       0,000208646     1,275       0,2080
X6bytVAs        -0,000104119       0,000115127    -0,9044     0,3700
X7tlcenybytA    -0,0351996         0,0294995       -1,193      0,2383
X8ArokmAra      1,00347            0,542931         1,848       0,0704   *

Vysvětlený součet čtverců = 26,1322

Testovací statistika: LM = 13,066088,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 13,066088) = 0,070514

```

p-hodnota = 0,070514 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H_0 – model NENÍ heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát (2) = 4,028 s p-hodnotou 0,13347

p-hodnota = 0,13347 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2007:1-2021:3 (T = 59)
Závisle proměnná: uhat

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           3,71105           16,7031         0,2222     0,8251
X2t2inflation   -0,251132          0,579176        -0,4336     0,6664
X3nezamAst      -0,0185950         0,578135        -0,03216    0,9745
X4Z0import      -1,03874e-05       1,43780e-05     -0,7225     0,4734
X5t1prAmzda     0,000211317       0,000656900     0,3217     0,7490
X6bytVAs        -0,000452705       0,000369019    -1,227      0,2257
X7tlcenybytA    0,0244018          0,0928361        0,2628     0,7937
X8ArokmAra      0,00696570         1,70715         0,004080    0,9968
uhat_1          0,750084           0,118722         6,318       7,00e-08   ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,443930

Testovací statistika: LMF = 39,916703,
s p-hodnotou = P(F(1,50) > 39,9167) = 7e-008

Alternativní statistika: TR^2 = 26,191857,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 26,1919) = 3,09e-007

Ljung-Box Q' = 21,7351,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 21,7351) = 3,13e-006

```

p-hodnota = 07e-008 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – je přítomna autokorelace

1.9. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X6 – bytová výstavba
 X7 – index cen bytů
 X2 – HDP

- **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-1) - inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5(t-1) - prům mzda	X6(t-1) - byt. Výs	X7 - ceny bytů	X8 - úrok míra	X2(t-1) - HDP
-----------	-------------------	-------------------	---------------	----------------	------------------------	--------------------	----------------	----------------	---------------

```

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: YltrAby
Vynecháno z důvodu přesné kolinearit: X1jednotVektor

-----
                koeficient    směř. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           164,844         20,7120        7,959      1,15e-010 ***
X2t1inflation   3,61581          0,846323       4,272      7,90e-05 ***
X3nezamAst      -5,76960          1,18200        -4,881     9,75e-06 ***
X4ZOimport      5,02855e-05      1,76755e-05    2,845     0,0063 ***
X5tlprAmmzda    -0,00316247      0,00115194     -2,745     0,0082 ***
X6tlbytVAs      0,000396839      0,000407458    0,9739    0,3344
X7cenybytA      0,0865947        0,122609       0,7063    0,4831
X8ArokmAra      -4,14391          1,80971        -2,290     0,0260 **
X2t1HDP         2,11497e-06      2,31384e-05    0,09141   0,9275

Střední hodnota závisle proměnné    98,72812
Sm. odchylka závisle proměnné       11,75387
Součet čtverců reziduí                1488,020
Sm. chyba regrese                      5,249373
Koeficient determinace                 0,826278
Adjustovaný koeficient determinace     0,800541
F(8, 54)                               32,10515
P-hodnota(F)                           7,01e-18
Logaritmus věrohodnosti                 -188,9982
Akaiikovo kritérium                     395,9965
Schwarzovo kritérium                    415,2847
Hannan-Quinnovo kritérium               403,5826
rho (koeficient autokorelace)           0,625881
Durbin-Watsonova statistika             0,782656
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 10 (X2t1HDP)
  
```

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          -5,82172         5,67396    -1,026    0,3094
X2tlinflace     0,0592414         0,231846    0,2555    0,7993
X3nezamAst      0,239779          0,323802    0,7405    0,4622
X4ZOimport      4,66808e-06       4,84212e-06  0,9641    0,3393
X5tlprAmmzda   -0,000531322      0,000315568 -1,684    0,0980 *
X6tlbytVAs      8,75569e-05       0,000111621  0,7844    0,4362
X7cenybytA     0,0548851         0,0335882    1,634    0,1081
X8ArokmAra     0,225146          0,495761    0,4541    0,6515
X2t1HDP        7,31683e-06       6,33865e-06  1,154    0,2535

Vysvětlený součet čtverců = 31,5807

Testovací statistika: LM = 15,790347,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(8) > 15,790347) = 0,045481

```

p-hodnota = 0,045481 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – model je heteroskedasticitní

```

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 6,369 s p-hodnotou 0,04139

```

p-hodnota = 0,04139 < $\alpha = 0,05$ – rezidua NEMAJÍ normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          -13,6997         16,7199    -0,8194    0,4162
X2tlinflace     0,123477         0,676275    0,1826    0,8558
X3nezamAst      0,245894         0,945015    0,2602    0,7957
X4ZOimport      5,34157e-07      1,41169e-05  0,03784    0,9700
X5tlprAmmzda   -6,58211e-06     0,000920000 -0,007154  0,9943
X6tlbytVAs     -0,000194323     0,000327245 -0,5938    0,5552
X7cenybytA     -0,0717012       0,0987479   -0,7261    0,4710
X8ArokmAra     0,582848         1,44904     0,4022    0,6891
X2t1HDP        1,80638e-05     1,87563e-05  0,9631    0,3399
uhat_1         0,696653         0,123812    5,627     7,06e-07 ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,373965

Testovací statistika: LMF = 31,659859,
s p-hodnotou = P(F(1,53) > 31,6599) = 7,06e-007

Alternativní statistika: TR^2 = 23,559821,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 23,5598) = 1,21e-006

Ljung-Box Q' = 19,0324,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 19,0324) = 1,29e-005

```

p-hodnota = 7,06e-007 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – je přítomna autokorelace

1.10. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X2 HDP
 X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X6 – bytová výstavba
 X7 – index cen bytů
 - **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-1) - inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5(t-1) - prům mzda	X6 - byt. Výs	X7(t-1) - ceny bytů	X8 - úrok míra	X2 - HDP
-----------	-------------------	-------------------	---------------	----------------	------------------------	---------------	------------------------	----------------	----------

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)

Závisle proměnná: YltrAby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	139,571	19,0994	7,308	1,30e-09	***
X2tlinflace	3,79153	0,800148	4,739	1,61e-05	***
X3nezamAst	-5,34469	0,843621	-6,335	4,92e-08	***
X4ZOimport	3,22520e-05	1,68767e-05	1,911	0,0613	*
X5tlprAmmzda	-0,00242473	0,000842215	-2,879	0,0057	***
X6bytVAs	0,000118810	0,000386552	0,3074	0,7598	
X7tlcenybytA	-0,183923	0,107674	-1,708	0,0934	*
X8ArokmAra	-2,99768	1,73777	-1,725	0,0902	*
X2HDP	4,10371e-05	1,87706e-05	2,186	0,0332	**

Střední hodnota závisle proměnné 98,72812
 Sm. odchylka závisle proměnné 11,75387
 Součet čtverců reziduí 1326,213
 Sm. chyba regrese 4,955754
 Koeficient determinace 0,845168
 Adjustovaný koeficient determinace 0,822230
 F(8, 54) 36,84575
 P-hodnota(F) 3,34e-19
 Logaritmus věrohodnosti -185,3720
 Akaikovo kritérium 388,7440
 Schwarzovo kritérium 408,0322
 Hannan-Quinnovo kritérium 396,3301
 rho (koeficient autokorelace) 0,566546
 Durbin-Watsonova statistika 0,881209

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (X6bytVAs)


```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           -6,92773           5,28969        -1,310      0,1959
X2tlinflace     0,225581           0,221605         1,018      0,3132
X3nezamAst     -0,0903652          0,233645        -0,3868     0,7005
X4ZOimport     1,28339e-06         4,67409e-06     0,2746     0,7847
X5tlprAmmzda   9,83688e-05         0,000233256     0,4217     0,6749
X6bytVAs       -3,26711e-05        0,000107058    -0,3052     0,7614
X7tlcenybytA  -0,0284514          0,0298209       -0,9541     0,3443
X8ArokmAra     0,649684           0,481285         1,350      0,1827
X2HDP          4,76572e-06         5,19860e-06     0,9167     0,3634

Vysvětlený součet čtverců = 25,266

Testovací statistika: LM = 12,633012,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(8) > 12,633012) = 0,125116

```

p-hodnota = 0,125116 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H_0 – model NENÍ heteroskedasticitní

```

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 5,101 s p-hodnotou 0,07806

```

p-hodnota = 0,07806 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           5,07282           16,2506         0,3122     0,7561
X2tlinflace     0,0974596          0,679604         0,1434     0,8865
X3nezamAst     0,114510           0,716609         0,1598     0,8737
X4ZOimport     -1,83009e-06        1,43328e-05     -0,1277     0,8989
X5tlprAmmzda   -0,000112268        0,000715399     -0,1569     0,8759
X6bytVAs       0,000158252         0,000329899     0,4797     0,6334
X7tlcenybytA   0,0445349          0,0919033        0,4846     0,6300
X8ArokmAra     -0,878044           1,48715         -0,5904     0,5574
X2HDP          -3,88911e-06        1,59569e-05     -0,2437     0,8084
uhat_1         0,599022           0,127928         4,682      2,01e-05 ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,292633

