

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra ekonomiky**



## **Diplomová práce**

**Ekonometrické modelování nákladů na vodné a stočné**

**ve vybraném společenství vlastníků jednotek**

**Bc. Lucie Hovorková**

© 2022 ČZU v Praze

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Lucie Hovorková

Hospodářská politika a správa  
Podnikání a administrativa

Název práce

**Ekonometrické modelování nákladů na vodné a stočné ve vybraném společenství vlastníků jednotek**

Název anglicky

**Econometric modeling of water and sewage costs in selected association of unit owners**

---

### Cíle práce

Hlavním cílem diplomové práce je koncepce a aplikace ekonometrického modelu nákladů, který by umožnil minimalizovat absolutní přeplatek na vodném a stočném pro vybrané společenství vlastníků jednotek.

Dílní cíle:

- vymezení hlavních faktorů působících na spotřebu vody v bytovém domě,
- koncepce ekonomického modelu,
- konstrukce, odhad a verifikace ekonometrického modelu,
- ex post prognóza pro vyhodnocení efektu odhadnutého ekonometrického modelu,
- aplikace modelu za účelem minimalizace nákladů.

### Metodika

Vymezení hlavních faktorů působících na spotřebu vody a charakteristika metod ekonometrického modelování budou provedeny na základě literární rešerše relevantních zdrojů informací. Dále bude fyzicky proveden sběr dat pro jednotlivé jednotky v domě prohledáním a selekcí historických účetních dokumentů v účetním archivu vybraného společenství vlastníků jednotek. Následně budou data zpracována a analyzována z hlediska základních popisných charakteristik. Poté bude sestaven ekonometrický model, který bude odhadnut metodou nejmenších čtverců s následným provedením jeho verifikace. V závěrečném kroku bude na posledním známém období provedena ex post prognóza pro všechny zahrnuté jednotky. Výsledné chyby prognózy, to znamená teoretické přeplatky záloh při použití modelu, budou porovnány s reálnými přeplatky záloh z hlediska průměrného absolutního rozdílu.

Vlastní metody:

- statistická analýza,
- ekonometrické modelování,
- prognostické metody.

## Doporučený rozsah práce

70 stran

## Klíčová slova

modelování, ekonometrický model, vodné, stočné, náklady na vodné a stočné, prognóza, přeplatek záloh, společenství vlastníků jednotek

---

## Doporučené zdroje informací

CIPRA, T. Finanční ekonometrie. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

DUREC, M. Účetnictví společenství vlastníků jednotek: v praxi. Druhé vydání. Praha: Grada Publishing, 2019. Účetnictví a daně. ISBN 978-80-271-2252-3.

HUŠEK, R. Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3.

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

PRAŽÁK, Z. Bytové spoluvlastnictví: komentář k § 1158-1222 nového občanského zákoníku a k zákonu č. 67/2013 Sb. Praha: Leges, 2014. Komentátor. ISBN 978-80-7502-025-3.

---

## Předběžný termín obhajoby

2021/22 ZS – PEF

## Vedoucí práce

doc. Ing. Michal Malý, Ph.D.

## Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 5. 3. 2021

**prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.**

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 7. 3. 2021

**Ing. Martin Pelikán, Ph.D.**

Děkan

V Praze dne 31. 03. 2022

### **Čestné prohlášení**

Prohlašuji, že svou diplomovou práci „Ekonometrické modelování nákladů na vodné a stočné ve vybraném společenství vlastníků jednotek“ 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 27. 3. 2022

---

### **Poděkování**

Ráda bych touto cestou poděkovala řadě lidí. Především velice děkuji doc. Ing. Michalu Malému, Ph.D. za spolupráci při odborném vedení diplomové práce, za poskytnuté rady, připomínky a doporučení, za projevenou ochotu a vstřícnost v průběhu zpracování práce. Děkuji také Ing. Mykolovi Shmilyakovi za impuls k výběru tématu práce, za trvalou motivaci, za čas, který mi věnoval při studiu vědního oboru ekonometrie v rámci dalšího mimoškolního vzdělávání, za prohloubení praktických dovedností v ovládnutí programu Gretl a za usměrňování mých nápadů. V neposlední řadě touto cestou děkuji své rodině a partnerovi za jejich podporu v době zpracování práce a studia vůbec.

# **Ekonometrické modelování nákladů na vodné a stočné ve vybraném společenství vlastníků jednotek**

## **Abstrakt**

Diplomová práce se zabývá ekonometrickým modelováním nákladů na vodné a stočné ve vybraném společenství vlastníků jednotek. Jejím hlavním cílem je koncepce a aplikace ekonometrického modelu nákladů, s jehož pomocí bude možné minimalizovat absolutní přeplatek záloh na vodném a stočném. Práce je rozdělena na část metodickou, teoretickou a praktickou. V první části věnované metodice je popsán proces ekonometrického modelování, na jehož základě jsou naplněny jednotlivé dílčí cíle zpracované v praktické části. V rámci druhé části jsou popsána teoretická východiska s vymezením základních pojmů, faktorů a oblastí spojených s problematikou nákladů na vodné a stočné poskytující základ pro identifikaci vhodných proměnných. V souladu s uvedenou metodikou obsahuje třetí praktická část konstrukci čtyř základních jednoduchých ekonometrických modelů, které jsou odhadnuty a verifikovány. Z těchto modelů jsou vybrány dva a dále korigovány. Výsledkem práce jsou modely, které vedou ke statisticky průkazné identifikaci nejvýznamnějších determinantů majících vliv na náklady na vodné a stočné. Aplikací modelů byl zjištěno, že v porovnání s dosavadní metodou oba dva výrazně snižují absolutní přeplatky, což dokazují i výsledky provedené ex post prognózy. Ke stanovování záloh na vodné a stočné lze proto ekonometrické modely doporučit jako vhodný nástroj.

**Klíčová slova:** modelování, ekonometrický model, vodné, stočné, náklady na vodné a stočné, prognóza, přeplatek záloh, společenství vlastníků jednotek, cena vodného

# **Econometric modeling of water and sewage costs in selected association of unit owners**

## **Abstract**

This diploma thesis deals with econometric modeling of water and sewage costs in a selected community of owners. Its main goal is the conception and application of an econometric cost model, with the help of which it will be possible to minimize the absolute overpayment of advance payments for water and sewage. The work is divided into methodological, theoretical, and practical part. The first part focused to the methodology describes the process of econometric modeling, on the basis of which the individual partial objectives analyzed in the practical part are fulfilled. The second part describes the theoretical background with the definition of basic concepts, factors and areas related to the issue of water and sewage costs, providing the starting point for identifying suitable variables. In accordance with the mentioned methodology, the third practical part contains the construction of four basic simple econometric models, which are estimated and verified. Two of these models are selected and further corrected. Aim of the thesis are models leading to the statistically proved identification of the most important determinants that affect the cost of water and sewage. By applying the models, it was found that in comparison with the method used so far, both models decrease absolute advanced payments significantly. It has been proved through the results of *ex post* forecast. Therefore, econometric cost models are an appropriate tool for estimation of the advance payments of water and sewage costs.

**Keywords:** modeling, econometric model, water cost, sewage cost, cost of water and sewage, forecast, overpayment of advance payments, community of owners, price of water

# Obsah

<b>1 Úvod</b> .....	<b>11</b>
<b>2 Cíl práce</b> .....	<b>13</b>
<b>3 Metodika</b> .....	<b>14</b>
3.1 Metody ekonometrického modelování.....	14
3.2 Klasický ekonometrický model.....	15
3.3 Fáze konstrukce ekonometrického modelu.....	16
3.4 Určení předmětu modelování, studium příslušné literatury.....	16
3.5 Tvorba ekonomického modelu.....	17
3.6 Tvorba ekonometrického modelu .....	17
3.7 Sběr, zpracování a analýza vstupních dat .....	18
3.8 Odhad parametrů ekonometrického modelu .....	19
3.9 Verifikace ekonometrického modelu .....	19
3.10 Aplikace ekonometrického modelu.....	29
3.11 Prognóza.....	30
<b>4 Teoretická východiska</b> .....	<b>31</b>
4.1 Voda .....	31
4.2 Náklady na vodné a stočné.....	32
4.3 Spotřeba vody.....	33
4.4 Cena vodného a stočného.....	34
4.5 Legislativa a počet osob .....	39
<b>5 Vlastní práce</b> .....	<b>40</b>
5.1 Specifikace modelu .....	40
5.1.1 Informace o objektu .....	40
5.1.2 Volba proměnných do modelu.....	40
5.1.3 Stanovené předpoklady o směru parametru.....	41
5.2 Elementární analýza vstupních dat.....	42
5.2.1 Skutečné náklady na vodné v Kč/rok .....	42
5.2.2 Cena vodného a stočného .....	44
5.2.3 Počet osob v jednotkách .....	45
5.3 Odhad a korekce modelu.....	47
5.3.1 Prvotní odhad modelu lin-lin .....	48
5.3.2 Odhad modelu log-lin .....	52
5.3.3 Odhad modelu log-log .....	55
5.3.4 Odhad modelu lin-log .....	58
5.3.5 Grafická identifikace problému v reziduích .....	61



5.3.6	Korekce vybraných modelů .....	64
5.4	Ekonomická interpretace a verifikace výsledných parametrů .....	70
5.4.1	Model log-log .....	70
5.4.2	Model log-lin .....	72
5.5	Aplikace modelu .....	73
5.5.1	Prognóza .....	74
<b>6</b>	<b>Shrnutí výsledků .....</b>	<b>76</b>
6.1	Shrnutí výsledků vlastní práce .....	76
6.2	Dynamizace modelů .....	77
6.3	Měření spotřeby vody .....	78
<b>7</b>	<b>Závěr.....</b>	<b>79</b>
<b>8</b>	<b>Seznam použitých zdrojů .....</b>	<b>82</b>
8.1	Seznam tištěných zdrojů .....	82
8.2	Seznam elektronických zdrojů .....	83
<b>9</b>	<b>Přílohy .....</b>	<b>86</b>
	Příloha č. 1 Podkladová panelová data .....	87
	Příloha č. 2 Dynamizace modelu lin-lin.....	93
	Příloha č. 3 Dynamizace modelu log-log .....	94
	Příloha č. 4 Dynamizace modelu log-lin.....	95
	Příloha č. 5 Koloběh vody.....	96
	Příloha č. 6 Kalkulace cen pro vodné a stočné města Brno .....	97

## Seznam obrázků

Obrázek 1	– Závěry Durbin-Whatsonova testu pro příslušné hodnoty DW statistiky .....	25
Obrázek 2	– Graf cen vodného a stočného v Kč/m <sup>3</sup> v krajských městech ČR.....	36
Obrázek 3	– Graf celkové ceny vodného a stočného v Kč/m <sup>3</sup> v krajských městech ČR.....	36
Obrázek 4	– Panelový graf skutečných nákladů na vodné v Kč/rok .....	42
Obrázek 5	– Model se zahrnutím parametru trendové funkce.....	43
Obrázek 6	– Popisné statistiky proměnné skutečné náklady .....	43
Obrázek 7	– Graf trendové funkce ceny vodného v Kč/rok .....	44
Obrázek 8	– Model trendové funkce ceny vodného .....	44
Obrázek 9	– Popisné statistiky proměnné cena vodného.....	45
Obrázek 10	– Panelový graf počtu osob v jednotlivých jednotkách a obdobích.....	45
Obrázek 11	– Model trendové funkce proměnné počet osob .....	46
Obrázek 12	– Popisné statistiky proměnné počet osob.....	47

Obrázek 13 – Prvotního odhadu modelu lin-lin.....	48
Obrázek 14 – Výsledky Whiteova testu heteroskedasticity.....	49
Obrázek 15 – Výsledky testu nelinearity (druhé mocniny).....	49
Obrázek 16 – Výsledky testu nelinearity (logaritmy).....	50
Obrázek 17 – Grafické znázornění normality reziduí modelu lin-lin.....	50
Obrázek 18 – Panelová diagnostika modelu lin-lin.....	51
Obrázek 19 – Diagnostika modelu lin-lin pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu.....	51
Obrázek 20 – Výstupy odhadu modelu log-lin.....	52
Obrázek 21 – Výsledky Whiteova testu heteroskedasticity odhadu modelu log-lin.....	53
Obrázek 22 – Grafické znázornění normality reziduí v modelu log-lin.....	53
Obrázek 23 – Panelová diagnostika modelu log-lin.....	54
Obrázek 24 – Diagnostika modelu log-lin pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu.....	54
Obrázek 25 – Výstupy odhadu modelu log-log.....	55
Obrázek 26 – Výsledky Whiteova testu heteroskedasticity odhadu modelu log-log.....	55
Obrázek 27 – Grafické znázornění normality reziduí v modelu log-log.....	56
Obrázek 28 – Panelová diagnostika modelu log-log.....	57
Obrázek 29 – Diagnostika modelu log-log pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu.....	57
Obrázek 30 – Výstupy odhadu modelu lin-log.....	58
Obrázek 31 – Výsledky Whiteova testu heteroskedasticity odhadu modelu lin-log.....	59
Obrázek 32 – Grafické znázornění normality reziduí v modelu lin-log.....	59
Obrázek 33 – Panelová diagnostika modelu lin-log.....	60
Obrázek 34 – Diagnostika modelu lin-log pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu.....	60
Obrázek 35 – Grafické znázornění reziduí v modelu lin-lin.....	61
Obrázek 36 – Grafické znázornění reziduí v modelu log-lin.....	62
Obrázek 37 – Grafické znázornění reziduí v modelu log-log.....	62
Obrázek 38 – Grafické znázornění reziduí v modelu lin-log.....	63
Obrázek 39 – Výstupy odhadu modelu log-log po korekci.....	64
Obrázek 40 – Výsledky Whiteova testu heteroskedasticity u modelu log-log po korekci.....	64
Obrázek 41 – Graf výsledků testu normality reziduí v korigovaného modelu log-log.....	65
Obrázek 42 – Panelová diagnostika korigovaného modelu log-log.....	66
Obrázek 43 – Diagnostika modelu log-log pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu.....	66
Obrázek 44 – Výstupy odhadu modelu log-lin po korekci.....	68

Obrázek 45 – Graf výsledků testu normality reziduí v korigovaném modelu log-lin .....	69
Obrázek 46 – Panelová diagnostika korigovaného modelu log-lin .....	69
Obrázek 47 – Diagnostika modelu log-lin pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu .....	70
Obrázek 48 – Výstupy odhadu korigovaného modelu log-log .....	71
Obrázek 49 – Výstupy odhadu korigovaného modelu log-lin .....	72
Obrázek 50 – Grafické znázornění komparace metod .....	74

## **Seznam tabulek**

Tabulka 1 – Příklad průměrné denní spotřeby pitné vody na os. při různých činnostech ...	34
Tabulka 2 – Ceny vodného a stočného v Kč/m <sup>3</sup> v krajských městech ČR .....	35
Tabulka 3 - Deklarace uvažovaných proměnných v jednoduchém modelu .....	41
Tabulka 4 - Teoretické předpoklady závislosti mezi proměnnými .....	41
Tabulka 5 - Deklarace uvažovaných proměnných po zahrnutí dummy proměnných .....	47
Tabulka 6 – Ekonomická interpretace a verifikace odhadnutých parametrů log-log .....	71
Tabulka 7 – Ekonomická interpretace a verifikace odhadnutých parametrů log-lin .....	72
Tabulka 8 – Výsledný efekt modelů oproti dosavadní metodě v procentech .....	73
Tabulka 9 – Výsledné hodnoty prognózy ex-ante včetně ex post prognózy .....	75



## Seznam použitých zkratek

AIC	Akaikovo informační kritérium (Akaike Information criterion)
BMNČ	běžná metoda nejmenších čtverců
ČR	Česká republika
DW test	Durbin-Watsonův test (Durbin-Watson test)
ESS	vysvětlený součet čtverců (Explained Sum of Squares)
lin-lin	model s lineární endogenní proměnnou a exogenními proměnnými
lin-log	semilogaritmický model s logaritmováním vysvětlujících proměnných
log-lin	semilogaritmický model s logaritmováním vysvětlované proměnné
log-log	model s logaritmováním vysvětlované proměnné a vysvětlujících proměnných
MAPE	střední absolutní procentní chyba (Mean Absolute Percentage Error)
MNČ	metoda nejmenších čtverců
PVK	Pražské vodovody a kanalizace
SIC	Schwarzovo informační kritérium (Schwarz information criterion)
SVJ	společenství vlastníků jednotek
SW	program (software)
RSS	reziduální součet čtverců (Residual Sum of Squares)
TSS	úplný součet čtverců (Total Sum of Squares)

# 1 Úvod

Po roce 1989 v České republice začalo docházet k rozšiřování možností soukromého bydlení, a to jednak z důvodu tehdy ve velké míře probíhajících restitucí majetku či z důvodu na trhu se rozšiřující nabídky na koupi objektů k bydlení do soukromého vlastnictví. Jinou variantou byl vznik bytových družstev, v nichž měli jejich členové družstevní podíl odpovídající podílu podlahové plochy daného bytu na celku.

Během první dekády 21. století byla započata privatizace státního bytového fondu. Města a městské části nabízely za dostupné ceny a prodávaly zájemcům buď celé domy nebo stávajícím nájemníkům jednotlivé byty, v nichž bydleli. Většina těchto bytů byla převedena až na výjimky do soukromých rukou. V domech s minimálně pěti takovými jednotkami a třemi různými vlastníky započalo zákonem dané zakládání dosud neexistujících právních subjektů, nazývaných společenství vlastníků jednotek. Jednalo se o nový druh právnické osoby, jejímž hlavním posláním není podnikání, ale zajišťování správy domu a pozemku. Smyslem existence společenství je tak zejména zprostředkovávání služeb vlastníkům od dodavatelů a zajišťování správy společných prostor.

V domech dle stupně jejich technické vybavenosti a rozsahu poskytovaných služeb vznikají náklady spojené především se spotřebou tepla, teplé užitkové vody, studené vody, elektrické energie, úklidem společných prostor, provozem výtahu či kotelny, dodávkou tepla a teplé užitkové vody, kontrolou komínů a některé další. Společenství vlastníků jsou proto nucena na základě svých legislativních povinností jednotlivým vlastníkům na pokrytí těchto nákladů předepisovat na poskytované služby zálohy a jednou ročně jim je vyúčtovávat dle jejich skutečné výše. Výsledný přeplatek nebo nedoplatek záloh pak je také povinno s vlastníky finančně vypořádat.

Při stanovování záloh na jednotlivé služby společenství ve většině případů využívá údaje z posledního tedy předchozího vyúčtovávaného období, u něhož je výše nákladů již známa. Zálohy jsou tak stanovovány ve výši odpovídající poslední známé skutečnosti často navýšené o procento odpovídající výši poslední známé míry inflace. Tento způsob je dostačující u služeb, jakými jsou kupříkladu úklid nebo kontrola komínů, kde je roční spotřeba konstantní a může tak docházet pouze k případnému mírnému nárůstu ceny vlivem inflace. U nákladů na energie však postup nezohledňuje dlouhodobý vývoj jejich spotřeby.

K přesnějšímu stanovení zálohy u energií mohou lépe posloužit panelová data, která v sobě kombinují data časová a průřezová. V daném případě se jedná o data ve tvaru časových řad s ročním intervalem, tedy za několik vyúčtovaných období jdoucích po sobě. Jako průřezová data poslouží údaje za každou bytovou jednotku.

K nepostradatelným zástupcům energií patří bezesporu vodné. Dodavatel tohoto média provádí v pravidelných intervalech odečty spotřeby vody v m<sup>3</sup> dle naměřených hodnot na hlavním vodoměru a na základě této spotřeby a ceny vodného jsou odběrateli za určité období vystavovány faktury za spotřebovanou vodu. Spolu se spotřebou vodného je fakturována ještě druhá složka, a to stočné. Povinnost spotřebitele platit za stočné vychází z nutnosti odpadní vodu odvést do kanalizace a následně vyčistit.

Spotřeba vodného je ukazatelem, jehož výše je ovlivňována cenou vodného a počtem osob v domě. Při správném využití dat lze ovlivňovat výši zálohy a výsledný přeplatek či nedoplatek zálohy. Ukazatele tak na sebe vzájemně působí a toto působení lze kvantifikovat prostřednictvím ekonometrického modelování. Pomocí jeho nástrojů je možné na základě dosavadního vývoje spotřeby vody a stočného při správném použití zjištěných údajů určit, k jaké změně ve výši přeplatku ročního vyúčtování zálohy na vodné povede změna spotřeby vodného a stočného.

Jak již bylo výše uvedeno, pomocí ekonometrických modelů lze sledovat vzájemné působení nejrůznějších veličin a na základě dat jejich dosud známého vývoje vytvářet prognózy vývoje budoucího. V daném případě jsou tyto prognózy přínosné jak pro správce společenství, tak pro členy jeho statutárního orgánu, kteří na základě analýz rozhodují o výši záloh vodného.

Studium oboru Podnikání a administrativa na Provozně ekonomické fakultě ČZU mi pomáhá řešit vybrané téma a současně si řešením daného tématu rozšiřovat znalosti na dané vysoké škole. Vznik předložené diplomové práce vyplývá z profesního zájmu o problematiku hospodaření společenství vlastníků a možnosti využití ekonometrického modelu k optimalizaci výše zálohy na vodné a stočné, popřípadě minimalizace jejího přeplatku ve vybraném společenství.

## 2 Cíl práce

Hlavním cílem předkládané diplomové práce je minimalizovat absolutní přeplatek záloh na vodném a stočném pro vybrané společenství vlastníků jednotek prostřednictvím nástrojů ekonometrického modelování, aby bylo možné co nejpřesněji stanovit zálohu pro každou bytovou jednotku na další období. Přesněji stanovená záloha tak bude moci být nastavena v takové optimální výši, v níž nebude zadržovat vlastníkům nadbytečně vysoké finanční prostředky a současně v takové výši, v níž pokryje skutečný objem nákladů na vodné a stočné.

Pro naplnění hlavního cíle je nutné uskutečňovat dílčí cíle:

- 1) vymezení hlavních faktorů působících na spotřebu vody v bytovém domě a charakterizování metody ekonometrického modelování pro dosažení hlavního cíle,
- 2) sběr dat za jednotlivé jednotky v domě za období let 2001 – 2020 z účetních dokladů a v archivu vybraného společenství vlastníků,
- 3) konstrukce a odhad ekonometrického modelu,
- 4) ex post prognóza pro vyhodnocení efektu odhadnutého ekonometrického modelu,
- 5) ex ante prognóza vývoje nákladů na vodu.



### 3 Metodika

Následující kapitola je věnována metodám a postupům, pomocí nichž bude zpracována předkládaná diplomová práce. Vybrané postupy jsou zvoleny s ohledem na stanovené cíle uvedené v předchozí kapitole.