Testovací statistika: LMF = 21,925745,
s p-hodnotou = P(F(1,53) > 21,9257) = 2,01e-005

Alternativní statistika: TR^2 = 18,435879,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 18,4359) = 1,76e-005

Ljung-Box Q' = 15,7624,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 15,7624) = 7,18e-005

```

p-hodnota = 2,01e-005 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – je přítomna autokorelace

1.11. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X2 – HDP
 X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X7 – index cen bytů
 - **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-1) - inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5(t-1) - prům mzda	X7- ceny bytů	X8 - úrok míra	X2 - HDP
-----------	-------------------	-------------------	---------------	----------------	------------------------	---------------	----------------	----------

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: Y1tržby
 Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	144,610	18,4614	7,833	1,63e-010	***
X2tlinflace	3,14701	0,833864	3,774	0,0004	***
X3nezamAst	-4,83577	1,11812	-4,325	6,47e-05	***
X4ZOimport	3,41742e-05	1,71742e-05	1,990	0,0516	*
X5t1prAmzda	-0,00343924	0,000695589	-4,944	7,55e-06	***
X7cenybytA	0,0450501	0,113274	0,3977	0,6924	
X8ArokMra	-3,31879	1,45261	-2,285	0,0262	**
X2HDP	3,71953e-05	1,91391e-05	1,943	0,0571	*
Střední hodnota závisle proměnné		98,72812			
Sm. odchylka závisle proměnné		11,75387			
Součet čtverců reziduí		1417,128			
Sm. chyba regrese		5,076019			
Koeficient determinace		0,834554			
Adjustovaný koeficient determinace		0,813498			
F(7, 55)		39,63361			
F-hodnota (F)		2,94e-19			
Logaritmus věrohodnosti		-187,4606			
Akaikovo kritérium		390,9212			
Schwarzovo kritérium		408,0663			
Hannan-Quinnovo kritérium		397,6644			
rho (koeficient autokorelace)		0,617099			
Durbin-Watsonova statistika		0,789177			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (X7cenybytA)

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      -5,68181      4,44675    -1,278     0,2067
X2tlinflac  0,000540084    0,200850   0,002689   0,9979
X3nezamAst  0,207568      0,269317   0,7707     0,4442
X4ZOimport  9,24710e-07    4,13671e-06 0,2235     0,8239
X5tlprAmmzda -0,000321903   0,000167544 -1,921     0,0599 *
X7cenybytA  0,0424650     0,0272839   1,556     0,1253
X8ArokmAra  0,409906      0,349885   1,172     0,2464
X2HDP      6,05964e-06    4,60997e-06 1,314     0,1941

Vysvětlený součet čtverců = 26,118

Testovací statistika: LM = 13,059016,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 13,059016) = 0,070683

```

p-hodnota = 0,070683 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H_0 – model NENÍ heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 7,766 s p-hodnotou 0,02058

p-hodnota = 0,02058 < $\alpha = 0,05$ – rezidua NEMAJÍ normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      -9,82472      14,7497    -0,6661    0,5082
X2tlinflac  0,0319853     0,661787   0,04833    0,9616
X3nezamAst  0,0602636     0,887411   0,06791    0,9461
X4ZOimport -8,87696e-06   1,37161e-05 -0,6472    0,5203
X5tlprAmmzda 0,000473792    0,000558095 0,8489     0,3997
X7cenybytA -0,102721     0,0916396  -1,121     0,2673
X8ArokmAra  0,280207     1,15383    0,2429     0,8090
X2HDP      1,27037e-05   1,53476e-05 0,8277     0,4115
uhat_1     0,691220     0,119735   5,773     3,93e-07 ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,381632

Testovací statistika: LMF = 33,326571,
s p-hodnotou = P(F(1,54) > 33,3266) = 3,93e-007

Alternativní statistika: TR^2 = 24,042785,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 24,0428) = 9,42e-007

Ljung-Box Q' = 20,1334,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 20,1334) = 7,22e-006

```

p-hodnota = 3,93e-007 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – je přítomna autokorelace

1.12. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X6 – bytová výstavba
 X9 – HDP
 - **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-1) - inflace	X3 - nezaměst	X4(t-1) - ZO import	X5(t-1) - prům mzda	X6 byt. Výs	X8 - úrok míra	X9 - HDP
-----------	-------------------	-------------------	---------------	---------------------	---------------------	-------------	----------------	----------

Model 1: OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)

Závisle proměnná: YltrAby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearit: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	193,658	21,3441	9,073	1,61e-012	***
X2tlinflace	2,92091	0,703147	4,154	0,0001	***
X3nezamAst	-6,09661	1,01186	-6,025	1,47e-07	***
X4t1ZOimport	-4,17181e-05	1,61226e-05	-2,588	0,0123	**
X5t1prAmmzda	-0,00261779	0,000623550	-4,198	9,91e-05	***
X6bytVAs	0,000685580	0,000339400	2,020	0,0483	**
X8ArokmAra	-7,57970	1,45337	-5,215	2,86e-06	***
X9HDP	4,10285e-05	1,74080e-05	2,357	0,0220	**

Střední hodnota závisle proměnné 98,72812
 Sm. odchylka závisle proměnné 11,75387
 Součet čtverců reziduí 1258,161
 Sm. chyba regrese 4,782849
 Koeficient determinace 0,853113
 Adjustovaný koeficient determinace 0,834419
 F(7, 55) 45,63403
 P-hodnota(F) 1,17e-20
 Logaritmus věrohodnosti -183,7127
 Akaikovo kritérium 383,4253
 Schwarzovo kritérium 400,5704
 Hannan-Quinnovo kritérium 390,1686
 rho (koeficient autokorelace) 0,372174
 Durbin-Watsonova statistika 1,220084

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           6,01670          6,39411         0,9410     0,3508
X2tlinflace     0,00455444          0,210643        0,02162    0,9828
X3nezamAst     -0,714600           0,303126        -2,357     0,0220  **
X4tlZOimport   -9,92023e-06        4,82989e-06     -2,054     0,0447  **
X5tlprAmmzda   0,000310178         0,000186798     1,660     0,1025
X6bytVAs       -0,000148705         0,000101675     -1,463     0,1493
X8ArokmAra     0,487946            0,435389         1,121     0,2673
X9HDP          -2,84713e-06        5,21495e-06     -0,5460    0,5873

Vysvětlený součet čtverců = 36,465

Testovací statistika: LM = 18,232505,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 18,232505) = 0,010964

```

p-hodnota = 0,010964 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – model je heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 3,262 s p-hodnotou 0,19573

p-hodnota = 0,19573 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const          -9,00649           20,3350         -0,4429    0,6596
X2tlinflace    -0,0930905         0,662548        -0,1405    0,8888
X3nezamAst     0,323657           0,959043         0,3375    0,7371
X4tlZOimport   3,21473e-06        1,52152e-05     0,2113    0,8335
X5tlprAmmzda   5,41521e-05        0,000587138     0,09223    0,9269
X6bytVAs       -6,46400e-05        0,000320220     -0,2019    0,8408
X8ArokmAra     0,465610           1,37753         0,3380    0,7367
X9HDP          2,55933e-06        1,64075e-05     0,1560    0,8766
uhat_1         0,394808           0,138735         2,846     0,0062  ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,130413

Testovací statistika: LMF = 8,098470,
s p-hodnotou = P(F(1,54) > 8,09847) = 0,00625

Alternativní statistika: TR^2 = 8,216042,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 8,21604) = 0,00415

Ljung-Box Q' = 7,20665,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 7,20665) = 0,00726

```

p-hodnota = 0,00625 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H_0 – je přítomna autokorelace

1.13. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X6 – bytová výstavba
 X10 – saldo
Snížení: X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-1) - inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5(t-1) - prům mzda	X6(t-1) - byt. Vých	X8 - úrok míra	X10 - saldo
-----------	-------------------	-------------------	---------------	----------------	------------------------	---------------------	----------------	-------------

Model 2: OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: Y1trAby
 Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	177,413	16,6104	10,68	5,00e-015	***
X2t1inflace	4,05276	0,758397	5,344	1,80e-06	***
X3nezamAst	-6,54088	0,563654	-11,60	2,07e-016	***
X4ZOimport	4,89655e-05	1,53640e-05	3,187	0,0024	***
X5t1prAmmzda	-0,00267918	0,000411384	-6,513	2,37e-08	***
X6t1bytVAs	0,000132151	0,000369786	0,3574	0,7222	
X8ArokmAra	-4,95441	1,70635	-2,904	0,0053	***
X10saldo	-6,60209e-05	2,77247e-05	-2,381	0,0207	**

Střední hodnota závisle proměnné 98,72812
 Sm. odchylka závisle proměnné 11,75387
 Součet čtverců reziduí 1361,459
 Sm. chyba regrese 4,975319
 Koeficient determinace 0,841053
 Adjustovaný koeficient determinace 0,820824
 F(7, 55) 41,57547
 P-hodnota(F) 9,93e-20
 Logaritmus věrohodnosti -186,1982
 Akaikovo kritérium 388,3964
 Schwarzovo kritérium 405,5415
 Hannan-Quinnovo kritérium 395,1397
 rho (koeficient autokorelace) 0,551722
 Durbin-Watsonova statistika 0,900392

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (X6t1bytVAs)

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: škálované uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	2,08344	4,53270	0,4596	0,6476	
X2tlinflace	0,130749	0,206954	0,6318	0,5301	
X3nezamAst	-0,336022	0,153812	-2,185	0,0332	**
X4ZOimport	-3,63105e-06	4,19258e-06	-0,8661	0,3902	
X5tlprAmmzda	0,000112069	0,000112260	0,9983	0,3225	
X6tlbytVAs	3,55779e-05	0,000100908	0,3526	0,7258	
X8ArokmAra	0,0268028	0,465634	0,05756	0,9543	
X10saldo	-6,29439e-06	7,56559e-06	-0,8320	0,4090	

Vysvětlený součet čtverců = 29,3851

Testovací statistika: LM = 14,692537,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 14,692537) = 0,040149

p-hodnota = 0,040149 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – model je heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 3,917 s p-hodnotou 0,14109

p-hodnota = 0,14109 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-2,46296	14,1062	-0,1746	0,8620	
X2tlinflace	-0,00258955	0,643620	-0,004023	0,9968	
X3nezamAst	0,190501	0,480043	0,3968	0,6930	
X4ZOimport	-3,07455e-06	1,30550e-05	-0,2355	0,8147	
X5tlprAmmzda	0,000166276	0,000350890	0,4739	0,6375	
X6tlbytVAs	-2,18593e-05	0,000313856	-0,06965	0,9447	
X8ArokmAra	-0,0935473	1,44824	-0,06459	0,9487	
X10saldo	3,90131e-07	2,35289e-05	0,01658	0,9868	
uhat_1	0,567317	0,119960	4,729	1,66e-05	***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,292874

Testovací statistika: LMF = 22,365481,
 s p-hodnotou = P(F(1,54) > 22,3655) = 1,66e-005

Alternativní statistika: TR² = 18,451076,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 18,4511) = 1,74e-005

Ljung-Box Q' = 17,6025,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 17,6025) = 2,72e-005

p-hodnota = 1,66e-005 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – je přítomna autokorelace

1.14. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X6 – bytová výstavba
 X10 – HDF domácnosti
 X9 – saldo
 - **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-1) - inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5(t-1) - prům mzda	X6 byt. Vys	X8 - úrok míra	x9 - saldo	x10 - HDP domácnosti
-----------	-------------------	-------------------	---------------	----------------	------------------------	-------------	----------------	------------	----------------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)

Závisle proměnná: Y1tržby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	169,920	16,6216	10,22	3,87e-014	***
X2t1inflation	3,23405	0,642731	5,032	5,94e-06	***
X3nezamAst	-5,45038	0,794246	-6,862	7,51e-09	***
X4ZOimport	5,19654e-05	1,45097e-05	3,581	0,0007	***
X5t1prAmzda	-0,00232892	0,000485726	-4,795	1,36e-05	***
X6bytVAs	5,68617e-05	0,000308511	0,1843	0,8545	
X8ArokmAra	-3,84892	1,37099	-2,807	0,0070	***
X9HDP	9,41372e-05	2,14064e-05	4,398	5,30e-05	***
x9saldo	-5,76723e-05	2,59240e-05	-2,225	0,0304	**
x10HDPdomAcnosti	-0,000221959	4,03554e-05	-5,500	1,12e-06	***

Střední hodnota závisle proměnné	98,72812
Sm. odchylka závisle proměnné	11,75387
Součet čtverců reziduí	828,1692
Sm. chyba regrese	3,952952
Koeficient determinace	0,903314
Adjustovaný koeficient determinace	0,886895
F(9, 53)	55,01820
F-hodnota(F)	1,01e-23
Logaritmus věrohodnosti	-170,5397
Akaikovo kritérium	361,0795
Schwarzovo kritérium	382,5108
Hannan-Quinnovo kritérium	369,5085
rho (koeficient autokorelace)	-0,005876
Durbin-Watsonova statistika	1,845059

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 7 (X6bytVAs)

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: škálované uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	10,2093	6,55908	1,557	0,1255	
X2tlinflace	0,218847	0,253629	0,8629	0,3921	
X3nezamAst	-0,802944	0,313419	-2,562	0,0133	**
X4ZOimport	-1,08599e-06	5,72570e-06	-0,1897	0,8503	
X5tlprAmmzda	0,000388968	0,000191673	2,029	0,0475	**
X6bytVAs	-0,000265414	0,000121742	-2,180	0,0337	**
X8ArokmAra	0,0320026	0,541009	0,05915	0,9531	
X9HDP	-8,39725e-06	8,44722e-06	-0,9941	0,3247	
x9saldo	-3,58035e-05	1,02299e-05	-3,500	0,0010	***
x10HDPdomAcnosti	-2,28004e-06	1,59247e-05	-0,1432	0,8867	

Vysvětlený součet čtverců = 62,2262

Testovací statistika: LM = 31,113100,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 31,113100) = 0,000283

p-hodnota = 0,000283 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – model je heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 5,268 s p-hodnotou 0,07181

p-hodnota = 0,07181 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,0376453	16,8025	-0,002240	0,9982
X2tlinflace	-0,00432952	0,656400	-0,006596	0,9948
X3nezamAst	0,00156383	0,802632	0,001948	0,9985
X4ZOimport	2,18932e-08	1,46569e-05	0,001494	0,9988
X5tlprAmmzda	1,42022e-06	0,000491442	0,002890	0,9977
X6bytVAs	-1,10388e-06	0,000312482	-0,003533	0,9972
X8ArokmAra	0,0120420	1,41129	0,008533	0,9932
X9HDP	2,99629e-07	2,26740e-05	0,01321	0,9895
x9saldo	2,28233e-07	2,66884e-05	0,008552	0,9932
x10HDPdomAcnosti	-7,56152e-07	4,42680e-05	-0,01708	0,9864
uhat_l	-0,00745960	0,170826	-0,04367	0,9653

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,000037

Testovací statistika: LMF = 0,001907,
 s p-hodnotou = P(F(1,52) > 0,00190688) = 0,965

Alternativní statistika: TR² = 0,002310,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,00231017) = 0,962

Ljung-Box Q' = 0,00159602,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,00159602) = 0,968

p-hodnota = 0,965 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H₀ – NENÍ autokorelace

1.15. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X6 – bytová výstavba
 X7 – index cen bytů
 X10 – saldo
 X10 – HDF domácnosti

- **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1 - tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-1) - inflace	X3 - nezaměst	X4 - ZO import	X5(t-1) - prům mzda	X8 - úrok míra	x9 - saldo	x10 - HDP domácnosti
------------	-------------------	-------------------	---------------	----------------	------------------------	----------------	------------	----------------------

Model 2: OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: YltrAby
 Vynecháno z důvodu přesné kolinearit: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	203,453	16,8750	12,06	4,54e-017	***
X2tlinflace	4,29501	0,681802	6,300	5,26e-08	***
X3nezamAst	-7,73584	0,624552	-12,39	1,52e-017	***
X4ZOimport	6,97510e-05	1,53025e-05	4,558	2,92e-05	***
X5tlprAmmzda	-0,00147236	0,000465999	-3,160	0,0026	***
X8ArokmAra	-4,79971	1,40927	-3,406	0,0012	***
x9saldo	-9,81176e-05	2,63157e-05	-3,728	0,0005	***
x10HDPdomAcnosti	-0,000119859	3,55220e-05	-3,374	0,0014	***

Střední hodnota závisle proměnné 98,72812
 Sm. odchylka závisle proměnné 11,75387
 Součet čtverců reziduí 1130,584
 Sm. chyba regrese 4,533881
 Koeficient determinace 0,868007
 Adjustovaný koeficient determinace 0,851208
 F(7, 55) 51,67003
 P-hodnota(F) 6,47e-22
 Logaritmus věrohodnosti -180,3448
 Akaikovo kritérium 376,6896
 Schwarzovo kritérium 393,8347
 Hannan-Quinnovo kritérium 383,4329
 rho (koeficient autokorelace) 0,259257
 Durbin-Watsonova statistika 1,436872
 zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: škálované uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	11,2590	5,31023	2,120	0,0385	**
X2tlinflace	0,0417103	0,214550	0,1944	0,8466	
X3nezamAst	-0,582806	0,196534	-2,965	0,0045	***
X4ZOimport	-1,24085e-05	4,81540e-06	-2,577	0,0127	**
X5tlprAmmzda	0,000430142	0,000146641	2,933	0,0049	***
X8ArokmAra	-0,591860	0,443471	-1,335	0,1875	