Nejprve bude provedena literární rešerše související s daným tématem. Na základě provedené rešerše relevantních zdrojů informací budou charakterizovány metody ekonometrického modelování. Též bude nezbytné vymezit hlavní faktory, které působí na spotřebu vody.

Dalším krokem bude zajištěna datová základna sběrem dat za jednotlivé bytové jednotky pro vymezené období prohledáním a selekcí historických účetních dokumentů v archivu vybraného společenství vlastníků. Následně budou data analyzována a zpracována z hlediska základních popisných charakteristik. Poté bude sestaven ekonometrický model, který bude odhadnut metodou nejmenších čtverců s následným provedením jeho verifikace.

V závěrečné fázi bude provedena na datech posledního známého období ex post prognóza pro všechny zahrnuté jednotky. Výsledné chyby prognózy, to znamená teoretické přeplatky záloh při použití modelu, budou porovnány s reálnými přeplatky záloh průměrného absolutního rozdílu.

#### 3.1 Metody ekonometrického modelování

Ekonometrie pod tímto názvem jako obor vznikla v USA v roce 1930, kdy byla založena společnost Econometric Society (Hušek, 2007). K pojmu ekonometrie existuje mnoho definic. Hušek například ve své publikaci charakterizuje ekonometrii „jako kvantitativní vědní disciplínu zabývající se měřením a empirickou verifikací reálných ekonomických vztahů a závislostí“ (Hušek, 2007). Dále Hušek uvádí, že „ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky a statistiky a v poslední době stále více i z využívání informatiky za účelem vyhledávání, měření a empirického ověřování či testování především ekonomických, ale i jiných společenských jevů.“ (Hušek, 2007).

Woolridge říká, že „ekonometrie je založena na využití statistických metod k identifikaci a testování ekonomických hypotéz a teorií s využitím matematických postupů odhadu parametrů modelů“ (Woolridge, 2012). Mukras uvádí, že „ekonometrie je sociální věda, která využívá ekonomické, matematické a statistické teorie v analýzách ekonomických vztahů“ (Mukras, 1993).

Z výše uvedených citací je patrné, že přesné vymezení pojmu ekonometrie není jednoduché ani zcela jednotné. Na základě uvedených definicí je však možné ekonometrii nazvat vědní disciplínou spojující poznatky z ekonomické teorie, matematiky a statistiky s cílem kvantifikovat vztahy mezi ekonomickými jevy, čímž umožňuje s určitou mírou pravděpodobnosti určit jejich budoucí vývoj. Ekonometrie je dnes uznávaný a odborníky využívaný vědní obor, který nachází praktické uplatnění v makroekonomické i mikroekonomické sféře.

### **3.2 Klasický ekonometrický model**

Vzor, prototyp nebo také předloha jsou synonyma ke slovu model. Tento pojem lze chápat jako libovolné znázornění nějakého skutečného jevu. Tento jev je zastupován modelem, aby daný jev objasnil, aby predikoval jeho chování a aby tím poskytl možnosti jeho řízení. Tyto jmenované rysy modelu jsou v souladu s úkoly, které si klade ekonometrie.

Jak uvádí Hušek, ekonometrický model je hlavním nástrojem ekonometrického bádání. Pokud jsou v modelu zvoleny správné proměnné, model má správný tvar zkoumané závislosti a stochastických předpokladů o rozdělení pravděpodobnosti náhodných složek, pak „umožňuje kvantifikovat vhodně zvolenými statistickými a ekonometrickými metodami, jsou-li k dispozici adekvátní data, intenzitu a směr vzájemného působení ekonomických proměnných, měřených parametry modelu.“ (Hušek, 2007)

„Není-li ekonometrický model specifikován přesně v souladu s výchozími teoretickými předpoklady, popř. disponibilní data nejsou generována procesem, předpokládaným a popsáným výchozí ekonometrickou teorií, ztrácejí ekonometrické metody a techniky, stejně jako odhady parametrů modelu, své optimální vlastnosti a interpretaci.“ (Hušek, 2007)

### 3.3 Fáze konstrukce ekonometrického modelu

Jak ve své publikaci uvádí Cipra: „*konstrukce ekonometrického modelu je iterativní proces, kdy často „metodou pokusů a omylů“ dospějeme k finálnímu modelu zcela odlišnému od počáteční představy.*“ (Cipra, 2013). Autor dále uvádí, že „*dva různé ekonometrie provádějící nezávisle na sobě analýzu téhož problému s týmiž daty mohou na konec dospět k formálně velmi odlišným modelům, které by ovšem měly implikovat podobné praktické závěry.*“ (Cipra, 2013).

Proces konstrukce ekonometrického modelu sestává z několika dílčích fází. V odborné literatuře se tyto jednotlivé kroky vyskytují v různých modifikacích. Pro tuto diplomovou práci bude aplikován níže uvedený postup přednášený na Provozně ekonomické fakultě České zemědělské univerzity v Praze v předmětu Ekonometrie.

#### Fáze konstrukce ekonometrického modelu:

1. specifikace modelovaného jevu, ekonomická teorie, studium příslušné literatury,
2. tvorba ekonomického modelu,
3. tvorba ekonometrického modelu,
4. sběr, zpracování a analýza vstupních dat,
5. odhad parametrů ekonometrického modelu,
6. ekonomická, ekonometrická, statistická a matematická verifikace modelu,
7. aplikace ekonometrického modelu nebo jeho zamítnutí, které vrací k bodu 1.

### 3.4 Určení předmětu modelování, studium příslušné literatury

Jako výchozí krok konstrukce ekonometrického modelu bude nutné formulovat problém, který bude řešen. Na základě předchozí literární rešerše relevantních zdrojů informací je nutné specifikovat vybraný ekonomický jev a na základě ekonomické teorie nalézt co největší počet podstatných proměnných, které budou do modelu použity. V neposlední řadě je nutné specifikovat vazby mezi těmito jednotlivými zvolenými proměnnými.

### 3.5 Tvorba ekonomického modelu

Obsahem třetí fáze konstrukce modelu bude převedení zkoumaného jevu do matematické podoby a jednoznačné zpřesnění vazby mezi jednotlivými proměnnými. Nejprve bude ekonomický model formulován slovně. Vztahy mezi proměnnými, které lze kvantifikovat, budou poté převedeny ze slovního do matematického tvaru.

Výsledný matematický tvar ekonomického modelu se skládá ze tří částí:

- ekonomický subjekt, kterým je prostředí, v němž se jev uskutečňuje (např. odvětví, stát, podnik, rodina, osoba apod.),
- proměnné,
- forma vztahu mezi zkoumanými proměnnými například:

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

Při tvorbě ekonomického modelu je nutné přesně určit hypotézy o chování modelu, což znamená, že je nezbytné za pomoci ekonomických znalostí co nejlépe předpovědět, jak se budou vybrané proměnné či vazby mezi nimi v modelu chovat.

Ekonomický model ve tvaru matematického zápisu nám sdělí, že proměnná  $y$  závisí na proměnné  $x$ . Tvar ekonomického modelu nám však prozatím neříká, o jakou funkci se jedná.

### 3.6 Tvorba ekonometrického modelu

V následujícím kroku je nutné na základě vytvořeného ekonomického modelu formulovat algebraický tvar modelu jednou rovnicí nebo soustavou dvou či více rovnic. V tomto algebraickém výrazu bude určen analytický tvar funkční závislosti a obecný tvar modelu bude charakterizován parametry modelu. Zahrnutím náhodné (reziduální, stochastické) proměnné, označované  $u$ , která představuje náhodnou chybu či odchylku funkčních rovnic, bude sestaven ekonometrický model.

Obecný tvar ekonometrického modelu:

$$y = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t-1} + u_{1t} \quad (3.2)$$

Jedná-li se o model vyjádřený jednou rovnicí, nazývá se modelem jednoduchým. Pokud je v modelu rovnic více, jde o model složený. Hušek a Walter (1976) ve své publikaci uvádí, že „*Ekonomické modely s jednou rovnicí, které vyjadřují vztahy statistické závislosti, tj. vztahy mezi vysvětlovanou proměnnou na jedné straně a jednou nebo více vysvětlujícími proměnnými na straně druhé, mají charakter regresivních modelů.*“

Hušek a Walter (1976) dále uvádí, že „*Nejčastější dělení v regresivních modelech je založeno na rozlišování závisle a nezávisle proměnných.*“ Autoři dále uvádějí, že se vychází z toho, že „*proměnné na pravé straně funkčního vztahu se mění známým nebo kontrolovatelným způsobem, přičemž vyvolávají změnu proměnné na levé straně v souladu s danou formou funkčního vztahu. Vzato do důsledku to znamená, že proměnné na pravé straně jsou příčinou a na levé straně následkem.*“ (Hušek a Walter 1976).

### **3.7 Sběr, zpracování a analýza vstupních dat**

V další kroku je nezbytné zajistit datovou základnu, jejímž zdrojem bude archiv společnosti vlastníků, v němž budou vyhledána dostupná data za vymezené období let 2001 – 2020. Data je nutné shromáždit, roztrždit a ověřit, zda jsou vhodná pro odhad strukturálních a náhodných parametrů modelu.

Data mohou být různého druhu. V práci budou využity **údaje časových řad**, které poskytují informace o numerických hodnotách proměnných v jednotlivých po sobě jdoucích obdobích, které mohou být různé délky. Nejčastěji se jedná o roky, čtvrtletí či měsíce. **Průřezová data** prezentují pozorování proměnných ve stejném období, tj. k určitému okamžiku (Hušek, 2007).

Jak uvádí (Hušek, 2007), „**panelová data** vznikají opakováním výběrového šetření s daným programem u stejného souboru respondentů v různých obdobích“. Panelová data jsou kombinací časových a průřezových dat (Cipra, 2013). Takovými daty jsou údaje o zálohách či nákladech na vodné v jednotlivých bytových jednotkách zjišťované opakovaně několik období po sobě, proto budou panelová data předmětem datové základny pro účely předložené práce.

### 3.8 Odhad parametrů ekonometrického modelu

V další fázi bude proveden odhad parametrů ekonometrického modelu pomocí jedné z vybraných metod, která nejlépe vyhovuje zadaným cílům z hlediska četnosti podkladových dat, vztahu mezi endogenními proměnnými a vlastností rozložení náhodných proměnných apod.

Obecný tvar pro odhad parametrů ekonometrického modelu pomocí běžné metody nejmenších čtverců ( dále jen BMNČ):

$$\boldsymbol{\gamma} = (\mathbf{X}^T \times \mathbf{X})^{-1} \times \mathbf{X}^T \times \mathbf{y} \quad (3.3)$$

Předností BMNČ oproti jiným odhadovaným technikám je dle Huška: „*že poskytuje odhady s optimálními vlastnostmi i pro malé výběry pozorování a výpočetní postup při určení numerických hodnot odhadovaných parametrů je jednoduchý.*“ (Hušek, 2007).

### 3.9 Verifikace ekonometrického modelu

Následný krok v sobě nese ověření neboli verifikaci odhadnutého ekonometrického modelu. Jak píše Hušek, musíme jej „*před jeho aplikací na teoretické i praktické ekonomické problémy nejprve verifikovat, tj. ověřit a vyhodnotit, zda jsou všechny získané odhady parametrů v souladu*“ s výchozími teoretickými předpoklady (Hušek, 2007). Verifikace ekonometrického modelu se provádí ve čtyřech oblastech:

- 1) matematická verifikace,
  - 2) ekonomická verifikace,
  - 3) statistická verifikace a
  - 4) ekonometrická verifikace.
- 1) **Matematická verifikace** slouží k posouzení správnosti výpočtů parametrů, tedy zda není v modelu početní chyba. Samotné ověření se provádí dosazením průměrných hodnot vysvětlujících proměnných modelu do odhadnuté rovnice. Výsledkem je teoretická hodnota vysvětlované proměnné  $\hat{y}$ . Výpočet lze pak považovat za správný, jestliže se tato vypočtená teoretická hodnota vysvětlované proměnné rovná průměrné hodnotě vysvětlované proměnné.

- 2) **Ekonomická verifikace** spočívá v ověření směru a intenzity působení exogenních proměnných na endogenní proměnnou, přičemž směr určuje znaménko parametru a intenzita udává o kolik jednotek dojde ke snížení či zvýšení teoretické hodnoty vysvětlované proměnné. Jde tedy o „ověření správnosti znamének a velikosti numerických hodnot odhadnutých parametrů“ (Hušek, 2007). Faktické ověření se provádí pomocí formulace interpretační věty, obsahující tvrzení o vztahu (závislosti) na základě znamének parametrů exogenní a endogenní proměnné v rovnici. Níže je uveden příklad:

Když se zvýší (+)/ sníží (-) cena produktu,  
pak se počet prodaných kusů sníží (-)/zvýší (+) o (kolik?) jednotek, ceteris paribus.

Interpretační věta je pak podrobena věcně-logickému posouzení, zda je tvrzení v souladu s ekonomickou teorií. Jsou-li znaménka nebo hodnoty odhadnutých parametrů v rozporu s ní, je nutné správnost specifikace model přezkoumat.

- 3) **Statistická verifikace** „je založena na statistických testech, pomocí nichž ověřujeme přesnost nebo významnost výsledků kvantifikace“ (Hušek, 2007).

Statistická verifikace tak zahrnuje dvě části:

- a) nejprve se ověřuje **shoda modelu s daty**, tj. v jaké míře se nimi model shoduje a statistická významnost modelu jako celku,
- b) druhá část zahrnuje samotnou **statistickou verifikaci jednotlivých regresních parametrů modelu**, pomocí níž se posuzuje statistická významnost odhadnutých parametrů.

Pro účely zjištění míry **shody modelu s daty** se využívá koeficient vícenásobné determinace, který je označován jako  $R^2$ , který je dán vztahem:

$$R^2 = \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{ESS}{TSS}, \quad (3.4)$$

kde: *TSS* ...úplný součet čtverců,

*RSS* ...reziduální součet čtverců,

*ESS* ...vysvětlený součet čtverců (Gujarati a kol., 2009).

**Koeficient vícenásobné determinace** „je založen na rozkladu celkového rozptylu vysvětlované proměnné a je mírou podílu vysvětlení rozptylu endogenní proměnné  $y$  odhadnutým lineárním regresním modelem“ (Hušek, 2007). Ukazatel  $R^2$  nabývá hodnot v intervalu  $(0,1)$  a platí, že čím blíže je výsledná hodnota k jedné, tím lépe se model shoduje s daty. Pokud je hodnota koeficientu rovna nule, zkoumaný jev daná funkce nijak nevysvětluje. Nastane-li situace, kdy je ukazatel roven jedné, pak jsou všechna pozorování umístěna na vyrovnané regresní přímce a daná funkce zcela vystihuje zkoumaný jev (Hančlová, 2012). V praxi je ukazatel vyjadřován v procentech a udává tak, z kolika procent jsou změny závisle proměnné závislé na změnách vysvětlujících proměnných (např.  $R^2 = 0,83 = 83\%$ ).

Přidáním další vysvětlující proměnné do modelu je však tento koeficient zkreslován, jelikož způsobuje nárůst hodnoty ukazatele. To vedlo k zavedení **adjustovaného neboli korigovaného koeficientu determinace** označovaného  $\overline{R^2}$ , jenž je dán obecným vztahem:

$$\overline{R^2} = 1 - (1 - R^2) \left( \frac{n-1}{n-p} \right), \quad (3.5)$$

kde:  $p$  ..... počet odhadovaných parametrů v dané rovnici,  
 $n$  ..... délka časové řady (počet pozorování),  
 $n - p$ ... počet stupňů volnosti.

Na rozdíl od ukazatele  $R^2$  zohledňuje tento upravený koeficient determinace  $\overline{R^2}$  chybu, která vzniká přidáním další proměnné do modelu.

V druhé části statistické verifikace se posuzuje statistická významnost jednotlivých odhadnutých parametrů, kterou je možno vypočítat pomocí **t-testu** za předpokladu normality ekonometrického modelu (Cipra, 2013).

Aby bylo možné přistoupit k provedení t-testu, je nutné nejdříve vypočítat postupně hodnotu **matice, rozptylu parametru  $S_{ii}$  a chyby odhadu parametru  $S_{bi}$** :

1) výpočet **matice** je dán vztahem (Cipra, 2013):

$$(X^T X)^{-1} \quad (3.6)$$

kde:  $X$  .....matice hodnot predeterminovaných proměnných



2) poté se provede výpočet **korigovaného reziduálního rozptylu**  $\overline{S_u^2}$  daného vztahem:

$$\overline{S_u^2} = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n-p} \quad (3.7)$$

kde:  $\overline{S_u^2}$  ..... korigovaný reziduální rozptyl,  
 $y_t$  .....vektor hodnot vysvětlované proměnné,  
 $\hat{y}_t$  .....vektor teoretických hodnot vysvětlované proměnné.  
 $n - p$ ... počet stupňů volnosti.

3) Následně je možné vypočítat **rozptyl odhadnutých parametrů**  $S_{ii}$  vynásobením korigovaného reziduálního rozptylu a matice:

$$S_{ii} = \overline{S_u^2} (X^T X)^{-1}, \quad (3.8)$$

kde:  $S_{ii}$  .....rozptyl parametru,  
 $\overline{S_u^2}$  ..... korigovaný reziduální rozptyl.

4) V další fázi je možné vypočíst **standardní chybu odhadnutých parametrů** vztahem:

$$S_{bi} = \sqrt{S_{ii}}, \quad (3.9)$$

kde:  $S_{bi}$  .....standardní chyba odhadnutých parametrů.

5) V poslední fázi výpočtů se provede samotný t-test, který je dán vztahem:

$$t - \text{hodnota} = \frac{|\gamma_i|}{S_{bi}}, \quad (3.10)$$

kde:  $t$  ..... t-hodnota (statistika).  
 $\gamma_i$  ..... hodnota odhadnutého parametru,  
 $S_{bi}$  ..... chyba odhadu parametru.

Vypočtená t-hodnota je následně porovnána s tabulkovou *t-hodnotou* t-testu na zvolené hladině významnosti a odpovídajícímu počtu stupňů volnosti  $\alpha$ . Je-li  $t > \alpha$ , lze zamítnout nulovou hypotézu a parametr lze považovat za statisticky významný. Je-li  $t < \alpha$ , nulovou hypotézu nelze zamítnout a parametr je statisticky nevýznamný (Green, 2012).

**F-test** slouží ke zjištění statistické významnosti modelu jako celku a je dán vztahem:

$$f - \text{hodnota} = \left(\frac{n-p}{p-1}\right) \cdot \left(\frac{R^2}{1-R^2}\right), \quad (3.11)$$

kde: *f-hodnota* ..... Vypočtená *f-hodnota* (statistika),

*n* ..... délka časové řady (počet pozorování),

Pokud je výsledná hodnota ukazatele ***f-hodnota*** větší než ***f-tabulkové***, je model statisticky významný jako celek.

4) **Ekonometrická verifikace** slouží k ověření podmínek, které jsou nutné pro úspěšnou aplikaci konkrétních ekonometrických metod, testů a technik. Mezi ekonometrická kritéria patří zejména:

- **test autokorelace náhodných složek (reziduí),**
- **testování odhadnuté náhodné složky** z hlediska normálního rozdělení s nulovou střední hodnotou,
- **kritéria stupně multikolinearity vysvětlujících proměnných,**
- **přítomnost heteroskedasticity** (Hušek, 2007).

### Autokorelace reziduí

V případě, kdy je náhodná složka závislá na svých zpožděných nebo budoucích hodnotách, tzn. koreluje s nimi, vykazuje model tzv. **autokorelaci reziduí**. U regresních modelů se vstupními daty ve tvaru časových řad je korelovanost v čase poměrně obvyklá a předpona „auto“ znamená, že se korelovanost odehrává v rámci jedné časové řady (Cipra, 2013). Autokorelace je tak chápána jako závislost mezi posloupností hodnot jedné proměnné, uspořádaných v čase, nikoliv jako závislost mezi dvěma nebo několika proměnnými. (Hušek, 2007).

Mezi základní příčiny autokorelace dle (Lejnarová a další, 2009) patří:

- setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin, jejichž pozorování za několik po sobě jdoucích obdobích nejsou nezávislá,

- chybná či nepřesná specifikace modelu, k níž dochází nejčastěji v důsledku nezahrnutí podstatné proměnné či zahrnutí nepodstatné proměnné do modelu nebo je zvolena špatná funkční forma modelu,
- chyby ve výběrovém souboru, které jsou způsobeny měřením či sledováním dat, jež se promítnou do náhodné složky,
- nevhodně nastavené zpoždění u exogenních proměnných,
- nesprávná transformace výběrového souboru formou zprůměrování, interpolování či očišťování údajů.

Jak uvádí (Hušek, 2009), negativním důsledkem autokorelace náhodných složek je, že **odhady parametrů** lineárního regresního modelu běžnou metodou nejmenších čtverců jsou sice nestranné a konzistentní, ale **nemají konzistentní rozptyl**. Odhadnuté rozptyly a standardní chyby jsou vychýlené a není možné se tak spolehnout na vypočtené intervaly spolehlivosti ani obvyklé testovací postupy. V případě pozitivní autokorelace jsou odhady zpravidla podhodnocené, tj. vychýlené směrem k nule.

Dle (Cipra, 2013) je možné zjištění autokorelace reziduí formou grafických testů, pomocí Durbin-Watson testu či Breuche-Godfrey testu. **Durbin-Watsonův test** (též DW statistika, DW test) se nejčastěji používá k testování autokorelace prvního.

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T u_t^2}, \quad (3.12)$$

kde:  $d$  ..... vypočtená  $d$ -hodnota (DW statistika),

$u_t$  ..... rozdíl mezi skutečnou a teoretickou hodnotou - reziduum,

tj. podílem součtu čtverců rozdílů mezi sousedními rezidui a nevysvětleného či reziduálního součtu čtverců.