x9saldo	-1,86005e-05	8,28104e-06	-2,246	0,0287	**
x10HDPdomAcnosti	-1,20790e-05	1,11781e-05	-1,081	0,2846	

Vysvětlený součet čtverců = 70,5731

Testovací statistika: LM = 35,286534,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(7) > 35,286534) = 0,000010

p-hodnota = 0,000010 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – model je heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 4,748 s p-hodnotou 0,09310

p-hodnota = 0,09310 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-6,91734	16,7426	-0,4132	0,6811	
X2tlinflace	-8,10266e-05	0,662650	-0,0001223	0,9999	
X3nezamAst	0,346114	0,629930	0,5494	0,5850	
X4ZOimport	-5,55320e-06	1,51160e-05	-0,3674	0,7148	
X5tlprAmmzda	-0,000257507	0,000469916	-0,5480	0,5860	
X8ArokmAra	-0,0689674	1,37010	-0,05034	0,9600	
x9saldo	9,80184e-06	2,60172e-05	0,3767	0,7078	
x10HDPdomAcnosti	2,89844e-05	3,72928e-05	0,7772	0,4404	
uhat_1	0,307718	0,149703	2,056	0,0447	**

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,072566

Testovací statistika: LMF = 4,225154,
 s p-hodnotou = P(F(1,54) > 4,22515) = 0,0447

Alternativní statistika: TR² = 4,571644,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 4,57164) = 0,0325

Ljung-Box Q' = 3,67299,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 3,67299) = 0,0553

p-hodnota = 0,0447 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – je přítomna autokorelace

1.16. Model – poptávka

Předpoklad: **Zvýšení:** X4 – zahraniční obchod
 X5 – průměrná mzda
 X7 – index cen bytů
 X9 – saldo
 X10 – HDF domácnosti

- **Snížení:** X2 – inflace
 X3 – míra nezaměstnanosti
 X8 – úroková sazba

Y1- tržby	X1 jednot. Vektor	X2(t-2) - inflace	X3(t-1) - nezaměst	X4 - ZO import	X5(t-1) - prům mzda	X7(t-1) - ceny bytů	X8 - úrok míra	x9 - saldo	x10(t-1) - HDP domácnosti
-----------	-------------------	-------------------	--------------------	----------------	---------------------	---------------------	----------------	------------	---------------------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 1960:1-1974:3 (T = 59)
 Závisle proměnná: YltrAby
 Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jednotVektor

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	216,310	35,1804	6,149	1,29e-07	***
X2t2inflace	1,73226	0,976686	1,774	0,0822	*
X3t1nezamAst	-8,98707	1,30065	-6,910	8,31e-09	***
X4ZOimport	8,99960e-05	1,80669e-05	4,981	7,93e-06	***
X5t1prAmmzda	-0,000591954	0,00121518	-0,4871	0,6283	
X7t1cenybytA	-0,310006	0,159123	-1,948	0,0570	*
X8ArokmAra	-3,75283	2,39759	-1,565	0,1238	
x9saldo	-8,47100e-05	3,78803e-05	-2,236	0,0298	**
x10t1HDPdomAcnos~	-0,000136917	6,83203e-05	-2,004	0,0505	*
Střední hodnota závisle proměnné		98,75596			
Sm. odchylka závisle proměnné		12,11304			
Součet čtverců reziduí		1924,704			
Sm. chyba regrese		6,204360			
Koeficient determinace		0,773833			
Adjustovaný koeficient determinace		0,737646			
F(8, 50)		21,38441			
P-hodnota (F)		1,14e-13			
Logaritmus věrohodnosti		-186,5246			
Akaikovo kritérium		391,0492			
Schwarzovo kritérium		409,7470			
Hannan-Quinnovo kritérium		398,3480			
rho (koeficient autokorelace)		0,450839			
Durbin-Watsonova statistika		1,062501			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (X5t1prAmmzda)

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 1960:1-1974:3 (T = 59)
 Závisle proměnná: škálované uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,508067	10,0616	0,05050	0,9599
X2t2inflace	0,102324	0,279332	0,3663	0,7157
X3tlnezamAst	-0,322968	0,371984	-0,8682	0,3894
X4ZOimport	1,94150e-06	5,16712e-06	0,3757	0,7087
X5tlprAmmzda	0,000280036	0,000347542	0,8058	0,4242
X7tlcenybytA	-0,0583328	0,0455091	-1,282	0,2058
X8ArokmAra	0,289845	0,685709	0,4227	0,6743
x9saldo	-1,48932e-05	1,08338e-05	-1,375	0,1754
x10tlHDPdomAcnos~	-9,13928e-07	1,95396e-05	-0,04677	0,9629

Vysvětlený součet čtverců = 20,7352

Testovací statistika: LM = 10,367602,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(8) > 10,367602) = 0,240167

p-hodnota = 0,240167 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H₀ – model NENÍ heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 12,057 s p-hodnotou 0,00241

p-hodnota = 0,00241 ≤ 0,05 – rezidua NEmají normální rozdělení

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 1960:1-1974:3 (T = 59)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	3,53851	30,9968	0,1142	0,9096
X2t2inflace	-0,585345	0,872965	-0,6705	0,5057
X3tlnezamAst	1,34024	1,19513	1,121	0,2676
X4ZOimport	-1,13439e-05	1,61711e-05	-0,7015	0,4863
X5tlprAmmzda	-0,00110652	0,00110661	-0,9999	0,3223
X7tlcenybytA	0,261136	0,155081	1,684	0,0986 *
X8ArokmAra	-1,79558	2,16039	-0,8311	0,4099
x9saldo	-1,93193e-05	3,37215e-05	-0,5729	0,5693
x10tlHDPdomAcnos~	1,29424e-05	6,02605e-05	0,2148	0,8308
uhat_1	0,587027	0,149289	3,932	0,0003 ***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,239860

Testovací statistika: LMF = 15,461818,
 s p-hodnotou = P(F(1,49) > 15,4618) = 0,000265

Alternativní statistika: TR² = 14,151746,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 14,1517) = 0,000169

Ljung-Box Q' = 10,3598,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 10,3598) = 0,00129

p-hodnota = 0,000265 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – je přítomna autokorelace

Zdroj: vlastní zpracování

2.1. Model – nabídka

- **Zvýšení:** X2 – HDP
X4 – počet zaměstnaných v oboru
X5 – zahraniční obchod – export
X6 – průměrná mzda
X7 – bytová výstavba
- **Snížení:** X3 – inflace
X6 – průměrná mzdy v ČR
X7 – bytová výstavba

rok	čtvrtletí	tržby mil. Kč	JEDNOTKOVÝ VEKTOR	HDP mil. Kč	Inflace	zaměstnaných v nábytek	zahraniční obchod - export	průměrná mzda v Kč	bytová výstavba
		Y1 - tržby	X1 - jv	X2 - HDP	X3 - inflace	X4 - zam v oboru	X5 - ZO export	X6 - prům mzda	X7 - byt výstavba

Model 1: OLS, za použití pozorování 2005:1-2021:3 (T = 67)

Závisle proměnná: YltrAby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jv

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-39,0691	8,41252	-4,644	1,91e-05 ***
X2HDP	7,44803e-05	1,39711e-05	5,331	1,56e-06 ***
X3inflace	-0,660566	0,553096	-1,194	0,2371
X4zamvoboru	0,00243982	0,000246272	9,907	3,04e-014 ***
X5ZOexport	5,45111e-05	9,51958e-06	5,726	3,50e-07 ***
X6prAmmzda	-0,00150915	0,000613268	-2,461	0,0168 **
X7bytvAstavba	-0,000116090	0,000277064	-0,4190	0,6767

Střední hodnota závisle proměnné 98,37141

Sm. odchylka závisle proměnné 11,49744

Součet čtverců reziduí 1052,705

Sm. chyba regrese 4,188684

Koeficient determinace 0,879341

Adjustovaný koeficient determinace 0,867275

F(6, 60) 72,87808

P-hodnota(F) 1,08e-25

Logaritmus věrohodnosti -187,3421

Akaikovo kritérium 388,6843

Schwarzovo kritérium 404,1171

Hannan-Quinnovo kritérium 394,7911

rho (koeficient autokorelace) 0,158550

Durbin-Watsonova statistika 1,632923

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 9 (X7bytvAstavba)

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
 OLS, za použití pozorování 2005:1-2021:3 (T = 67)
 Závisle proměnná: škálované uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	2,99087	3,01893	0,9907	0,3258	
X2HDP	9,65639e-07	5,01367e-06	0,1926	0,8479	
X3inflation	0,414074	0,198484	2,086	0,0412	**
X4zamvoboru	-5,04155e-05	8,83774e-05	-0,5705	0,5705	
X5ZOexport	-2,63126e-06	3,41621e-06	-0,7702	0,4442	
X6prAmmzda	-4,06309e-05	0,000220078	-0,1846	0,8541	
X7bytvAstavba	1,91939e-05	9,94274e-05	0,1930	0,8476	

Vysvětlený součet čtverců = 26,7119

Testovací statistika: LM = 13,355947,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(6) > 13,355947) = 0,037719

p-hodnota = 0,037719 < $\alpha = 0,05$ - zamítáme H₀ – model je heteroskedasticitní

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
 Chi-kvadrát(2) = 4,306 s p-hodnotou 0,11612

p-hodnota = 0,11612 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
 OLS, za použití pozorování 2005:1-2021:3 (T = 67)
 Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,286582	8,38011	0,03420	0,9728
X2HDP	-3,96395e-06	1,42805e-05	-0,2776	0,7823
X3inflation	0,0116980	0,550833	0,02124	0,9831
X4zamvoboru	1,45556e-05	0,000245514	0,05929	0,9529
X5ZOexport	6,53330e-08	9,47938e-06	0,006892	0,9945
X6prAmmzda	0,000153875	0,000623359	0,2468	0,8059
X7bytvAstavba	-3,68758e-05	0,000277515	-0,1329	0,8947
uhat_1	0,169649	0,137974	1,230	0,2237

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,024984

Testovací statistika: LMF = 1,511858,
 s p-hodnotou = P(F(1,59) > 1,51186) = 0,224

Alternativní statistika: TR² = 1,673961,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 1,67396) = 0,196

Ljung-Box Q' = 1,51921,
 s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 1,51921) = 0,218

p-hodnota = 0,224 > $\alpha = 0,05$ - nezamítáme H₀ – není přítomna autokorelace

2.2. Model – nabídka

- **Zvýšení:** X2 – HDP
X4 – počet zaměstnaných v oboru
X5 – zahraniční obchod – export
X6 – průměrná mzda
X7 – bytová výstavba
- **Snížení:** X3 – inflace

Y1 - tržby	X1 - jv	X2 - HDP	X3(t-1)_inflace	X4 - zam v oboru	X5 - ZO export	X6-1_prům mzda	X7-1_byt výstavba
------------	---------	----------	-----------------	------------------	----------------	----------------	-------------------

```

Model 1: OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
Závisle proměnná: YltrAby
Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jv

      koeficient   směr. chyba  t-podíl  p-hodnota
-----
const          -32,1043      8,82277   -3,639    0,0006   ***
X2HDP           5,99774e-05    1,08597e-05  5,523    8,95e-07   ***
X3t1_inflace    1,16477         0,487726   2,388    0,0203    **
X4zamvoboru     0,00236508      0,000240773  9,823    8,70e-014  ***
X5ZOexport      6,00061e-05     9,95416e-06  6,028    1,37e-07   ***
X6l_prAmmzda   -0,00126240     0,000510560  -2,473    0,0165    **
X7l_bytvAstavba -0,000703171    0,000272509  -2,580    0,0125    **

Střední hodnota závisle proměnné      98,72812
Sm. odchylka závisle proměnné         11,75387
Součet čtverců reziduí                  856,8840
Sm. chyba regrese                        3,911713
Koeficient determinace                   0,899961
Adjustovaný koeficient determinace       0,889243
F(6, 56)                                  83,96379
P-hodnota(F)                             3,59e-26
Logaritmus věrohodnosti                  -171,6134
Akaikovo kritérium                       357,2268
Schwarzovo kritérium                     372,2288
Hannan-Quinnovo kritérium                363,1272
rho (koeficient autokorelace)            0,109323
Durbin-Watsonova statistika              1,685381
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

```



```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          -2,28910         3,41678    -0,6700    0,5056
X2HDP           1,42471e-07         4,20562e-06  0,03388    0,9731
X3tl_inflace   -0,0435489          0,188881   -0,2306    0,8185
X4zamvoboru    0,000131771         9,32436e-05  1,413     0,1631
X5ZOexport     -3,87440e-06         3,85493e-06 -1,005     0,3192
X6l_prAmmzda   0,000160302         0,000197724  0,8107    0,4210
X7l_bytvAstavba -0,000136545        0,000105534 -1,294     0,2010

Vysvětlený součet čtverců = 12,023

Testovací statistika: LM = 6,011495,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(6) > 6,011495) = 0,421904

```

p-hodnota = 0,421904 > $\alpha = 0,05$ - nezamítáme H_0 – model není heteroskedasticitní – je homoskedasticitní

```

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 1,311 s p-hodnotou 0,51919

```

p-hodnota = 0,51919 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          0,694323         8,88913     0,07811    0,9380
X2HDP           5,82357e-07         1,09147e-05  0,05336    0,9576
X3tl_inflace   -0,0578275         0,494218    -0,1170    0,9073
X4zamvoboru    -2,20952e-05         0,000242979 -0,09093    0,9279
X5ZOexport     -1,42270e-06         1,01331e-05 -0,1404    0,8889
X6l_prAmmzda   3,04182e-06         0,000512074  0,005940   0,9953
X7l_bytvAstavba 3,08612e-05         0,000275890  0,1119    0,9113
uhat_1         0,118464          0,144488     0,8199    0,4158

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,012075

Testovací statistika: LMF = 0,672216,
s p-hodnotou = P(F(1,55) > 0,672216) = 0,416

Alternativní statistika: TR^2 = 0,760696,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,760696) = 0,383

Ljung-Box Q' = 0,686166,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,686166) = 0,407

```

p-hodnota = 0,416 > $\alpha = 0,05$ - nezamítáme H_0 - není přítomna autokorelace

2.3. Model – nabídka

- **Zvýšení:** X2 – HDP
X4 – počet zaměstnaných v oboru
X5 – zahraniční obchod – export
X6 – průměrná mzda
X7 – bytová výstavba
- **Snížení:** X3 – inflace

Y1 - tržby	X1 - jv	X2 - HDP	X3 - inflace	X4(t-1) - zam v oboru	X5 - ZO export	X6 - prům mzda	X7 - byt výstavba
------------	---------	----------	--------------	-----------------------	----------------	----------------	-------------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)

Závisle proměnná: YltrAby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jv

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-61,6689	10,5237	-5,860	2,57e-07	***
X2HDP	7,15168e-05	1,42838e-05	5,007	5,84e-06	***
X3inflace	-0,842483	0,573202	-1,470	0,1472	
X4tlzamvoboru	0,00287817	0,000298084	9,656	1,60e-013	***
X5ZOexport	8,91595e-05	1,02748e-05	8,678	6,01e-012	***
X6prAmmzda	-0,00183916	0,000600147	-3,065	0,0034	***
X7bytvAstavba	-0,000370490	0,000300944	-1,231	0,2234	

Střední hodnota závisle proměnné 98,72812
 Sm. odchylka závisle proměnné 11,75387
 Součet čtverců reziduí 993,4426
 Sm. chyba regrese 4,211893
 Koeficient determinace 0,884018
 Adjustovaný koeficient determinace 0,871592
 F(6, 56) 71,13917
 P-hodnota (F) 2,18e-24
 Logaritmus věrohodnosti -176,2714
 Akaikovo kritérium 366,5429
 Schwarzovo kritérium 381,5448
 Hannan-Quinnovo kritérium 372,4432
 rho (koeficient autokorelace) 0,155041
 Durbin-Watsonova statistika 1,594414

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 9 (X7bytvAstavba)

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           -5,01327         3,84299        -1,305      0,1974
X2HDP            2,75499e-06         5,21608e-06     0,5282      0,5995
X3inflace       -0,0116614          0,209319       -0,05571     0,9558
X4tlzamvoboru   0,000136245         0,000108853     1,252       0,2159
X5ZOexport      -3,16779e-06         3,75209e-06    -0,8443     0,4021
X6prAmmzda      9,17542e-05          0,000219158     0,4187     0,6771
X7bytvAstavba  -6,00006e-05          0,000109897    -0,5460     0,5873

Vysvětlený součet čtverců = 18,8266

Testovací statistika: LM = 9,413276,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(6) > 9,413276) = 0,151635

```

p-hodnota = 0,151635 > $\alpha = 0,05$ - nezamítáme H_0 – model není heteroskedasticitní – je homoskedasticitní

**Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 6,252 s p-hodnotou 0,04389**

p-hodnota = 0,04389 < $\alpha = 0,05$ – rezidua NEmají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           1,87268            10,6229         0,1763      0,8607
X2HDP           -1,80442e-07        1,42462e-05    -0,01267    0,9899
X3inflace       -0,0691906          0,574864       -0,1204     0,9046
X4tlzamvoboru  -3,99322e-05         0,000299333    -0,1334     0,8944
X5ZOexport      -3,02220e-06         1,05837e-05    -0,2856     0,7763
X6prAmmzda      6,09026e-05          0,000600905     0,1014     0,9196
X7bytvAstavba  3,04282e-06          0,000300145     0,01014    0,9919
uhat_1          0,169899            0,148854        1,141       0,2587

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,023138

Testovací statistika: LMF = 1,302754,
s p-hodnotou = P(F(1,55) > 1,30275) = 0,259

Alternativní statistika: TR^2 = 1,457717,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 1,45772) = 0,227

Ljung-Box Q' = 1,22503,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 1,22503) = 0,268