Kolektiv autorů (Phillip a další, 1991) uvádí v publikaci postup DW testu v následujících krocích:

1) nejprve je provedena formulace hypotéz:

$H_0: \rho = 0$ , kdy náhodná složka neobsahuje autokorelaci,

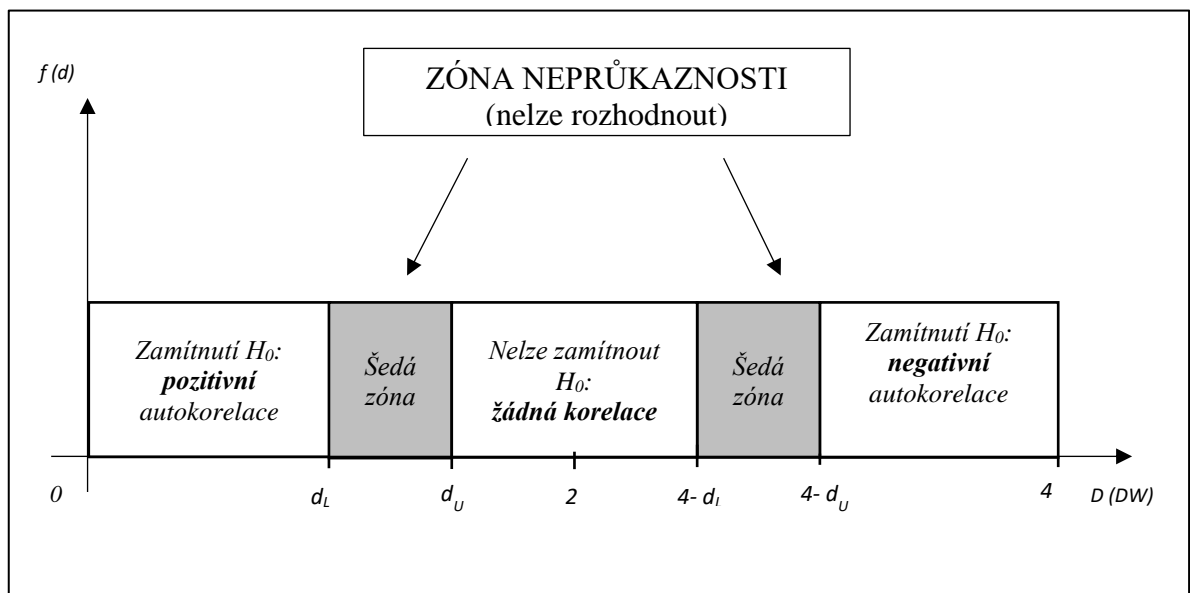
$H_1: \rho \neq 0$ , kdy náhodná složka obsahuje autokorelaci,

kde:  $H_0$  ..... nulová hypotéza,  $H_1$  ..... hypotéza s obsahem autokorelace;

- 2) následuje výpočet DW statistiky dle vztahu 3.12 uvedeného výše;
- 3) v závěru celého postupu se provede rozhodnutí o zamítnutí či přijetí nulové hypotézy při dané hladině významnosti  $\alpha$ . Vypočtená hodnota DW statistiky nabývá hodnot v intervalu  $\langle 0;4 \rangle$ . Na zvolené hladině významnosti má hodnota pro daný počet pozorování a počet exogenních proměnných dvě kritické hodnoty, a sice dolní  $d_L$  a horní  $d_U$ , jež lze vyhledat ve statistických tabulkách (Hančlová, 2012).

Dle (Cipra, 2013) lze na základě získané hodnoty učinit závěry pro testovanou nulovou hypotézu  $H_0: \rho = 0$ , které znázorňuje následující obrázek:

Obrázek 1 – Závěry Durbin-Whatsonova testu pro příslušné hodnoty DW statistiky



Zdroj: vlastní zpracování dle (Cipra, 2013)

### Řešení autokorelace reziduí

Jak uvádí (Hančlová, 2012), autokorelaci je možné odstranit následujícími způsoby:

- změnou funkční formy modelu,
- zahrnutím další relevantní proměnné do modelu,
- změnou dynamizace modelu,
- zahrnutím zpožděné exogenní proměnné do modelu,
- použitím odpovídající techniky pro odhad.

## Homoskedasticita a heteroskedasticita

U kovarianční matice klasického lineárního regresivního modelu požadován konečný a konstantní rozptyl náhodných složek (reziduí modelu), který je označován jako **homoskedasticita** (Hušek, 2009). „*Jestliže reziduální složky nemají konstantní rozptyl (tj. jestliže množství náhodnosti obsažené ve výstupu  $y$ , může být pro každé porovnání různé), pak se označují jako **heteroskedasticita**.*“ (Cipra, 2013). V takovém případě se nelze spolehnout na významnost parametrů, což znamená, že se nejedná o nejlepší odhad a z těchto důvodů je heteroskedasticita nežádoucím jevem (Balgati, 2008). Nejčastěji se vyskytuje heteroskedasticita u odhadů parametrů modelů, které využívají jako vstupní soubory průřezová data, když dochází k velkým změnám hodnot vysvětlujících proměnných (Hušek, 2009).

Mezi základní příčiny a důsledky dle (Hušek, 2009) patří:

- chybná specifikace modelu;
- průřezová data nabývají značně rozdílných hodnot v jednom náhodném výběru pozorování,
- v případě výskytu chyb měření dochází s rostoucí hodnotou endogenní proměnné, čímž se zvětšuje její rozptyl a též rozptyl reziduí.

Pokud jsou známy příčiny heteroskedasticity, lze k rozpoznání využít grafické znázornění heteroskedasticity (Cipra, 2013). Jelikož tyto situace nejsou časté, slouží k detekování přítomnosti heteroskedasticity například **Breuch-Paganův test** nebo **Whiteův test**. Pro oba testy platí jejich nulová hypotéza založená na předpokladu homoskedasticity a tvrzení o heteroskedasticitě je druhou možnou hypotézou (Hušek, 2009). Oba testy lze vyhodnotit pomocí ***p-hodnoty*** a aby bylo možné přijmout tvrzení o homoskedasticitě a potvrdit nulovou hypotézu, je žádoucí, aby ***p-hodnota*** byla co nejvyšší (Tong a kol., 2011).

Jako příklad lze pro oba testy použít model daný vztahem:

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + u_t \quad (3.13)$$

Podle (Waldman, 1983) **Breusch-Paganův** bude pak dán vztahem:

$$u_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{3t} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Dle (Hušek, 2009), obsahuje-li model tři vysvětlující proměnné je **Whiteův test** dán vztahem:

$$u_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{3t} + \alpha_4 x_{2t}^2 + \alpha_5 x_{3t}^2 + \alpha_6 x_{2t} x_{3t} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

Pokud jsou hodnoty parametrů  $\alpha$  nulové, je u obou testů přijata nulová hypotéza, která značí konstantní rozptyl náhodné složky neboli homoskedasticitu reziduí. V případě, že hodnoty jsou různé od nuly, přijímá hypotéza potvrzující přítomnost nežádoucí heteroskedasticity (Hušek, 2007). Jelikož jsou výpočty obou testů numericky náročné, bude pro získání výsledků testů využít SW Gretl, pomocí něhož může být nulová hypotéza potvrzena či vyvrácena porovnáním výsledné *p-hodnoty* se zvolenou hladinou významnosti.

### **Řešení heteroskedasticity**

Dle (Hušek, 2009) je při porušení homoskedasticity nutné přezkoumat původní specifikaci ekonometrického modelu. Pokud není heteroskedasticita způsobena například vynecháním významné exogenní proměnné, provede se transformace modelu, díky níž budou mít transformované náhodné složky konečný a konstantní rozptyl. Autor dále uvádí, že možno ze způsobů, jak zmírnit heteroskedasticitu transformací modelu je logaritmická transformace.

Jak uvádí jiný autor (Green, 2012), kromě využití transformace logaritmické lze zmírnit či odstranit přítomnost heteroskedasticity i váženou metodou nejmenších čtverců či zobecněnou metodou nejmenších čtverců (GLS) používanou SW Gretl.

### **Robustní chyby**

V příručce k SW Gretl se uvádí, že je k dispozici uživatelky příjemné řešení pro vypořádání se s heteroskedasticitou v tzv. **robustních odhadech směrodatné odchylky**. V daném případě jsou odhady směrodatných odchylek parametrů získány z variační matice vektoru parametru. V programu lze tak při specifikaci modelu nastavit použití robustních směrodatných chyb (Robust standard errors). S využitím robustních odhadů lze získat vyšší směrodatné odchylky parametrů a tím i vyšší intervaly spolehlivosti.

### **Multikolinearita**

Dle (Hušek, 2009) je jedním z dalších požadavků na pro reálný odhad parametrů lineárního regresního modelu je lineární nezávislost všech sloupců matice porovnání  $X$ . Což znamená, *že exogenní proměnné nejsou perfektně lineárně zkorelovány, takže žádnou z nich nelze*

vyjádřit jako lineární kombinaci jiné nebo jiných vysvětlujících proměnných a matice  $X$ .“ Autor dále uvádí, že porušení této podmínky vede ke vzniku **kolinearity** nebo **multikolinarita**. Termín multikolinarita tedy označuje existenci více než jednoho vztahu lineární závislosti mezi porovnáními exogenních proměnných. Pojem kolinearita pak znamená existenci pouze jednoho lineárního vztahu mezi sloupci matice  $X$ .

Jak uvádí (Hušek, 2009), častou metodou pro detekování multikolinarita je „posuzování výběrových hodnot párových korelačních koeficientů vysvětlujících proměnných.“ Pokud je hodnota párového koeficientu vyšší než 0,8, jedná se o nepřijatelnou vysokou závislost.

**Dle (Cipra, 2013) patří mezi doporučené postupy řešení multikolinarita:**

- ignorování multikolinarita,
- vynechání exogenních proměnných způsobujících multikolinaritu,
- transformace vybraných exogenních proměnných,
- rozšíření datového souboru,
- použití apriorní informace,
- použití metody hlavních komponent.

### **Normalita reziduální složky**

Normálním modelem se rozumí takový model, kde jsou reziduální složky normálně rozdělené pro všechna  $t$ . K ověření normality reziduí se v praxi využívají statistické testy normality, mezi které patří i **Jarque-Bera test** (Cipra, 2013). K testování normality bude v této práci využit SW Gretl, jehož součástí je tento neparametrický test. „**Nulová hypotéza předpokládá, že výběrové rozdělení náhodné složky pochází z normálního rozdělení, alternativní hypotézou je tedy nutně opak, tedy že výběrové rozdělení náhodné složky z normálního rozdělení nepochází.**“ (Cipra, 2013).

**V případě detekce nenormality reziduí je nutné provést následující kroky (Cipra, 2013):**

- pojmout nenormalitu jako odůvodněnou a reagovat použitím specifického modelu,
- vhodná transformace proměnných nebo celého modelu,
- použít robustní metody, které jsou necitlivé na typ pravděpodobnostního rozdělení,
- modelovat odlehlá pozorování, která bývají důvodem nenormálního rozdělení, pomocí kvalitativních dummy proměnných.

### Informační kritéria

Dle (Cipra, 2013) lze v případě, že korigovaný koeficient determinace penalizuje narůstající počet regresorů, při výběru z více modelů využít tzv. informační kritéria, která tento problém řeší. Hodnoty kritérií zpravidla závisejí na počtu regresorů  $k$ , na počtu pozorování  $t$ , a na ML-odhadu rozptylu reziduální složky  $s_k^2$ . Jelikož dva z nejpoužívanějších kritérií jsou součástí SW Gretl, který bude využíván v předložené práci, nebudou zde blíže výpočty specifikovány, jedná se o (Cipra, 2013):

#### 1) Akaikovo kritérium - AIC

- platí, že čím nižší je hodnota AIC kritéria, tím nižší je residuální složka modelu, takový model vykazuje lepší shodu s empirickými hodnotami závisle proměnné,
- používá se také pro rozhodnutí o délce zpoždění v autoregresních model AR(p) (manuál SW Gretl)

#### 2) Schwarzovo kritérium - SIC

- platí obdobně, že čím nižší je hodnota kritéria SIC, tím lépe se model shoduje s empirickými hodnotami závisle proměnné (manuál SW Gretl).

### 3.10 Aplikace ekonometrického modelu

Výsledný model bude použit pro porovnání rozdílů mezi zálohami a skutečnými náklady, jinými slovy přeplatku záloh. Pokud budou přeplatky v důsledku použití modelu relativně menší než přeplatky, které byly zaznamenány ve sledovaném období, bude poté možné model považovat za přínosný. Pro relativní porovnání přeplatku bude použit ukazatel **střední absolutní procentní chyba odhadu** (M.A.P.E. - Mean Absolute Percentage Error). Pokud nepřinese výsledný model požadovaný efekt ve formě snížení absolutního přeplatku na vodném a stočném, bude model považován za nepřínosný.

Obecný vzorec:

$$M.A.P.E. = \sum \left( \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{y_t} \right) \cdot \frac{100}{n} \quad (3.12)$$



### 3.11 Prognóza

Pojem prognóza neboli předpověď lze při ekonometrickém modelování chápat jako odhad obvykle budoucích hodnot na základě znalosti hodnot minulých či současných. (Cipra, 2013). Členit prognózy lze z mnoha hledisek. Z hlediska metodiky a z praktických důvodů rozlišujeme predikce na ex post a ex ante (Hušek, 2007).

Prognózy **ex post** endogenní proměnné lze získat, pokud lze s jistotou stanovit hodnoty endogenních i exogenních predeterminovaných proměnných. Jsou tedy známé, protože byly přímo pozorovány nebo je jejich hodnota zřejmá (Cipra, 2013). „*Porovnáním předpovědi ex post se skutečnou hodnotou predikované endogenní proměnné určíme chybu předpovědi, pomocí které lze ověřit vhodnost ekonometrického modelu k prognózování*“ (Hušek, 2007).

Prognózy **ex ante** se provádí v případě, že hodnoty endogenní proměnné ani hodnoty některých exogenních proměnných v období neznáme a je nutné je nejprve nalézt, a to pomocí předpovědi v dalších modelech, v nichž tyto proměnné vystupují jako vysvětlované (Cipra, 2013).

V případě, že bude v praktické části nalezen model, který nebude zamítnut, bude zjišťováno, o kolik procent dojde ke zlepšení při využití odhadnutého ekonometrického modelu oproti dosavadní variantě stanovování záloh na vodné, která by se měla co nejvíce přibližovat reálné spotřebě vodného tak, aby byl výsledný absolutní přeplatek záloh minimální.

## 4 Teoretická východiska

Předmětem čtvrté kapitoly je vymezení nejdůležitějších pojmů, procesů a oblastí souvisejících s problematikou nákladů na vodné a stočné. Do této kategorie patří zejména charakteristika faktorů ovlivňujících náklady na vodné a stočné, způsoby měření a způsoby tvorby ceny vodného a stočného.

### 4.1 Voda

Dle (Jurečka, 2018) je z pohledu ekonomické teorie voda zvláštním typem statku a lze ji charakterizovat dle různých kritérií. Z hlediska vzácnosti lze vodu chápat jako **statek volný**, jelikož k dispozici například v řekách či jezerech. Pokud je však voda načerpána, upravena tak, aby byla pitná a rozváděna přímo ke spotřebitelům, jedná se o **statek vzácný**. Jeho množství je omezené a spotřebitel je tak ochoten za statek zaplatit (Jurečka, 2018).

Z pohledu vlivu změny výše důchodu spotřebitele na výši spotřeby se jedná o **statek nezbytný**, jehož spotřeba roste (případně klesá) pomaleji než důchod spotřebitele (Jurečka, 2018). To znamená, že pokud bude činit důchod spotřebitele dvojnásobek, nezvýší se dvojnásobně spotřeba vody, protože spotřeba vody roste pomaleji nežli důchod spotřebitele (Jurečka, 2018). V marketingových disciplínách se výstup provozní činnosti, který má užitek pro zákazníka nazývá produktem. (Veber a kol., 2014).

#### PRAHA

Jak uvádí PVK na svých webových stránkách, *„Praha je zásobována pitnou vodou z cca 63 % z úpravny vody Želivka, z cca 25 % z úpravny vody Káraný a z cca 12 % z úpravny vody Podolí.“* Z úpravny v Káraném má pitná voda charakter podzemní vody. Oproti vodě z úpravny vody Želivky a Podolí vykazuje vyšší tvrdost. Distribuována je zejména do severní části Prahy. Zajímavostí je, že *„v úpravně vody Želivka se provádí v závěru úpravy vody ozonizace – dávkování ozonu do pitné vody a filtrace přes granulované aktivní uhlí (sorpční stupeň). Tyto stupně úpravy vody nejen zlepšují chuťové a sensorické vlastnosti pitné vody, ale díky sorpčnímu stupni jsou z vody odstraňovány i mikropolutanty.“* Úpravna vody Podolí byla uvedena do provozu v červnu 2021 a do technologie úpravy vody byl taktéž doplněn sorpční stupeň a hygienické zabezpečení vody pomocí UV záření.

## 4.2 Náklady na vodné a stočné

Pro lepší pochopení řešené problematiky, je nejprve nutné vysvětlit základní pojmy související s náklady na vodné a stočné.

### Základní pojmy

#### **Vodné**

Dle (Jásek a kol., 2017) došlo v roce 1888 k zásadním změnám pravidel ve zpoplatnění a dodávání vody z vodovodů. Současně s vodoměry byly v období 1887-1888 místo kalibrovaných odměřovacích kohoutů montovány tzv. kohouty mnichovského systému, které sestávaly ze tří kohoutů, z nichž prostřední sloužil k měření a oba postranní pak plnily funkci uzavírací. Kohout byl plombován. Od uvedeného roku se vodné účtovalo jednou nebo dvakrát ročně na základě odečítače vodoměru.

#### **Stočné**

Dále autoři (Jásek a kol., 2017) uvádí, že stejně jako pro vodné, byl rok 1888 i pro vybírání stočného mezníkem. Na základě vzniku tehdy platného zákona č. 66 z 19. 11. 1888 byl povolen hlavnímu městu výběr stočného. **Stočným** se v té době rozumělo spojení stok nebo domovních potrubí se stokami. Kritériem pro výpočet byl výměra zastavěné plochy v m<sup>2</sup> obytných staveb, dílen a stájí. U nových staveb se stanovovalo dokonce již v průběhu stavebního řízení.

Na své webové prezentaci Vodárna Plzeň vysvětluje pojem **vodné** takto: „*vodné je úplata za vodu dodávanou z veřejného vodovodu, tj. za výrobu a distribuci pitné vody*“. A pojem stočné „*je úplata za vodu odváděnou veřejnou kanalizací, tj. za odvedení (odkanalizování) odpadní vody a její čištění*.“

Vodárenská akciová společnost o. s. definuje na své webu o základních pojmech takto:

**Kanalizační síť** – stokové síť se dělí podle vody, kterou odvádějí na jednotné (odvádí jak splaškové, tak dešťové vody) a oddílné (zvlášť je odváděna dešťová a zvlášť splašková voda). Dle způsobu odvádění odpadních vod Vodárenská akciová společnost, o. s. dělí kanalizační systémy na:

- **Gravitační** (voda odtéká kanalizací sama díky spádu,
- **tlakové** (odpadní voda je čerpána z jímky u nemovitosti do tlakové sít),
- **nejrůznější objekty** (šachty, vodovodní přípojky, vpusti v ulicích, čerpací stanice nebo odlehčovací komory);

**Vodovod** definuje jako „*provozně samostatný soubor staveb a zařízení zahrnující vodovodní řady a vodárenské objekty...zejména stavby pro jímání a odběr povrchové nebo podzemní vody, její úpravu a shromažďování.*

### **Kalkulace**

V obecném slova smyslu se kalkulací „*rozumí přiřazení (propočet) nákladů, marže, zisku, ceny nebo jiné hodnotové veličiny na naturálně vyjádřenou jednotku výkonu (výrobek, práci nebo službu na činnost nebo operaci, kterou je třeba v souvislosti s procesem tvorby výkonu provést)*“ (Fibírová a kol., 2007).

Velmi podobně definuje kalkulaci i další autorský kolektiv, který tvrdí, že kalkulace je „*zjištění nebo stanovení nákladů, marže, zisku, ceny nebo jiné hodnotové veličiny na výrobek, práci nebo službu, na činnost nebo operaci, kterou je třeba v souvislosti s jejich uskutečněním provést, na podnikovou investiční akci nebo jinak naturálně vyjádřenou jednotkou výkonu.*“ (Kráal a kol., 2010)

### **4.3 Spotřeba vody**

Náklady na vodné a stočné jsou dány spotřebou vody v m<sup>3</sup>. Dodavatel Pražské vodovody a kanalizace, a.s. (dále jen PVK), který zajišťuje distribuci a čištění vody pro Hlavní město Prahu, na své webové stránce zveřejnil informaci, že průměrná roční spotřeba pitné vody na obyvatele Prahy v kategorii domácnosti činí v roce 2021 41,2 m<sup>3</sup> a průměrná denní spotřeba vody na osobu v témže období byla 113 litrů. V porovnání s ostatními regiony ČR je spotřeba vody na osobu a den v hlavním městě vyšší. Je zde též k dispozici „*příklad průměrné denní hodnoty spotřeby pitné vody na osobu při různých činnostech v pražských domácnostech*“ shrnutý do tabulky. PVK však upozorňují, že se jedná pouze o odhad a že se v domácnostech může spotřeba od uvedených spotřeb lišit. Pro kalkulaci ceny spotřebované vody jsou použity ceny vodného a stočného platné v PVK od 1.1. 2022, tj. celkem 108,13 Kč na 1 m<sup>3</sup> (Informace PVK o spotřebě vody).

Tabulka 1 – Příklad průměrné denní spotřeby pitné vody na os. při různých činnostech

Činnost	Průměrné denní hodnoty (v litrech)	Průměrné denní hodnoty (v Kč)
WC	26	2,81
Osobní hygiena, sprchování	41	4,43
Praní, úklid	18	1,95
Příprava jídla, mytí nádobí	10	1,08
Mytí rukou	6	0,65
zalévání	5	0,54
pití	2	0,22
ostatní	5	0,54
<b>CELKEM</b>	<b>113</b>	<b>12,22</b>

Zdroj: PVK (2022)

## 4.4 Cena vodného a stočného

### Kalkulace ceny vodného

Dodavatel je povinen se při stanovování výše ceny vodného a stočného řídit Cenovým věstníkem Ministerstva financí ČR, jelikož cena vody je věcně usměrňována a určována danými pravidly. Kalkulace ceny vodného a stočného se tak smí skládat pouze z oprávněných nákladů, přiměřeného zisku a DPH.

### Faktory ovlivňující stanovení ceny vodného a stočného

Na stanovení výše ceny vodného a stočného mají vliv externí a interní faktory (Jakubíková, 2013). Mezi externí (vnější) faktory dle (Jakubíková, 2009) patří:

- charakter trhu,
- charakter poptávky,
- konkurence,
- zákazníci.

Dle (Wernerová, 2021) lze v souvislosti s čím dále častějšími klimatickými změnami přepokládat, že pitná voda bude jednou z klíčových komodit a bude stále vzácnější. V posledních letech se vyskytují stále čtenější problémy se suchem, a to po celém světě. Jedním z příkladů je Kapské město v Jihoafrické republice, které v roce 2018 nemělo žádné zásoby vody. Pouze za pomoci přísných opatření, které se týkaly omezení spotřeby vody se podařilo městu zásoby doplnit.