```

p-hodnota = 0,259 > $\alpha = 0,05$ - nezamítáme H_0 - není přítomna autokorelace

2.4. Model – nabídka

- **Zvýšení:** X2 – HDP
X4 – počet zaměstnaných v oboru
X5 – zahraniční obchod – export
X6 – průměrná mzda
X7 – bytová výstavba
- **Snížení:** X3 – inflace

Y1 - tržby	X1 - jv	X2 - HDP	X3 - inflace	X4(T-1)_zam v oboru	X5 - ZO export	X6 -prům mzda	X7(t-1)_byt výstavba
------------	---------	----------	--------------	---------------------	----------------	---------------	----------------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)

Závisle proměnná: YltrAby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jv

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-57,4826	9,62811	-5,970	1,70e-07	***
X2HDP	6,54812e-05	1,40730e-05	4,653	2,05e-05	***
X3inflace	-0,727458	0,548737	-1,326	0,1903	
X4T1_zamvoboru	0,00285835	0,000259908	11,00	1,30e-015	***
X5ZOexport	8,23839e-05	1,04051e-05	7,918	1,06e-010	***
X6prAmzda	-0,00145029	0,000602177	-2,408	0,0193	**
X7t1_bytvAstavba	-0,000699980	0,000292684	-2,392	0,0202	**

Střední hodnota závisle proměnné	98,72812
Sm. odchylka závisle proměnné	11,75387
Uloženo počet čtverců reziduí	925,7728
Sm. chyba regrese	4,065914
Koeficient determinace	0,891919
Adjustovaný koeficient determinace	0,880338
F(6, 56)	77,02135
P-hodnota (F)	3,07e-25
Logaritmus věrohodnosti	-174,0492
Akaikovo kritérium	362,0984
Schwarzovo kritérium	377,1003
Hannan-Quinnovo kritérium	367,9987
rho (koeficient autokorelace)	0,134022
Durbin-Watsonova statistika	1,634818

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 5 (X3inflace)

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          -3,95166         3,49042    -1,132     0,2624
X2HDP          -1,74071e-07        5,10180e-06  -0,03412   0,9729
X3inflace      0,0333461          0,198930     0,1676     0,8675
X4Tl_zamvoboru 0,000150232        9,42228e-05  1,594      0,1165
X5ZOexport    -4,09941e-06        3,77208e-06  -1,087     0,2818
X6prAmmzda    0,000227257        0,000218303  1,041      0,3023
X7tl_bytvAstavba -0,000200540      0,000106105  -1,890     0,0639

Vysvětlený součet čtverců = 22,0586

Testovací statistika: LM = 11,029307,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(6) > 11,029307) = 0,087475

```

p-hodnota = 0,087475 > $\alpha = 0,05$ - nezamítáme H_0 – model není heteroskedasticitní – je homoskedasticitní

```

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 3,109 s p-hodnotou 0,21129

```

p-hodnota = 0,21129 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const          1,65697         9,76824     0,1696     0,8659
X2HDP          1,30347e-06        1,41321e-05  0,09223    0,9268
X3inflace     -0,0527147        0,551216    -0,09563    0,9242
X4Tl_zamvoboru -4,81751e-05      0,000264293  -0,1823     0,8560
X5ZOexport    -2,65198e-06        1,07351e-05  -0,2470     0,8058
X6prAmmzda    -7,84033e-06        0,000602193  -0,01302    0,9897
X7tl_bytvAstavba 3,52581e-05      0,000294770  0,1196     0,9052
uhat_1         0,150313         0,149842     1,003      0,3202

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,017968

Testovací statistika: LMF = 1,006297,
s p-hodnotou = P(F(1,55) > 1,0063) = 0,32

Alternativní statistika: TR^2 = 1,131956,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 1,13196) = 0,287

Ljung-Box Q' = 0,943735,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,943735) = 0,331

```

p-hodnota = 0,32 > $\alpha = 0,05$ - nezamítáme H_0 - není přítomna autokorelace

2.5. Model – nabídka

- **Zvýšení:** X2 – HDP
X4 – počet zaměstnaných v oboru
X5 – zahraniční obchod – export
X6 – průměrná mzda
X7 – bytová výstavba
- **Snížení:** X3 – inflace

Y1 - tržby	X1 - jv	X2 - HDP	X3(T-1) - inflace	X4 - zam v oboru	X5 - ZO export	X6 - prům mzda	X7 - byt výstavba
------------	---------	----------	-------------------	------------------	----------------	----------------	-------------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)

Závisle proměnná: YltrAby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearit: X1jv

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-41,1078	7,89962	-5,204	2,87e-06	***
X2HDP	8,41509e-05	1,37008e-05	6,142	8,92e-08	***
X3T1inflace	1,66643	0,530205	3,143	0,0027	***
X4zamvoboru	0,00233119	0,000219410	10,62	4,86e-015	***
X5ZOexport	7,96078e-05	1,01399e-05	7,851	1,36e-010	***
X6prAmzda	-0,00262647	0,000582004	-4,513	3,33e-05	***
X7bytvAstavba	-7,85972e-05	0,000276185	-0,2846	0,7770	

Střední hodnota závisle proměnné	98,72812
Sm. odchylka závisle proměnné	11,75387
Součet čtverců reziduí	921,4865
Sm. chyba regrese	4,056491
Koeficient determinace	0,892419
Adjustovaný koeficient determinace	0,880892
F(6, 56)	77,42302
P-hodnota(F)	2,70e-25
Logaritmus věrohodnosti	-173,9030
Akaikovo kritérium	361,8060
Schwarzovo kritérium	376,8080
Hannan-Quinnovo kritérium	367,7064
rho (koeficient autokorelace)	0,014320
Durbin-Watsonova statistika	1,863493

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 9 (X7bytvAstavba)


```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      -3,00020      3,21185    -0,9341    0,3543
X2HDP       1,93030e-07    5,57051e-06  0,03465    0,9725
X3Tlinflace -0,0476756     0,215572   -0,2212    0,8258
X4zamvoboru 0,000132213    8,92085e-05  1,482     0,1439
X5ZOexport  -3,60009e-06   4,12273e-06 -0,8732    0,3863
X6prAmmzda  0,000147883   0,000236633  0,6249    0,5345
X7bytvAstavba -6,25884e-05  0,000112292 -0,5574    0,5795

Vysvětlený součet čtverců = 13,8646

Testovací statistika: LM = 6,932307,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(6) > 6,932307) = 0,327153

```

p-hodnota = 0,327153 > $\alpha = 0,05$ - nezamítáme H_0 – model není heteroskedasticitní – je homoskedasticitní

```

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 3,356 s p-hodnotou 0,18675

```

p-hodnota = 0,18675 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      0,112685      8,04174     0,01401    0,9889
X2HDP      -2,57396e-07  1,40376e-05 -0,01834    0,9854
X3Tlinflace -0,00913123   0,541924   -0,01685    0,9866
X4zamvoboru -1,13402e-06  0,000221635 -0,005117   0,9959
X5ZOexport  -1,76477e-07  1,03669e-05 -0,01702    0,9865
X6prAmmzda  1,33366e-05   0,000600701  0,02220    0,9824
X7bytvAstavba -1,84827e-07  0,000278662 -0,0006633  0,9995
uhat_1     0,0155051     0,147166    0,1054     0,9165

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,000202

Testovací statistika: LMF = 0,011100,
s p-hodnotou = P(F(1,55) > 0,0111004) = 0,916

Alternativní statistika: TR^2 = 0,012712,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,0127124) = 0,91

Ljung-Box Q' = 0,0111863,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,0111863) = 0,916

```

p-hodnota = 0,916 > $\alpha = 0,05$ - nezamítáme H_0 - není přítomna autokorelace

2.6. Model – nabídka

Zvýšení: X2 – HDP
 X3 – inflace
 X4 – zaměstnanců v oboru
 X5 – export
 X8 – ceny bytů
 X9 – import

Snížení: X6 – prům. mzda
 X7 – byt. Výstavba

Y1 - tržby	X1 - jv	X2 - HDP	X3(t-1)_inflace	X4 - zam v oboru	X5 - ZO export	X6-1_prům mzda	X7-1_byt výstavba	X8 - ceny bytů	X9 - ZO import
------------	---------	----------	-----------------	------------------	----------------	----------------	-------------------	----------------	----------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)

Závisle proměnná: Yltržby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearit: X1jv

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-24,6792	10,9102	-2,262	0,0277	**
X2HDP	5,01460e-05	1,42737e-05	3,513	0,0009	***
X3t1_inflace	1,05440	0,520303	2,027	0,0477	**
X4zamvoboru	0,00226016	0,000259268	8,717	6,98e-012	***
X5ZOexport	4,88719e-05	2,54062e-05	1,924	0,0597	*
X61_prAmmzda	-0,00153822	0,000578222	-2,660	0,0103	**
X71_bytvAstavba	-0,000676698	0,000283721	-2,385	0,0206	**
X8cenybytA	0,0872213	0,0703064	1,241	0,2201	
X9ZOimport	1,60713e-05	3,19553e-05	0,5029	0,6171	

Střední hodnota závisle proměnné 98,72812

Sm. odchylka závisle proměnné 11,75387

Součet čtverců reziduí 832,1217

Sm. chyba regrese 3,925514

Koeficient determinace 0,902852

Adjustovaný koeficient determinace 0,888460

F(8, 54) 62,73171

P-hodnota(F) 1,38e-24

Logaritmus věrohodnosti -170,6897

Akaikovo kritérium 359,3794

Schwarzovo kritérium 378,6676

Hannan-Quinnovo kritétium 366,9656

rho (koeficient autokorelace) 0,197253

Durbin-Watsonova statistika 1,536887

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou l1 (X9ZOimport)