## Cena pitné vody v krajích České republiky

Cena pitné vody je tvořena 2 složkami: vodným a stočným. Pojmy vymezuje zákon č. 274/2001 Sb. o vodovodech a kanalizacích. Dle §8 zákona č. 274/2001 Sb. „Poplatek za vlastní vodu a její úpravy určuje vodné, stočné naopak představuje poplatek za odtok vody do kanalizace a poplatek za použití vodovodní sítě (zahrnující správu, čištění či údržbu kanalizační sítě).“

V tabulce níže jsou uvedeny aktuální ceny vodného a stočného bez DPH k 1.3.2022 v krajských městech České republiky:

Tabulka 2 – Ceny vodného a stočného v Kč/m<sup>3</sup> v krajských městech ČR

Město či oblast	Dodavatel	vodné	stočné	Kč/m <sup>3</sup>
Praha	Pražské vodovody a kanalizace a.s.	55,88	52,25	108,13
Kladensko, Mělnicko	Středočeské vodárny a.s.	66,32	49,07	115,39
České Budějovice	ČEVAK a.s.	44,29	33,72	78,01
Plzeň	Vodárna Plzeň a.s.	63,27	39,19	102,46
Karlovy Vary	Vodárny a kanalizace Karlovy Vary, a.s.	44,81	34,65	79,46
Ústí nad Labem	Severočeské vodovody a kanalizace a.s.	59,33	53,12	112,45
Liberec	Severočeské vodovody a kanalizace a.s.	59,33	53,12	112,45
Hradec Králové	Královéhradecká provozní a.s.	45,65	48,02	93,67
Pardubice	Vodovody a kanalizace Pardubice a.s.	52,10	52,90	105,00
Jihlava	Vodárenská akciová společnost, o.s.	63,04	48,05	111,09
Brno	Brněnské vodovody a kanalizace, a.s.	44,39	42,72	87,11
Zlínsko	Moravská vodárenská, a.s.	47,92	46,52	94,44
Olomoucko	Moravská vodárenská, a.s.	42,59	52,17	94,76
Ostrava	Ostravské vodovody a kanalizace a.s.	43,34	45,12	88,46
<b>Průměr</b>		<b>52,30</b>	<b>46,47</b>	<b>98,78</b>

Zdroj: vlastní zpracování (2022)

Pro lepší názornost následuje grafické znázornění cen vodného a stočného bez DPH k 1.3.2022 v jednotlivých krajských městech ČR:

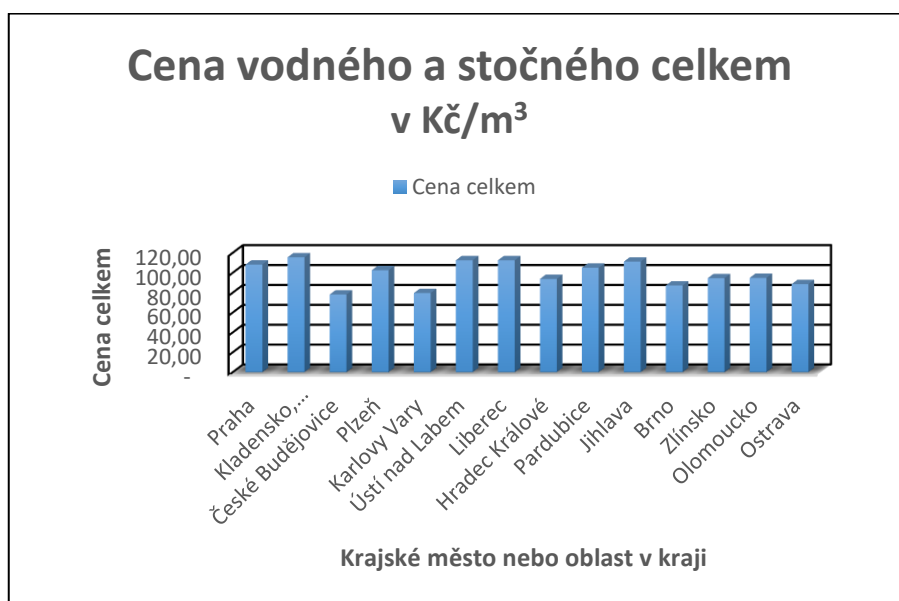
Obrázek 2 – Graf cen vodného a stočného v Kč/m<sup>3</sup> v krajských městech ČR



Zdroj: vlastní zpracování z ceníků distributorů vod v krajích ČR (2022)

A tabulka níže zobrazuje celkovou cenu vody bez DPH k 1.3.2022 v jednotlivých krajských městech ČR.

Obrázek 3 – Graf celkové ceny vodného a stočného v Kč/m<sup>3</sup> v krajských městech ČR



Zdroj: vlastní zpracování z ceníků distributorů vod v krajích ČR (2022)

Cena vodného a stočného uvedená u Vodáren a kanalizací Karlovy Vary, a.s. (dále jen Vodakva) je sazbou vodného a stočného platná pro obce, které jsou členy Vodohospodářského sdružení obcí západních Čech (VSOZČ). Sazby jsou tak stanovovány na základě usnesení valné hromady sdružení. Navíc je zde účtována pevná složka, tj. roční platba podle hodnoty trvalého průtoku vodoměru, která se pohybuje u vodného v rozmezí 1150,60 Kč až 545 834,30 Kč vč. DPH a u stočného 1080,20 Kč až 611 573,60 Kč. Celkem pak při obou položkách může činit pevná složka ročně od 2 230,80 Kč do 1 157 407,90 Kč vč. DPH. Je-li v případě tlakové přípojky kanalizace technologie pro domovní čerpací stanice odpadních vod v majetku Vodakvy a elektrická energie na tuto technologii je odebírána z domovní přípojky odběratele, snižuje se cena pevné složky stočného pro rok 2022 o 0,75 Kč bez DPH na 1 m<sup>3</sup> fakturovaného stočného.

### **Činitele ovlivňující výši ceny**

Jak uvádí Vodárna Plzeň velký podíl na ceně vody má nájemné, které dodavatel platí vlastníkům vodohospodářské infrastruktury. Další významnou položkou je spotřeba chemikálií potřebných zejména k úpravě surové povrchové vody a nemalou částku také tvoří „*spotřeba energií nutná k výrobě a distribuci pitné vody, k čištění vod odpadních, likvidace kalů (potřebné chemikálie na stabilizaci kalů a výdaje na skládkování)*“. Na snížení nákladů na opravy příznivě působí obnova vodohospodářského majetku a realizace smluvních investic.“

Jak uvádí na svém webu Vodakva, podnikatelům a u nemovitostí, jež slouží ke komerčním účelům je součástí ceny stočného ještě **srážková voda**. Poplatek je dán velikostí plochy střechy a ostatních ploch, které jsou odkanalizované do veřejné kanalizační sítě.

### **Dvousložkové vodné a stočné**

Vodakva dále na svém webu uvádí, že od roku 2002 vešel v platnost Zákon o vodovodech a kanalizacích pro veřejnou potřebu č. 274/2001 Sb., z něhož vyplývá účtování vodného a stočného ve dvousložkové formě. V daném případě je to na základě rozhodnutí Vodohospodářského sdružení obcí západních Čech, které je vlastníkem vodohospodářské infrastruktury provozované Vodakvou. Vodné a stočné má tak dvě části – **pohyblivou složku a pevnou složku**.



Dodavatel Vodakva informuje na webu, že **výše pohyblivé složky** „se vypočítá na základě skutečně odebraného či odkanalizovaného množství vody, ceny jsou stanovené za jeden krychlový odebrané (odkanalizované) vody a jsou pro všechny odběratele stejné, ať už se jedná o domácnosti nebo tzv. ostatní odběratele.“ Objem dodané vody do objektu z veřejné sítě se měří vodoměrem osazeným na vodovodní přípojce. Objem odvedených odpadních vod je stanovován s ohledem na množství pitné vody, která se do objektu dodá z veřejné sítě, případně z vlastních zdrojů odběratele. V objektu, v němž není osazený vodoměr se objem dodané vody i odvedených odpadních vod „pomocí směrných čísel potřeby vody na základě prováděcí vyhlášky k zákonu o vodovodech a kanalizacích pro veřejnou potřebu (zákon č. 274/2001 Sb., prováděcí vyhláška č. 428/2001 Sb)“

Jak dále Vodakva uvádí, **výše pevné složky** je roční platbou stanovenou „podle velikosti (jmenovitého průtoku) fakturačního vodoměru v připojené nemovitosti.“ Tato pevná složka slouží k pokrytí: „nákladů na měření, pravidelné odečty vodoměrů, fakturací, výměnami či opravami vodoměrů a údržbou a opravami částí vodovodních a kanalizačních přípojek umístěných v pozemcích tvořících veřejné prostranství.“ Dodavatel uvádí, že celkový podíl pevné složky na jeho příjmech z vybraného vodného a stočného smí činit „dle cenového věstníku ministerstva financí ve výši až 15 % , na území provozovaném Vodakvou se pohybuje zhruba kolem 12 %.“

Vodné a stočné je dodavatelem účtováno pro jednotlivé divize odlišně. Pitná voda je dodávána Blansku, Ivančicích, Šlapanicku, Tiškovsku, Židlochovicku, Jihlavě, Třebíči, Znojmu, Žďáru nad Sázavou a VAS, as. Průměrná cena pro rok 2022 činí včetně DPH u sazby za vodné 59,10 Kč/m<sup>3</sup> a pro stočné 52,75 Kč.

Na stránkách Moravské vodárenské se lze dočíst, že kdysi byla voda téměř zadarmo, a proto se s ní plýtvalo. „Od roku 1994, kdy přestal stát dotovat cenu vody, byla výše vodného a stočného upravena tak, aby pokrývala skutečné provozní náklady.“ Dodavatel uvádí, že vodné a stočné činí cca 1,1% z celkového spotřebního koše obyvatelstva a podotýká, že je to nejnižší část výdajů na bydlení a energie. Zajímavostí je uvedený fakt, že v současné době jedna osoba potřebuje k normálnímu cca 100 l vody/den , což znamená 8 - 9 Kč. V případě, že není napojen na kanalizaci, je částka o polovinu nižší.

## 4.5 Legislativa a počet osob

Jak uvádí magazín Výbor na svém webu vyúčtování skutečných nákladů na služby se řídí těmito právními předpisy:

- *„Zákon 67/2013 Sb. kterým se upravují některé otázky související s poskytováním plnění spojených s užíváním bytů a nebytových prostorů v domě s byty.*
- *Vyhláška 269/2015 Sb. o rozúčtování nákladů na vytápění a společnou přípravu teplé vody pro dům.*
- *Narizení vlády 366/2013 Sb. o úpravě některých záležitostí souvisejících s bytovým spoluvlastnictvím.“*

Jak web dále uvádí, je možné se od legislativních předpisů odchýlit. Nejen pro vyúčtování jsou proto nejvýznamnějším základním dokumentem každého SVJ stanovy. V nich bývá uveden podrobný klíč, pro rozúčtování. Uvedením ve stanovách jsou pak pravidla pevně dána. Je stanoveno, jak se která jednotka a jakým způsobem podílí na dané službě. Znamená to způsob, kterým se skutečné náklady vyúčtovávají. V takovém případě může být vodné rozúčtováno například podle počtu osob v jednotce, pokud například chybí měření. Nebo jiným způsobem může být rozúčtování na základě odečtů vodoměrů v jednotlivých jednotkách, jsou-li instalovány.

Dle (Autor práce dle SVJ) tak může být **počet osob** rozhodným kritériem pro stanovování záloh na vodné a následně i pro následné rozúčtování vodného a stočného v domě. Většinou se počet osob během ročního období nemění často. Příčinou změny počtu osob může být například stěhování spojené s prodejem nebo pronájmem jednotky. Mezi další běžné životní situace způsobující nárůst nebo úbytek osob v jednotce patří úmrtí, narození, sňatek, rozvod apod.

## 5 Vlastní práce

### 5.1 Specifikace modelu

#### 5.1.1 Informace o objektu

Nástrojem pro modelování nákladů na vodné bude v předložené práci ekonomický model, pomocí kterého bude možné snížit přeplatek ročního vyúčtování záloh na vodné a stočné pro vybrané společenství vlastníků jednotek. Jedná se o objekt v historickém centru Prahy, který disponuje jedenácti bytovými jednotkami a k dispozici jsou data za období let 2000 až 2020.

Dům nemá k dispozici žádné centrální technické zařízení pro výrobu teplé užitkové vody (dále jen TUV) a nejsou zde instalovány ani rozvody pro ústřední vytápění. V každé z jednotek je proto výroba TUV a vody pro etážové vytápění řešena individuálně. Zálohy a skutečné náklady jsou tak vlastníkům předepisovány a vyúčtovávány pouze za vodu studenou, jejíž celková skutečná spotřeba za celý dům je měřena na patovém hlavním vodoměru umístěném v suterénu objektu. Jelikož v domě nejsou nainstalovány podružné vodoměry v jednotlivých jednotkách, je spotřeba vody předepisována a vyúčtovávána vlastníkům na základě kritéria počtu uživatelů/osob nahlášených v jednotce.

Z výše uvedeného odstavce tak vyplývá, že při shodném počtu nahlášených osob ve dvou jednotkách, mají tyto dvě domácnosti stanoveny zálohy i následnou spotřebu vody a náklady na ni ve shodné výši, a to za předpokladu, že jsou byty využívány celoročně beze změny počtu osob během daného období.

#### 5.1.2 Volba proměnných do modelu

Při konstrukci modelu je předloženo tvrzení, že jsou skutečné náklady na vodné a stočné v Kč/rok ovlivněny těmito exogenními proměnnými:

- a) **počtem osob v daném roce**, jelikož s každou osobou, jakožto uživatelem a spotřebitelem vody poroste i její spotřeba, tzn. náklady na ni;
- b) **cenou vodného a stočného** v Praze v Kč/m<sup>3</sup>/rok, jelikož s rostoucí cenou porostou i náklady na vodné.

## Tabulka s deklarací proměnných

V následující tabulce jsou shrnuty uvažované proměnné:

Tabulka 3 - Deklarace uvažovaných proměnných v jednoduchém modelu

Pro-měnná	Plný název proměnné	Zkratka v SW Gretl	MJ	Typ proměnné
y	skutečné roční náklady na vodné a stočné v jednotce	skut_nakl	Kč/rok	endogenní
x <sub>1</sub>	jednotkový vektor	const	-	-
x <sub>2</sub>	počet osob pro vodné a stočné v jednotce	osob	os/ rok	exogenní
x <sub>3</sub>	cena vodného a stočného stanovená dodavatelem	cena	Kč/ m <sup>3</sup>	exogenní
u <sub>t</sub>	náhodná složka	uhat	Kč/rok	stochastická

Zdroj: vlastní zpracování (2022)

### 5.1.3 Stanovené předpoklady o směru parametru

U koncipovaného modelu je předpokládán vliv zvolených vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou. Jednotlivé očekávané závislosti ukazuje následující tabulka:

Tabulka 4 - Teoretické předpoklady závislosti mezi proměnnými

Proměnné	Závislost	Komentář
skutečné náklady na vodné v jednotce, počet osob	přímá	Při růstu počtu osob se skutečné náklady na vodné zvýší, protože se zvýší spotřeba vody
skutečné náklady na vodné v jednotce, cena vodného a stočného	přímá	Při růstu ceny vodného se skutečné náklady zvýší

Zdroj: vlastní zpracování (2022)

### Obecná formulace ekonomického modelu:

$$y = fce(x_1, x_2, x_3) \quad (5.1)$$

### Obecný zápis lineárního ekonometrického modelu:

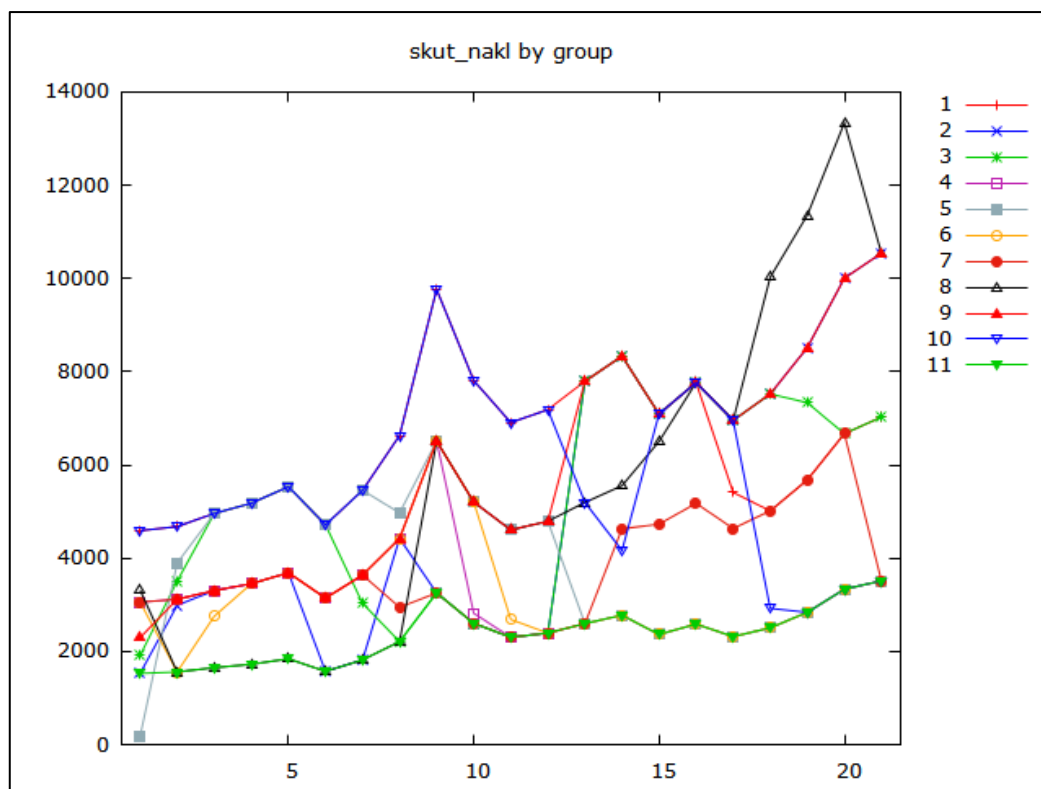
$$y_{it} = \gamma_1 x_{1it} + \gamma_2 x_{2it} + \gamma_3 x_{3it} + u_{it} \quad (5.2)$$

## 5.2 Elementární analýza vstupních dat

V této podkapitole bude provedena elementární analýza vstupních dat, jako nástroj k odhalení případných výkyvů těchto dat. Ke zobrazení bude pro jednotlivé proměnné použit panelový graf.

### 5.2.1 Skutečné náklady na vodné v Kč/rok

Obrázek 4 – Panelový graf skutečných nákladů na vodné v Kč/rok



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Z panelového grafu výše jsou patrné výraznější výkyvy hodnot ve dvou obdobích. Během období roku 2009 byly zvýšené náklady na vodné, a to vlivem realizace rozsáhlé stavební rekonstrukce objektu, při níž byla spotřebována voda pro stavební účely. Současně vzrostly oproti jiným obdobím náklady na vodné v roce 2020. V daném roce vedla probíhající pandemie onemocnění COVID-19 a s ní související vládní opatření řadu zaměstnanců k práci z domova a studentů k distanční formě studia, což způsobilo zvýšenou spotřebu vody v domácnostech především během dne. Z výše uvedených důvodů budou do modelu navrženy další dvě dummy proměnné zohledňující uvedené výkyvy.

## Trendová funkce

Obrázek 5 – Model se zahrnutím parametru trendové funkce

Model 11: Hromadné OLS, za použití 231 pozorování  
Zahrnuto 11 průřezových jednotek  
Délka časové řady = 21  
Závisle proměnná: skut\_nakl

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	2917,12	293,303	9,946	1,33e-019	***
time	147,189	23,3586	6,301	1,50e-09	***

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Na základě parametru sklonu trendové funkce je vidět, že za sledované období byl průměrný meziroční přírůstek skutečných nákladů 147,19 Kč/rok.

## Popisné statistiky ke skutečným nákladům

Obrázek 6 – Popisné statistiky proměnné skutečné náklady

Popisné statistiky, za použití pozorování 1:01 - 11:21  
pro proměnnou 'skut\_nakl' (231 platných pozorování)

Střední hodnota	4536,2
Medián	3688,6
Minimum	182,20
Maximum	13338,6
Směrodatná odchylka	2323,6
variační koeficient	0,51224

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

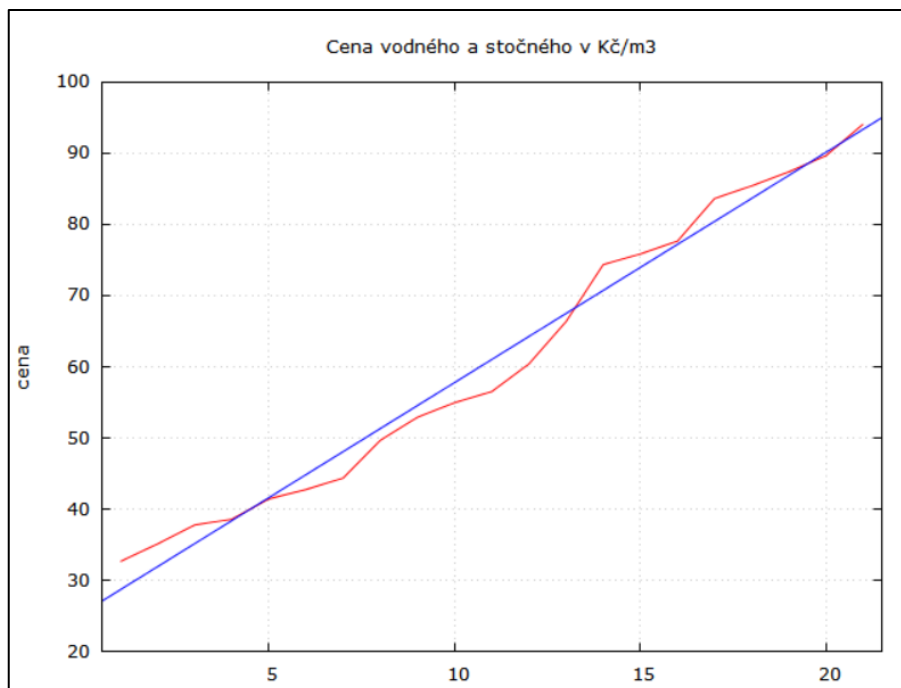
Roční skutečné náklady na bytovou jednotku činily ve sledovaném období v průměru 4 536,20 Kč, v mediánu pak 3 688,60 Kč. Nejnižší zaznamenaná hodnota byla v roce 2000, tj. v prvním sledovaném období, a to ve výši 182,20 Kč a jednalo se o bytovou jednotku č. 5, která nebyla po dobu osmi měsíců využívána k bydlení. Nejvyšší zaznamenanou hodnotu ve výši 13 338 Kč vykazuje v roce 2020 v bytové jednotce č. 8. Směrodatná odchylka činí 2 323,60 Kč a variační koeficient je na úrovni 51,22 %.

Graf také potvrzuje avízovanou shodu ve výši nákladů na vodné mezi některými bytovými jednotkami, což je dáno tím, že jsou skutečné náklady rozdělovány na základě počtu osob. To znamená, že těm jednotkám, v nichž je evidován shodný počet osob, je účtován stejný objem skutečných nákladů na vodné.

## 5.2.2 Cena vodného a stočného

### Trendová funkce – cena vodného

Obrázek 7 – Graf trendové funkce ceny vodného v Kč/rok



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Obrázek 8 – Model trendové funkce ceny vodného

Model 11: Hromadné OLS, za použití 231 pozorování  
Zahrnuto 11 průřezových jednotek  
Délka časové řady = 21  
Závisle proměnná: cena

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	25,4399	0,344071	73,94	8,33e-162 ***
time	3,23456	0,0274017	118,0	4,16e-207 ***

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Na základě parametru sklonu trendové funkce je vidět, že za sledované období je průměrný meziroční přírůstek ceny vodného a stočného 3,23 Kč/m<sup>3</sup>.

Obrázek 9 – Popisné statistiky proměnné cena vodného

Popisné statistiky, za použití pozorování 1:01 – 11:21  
pro proměnnou 'cena' (231 platných pozorování)

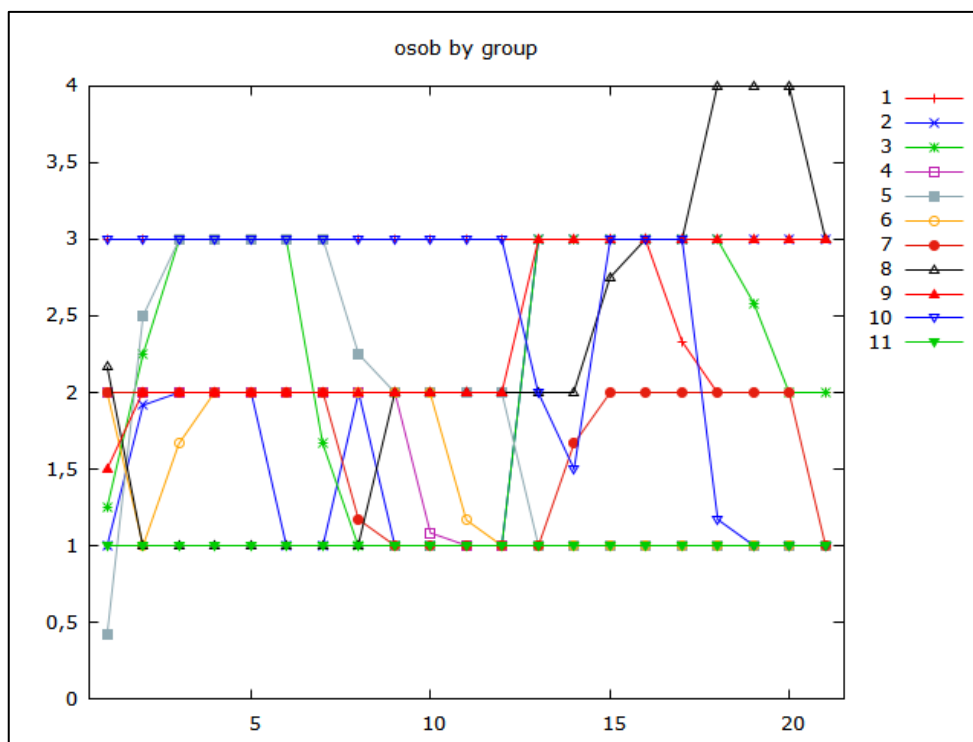
Střední hodnota	61,020
Medián	56,510
Minimum	32,630
Maximum	94,090
Směrodatná odchylka	19,789
variační koeficient	0,32431

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Cena vodného a stočného činí ve sledovaném období v průměru 61,02 Kč/m<sup>3</sup>, v mediánu pak 56,51 Kč/m<sup>3</sup>. Nejmenší zaznamenaná hodnota byla v roce 2000, tj. v prvním sledovaném období na úrovni 32,63 Kč/m<sup>3</sup> a nejvyšší zaznamenaná hodnota v roce posledním ve výši 94,09 Kč/m<sup>3</sup>. Též lze konstatovat, že za celou dobu sledovaného období nedošlo ani jednou ke zlevnění vodného a stočného. Směrodatná odchylka činí 19,79 Kč/m<sup>3</sup> a variační koeficient je na úrovni 32,43 %.

### 5.2.3 Počet osob v jednotkách

Obrázek 10 – Panelový graf počtu osob v jednotlivých jednotkách a obdobích



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)



Z grafu je patrné, že se počet osob v jednotkách pohybuje v rozmezí hodnot od nuly do čtyř. Vyskytují se také hodnoty s desetinnou čárkou. K jejich vniku dochází v případech, kdy se během jednoho vyúčtovacího období (kalendářního roku) v jednotce z nějakého důvodu zvýší či sníží počet osob. Hodnotu počtu osob lze vyjádřit jako podíl celkového součtu osob v jednotlivých měsících roku v jednotce a počtem měsíců v období, tj. dvanácti měsíci. Tyto změny se dějí v důsledku narození dětí, sňatků, rozvodů, pronájmu, úmrtí a v neposlední řadě v případě prodeje jednotky jinému vlastníkovi.

Hodnoty počtu osob menších než jedna, tedy od nuly do jedné znamenají, že v jednotce nebyly po část roku evidovány žádné osoby. Tento případ nastal v jednotce č. 5 během prvního období (tj. rok 2000). Jednotka byla osm měsíců stavebně upravována a nesloužila k bydlení. V této souvislosti stojí za zmínku fakt, že před rokem 2014 byly nulové hodnoty počtu osob v jednotkách přípustné. Avšak v souvislosti se vznikem Nového občanského zákoníku, který nabyl účinnosti 1. ledna 2014, má většina společenství ve svých stanovách zakotveno ustanovení o minimálním počtu osob rozhodných pro vyúčtování na jednu osobu. Ve vybraném společenství je tomu tak a v dalších obdobích se proto počet osob s hodnotou nula již nevyskytuje.

## Trendová funkce – počet osob v jednotce

Obrázek 11 – Model trendové funkce proměnné počet osob

Model 17: Hromadné OLS, za použití 231 pozorování  
Zahrnuto 11 průřezových jednotek  
Délka časové řady = 21  
Závisle proměnná: osob

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1,98238	0,116346	17,04	1,35e-042 ***
time	-0,00311527	0,00926577	-0,3362	0,7370

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Na základě parametru sklonu trendové funkce je vidět, že za sledované období činil průměrný meziroční úbytek 0,003 osob/rok. Počet obyvatel je proto statisticky neprůkazný, což dokazuje statistická nevýznamnost tohoto parametru.

## Popisná statistiky – počet osob v jednotce

Obrázek 12 – Popisné statistiky proměnné počet osob

Popisné statistiky, za použití pozorování 1:01 - 11:21  
pro proměnnou 'osob' (231 platných pozorování)

Střední hodnota	1,9481
Medián	2,0000
Minimum	0,42000
Maximum	4,0000
Směrodatná odchylka	0,85111
variační koeficient	0,43689

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Počet osob v jednotkách činil za sledované období v průměru 1,95 osob, v mediánu 2 osoby. Nejnižší zaznamenanou hodnotu vykazuje období roku 2000, tj. v první sledované období, a to na úrovni 0,42 osob v jednotce č. 5, jelikož byt nebyl obýván celý rok, ale pouze po dobu pěti měsíců. Nejvyšší zaznamenaná hodnota byla na úrovni 4 osoby. Směrodatná odchylka činí 0,85 osoby a variační koeficient je na úrovni 43,69 %.

### 5.3 Odhad a korekce modelu

#### Volba dummy proměnných

Do modelu budou zahrnuty ještě následující dvě dummy proměnné:

- dummy proměnná**, která bude zachycovat zvýšenou spotřebu vody při rekonstrukci domu v roce 2009,
- dummy proměnná**, která bude zachycovat zvýšenou spotřebu vody v období vládních opatření souvisejících s onemocněním covid-19 v roce 2020.

Tabulka 5 - Deklarace uvažovaných proměnných po zahrnutí dummy proměnných

Pro- měnná	Plný název proměnné	Zkratka v SW Gretl	MJ	Typ proměnné
x <sub>4</sub>	rekonstrukce	reko	-	dummy
x <sub>5</sub>	covid-19	covid	-	dummy

Zdroj: vlastní zpracování (2022)

Obecná formulace ekonomického modelu:

$$y = fce(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5) \tag{5.3}$$

Zápis lineárního ekonometrického modelu po korekci:

$$y_{it} = \gamma_1 x_{1it} + \gamma_2 x_{2it} + \gamma_3 x_{3it} + \gamma_4 x_{4it} + \gamma_5 x_{5it} + u_{it} \tag{5.4}$$

### 5.3.1 Prvotní odhad modelu lin-lin

Obrázek 13 – Prvotního odhadu modelu lin-lin

Model 6: Hromadné OLS, za použití 231 pozorování				
Zahrnuto 11 průřezových jednotek				
Délka časové řady = 21				
Závisle proměnná: skut_nakl				
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-2987,01	177,628	-16,82	1,06e-041 ***
osob	2364,10	50,7651	46,57	8,02e-118 ***
cena	45,5671	2,35642	19,34	8,21e-050 ***
reko	2195,84	202,979	10,82	2,99e-022 ***
covid	685,160	218,216	3,140	0,0019 ***
Střední hodnota závisle proměnné			4536,201	
Sm. odchylka závisle proměnné			2323,610	
Součet čtverců reziduí			96566305	
Sm. chyba regrese			653,6701	
Koeficient determinace			0,922237	
Adjustovaný koeficient determinace			0,920861	
F(4, 226)			670,0694	
P-hodnota (F)			4,8e-124	
Logaritmus věrohodnosti			-1822,729	
Akaikovo kritérium			3655,457	
Schwarzovo kritérium			3672,669	
Hannan-Quinnovo kritérium			3662,399	
rho (koeficient autokorelace)			0,514466	
Durbin-Watsonova statistika			0,927503	
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu				

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

V této fázi není smysluplné provádět statistické a ekonomické hodnocení modelu, protože zatím není jasné, zda model splňuje základní předpoklady o náhodné složce. Pokud by model tyto předpoklady nesplnil, mohly by být výsledky statistiky modelu zkreslené. Je tedy potřeba nejdříve provést diagnostické testy.

## Diagnostika modelu

Pro zjištění přítomnosti heretoskedasticity byl použit Whiteův test.

Obrázek 14 – Výsledky Whiteova testu heteroskedasticity

```
Whiteův test heteroskedasticity
OLS, za použití 231 pozorování
Závisle proměnná: uhat^2
Vynecháno z důvodu přesné kolinearit: X3_X4 X3_X5
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	2,84402e+06	656674	4,331	2,25e-05	***
osob	-1,52443e+06	293514	-5,194	4,67e-07	***
cena	-53446,4	19579,5	-2,730	0,0068	***
reko	208227	494000	0,4215	0,6738	
covid	-384535	452877	-0,8491	0,3967	
sq_osob	404994	68816,0	5,885	1,46e-08	***
X2_X3	1945,18	2504,77	0,7766	0,4382	
X2_X4	27379,5	251185	0,1090	0,9133	
X2_X5	381111	223014	1,709	0,0889	*
sq_cena	418,092	152,667	2,739	0,0067	***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,328010

Testovací statistika:  $TR^2 = 75,770280$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(9) > 75,770280) = 0,000000$

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Po provedení Whiteova testu heteroskedasticity bylo zjištěno, že je heteroskedasticita v modelu přítomna a významnost kvadratických členů naznačuje, že důvodem může být nelineární vztah.

## Testy nelinearity

Obrázek 15 – Výsledky testu nelinearity (druhé mocniny)

```
Test nelinearity (druhé mocniny) -
Nulová hypotéza: vztah je lineární
Testovací statistika: LM = 14,9511
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(2) > 14,9511) = 0,000566775
```

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Obrázek 16 – Výsledky testu nelinearity (logaritmy)

Test nelinearity (logaritmy) -  
Nulová hypotéza: vztah je lineární  
Testovací statistika: LM = 15,1824  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 15,1824) = 0,00050487$

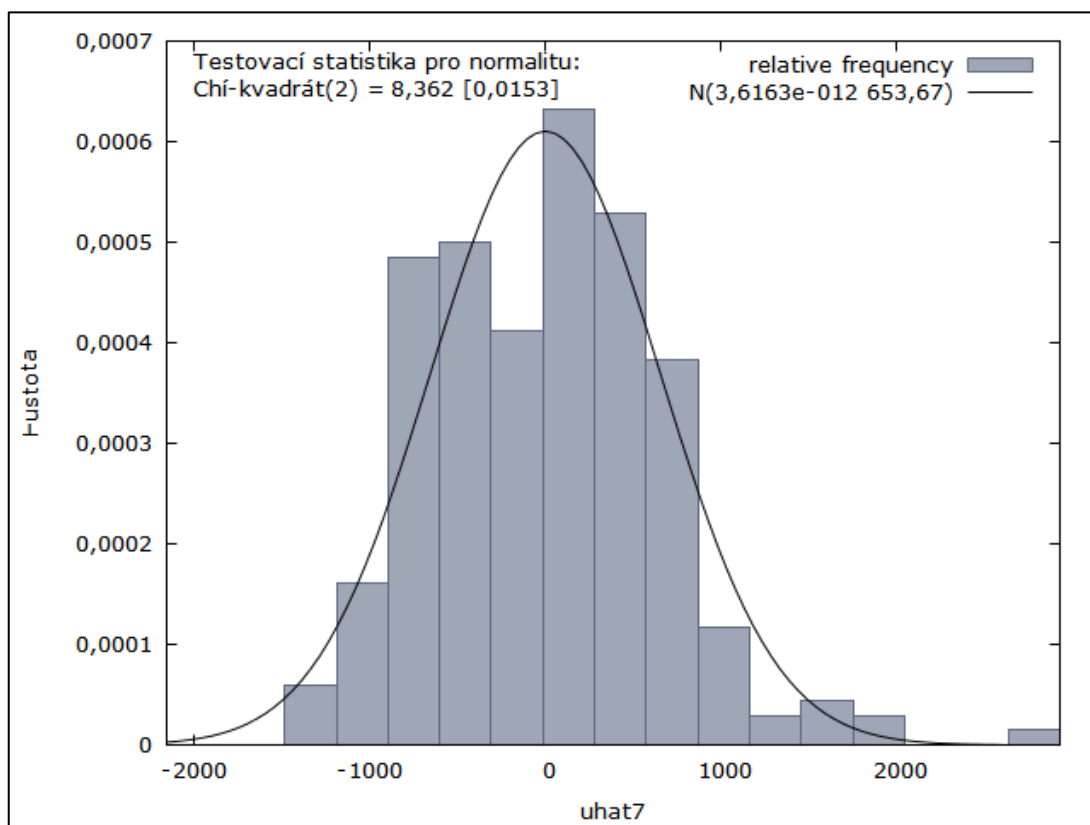
Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Oba testy nelinearity poukazují na nelineární vztah, proto budou dále vyzkoušeny tři verze logaritmických modelů lin-log, log-lin a log-log.

Dalším důvodem zamítnutí tohoto modelu byla jeho záporná konstanta a tento nedostatek se nepodařilo vyřešit ani po provedení dynamizace modelu zpožděním endogenní proměnné.

### Test normality reziduí

Obrázek 17 – Grafické znázornění normality reziduí modelu lin-lin



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Z výše uvedeného grafu je patné, že rezidua nemají normální rozdělení, protože je zde jedna odlehlá kladná hodnota.

## Panelová diagnostika

Obrázek 18 – Panelová diagnostika modelu lin-lin

Diagnostics: using n = 11 cross-sectional units

Fixed effects estimator

allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-2948,70	185,942	-15,86	4,50e-038	***
osob	2344,37	61,5467	38,09	8,29e-098	***
cena	45,5754	2,27177	20,06	3,06e-051	***
reko	2192,97	195,758	11,20	2,91e-023	***
covid	680,153	210,586	3,230	0,0014	***

Residual variance: 8,57779e+007/(231 - 15) = 397120

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:

$F(10, 216) = 2,71666$  s p-hodnotou 0,00366528

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

P-hodnota 0,00366528 je menší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch modelu s fixními efekty.

Obrázek 19 – Diagnostika modelu lin-lin pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu

Random effects estimator

allows for a unit-specific component to the error term

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-2965,68	188,484	-15,73	3,63e-038	***
osob	2353,11	56,2005	41,87	1,84e-108	***
cena	45,5717	2,26734	20,10	3,24e-052	***
reko	2194,25	195,345	11,23	1,50e-023	***
covid	682,372	210,083	3,248	0,0013	***

Breusch-Pagan test statistic:

$LM = 10,327$  with p-value =  $\text{prob}(\text{chi-square}(1) > 10,327) = 0,00131095$

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy náhodných efektů.)

Hausman test statistic:

$H = 0,127177$  with p-value =  $\text{prob}(\text{chi-square}(1) > 0,127177) = 0,721378$

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že model s náhodnými efekty je konzistentní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

P-hodnota 0,00131095 zjištěná pomocí Breusch-Paganova testu je menší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch modelu s náhodnými efekty. P-hodnota 0,721378 zjištěná provedením Hausmanova testu je větší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch modelu s náhodnými efekty více než modelu s fixními efekty.

### 5.3.2 Odhad modelu log-lin

Oproti prvotnímu odhadu modelu byl u endogenní proměnné **skut-nakl** proveden logaritmus jeho vstupních hodnot.

Obrázek 20 – Výstupy odhadu modelu log-lin

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,58947	0,0491793	134,0	2,57e-217	***
osob	0,543955	0,0140551	38,70	1,11e-101	***
cena	0,00996937	0,000652413	15,28	1,11e-036	***
reko	0,496825	0,0561980	8,841	2,74e-016	***
covid	0,123011	0,0604167	2,036	0,0429	**
Střední hodnota závisle proměnné			8,286996		
Sm. odchylka závisle proměnné			0,538888		
Součet čtverců reziduí			7,402295		
Sm. chyba regrese			0,180979		
Koeficient determinace			0,889174		
Adjustovaný koeficient determinace			0,887212		
F(4, 226)			453,3078		
P-hodnota (F)			1,1e-106		
Logaritmus věrohodnosti			69,61769		
Akaikovo kritérium			-129,2354		
Schwarzovo kritérium			-112,0233		
Hannan-Quinnovo kritérium			-122,2931		
rho (koeficient autokorelace)			0,231325		
Durbin-Watsonova statistika			1,018462		
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu					

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

## Diagnostika modelu log-lin

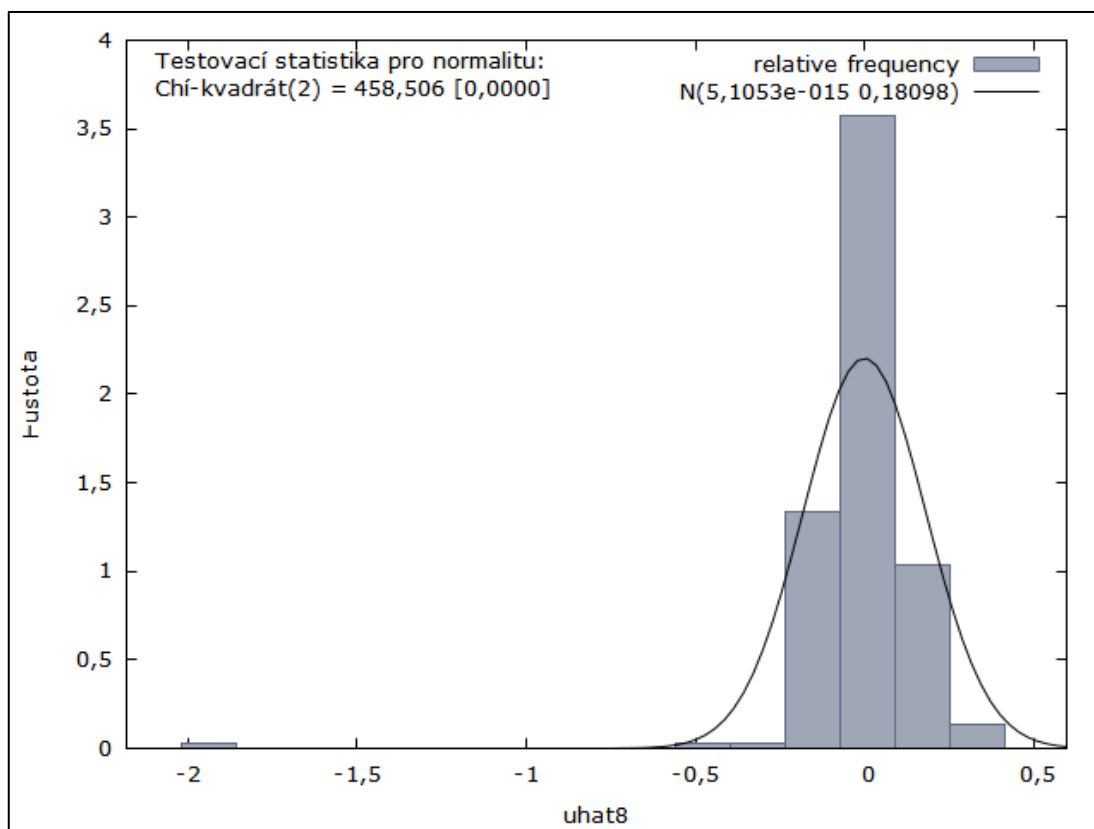
Obrázek 21 – Výsledky Whiteova testu heteroskedasticity odhadu modelu log-lin

```
Whiteův test heteroskedasticity -  
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Testovací statistika: LM = 28,549  
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(9) > 28,549) = 0,000771828
```

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Po provedení Whiteova testu heteroskedasticity bylo zjištěno, že **heteroskedasticita v modelu log-lin je stále přítomná.**

Obrázek 22 – Grafické znázornění normality reziduí v modelu log-lin



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Z výše uvedeného obrázku vyplývá, že **rezidua nemají normální rozdělení**, protože je zde jedna odlehlá záporná hodnota.



## Panelová diagnostika:

Obrázek 23 – Panelová diagnostika modelu log-lin

Diagnostics: using n = 11 cross-sectional units

Fixed effects estimator

allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,59620	0,0532100	124,0	1,12e-202	***
osob	0,540487	0,0176125	30,69	1,07e-080	***
cena	0,00997083	0,000650100	15,34	2,09e-036	***
reko	0,496320	0,0560190	8,860	2,99e-016	***
covid	0,122131	0,0602621	2,027	0,0439	**

Residual variance: 7,02435/(231 - 15) = 0,0325201

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:

$F(10, 216) = 1,16218$  s p-hodnotou 0,317906

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

P-hodnota 0,317906 je větší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch hromadného modelu.

Obrázek 24 – Diagnostika modelu log-lin pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu

Random effects estimator

allows for a unit-specific component to the error term

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,59048	0,0499523	131,9	8,07e-216	***
osob	0,543434	0,0145745	37,29	1,62e-098	***
cena	0,00996959	0,000648776	15,37	5,80e-037	***
reko	0,496749	0,0558877	8,888	2,00e-016	***
covid	0,122879	0,0600889	2,045	0,0420	**

Breusch-Pagan test statistic:

$LM = 0,0272047$  with p-value =  $\text{prob}(\text{chi-square}(1) > 0,0272047) = 0,868992$

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy náhodných efektů.)

Hausman test statistic:

$H = 0,0919695$  with p-value =  $\text{prob}(\text{chi-square}(1) > 0,0919695) = 0,761688$

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že model s náhodnými efekty je konzistentní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

P-hodnota 0,868992 získaná pomocí Breusch-Paganova testu je větší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch hromadného modelu. Tudiž hodnocení pomocí Hausmanova testu je již bezpředmětné.

### 5.3.3 Odhad modelu log-log

Oproti prvotnímu odhadu byl u endogenní proměnné **skut-nakl** a exogenních proměnných **osob** a **cena** proveden logaritmus jejich vstupních hodnot.

Obrázek 25 – Výstupy odhadu modelu log-log