```
Breusch-Paganův test heteroskedasticity -  
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Testovací statistika: LM = 13,829  
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(8) > 13,829) = 0,086333
```

```
Test normality reziduí -  
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené  
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,939311  
s p-hodnotou = 0,625218
```

```
LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -  
Nulová hypotéza: žádná autokorelace  
Testovací statistika: LMF = 2,62606  
s p-hodnotou = P(F(1, 53) > 2,62606) = 0,111058
```

p-hodnota = 0,086333 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H_0 – model NENÍ heteroskedasticitní

p-hodnota = 0,939311 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

p-hodnota = 0,111058 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H_0 – není přítomna autokorelace

2.7. Model – nabídka

Zvýšení: X2 – HDP
 X3 – inflace
 X4 – zaměstnanců v oboru
 X5 – export
 Snížení: X6 – prům. mzda
 X7 – byt. Výstavba

Y1 - tržby	X1 - jv	X2 - HDP	X3(T-1) - inflace	X4 - zam v oboru	X5 - ZO export	X6 - prům mzda	X7(t-1) - byt. Výs
------------	---------	----------	-------------------	------------------	----------------	----------------	--------------------

Model 1: OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)

Závisle proměnná: YltrAby

Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: X1jv

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-39,2099	7,64444	-5,129	3,76e-06	***
X2HDP	7,77727e-05	1,38575e-05	5,612	6,44e-07	***
X3T1inflace	1,55221	0,520071	2,985	0,0042	***
X4zamvoboru	0,00239642	0,000202059	11,86	6,62e-017	***
X5ZOexport	7,20807e-05	1,08599e-05	6,637	1,37e-08	***
X6prAmzda	-0,00215112	0,000622941	-3,453	0,0011	***
X7t1bytVAs	-0,000477497	0,000284353	-1,679	0,0987	*

Střední hodnota závisle proměnné 98,72812
 Sm. odchylka závisle proměnné 11,75387
 Součet čtverců reziduí 878,5788
 Sm. chyba regrese 3,960922
 Koeficient determinace 0,897428
 Adjustovaný koeficient determinace 0,886439
 F(6, 56) 81,66000
 P-hodnota(F) 7,19e-26
 Logaritmus věrohodnosti -172,4010
 Akaikovo kritérium 358,8020
 Schwarzovo kritérium 373,8040
 Hannan-Quinnovo kritérium 364,7024
 rho (koeficient autokorelace) 0,035644
 Durbin-Watsonova statistika 1,827622

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      -1,72310      3,14387    -0,5481    0,5858
X2HDP      -3,55561e-06    5,69906e-06  -0,6239    0,5352
X3Tlinflace -0,103998      0,213886   -0,4862    0,6287
X4zamvoboru 0,000141170    8,30994e-05  1,699      0,0949 *
X5ZOexport  -5,44022e-06    4,46626e-06  -1,218     0,2283
X6prAmmzda 0,000338298    0,000256192  1,320      0,1920
X7tlbytVAs -0,000172012    0,000116943  -1,471     0,1469

Vysvětlený součet čtverců = 15,8461

Testovací statistika: LM = 7,923042,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(6) > 7,923042) = 0,243796

```

p-hodnota = 0,243796 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H_0 – model NENÍ heteroskedasticitní

```

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 3,113 s p-hodnotou 0,21087

```

p-hodnota = 0,21087 > $\alpha = 0,05$ – rezidua mají normální rozdělení

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 1960:1-1975:3 (T = 63)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      0,193597      7,74317     0,02500    0,9801
X2HDP      -2,48904e-07   1,40054e-05  -0,01777    0,9859
X3Tlinflace -0,0196430     0,529645    -0,03709    0,9705
X4zamvoboru -5,12894e-06   0,000204673  -0,02506    0,9801
X5ZOexport  -2,73680e-07   1,09997e-05  -0,02488    0,9802
X6prAmmzda 1,33204e-05    0,000630181  0,02114    0,9832
X7tlbytVAs 1,20756e-05    0,000290334  0,04159    0,9670
uhat_l     0,0388309     0,146393     0,2653     0,7918

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,001278

Testovací statistika: LMF = 0,070358,
s p-hodnotou = P(F(1,55) > 0,0703583) = 0,792

Alternativní statistika: TR^2 = 0,080489,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,0804893) = 0,777

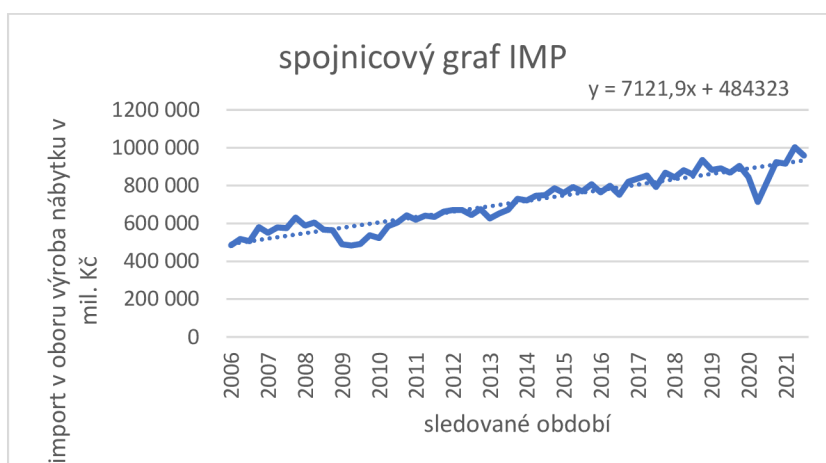
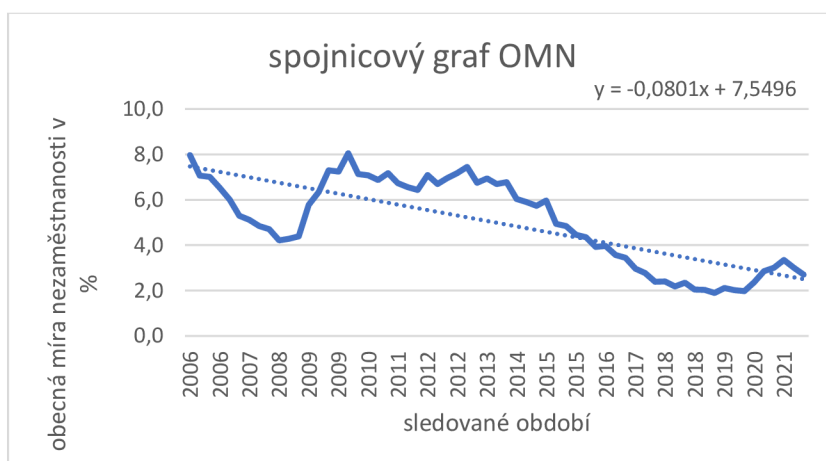
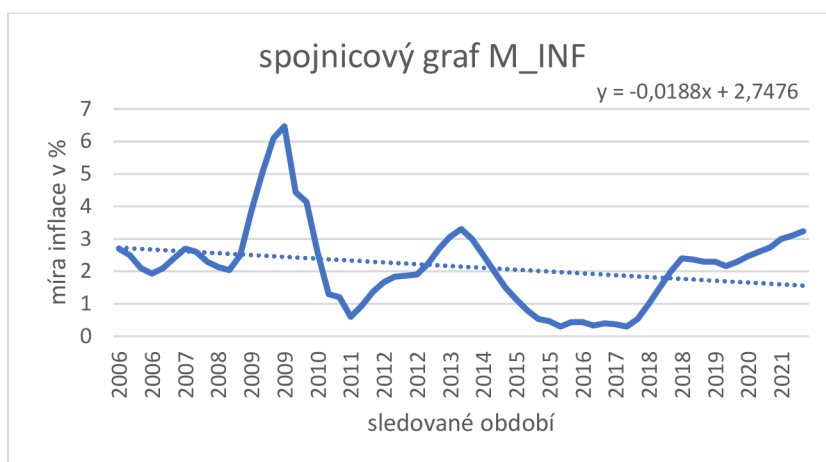
Ljung-Box Q' = 0,0714993,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,0714993) = 0,789