```

Model 9: Hromadné OLS, za použití 231 pozorování
Zahrnuto 11 průřezových jednotek
Délka časové řady = 21
Závisle proměnná: l_skut_nakl

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,05029	0,105145	48,03	1,40e-120	***
l_osob	1,01550	0,0173588	58,50	1,72e-138	***
l_cena	0,650239	0,0257715	25,23	1,14e-067	***
reko	0,449189	0,0384161	11,69	5,20e-025	***
covid	0,152673	0,0405952	3,761	0,0002	***

Střední hodnota závisle proměnné	8,286996
Sm. odchylka závisle proměnné	0,538888
Součet čtverců reziduí	3,475826
Sm. chyba regrese	0,124015
Koeficient determinace	0,947960
Adjustovaný koeficient determinace	0,947039
F(4, 226)	1029,212
P-hodnota (F)	9,5e-144
Logaritmus věrohodnosti	156,9308
Akaikovo kritérium	-303,8617
Schwarzovo kritérium	-286,6496
Hannan-Quinnovo kritérium	-296,9194
rho (koeficient autokorelace)	0,162551
Durbin-Watsonova statistika	1,235176

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

### Diagnostika modelu log-log

Obrázek 26 – Výsledky Whiteova testu heteroskedasticity odhadu modelu log-log

```

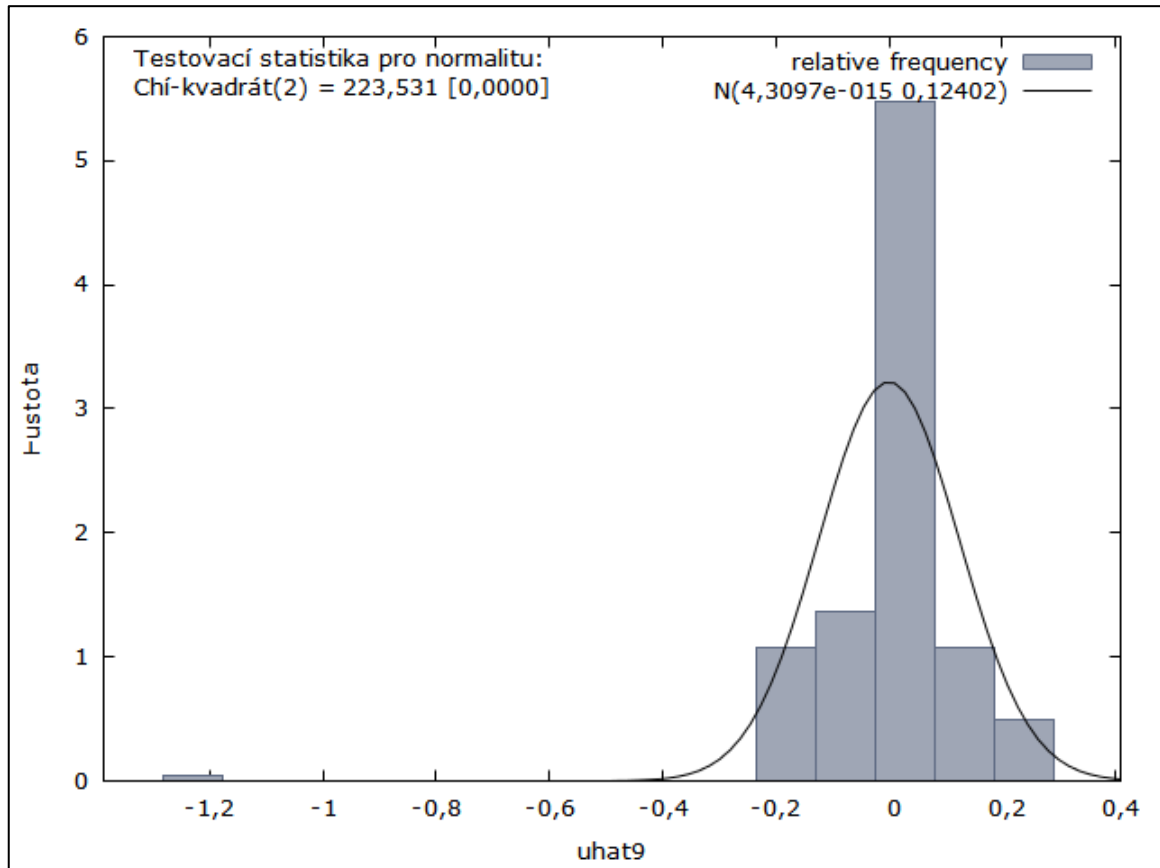
Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 115,252
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 115,252) = 1,24888e-020

```

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Po provedení Whiteova testu heteroskedasticity bylo zjištěno, že **heteroskedasticita v modelu log-log je stále přítomná.**

Obrázek 27 – Grafické znázornění normality reziduí v modelu log-log



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Z výše uvedeného grafu vyplývá, že rezidua nemají normální rozdělení, protože je zde jedna odlehlá záporná hodnota.

## Panelová diagnostika modelu log-log

Obrázek 28 – Panelová diagnostika modelu log-log

Diagnostics: using n = 11 cross-sectional units

Fixed effects estimator

allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,04699	0,106926	47,20	9,17e-116	***
l_osob	1,01979	0,0219906	46,37	2,96e-114	***
l_cena	0,650450	0,0260971	24,92	1,79e-065	***
reko	0,449446	0,0388975	11,55	2,33e-024	***
covid	0,153190	0,0411263	3,725	0,0002	***

Residual variance: 3,40439/(231 - 15) = 0,0157611

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:

$F(10, 216) = 0,453225$  s p-hodnotou 0,918115

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

P-hodnota 0,918115 je větší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch hromadného modelu.

Obrázek 29 – Diagnostika modelu log-log pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu

Random effects estimator

allows for a unit-specific component to the error term

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,05029	0,105145	48,03	1,40e-120	***
l_osob	1,01550	0,0173588	58,50	1,72e-138	***
l_cena	0,650239	0,0257715	25,23	1,14e-067	***
reko	0,449189	0,0384161	11,69	5,20e-025	***
covid	0,152673	0,0405952	3,761	0,0002	***

Breusch-Paganův test -

Nulová hypotéza: Rozptyl chyb příslušejících jednotkám = 0

Asymptotická testovací statistika:  $\chi^2(1) = 1,88976$

s p-hodnotou = 0,169229

Hausmanův test -

Nulová hypotéza: GLS odhady jsou konzistentní

Asymptotická testovací statistika:  $\chi^2(1) = 0,110265$

s p-hodnotou = 0,739843

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Provedením Breusch-Paganova testu byla zjištěna p-hodnota 0,169229, jenž je větší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch hromadného modelu. Tudíž hodnocení pomocí Hausmanova testu je již bezpředmětné.

### 5.3.4 Odhad modelu lin-log

Oproti prvotnímu odhadu byl proveden u exogenních proměnných **osob** a **cena** logaritmus jejich hodnot.

Obrázek 30 – Výstupy odhadu modelu lin-log

Model 12: Hromadné OLS, za použití 231 pozorování  
 Zahrnuto 11 průřezových jednotek  
 Délka časové řady = 21  
 Závisle proměnná: skut\_nakl

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-9654,93	630,136	-15,32	8,13e-037	***
l_osob	4196,75	104,031	40,34	3,06e-105	***
l_cena	2884,49	154,448	18,68	1,05e-047	***
reko	1965,23	230,228	8,536	2,05e-015	***
covid	829,716	243,287	3,410	0,0008	***
Střední hodnota závisle proměnné			4536,201		
Sm. odchylka závisle proměnné			2323,610		
Součet čtverců reziduí			1,25e+08		
Sm. chyba regrese			743,2227		
Koeficient determinace			0,899471		
Adjustovaný koeficient determinace			0,897692		
F(4, 226)			505,5259		
P-hodnota (F)			1,9e-111		
Logaritmus věrohodnosti			-1852,387		
Akaikovo kritérium			3714,775		
Schwarzovo kritérium			3731,987		
Hannan-Quinnovo kritérium			3721,717		
rho (koeficient autokorelace)			0,497216		
Durbin-Watsonova statistika			0,877692		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

## Diagnostika modelu lin-log

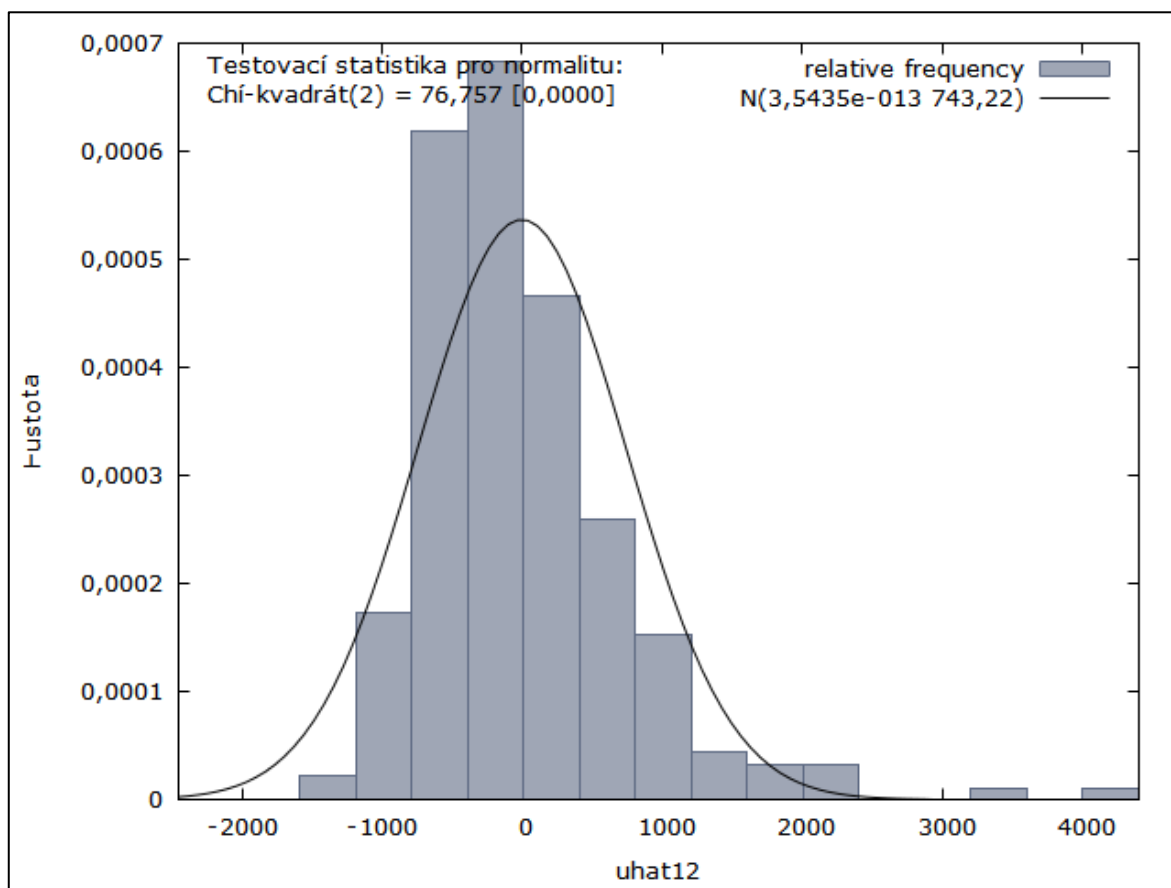
Obrázek 31 – Výsledky Whiteova testu heteroskedasticity odhadu modelu lin-log

```
Whiteův test heteroskedasticity -  
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Testovací statistika: LM = 98,2968  
s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(9) > 98,2968) = 3,4766e-017
```

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Po provedení Whiteova testu heteroskedasticity bylo zjištěno, že **heteroskedasticita v modelu lin-log je stále přítomná.**

Obrázek 32 – Grafické znázornění normality reziduí v modelu lin-log



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Z výše uvedeného grafu vyplývá, že rezidua nemají normální rozdělení, protože jsou zde odlehle kladné hodnoty.

## Panelová diagnostika modeli lin-log

Obrázek 33 – Panelová diagnostika modelu lin-log

Diagnostics: using n = 11 cross-sectional units

Fixed effects estimator

allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-9595,11	606,560	-15,82	6,01e-038	***
l_osob	4119,05	124,746	33,02	2,30e-086	***
l_cena	2880,67	148,041	19,46	2,15e-049	***
reko	1960,58	220,653	8,885	2,53e-016	***
covid	820,338	233,297	3,516	0,0005	***

Residual variance: 1,09551e+008/(231 - 15) = 507183

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:

$F(10, 216) = 3,01398$  s p-hodnotou 0,00137849

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

P-hodnota 0,00137849 je menší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch modelu s fixními efekty.

Obrázek 34 – Diagnostika modelu lin-log pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu

Random effects estimator

allows for a unit-specific component to the error term

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-9619,79	608,703	-15,80	2,15e-038	***
l_osob	4151,11	114,927	36,12	7,64e-096	***
l_cena	2882,25	147,839	19,50	2,58e-050	***
reko	1962,50	220,363	8,906	1,78e-016	***
covid	824,207	232,937	3,538	0,0005	***

Breusch-Pagan test statistic:

$LM = 13,6666$  with p-value =  $\text{prob}(\text{chi-square}(1) > 13,6666) = 0,000218309$

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy náhodných efektů.)

Hausman test statistic:

$H = 0,454736$  with p-value =  $\text{prob}(\text{chi-square}(1) > 0,454736) = 0,500094$

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že model s náhodnými efekty je konzistentní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Po provedení Breusch-Paganova testu byla zjištěna p-hodnota 0,000218309, která je menší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch modelu s náhodnými efekty.

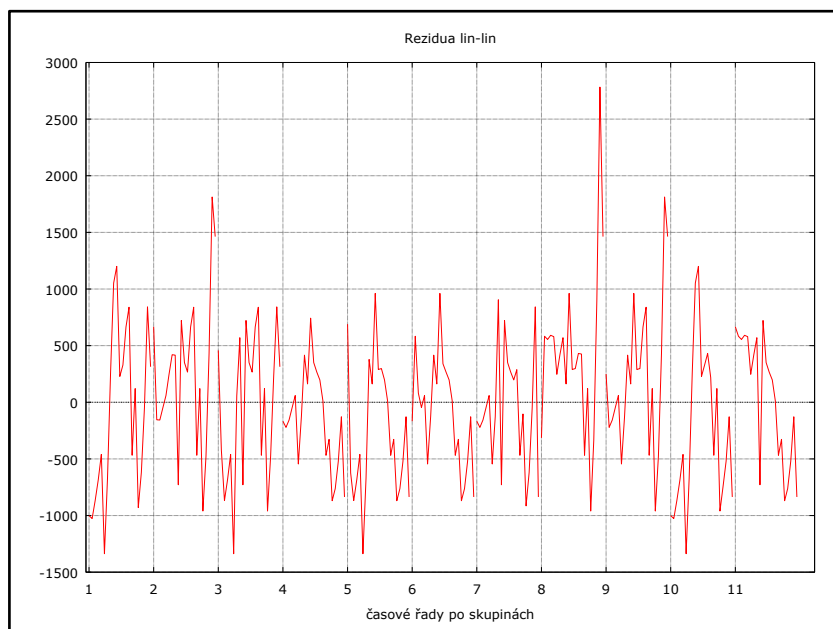
Výsledkem Hausmanova testu je p-hodnota 0,500094, která je větší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch modelu s náhodnými efekty více než modelu s fixními efekty.

### 5.3.5 Grafická identifikace problému v reziduích

Vzhledem k tomu, že modely vykazují určité nedostatky v oblasti předpokladu náhodné složky, bude provedena grafická analýza reziduí všech čtyř verzí odhadovaných modelů za účelem identifikace možného problému.

#### 1) Rezidua modelu lin-lin

Obrázek 35 – Grafické znázornění reziduí v modelu lin-lin

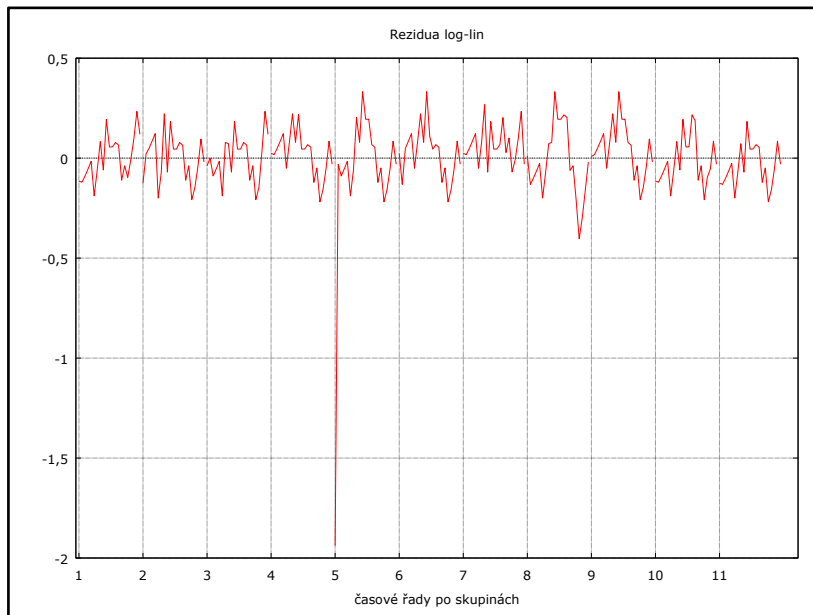


Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)



## 2) Rezidua modelu log-lin

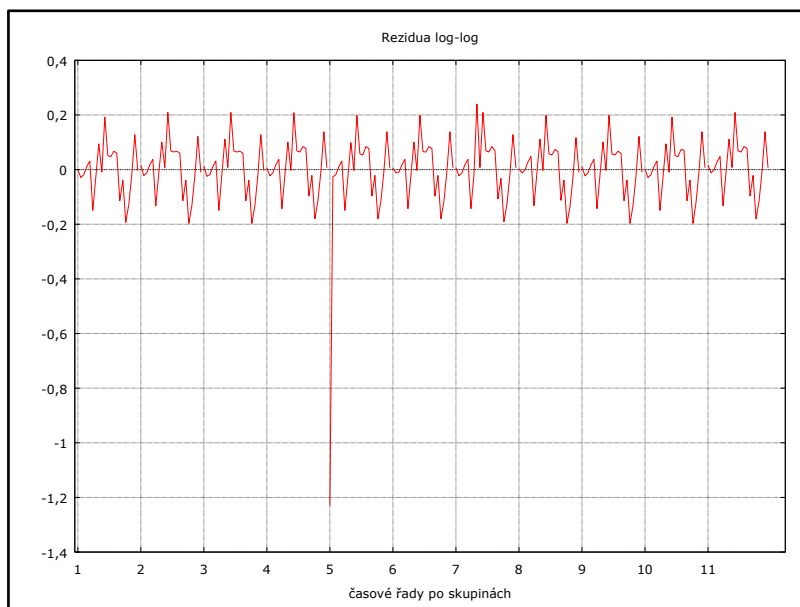
Obrázek 36 – Grafické znázornění reziduí v modelu log-lin



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

## 3) Rezidua modelu log-log

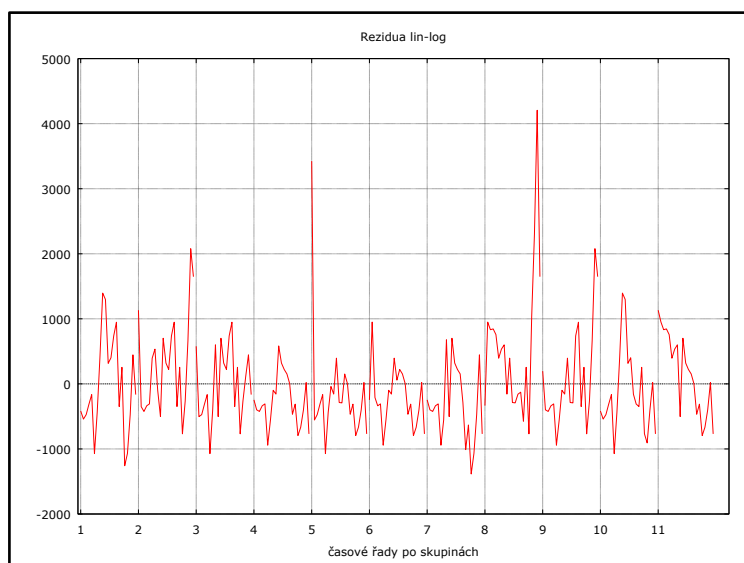
Obrázek 37 – Grafické znázornění reziduí v modelu log-log



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

#### 4) Rezidua modelu lin-log

Obrázek 38 – Grafické znázornění reziduí v modelu lin-log



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Na základě výstupů byla ve dvou modelech, kde vysvětlovaná proměnná vstupuje v logaritmech (model 2 a 3), detekována jedna odlehlá hodnota. Naproti tomu v modelech, kde vysvětlovaná proměnná nevstupuje v logaritmech, bylo více odlehlých hodnot, proto budou modely lin-log a lin-lin zavrženy. Dalším důvodným zavržením modelů lin-log a lin-lin je jejich záporná konstanta, která by jinak nasvědčovala tomu, že by skutečné náklady nabývaly záporných hodnot, což není žádoucí.

V modelech **log-log** a **log-lin**, kde byla zjištěna pouze jedna odlehlá hodnota, se podařilo dohledat důvod. V jednotce č. 5 v daném období po část roku nikdo nebydlel. S těmito dvěma modely bude proto nadále pracováno a bude navržena proměnná korekce.

### 5.3.6 Korekce vybraných modelů

#### 1) Odhad modelu log-log - korigovaný

Obrázek 39 – Výstupy odhadu modelu log-log po korekci

Model 11: Hromadně OLS, za použití 231 pozorování  
Zahrnuto 11 průřezových jednotek  
Délka časové řady = 21  
Závisle proměnná: l\_skut\_nakl  
Robustní (HAC) směrodatné chyby

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,21083	0,0253075	205,9	1,79e-019	***
l_osob	0,977906	0,0122828	79,62	2,39e-015	***
l_cena	0,617329	0,00578132	106,8	1,27e-016	***
reko	0,438598	0,00357711	122,6	3,19e-017	***
covid	0,157680	0,00268043	58,83	4,89e-014	***
korekce_B5	-1,30893	0,0192285	-68,07	1,14e-014	***
Střední hodnota závisle proměnné			8,286996		
Sm. odchylka závisle proměnné			0,538888		
Součet čtverců reziduí			1,865236		
Sm. chyba regrese			0,091049		
Koeficient determinace			0,972074		
Adjustovaný koeficient determinace			0,971453		
F(5, 10)			722765,3		
P-hodnota (F)			1,90e-27		
Logaritmus věrohodnosti			228,8232		
Akaikovo kritérium			-445,6463		
Schwarzovo kritérium			-424,9918		
Hannan-Quinnovo kritérium			-437,3157		
rho (koeficient autokorelace)			0,252559		
Durbin-Watsonova statistika			1,488452		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

#### Diagnostika modelu log-log po korekci

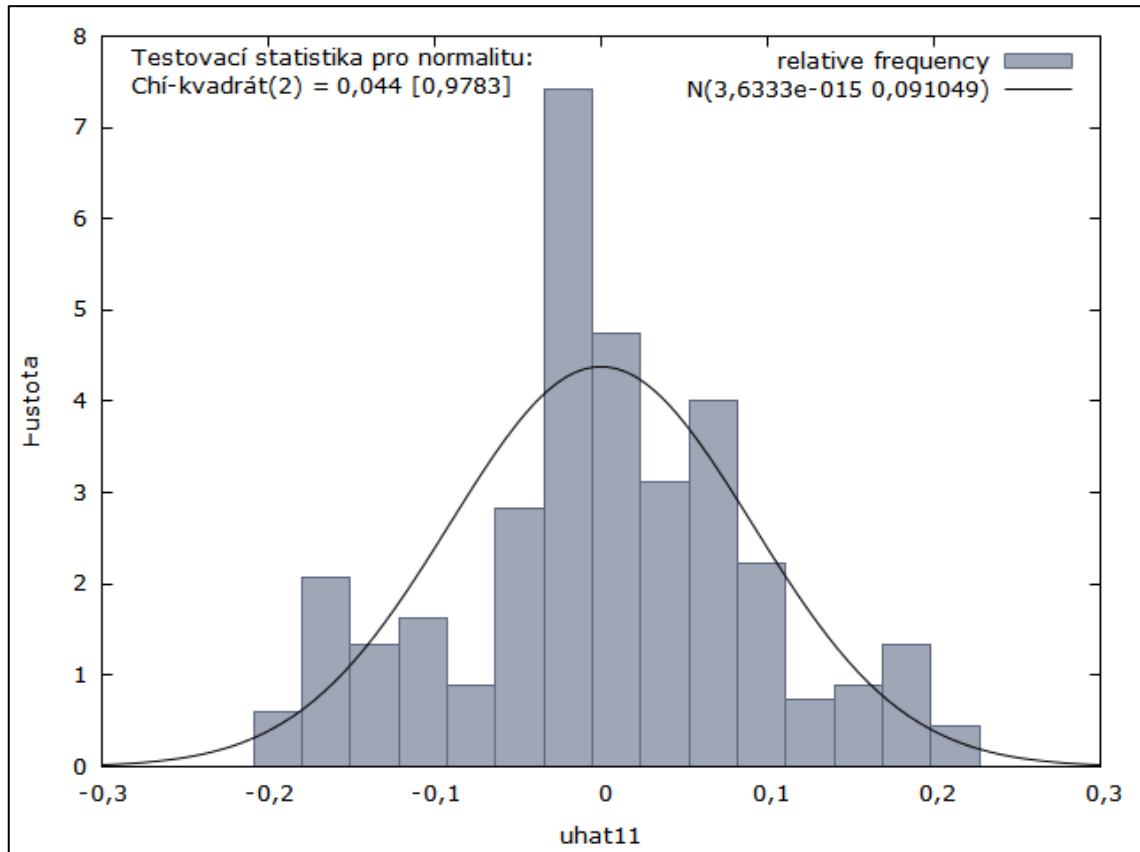
Obrázek 40 – Výsledky Whiteova testu heteroskedasticity u modelu log-log po korekci

Whiteův test heteroskedasticity -  
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Testovací statistika: LM = 35,1986  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chi-kvadrát}(7) > 35,1986) = 1,02628e-005$

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Po provedení Whiteova testu heteroskedasticity bylo zjištěno, že je **heteroskedasticita v modelu přítomna**, a proto byly při odhadu použity robustní směrodatné chyby HAC.

Obrázek 41 – Graf výsledků testu normality reziduí v korigovaného modelu log-log



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

P- hodnota je větší než 5 % a rezidua tedy mají normální rozdělení.

## Panelová diagnostika odhadu modelu log-log po korekci

Obrázek 42 – Panelová diagnostika korigovaného modelu log-log

Diagnostics: using n = 11 cross-sectional units

Fixed effects estimator

allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,22216	0,0801069	65,19	1,35e-143	***
l_osob	0,965344	0,0167529	57,62	1,07e-132	***
l_cena	0,616319	0,0194571	31,68	6,22e-083	***
reko	0,437741	0,0287654	15,22	5,61e-036	***
covid	0,156285	0,0304005	5,141	6,14e-07	***
korekce_B5	-1,32548	0,0987062	-13,43	2,94e-030	***

Residual variance: 1,85149/(231 - 16) = 0,00861159

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:

$F(10, 215) = 0,15959$  s p-hodnotou 0,998513

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

P-hodnota 0,998513 je větší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch hromadného modelu.

Obrázek 43 – Diagnostika modelu log-log pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu

Random effects estimator

allows for a unit-specific component to the error term

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,21083	0,0780499	66,76	2,69e-150	***
l_osob	0,977906	0,0130267	75,07	2,90e-161	***
l_cena	0,617329	0,0190676	32,38	1,22e-086	***
reko	0,438598	0,0282145	15,55	1,68e-037	***
covid	0,157680	0,0298062	5,290	2,89e-07	***
korekce_B5	-1,30893	0,0939070	-13,94	3,01e-032	***

Breusch-Paganův test -

Nulová hypotéza: Rozptyl chyb příslušejících jednotkám = 0

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát(1) = 4,67573

s p-hodnotou = 0,0305918

Hausmanův test -

Nulová hypotéza: GLS odhady jsou konzistentní

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 1,62375

s p-hodnotou = 0,444024

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

P-hodnota 0,0305918 zjištěná pomocí Breusch-Paganova testu je menší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch modelu s náhodnými efekty. Model s náhodnými efekty má však naprosto identické parametry s hromadným modelem. Jediný rozdíl je pouze p-hodnota, které se liší, nikoliv však natolik, aby bylo dosaženo rozdílných závěrů o statistické významnosti parametrů nebo statistické významnosti modelu jako celku. Proto není nutné se zabírat v případě modelu log-log tím, zda použít hromadný model nebo model s náhodnými efekty. P-hodnota 0,444024 zjištěná pomocí Hausmanova testu je větší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch modelu s náhodnými efekty více než modelu s fixními efekty.

## 2) Odhad modelu log-lin - korigovaný

Obrázek 44 – Výstupy odhadu modelu log-lin po korekci

Model 12: Hromadné OLS, za použití 231 pozorování  
Zahrnuto 11 průřezových jednotek  
Délka časové řady = 21  
Závisle proměnná: l\_skut\_nakl

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,67679	0,0345160	193,4	3,81e-252	***
osob	0,525482	0,00980631	53,59	4,36e-130	***
cena	0,00927519	0,000454058	20,43	3,71e-053	***
reko	0,479813	0,0389408	12,32	5,31e-027	***
covid	0,132913	0,0418526	3,176	0,0017	***
korekce_B5	-1,99503	0,127183	-15,69	5,81e-038	***

Střední hodnota závisle proměnné 8,286996  
Sm. odchylka závisle proměnné 0,538888  
Součet čtverců reziduí 3,535674  
Sm. chyba regrese 0,125356  
Koeficient determinace 0,947064  
Adjustovaný koeficient determinace 0,945888  
F(5, 225) 805,0894  
P-hodnota(F) 2,2e-141  
Logaritmus věrohodnosti 154,9590  
Akaikovo kritérium -297,9180  
Schwarzovo kritérium -277,2635  
Hannan-Quinnovo kritérium -289,5874  
rho (koeficient autokorelace) 0,449623  
Durbin-Watsonova statistika 1,071400

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 15,3976

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(10) > 15,3976) = 0,118224$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

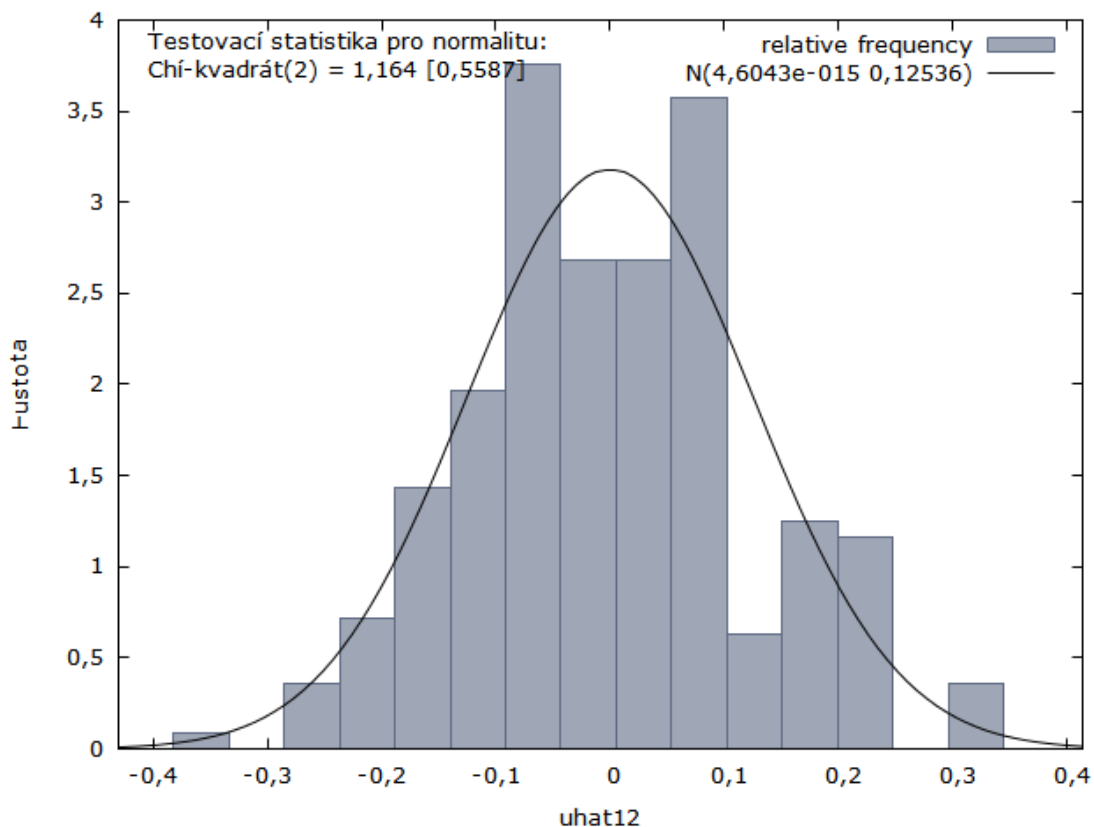
Testovací statistika:  $\text{Chí-kvadrát}(2) = 1,16428$

s p-hodnotou = 0,558701

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Po provedení Whiteova testu heteroskedasticity bylo zjištěno, že **heteroskedasticita v modelu log-lin již není přítomná.**

Obrázek 45 – Graf výsledků testu normality reziduí v korigovaném modelu log-lin



Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

### Panelová diagnostika modelu log-lin po korekci

Obrázek 46 – Panelová diagnostika korigovaného modelu log-lin

Diagnostics: using n = 11 cross-sectional units

Fixed effects estimator

allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,69847	0,0371060	180,5	1,03e-236	***
osob	0,514489	0,0122032	42,16	6,49e-106	***
cena	0,00927511	0,000448440	20,68	4,93e-053	***
reko	0,478117	0,0384682	12,43	4,40e-027	***
covid	0,130221	0,0413662	3,148	0,0019	***
korekce_B5	-2,00837	0,128710	-15,60	3,28e-037	***

Residual variance: 3,29402/(231 - 16) = 0,015321

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:

$F(10, 215) = 1,5773$  s p-hodnotou 0,11482

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)



Obrázek 47 – Diagnostika modelu log-lin pomocí Breuch-Pagan a Hausmanova testu

Random effects estimator

allows for a unit-specific component to the error term

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,68340	0,0356496	187,5	4,20e-249	***
osob	0,522127	0,0105051	49,70	2,64e-123	***
cena	0,00927517	0,000447905	20,71	4,99e-054	***
reko	0,479295	0,0384152	12,48	1,68e-027	***
covid	0,132091	0,0412943	3,199	0,0016	***
korekce_B5	-1,99910	0,126678	-15,78	2,85e-038	***

Breusch-Pagan test statistic:

LM = 0,754451 with p-value = prob(chi-square(1) > 0,754451) = 0,385071  
 (Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy náhodných efektů.)

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Provedením **Breusch-Paganova testu** byla zjištěna p-hodnota 0,385071, jenž je větší než hladina významnosti 5 %, což vypovídá ve prospěch hromadného modelu. Provedení **Hausmanova testu** je zde bezpředmětné, protože hromadný model je v tomto případě adekvátní.

Při porovnání obou verzí modu log-log a log-lin nebylo možné dojít k jednoznačnému závěru o tom, který model je vhodnější, protože například v modelu log-log byla sice přítomná heteroskedasticita, ale její potlačení bylo provedeno použitím robustních chyb při odhadu modelu. **Při porovnání informačních kritérií** byl model log-log o něco málo lepší než model log-lin, u kterého heteroskedasticita detekována nebyla. Všechny parametry v obou modelech jsou statisticky významné na hladině 5 %. Totéž lze říci o statistické významnosti modelu jako celku. Proto budou dále použity oba modely.

## 5.4 Ekonomická interpretace a verifikace výsledných parametrů

U modelu log-log a log-lin byly následně ověřeny směr (tj. správnost znamének) a intenzita působení (velikost číselných hodnot) vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou.

### 5.4.1 Model log-log

Po dosazení parametrů do modelu log-log pak má rovnicový zápis ekonometrického modelu BMNČ tuto podobu:

$$y_{it} = 5,21083x_{1t} + 0,977906x_{2t} + 0,617329x_{3t} + 0,4385985x_{4t} + 0,157680x_{5t} - 1,30893x_{6t} + u_t$$

Obrázek 48 – Výstupy odhadu korigovaného modelu log-log

Model 11: Hromadné OLS, za použití 231 pozorování

Zahrnuto 11 průřezových jednotek

Délka časové řady = 21

Závisle proměnná: l\_skut\_nakl

Robustní (HAC) směrodatné chyby

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,21083	0,0253075	205,9	1,79e-019	***
l_osob	0,977906	0,0122828	79,62	2,39e-015	***
l_cena	0,617329	0,00578132	106,8	1,27e-016	***
reko	0,438598	0,00357711	122,6	3,19e-017	***
covid	0,157680	0,00268043	58,83	4,89e-014	***
korekce_B5	-1,30893	0,0192285	-68,07	1,14e-014	***

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Tabulka 6 – Ekonomická interpretace a verifikace odhadnutých parametrů log-log

Parametr	Hodnota	Ekonomická interpretace odhadnutých regresních parametrů	Verifikace shody modelu s ekonomickou teorií
Y <sub>2</sub>	0,977906	Když se zvýší počet osob o 1 %, tak se skutečné náklady zvýší o 0,977906 Kč/rok ceteris paribus.	Parametr lze považovat za ověřený, protože se předpokládá, že zvýšení počtu osob způsobí vyšší náklady.
Y <sub>3</sub>	0,617329	Když se zvýší cena vodného a stočného o 1 %, tak se skutečné náklady zvýší o 0,617329 % ceteris paribus.	Parametr lze považovat za ověřený, protože se předpokládá, že při rostoucí ceně vodného a stočného se skutečné náklady zvýší.
Y <sub>4</sub>	0,438598	Když nastane rekonstrukce, zvýší se skutečné náklady o 43,86 % ceteris paribus.	Parametr lze považovat za ověřený, neboť je v souladu se skutečnou výší nákladů na vodné a stočné při rekonstrukci.
Y <sub>5</sub>	0,157680	Když nastane podobná situace jako v době covidu, zvýší se skutečné náklady o 15,768 % ceteris paribus.	Parametr lze považovat za ověřený, neboť je v souladu se skutečnou výší nákladů na vodné a stočné při covidu.
Y <sub>6</sub>	-1,30893	Korekce v jednotce č. 5 způsobila pokles nákladů o 130,89 % ceteris paribus.	Tento parametr lze považovat za čistě technickou záležitost a jeho verifikace není příliš smysluplná.

Zdroj: vlastní zpracování (2022)

Většina odhadnutých parametrů je v souladu s předpoklady, které byly předeslány v kapitole 5.1. Od teoretických východisek se odlišuje parametr spojený s proměnnou korekce bytu č.5.

## 5.4.2 Model log-lin

Po dosazení parametrů do modelu log-lin má rovnicový zápis ekonometrického modelu BMNČ tuto podobu:

$$y_{1t} = 6,67679x_{1t} + 0,5255482x_{2t} + 0,00927519x_{3t} + 0,479813x_{4t} + 0,132913x_{5t} - 1,99503x_{6t} + u_t$$

Obrázek 49 – Výstupy odhadu korigovaného modelu log-lin

**Model 12: Hromadné OLS, za použití 231 pozorování**  
**Zahrnuto 11 průřezových jednotek**  
**Délka časové řady = 21**  
**Závisle proměnná: l\_skut\_nakl**

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,67679	0,0345160	193,4	3,81e-252	***
osob	0,525482	0,00980631	53,59	4,36e-130	***
cena	0,00927519	0,000454058	20,43	3,71e-053	***
reko	0,479813	0,0389408	12,32	5,31e-027	***
covid	0,132913	0,0418526	3,176	0,0017	***
korekce_B5	-1,99503	0,127183	-15,69	5,81e-038	***

Zdroj: vlastní zpracování s využitím SW Gretl (2022)

Tabulka 7 – Ekonomická interpretace a verifikace odhadnutých parametrů log-lin

Parametr	Hodnota	Interpretace	Verifikace
$\nu_2$	0,525482	Když se zvýší počet osob o jednu osobu, tak se skutečné náklady zvýší o 52,5482 % ceteris paribus.	Parametr lze považovat za ověřený, protože se předpokládá, že zvýšení počtu osob způsobí vyšší náklady.
$\nu_3$	0,00927519	Když se zvýší cena vodného a stočného o 1 Kč/rok, tak se skutečné náklady zvýší o 0,927819 % ceteris paribus.	Parametr lze považovat za ověřený, protože se předpokládá, že při rostoucí ceně vodného a stočného se skutečné náklady zvýší.
$\nu_4$	0,479813	Když nastane rekonstrukce, zvýší se skutečné náklady o 47,9813 % ceteris paribus.	Parametr lze považovat za ověřený, neboť je v souladu se skutečnou výší nákladů na vodné a stočné při rekonstrukci.
$\nu_5$	0,132913	Když nastane podobná situace jako v době covidu, zvýší se skutečné náklady o 13,2913 % ceteris paribus..	Parametr lze považovat za ověřený, neboť je v souladu se skutečnou výší nákladů na vodné a stočné při covidu.
$\nu_6$	-1,99503	Korekce v jednotce č. 5 způsobila pokles nákladů o 199,50 % ceteris paribus.	Tento parametr lze považovat za čistě technickou záležitost a jeho verifikace není příliš smysluplná.

Zdroj: vlastní zpracování (2022)

Stejně jako v předchozím modelu je většina odhadnutých parametrů v souladu s předpoklady, které byly předeslány v kapitole 4.3. Od teoretických východisek se odlišuje opět parametr spojený s proměnnou korekce bytu č.5.

## 5.5 Aplikace modelu

Aplikací obou modelů bude zjištěn výsledný efekt každého z nich. Čím menší bude rozdíl mezi stanovenými zálohami a skutečnými náklady, tím přínosnější model bude. Výsledky zobrazuje následující tabulka:

Tabulka 8 – Výsledný efekt modelů oproti dosavadní metodě v procentech

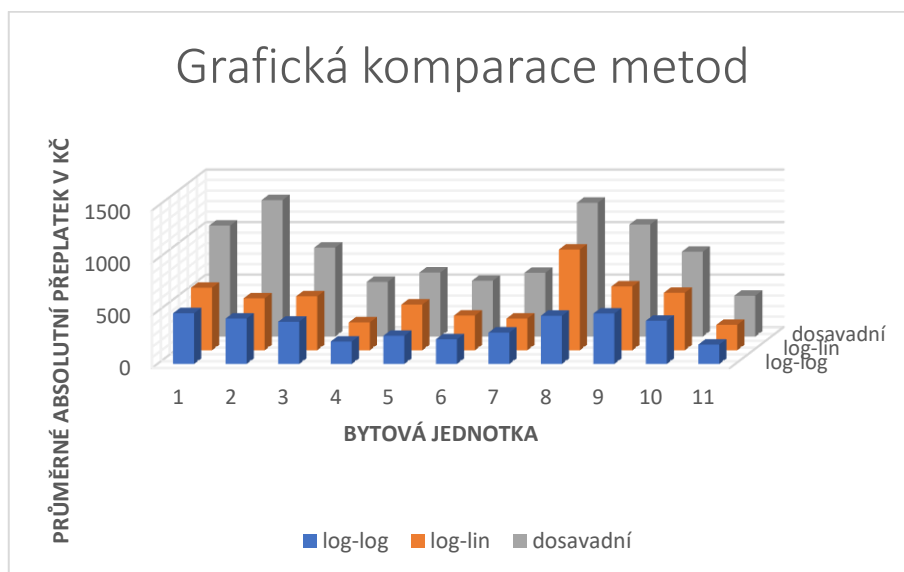
Způsob stanovení záloh	Průměrný absolutní přeplatek v %	Zlepšení oproti dosavadní metodě v %
dosavadní metoda	17,45	-
model log-lin	10,21	41,48
model log-log	7,44	57,36

Zdroj: vlastní zpracování (2022)

Z tabulky je patrné, že podíl přeplatku záloh u dosud používané metody na skutečných nákladech činí v průměru 17,45 % v absolutní hodnotě. Použitím modelu log-lin by se lišily přeplatky od skutečných nákladů jen o 10,21 % a použitím modelu log-log dokonce jen o 7,44 %. Model log-lin je lepší než dosavadní metoda o 41,48 % a model log-log o 57,36 %.