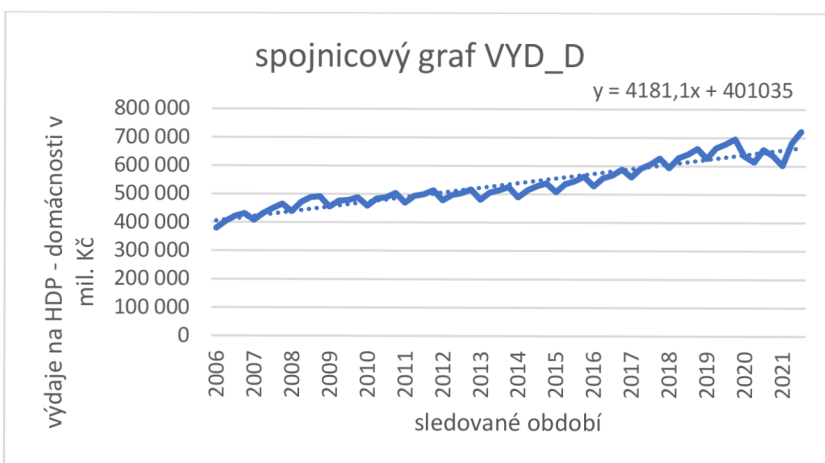
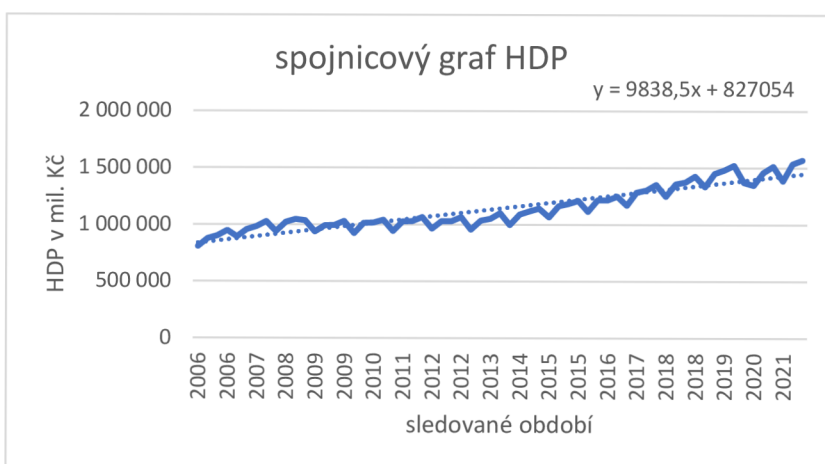
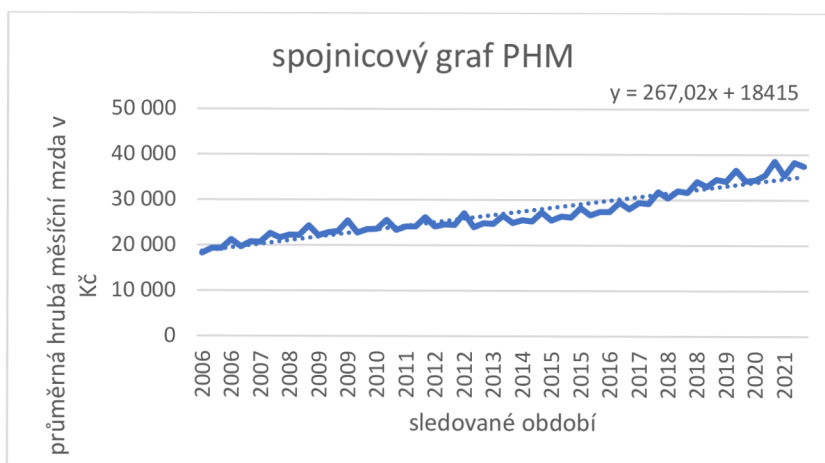
```

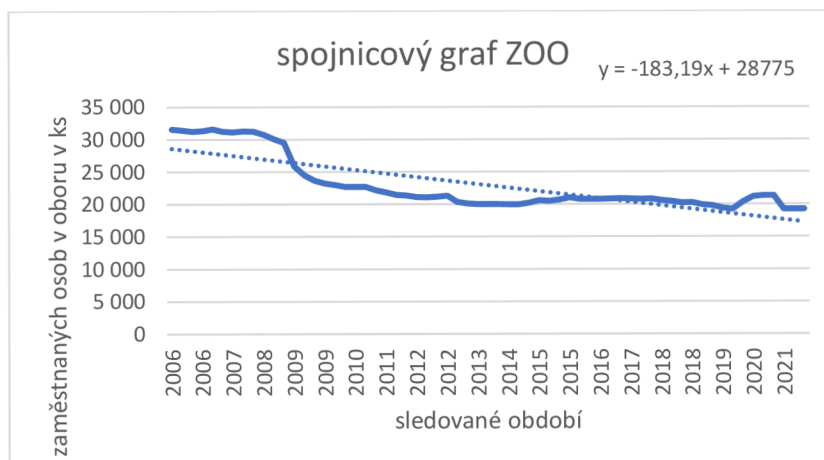
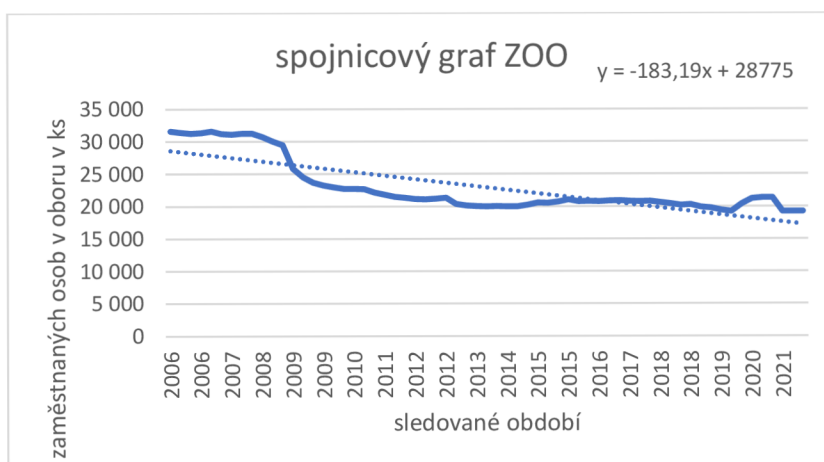
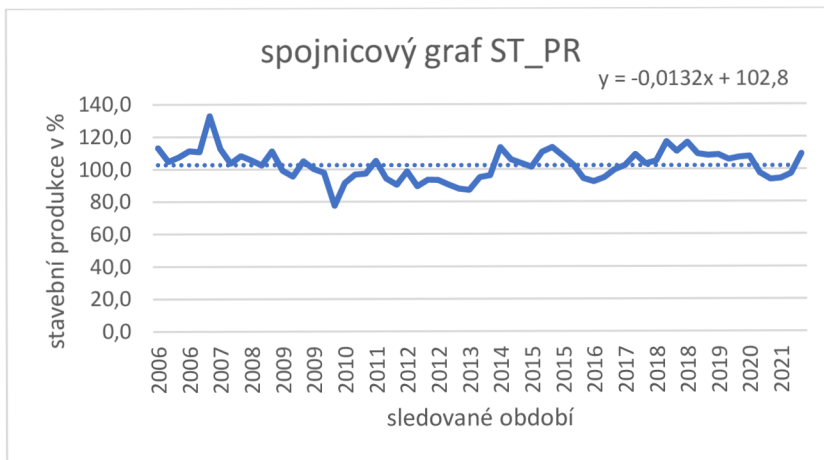
p-hodnota = 0,792 > $\alpha = 0,05$ - přijímáme H_0 – není přítomna autokorelace

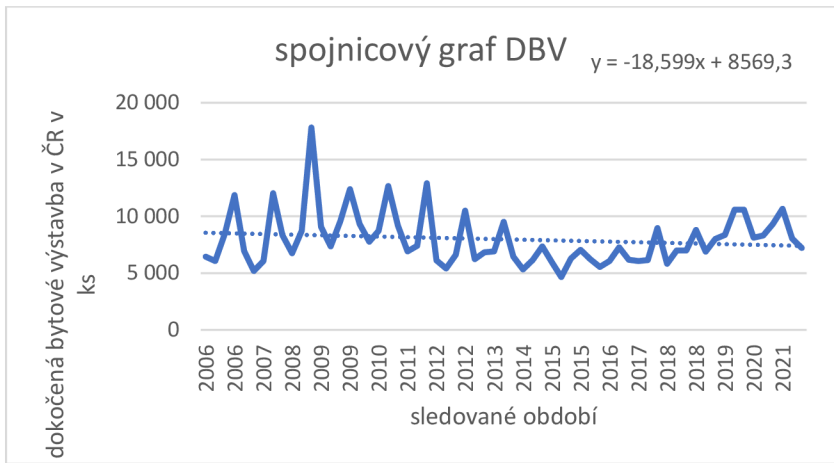
Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 7: Spojnicové grafy modelu poptávka a nabídka









Zdroj: vlastní zpracování