Pro lepší názornost je ještě níže zpracován graf zobrazující komparaci řešených metod včetně metody dosavadní pro jednotlivé byty v peněžním vyjádření.

Obrázek 50 – Grafické znázornění komparace metod



Zdroj: vlastní zpracování (2022)

Graf zobrazuje průměrné absolutní přeplatky za celé sledované období pro jednotlivé byty v Kč při použití všech tří jednotlivých metod. Graf potvrzuje, že obě uvažované metody log-lin a log-log by měly mít u všech bytových jednotek přínosný efekt. Aplikace metod pomohla zejména bytu č. 1 a 2, ale nejnižší efekt měla při použití modelu log-lin v jednotce č. 8.

### 5.5.1 Prognóza

Dosazením hodnot pro rok 2021 byla získána ex-ante prognóza, kdy v případě ceny byla dosazena hodnota 101,59 Kč/m<sup>3</sup> (cena se po celý rok neměnila). V případě proměnné počtu osob byly dosazeny hodnoty dle skutečnosti roku 2021. Rekonstrukce v objektu neprobíhala, tudíž byla dosazena hodnota nula. V roce 2021 opatření v důsledku covid-19 stále trvala, byť ne v takové míře, ale na druhou stranu se předpokládalo, že přesto dost lidí pracovalo z domova v důsledku setrvačnosti. Proto byla dosazena hodnota jedna. Žádná korekce se v tomto období neprováděla, byla proto dosazena hodnota nula. Výsledné hodnoty ex ante prognózy a jejich vyhodnocení jsou znázorněny v následující tabulce a zároveň tyto výsledky byly vyhodnoceny ukazatelem M.A.P.E., čímž byla získána vyhodnocení, které se provádí při ex post prognóze:

Tabulka 9 – Výsledné hodnoty prognózy ex-ante včetně ex post prognózy

Bytová jednotka	Skutečné náklady 2021	Prognóza log-lin	Prognóza log-log	Absolutní přeplatek dosavadní metody v Kč	Prognózaný přeplatek - log-lin v Kč	Prognózaný přeplatek - log-log v Kč
1	8618,50	6653,73	7324,54	4298,50	1964,77	1293,96
2	12927,75	11253,29	10888,83	6447,75	1674,46	2038,92
3	8618,50	6653,73	7324,54	4298,50	1964,77	1293,96
4	4309,25	3934,16	3718,79	2149,25	375,09	590,46
5	4309,25	3934,16	3718,79	2149,25	375,09	590,46
6	4309,25	3934,16	3718,79	2149,25	375,09	590,46
7	4309,25	3934,16	3718,79	2149,25	375,09	590,46
8	7900,29	6095,79	6727,09	5380,29	1804,50	1173,20
9	12927,75	11253,29	10888,83	6447,75	1674,46	2038,92
10	4309,25	3934,16	3718,79	2149,25	375,09	590,46
11	4309,25	3934,16	3718,79	2149,25	375,09	590,46
<b>Průměr</b>	<b>6986,21</b>	<b>5955,89</b>	<b>5951,51</b>	<b>3615,30</b>	<b>1030,32</b>	<b>1034,70</b>
<b>Průměrný přeplatek na průměrných nákladech v %</b>				<b>51,53</b>	<b>13,32</b>	<b>14,42</b>
<b>Zlepšení oproti dosavadní metodě v % *</b>					<b>74,14</b>	<b>72,02</b>
*O kolik procent byly přeplatky modelů menší/větší oproti dosavadní metodě						

Zdroj: vlastní zpracování (2022)

Při pohledu na průměrný přeplatek obou modelů je vidět, že výsledky jsou dost podobné, ale je velice překvapivé, že přeplatek získaný dosavadní metodou byl na úrovni 51,53 %. V důsledku bylo tedy dosaženo zlepšení pomocí modelu log-lin o 74,14 % a modelu log-log o 72,02 %. Takto vysoké zlepšení je spíše v důsledku toho, že dosavadní metoda v roce 2021 nejspíše dost selhala. Ale i kdyby se výsledky obou modelů porovnávaly s průměrným přeplatkem za posledních 20 let, který byl na úrovni 17,45 %, tak se stále jedná o lepší výsledek, než kdyby se používala dosavadní metoda.

## 6 Shrnutí výsledků

### 6.1 Shrnutí výsledků vlastní práce

Práce analyzovala náklady na vodné a stočné za období let 2000 až 2020 ve vybraném společenství vlastníků jednotek sídlícím v jedné z historických čtvrtí Hlavního města Praha. V úvodu vlastní práce byly koncipovány čtyři základní ekonometrické modely, z nich byly dále dva korigovány. Výslednými modely se podařilo vysvětlit změny nákladů na vodné a stočné pomocí změn vybraných exogenních proměnných, které byly vybrány na základě získání poznatků o dané problematice a s ohledem na charakteristiky zkoumaného oboru.

Byla potvrzena celá řada předložených teoretických předpokladů. Mezi nejpodstatnější patří potvrzení významného **vlivu ceny vodného a stočného** na náklady na vodné a stočné ve všech šesti koncipovaných modelech s tím, že pro tyto všechny modely je **cena vodného statisticky významnou proměnnou**. U faktoru se **potvrzuje i předpoklad o stejném směru působení** proměnné na endogenní proměnnou, tzn. že při zvýšení ceny vodného vzrostou i náklady na vodné a stočné.

Další významnou proměnnou je **počet osob** evidovaných v bytové jednotce. Stejně tak jako u předchozí proměnné, se pro tuto potvrdil předpoklad o **významném vlivu na náklady na vodné a stočné**, který byl prokázán ve všech modelech s potvrzením významné statistické významnosti. Dále **byl potvrzen i předpoklad o stejném směru působení** proměnné na vysvětlovanou proměnnou, tzn. že při růstu počtu osob se skutečné náklady na vodné také zvýší.

Prostřednictvím elementární analýzy dat v nich byly zjištěny výkyvy, které se podařilo vysvětlit. Z důvodu vlivu těchto faktorů na endogenní proměnnou byly do modelů zahrnuty dummy proměnné. **U dummy proměnné rekonstrukce se podařilo vysvětlit vliv** zvýšené spotřebu vody v průběhu probíhající rekonstrukce domu v roce 2009 na endogenní proměnnou. I u **další dummy proměnné byl prokázán vliv zvýšené spotřeby vody** během období, v němž platila vládní opatření související s onemocněním covid-19 v roce 2020. Bylo potvrzeno, že náklady na vodné se zvýší, pokud lidé pracují z domova a studenti absolvují online distanční výuku z domova.

Modely, v nichž nevstupovala endogenní proměnná v logaritmech, vykazovaly nenormální rozdělení reziduí s více odlehlých hodnotami, byly proto oba zamítnuty. Jelikož zbývajících dvou byla zjištěno nenormální rozdělení reziduí jen s jednou odlehlou hodnotou, byly tyto modely log-log a log-lin dále korigovány zahrnutím **proměnné korekce, u níž se podařilo potvrdit její vliv** na náklady na vodné a stočné včetně **potvrzení její statistické významnosti. předpokládaný opačný směr působení** proměnné na vysvětlovanou proměnnou se nepodařilo ověřit. Důvodem může být fakt, že se jedná pouze o čistě technickou záležitost a verifikace parametru proto není příliš smysluplná.

**Provedením aplikace** obou výsledných korigovaných modelů log-log a log lin **bylo potvrzeno**, že obě uvažované metody log-lin a log-log by měly mít u jednotlivých bytů **přínosný efekt**. Použitím obou modelů **by došlo k významnému snížení rozdílu mezi přeplatkem záloha a skutečnými náklady**. Oba modely jsou tak přínosnější než dosud používaná metoda.

## 6.2 Dynamizace modelů

V rámci empirické části práce byl proveden pokus o dynamizaci obou vybraných modelů zahrnutím časového faktoru. Oba modely byly doplněny o endogenní proměnnou zpožděnou o jedno období (rok). V případě modelu **log-log** se po dynamizaci výrazně zhoršily hodnoty informačních kritérií (Akaikovo kritérium, Schwarzovo kritérium) a heteroskedasticita zůstala stále přítomná. Výsledek tak svědčí o tom, že ke zlepšení modelu log-log pomocí dynamizace nedošlo.

V případě modelu **log-lin** bylo sice dosaženo nepatrného zlepšení hodnot informačních kritérií, nicméně nastal problém z přítomností heteroskedasticity, která se před zahrnutím zpožděné endogenní proměnné v modelu nevyskytovala. Tudiž ani v tomto případě nelze uvažovat o zlepšení daného modelu dynamizací proměnné. Oba odhadnuté modely se zahrnutou zpožděnou endogenní proměnnou jsou obsaženy v příloze č. 3 a 4.



### 6.3 Měření spotřeby vody

Jak již bylo v diplomové práci dříve uvedeno, ve vybraném bytovém domě byly hodnoty skutečné spotřeby vodného pro jednotlivé byty získávány jako podíl celkové roční spotřeby naměřené na patním domovním vodoměru a počtu evidovaných osob v objektu. Získaná hodnota byla poté násobena počtem osob v každé jednotce v daném období. Z uvedeného vyplývá, že při počtu osob v jednotlivých bytech v rozmezí hodnot jedna až čtyři, mohly vzniknout za předpokladu celoročního užívání bytových jednotek pouze čtyři různé hodnoty roční spotřeby vodného bez ohledu na to, zda domácnosti s vodou šetřily či nikoliv.

Z důvodu spravedlivějšího rozdělení nákladů na vodné a stočné mezi jednotlivé uživatele by přinesla kýžený efekt instalace podružného měření v podobě bytových vodoměrů. Vzhledem k tomu, že v bytovém domě jednou vodoměry nainstalované budou a bude potřeba stanovit zálohy na první nebo i více dalších období, bylo by možné tento model použít v rámci této překlenovací fáze, protože do instalace vodoměrů nebudou k dispozici žádná historická data o spotřebě pro účely stanovení nové zálohy. Samozřejmě lze očekávat i výraznější nepřesnosti, ale i přesto by měly být výpočty přesnější než jakýkoliv subjektivní odhad.

Aplikovat odhadnuté modely na tentýž objekt, který má instalované vodoměry by mohlo přinést zajímavé výsledky v oblasti komparace nákladů na vodné a stočné. Porovnáním hodnot získaných průměrem na osobu a skutečných hodnot naměřených na vodoměrech by bylo možné získat teoretickou představu o tom, které domácnosti dosud na vodném na úkor ostatních domácností ušetřily, a které naopak platily více, než by byla jejich reálná spotřeba.

V nejbližší době v dotčeném objektu k instalaci vodoměrů jistě dojde. Příčinou bude zejména zvyšující se tlak na spravedlivé rozdělení nákladů mezi byty v domě, pokračující digitalizace, která čím dál více zasahuje do všech oblastí života, a existence možnosti vyššího komfortu, díky němuž konkrétně radiové vodoměry přinášejí možnost dálkového odečítání měřidel bez nutnosti fyzicky navštívit bytovou jednotku a opsat stav vodoměru.

## 7 Závěr

Předložená práce se zabývala hledáním metod pomocí ekonometrického modelu, které by umožnily snížit absolutní přeplatek záloh na vodném a stočném. Byly zkoumány náklady na vodné a stočné ve vybraném společenství vlastníků jednotek v Praze a faktory, které je ovlivňují.

Hlavním cílem předkládané práce bylo **minimalizovat absolutní přeplatek záloh na vodném a stočném** pro vybrané společenství vlastníků jednotek prostřednictvím nástrojů ekonometrického modelování, aby bylo možné co nejpřesněji stanovit zálohu pro každou bytovou jednotku na další období. Aby bylo možné naplnit hlavní cíl celé práce, byly stanoveny cíle dílčí, které byly na základě uvedené metodiky postupně naplňovány.

V metodologické části **byly charakterizovány metody ekonometrického modelování**. Byl tak popsán celý proces konstrukce ekonometrického modelu, který byl základem pro realizaci praktické části diplomové práce. V kapitole 4 *Teoretická východiska* byly **vymezeny hlavní faktory, které působí na spotřebu vody** v bytovém domě. Byly zde popsány základní pojmy související s problematikou nákladů na vodné a stočné. Dále byla charakterizována skladba kalkulace ceny vodného a stočného a uvedeny statistiky o spotřebě vody v domácnostech. byla provedena komparace cen vodného a stočného v krajských městech ČR.

Následně byl **proveden sběr dat za jednotlivé jednotky v domě za období let 2001 – 2020** za jedenáct bytových jednotek prostřednictvím selekce údajů z účetních dokladů dostupných v archivu vybraného společenství vlastníků. Data byla seříděna, zkontrolována a sestavena do tabulky v elektronické podobě pro účely importu souboru panelových dat do programu Gretl. Vstupní soubor údajů zahrnoval data o jednotlivých jednotkách za každé sledované roční období, tj. číslo bytové jednotky, počet osob v jednotce, záloha na vodné v jednotce, skutečné náklady na vodné a stočné v jednotce, přeplatek záloh, cena vodného a stočného. Dále byla zahrnuta data pro dvě dummy proměnné, které zachycovaly zvýšenou spotřebu vody jednak během rekonstrukce v roce 2009 a dále v období vládních opatření souvisejících s onemocněním covid-19 v roce 2020.

Na základě procesu konstrukce ekonometrického modelu popsaného v kapitole 3 *Metodika* byly v nejpodstatnější kapitole 5 *Vlastní práce* provedeny konstrukce a odhady čtyř základních ekonometrických modelů, z nichž byly dále dva korigovány a znovu odhadnuty. Následně byla provedena jejich interpretace a verifikace. Výsledkem modelu log-log práce dospěla k závěru, že zvýšení počtu osob o 1 %, zvýší náklady o 0,978 Kč/rok ceteris paribus. Dále navýšení ceny vodného a stočného o 1 % povede ke zvýšení nákladů o 0,617 % ceteris paribus. Lze tak konstatovat, že náklady na vodné a stočné jsou více ovlivňovány počtem osob. Taktéž bylo zjištěno, že v období probíhající rekonstrukce v roce 2009 došlo ke zvýšení nákladů o 43,86 %. Zajímavostí je parametr reprezentující pandemickou situaci v roce 2020, kdy se náklady zvýšily o 15,768 %, což bylo způsobeno tím, že kvůli vládním opatřením převážná část lidí pracovala z domova a pro děti a mládež byla nařízena distanční výuka. Rovněž byl díky opatřením omezen kulturní, sportovní a společenský život. Všechny tyto skutečnosti znamenaly delší dobu pobytu uživatelů v domácnostech a tím i jejich zvýšenou spotřebu vody.

V rámci modelu log-lin bylo možné učinit závěr, že každá další osoba v bytě zvyšuje náklady na vodné a stočné o 52,548 % ceteris paribus. A rovněž zdražení ceny vodného a stočného o další 1 Kč/rok zvýší náklady o 0,928 % ceteris paribus. Rekonstrukce v roce 2009 vedla ke zvýšení nákladů o 47,981 % a pandemická situace v roce 2020 znamenala zvýšení nákladů o 13,291 %. Parametry obou dummy proměnných rekonstrukce a covidu-19 jsou z hlediska intenzity v obou modelech dost podobné.

Vyhodnocením reziduí (teoretického přeplatku) bylo zjištěno, že podíl přeplatku záloh u dosavadní metody na skutečných nákladech činí v absolutní hodnotě v průměru 17,45 %. Použitím modelu log-lin by se lišily přeplatky od skutečných nákladů pouze o 10,21 % a použitím modelu log-log jen o 7,44 %. Model log-lin je lepší než dosavadní metoda o 41,48 % a model log-log o 57,36 %. V závěru vyhodnocování modelů byla provedena komparace dosavadní metody a obou modelů v grafickém znázornění, který potvrzuje, že použití obou metod log-lin a log-log by mělo mít přínosný efekt.

Použitelnost obou modelů byla rovněž testována pomocí dílčího cíle ve formě **ex post prognózy**, pomocí které bylo možné přínosný efekt obou modelů rovněž potvrdit. Analýzou výsledků ex post prognózy bylo zjištěno, že dosavadní metodou by bylo v roce 2021

dosaženo absolutního přeplatku na úrovni 51,53 %. Aplikací ekonometrických modelů bylo dosaženo zlepšení pomocí modelu log-lin o 74,14 % a modelu log-log o 72,02 %. Takto vysoké zlepšení je spíše v důsledku toho, že dosavadní metoda pro stanovování záloh a vyúčtování nákladů v roce 2021 nejspíše dost selhala. Ale i kdyby se výsledky obou modelů porovnávaly s průměrným přeplatkem záloh za posledních 20 let, který byl na úrovni 17,45 %, tak se stále jedná o lepší výsledek, než kdyby se používala dosavadní metoda. Rovněž byla **provedena prognóza ex ante** za účelem stanovení záloh na období roku 2021. Ale vzhledem k tomu, že v době dokončování této práce již byly skutečné hodnoty za rok 2021 k dispozici, se stala s ex ante prognózy prognóza ex post.

**Hlavním výstupem práce jsou dva ekonometrické modely, jejichž použitím lze minimalizovat absolutní přeplatek záloh na vodném a stočném** pro řešené společenství vlastníků jednotek. Aplikací obou modelů je možné stanovit přesněji zálohu pro každou bytovou jednotku na další období. Přesněji stanovená záloha nebude zadržovat vlastníkům nadbytečně vysoké finanční prostředky během jednoho období na účtu společenství vlastníků. Zároveň bude předepsána v takové výši, v níž pokryje skutečný objem nákladů na vodné a stočné. Výsledné modely jsou použitelné pro řešený bytový dům. Obdobným postupem lze tak předpokládat podobný efekt i v jiných bytových domech.

## 8 Seznam použitých zdrojů

### 8.1 Seznam tištěných zdrojů

- 1) **BALTAGI, Badi H, 2008.** *Econometrics*. Berlin : Springer Science & Business Media, 2008. ISBN 978-3-540-76515-8.
- 2) **CIPRA, Tomáš, 2013.** *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress. ISBN 978-80-86929-93-4.
- 3) **FIBÍROVÁ, Jana, Libuše ŠOLJAKOVÁ a Jaroslav WAGNER, 2007.** *Nákladové a manažerské účetnictví*. Praha: ASPI. ISBN 978-80-7357-299-0.
- 4) **GREENE, William H., 2012.** *Econometric analysis*. 7th ed. Boston: Prentice Hall. ISBN 978-0-13-139538-1.
- 5) **GUJARATI, Damodar N. a Dawn C. PORTER, 2009.** *Basic econometrics*. 5. vyd. Boston: McGraw-Hill Irwin. ISBN 978-007-127625-2.
- 6) **HANČLOVÁ, Jana. 2012.** *Ekonometrické modelování: Klasické přístupy s aplikacemi*. Praha :Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
- 7) **HUŠEK, Roman, 2009.** *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3.
- 8) **HUŠEK, Roman, 2007.** *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1300-3.
- 9) **JAKUBÍKOVÁ, Dagmar, 2013.** *Strategický marketing: strategie a trendy*. 2., rozš. vyd. Praha: Grada, 2013. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-4670-8.
- 10) **JUREČKA, Václav, 2018.** *Mikroekonomie*. 3., aktualizované a rozšířené vydání. Praha: Grada Publishing, 2018. Expert (Grada). ISBN 978-80-271-0146-7.

- 11) **KRÁL, Bohumil, 2010.** *Manažerské účetnictví*. 3., dopl. a aktualiz. vyd. Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-217-8.
- 12) **VEBER, Jaromír.** *Management: základy, moderní manažerské přístupy, výkonnost a prosperita*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2009. ISBN 978-80-7261-274-1.
- 13) **TONG, Hengping, T. Krishna KUMAR a Yang Xin HUANG, 2011.** *Developing econometrics*. Chichester, West Sussex: Wiley. ISBN 978-1-119-96090-4.
- 14) **WALDMAN, D.M. 1983.** A note on algebraic equivalence of White's test and a variation of the Godfrey/Breusch-Pagan test for heteroscedasticity. *Economics Letters*. 1983, Sv. 13, 2-3.

## 8.2 Seznam elektronických zdrojů

- 1) **ČEVAK, 2022.** *České Budějovice – ceník vodného a stočného. Aktuální ceník. Dvousložková forma ceny pro vodné a stočné*. [online]. České Budějovice: ČEVAK, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://www.cevak.cz/qf/cs/ramjet/moje-obec/cenik-vodne-stocne?localPartId=403865>
- 2) **Gretl, 2022.** *Gretl User's Guide. Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library* [on-line] [cit. 2022-03-26]. Dostupné z <http://gretl.sourceforge.net/gretl-help/gretl-guide.pdf>
- 3) **INVESTIČNÍ WEB, 2022.** *Trh s vodou: Lukrativnější než ropa*. [online]. , [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://www.investicniweb.cz/investice/trh-s-vodou-lukrativnejsi-nez-ropa>
- 4) **KRÁLOVÉHRADECKÁ PROVOZNÍ, 2022.** *Cena vodného a stočného*. [online]. Hradec Králové: Královéhradecká provozní, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://www.khp.cz/vse-o-vode/ceny/>

- 5) **MORAVSKÁ VODÁRENSKÁ, 2022.** *Cena vody pro rok 2022.* [online]. Olomouc: Moravská vodárenská, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://www.smv.cz/zakaznici/fakturace-a-ceny/ceny-vodneho-a-stocneho/cena-vody-pro-rok-2022/>
  
- 6) **MORAVSKÁ VODÁRENSKÁ, 2022.** *Co vše platíme ve vodném a stočném?* [online]. Olomouc: Moravská vodárenská, [cit. 2022-03-25]. Dostupné z: <https://www.smv.cz/zakaznici/fakturace-a-ceny/ceny-vodneho-a-stocneho/co-vse-platime-ve-vodnem-a-stocnem/>
  
- 7) **OSTRAVSKÉ VODÁRNY A KANALIZACE, 2022.** *Cena pro vodné a stočné. Cena pro vodné a stočné pro rok 2022.* [online]. Ostrava-Moravská Ostrava: Ostravské vodárny a kanalizace, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://ovak.cz/index.php?structure=8&lang=1>
  
- 8) **PRAŽSKÉ VODOVODY A KANALIZACE, 2022.** *Cena vodného a stočného. Cena vody v roce 2022.* [online]. Praha: Pražské vodovody a kanalizace, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://www.pvk.cz/vse-o-vode/cena-vodneho-a-stocneho/>
  
- 9) **PRAŽSKÉ VODOVODY A KANALIZACE, 2022.** *Jak se tvoří cena vody.* [online]. Praha: Pražské vodovody a kanalizace, [cit. 2022-03-23]. Dostupné z: <https://www.pvk.cz/vse-o-vode/cena-vodneho-a-stocneho/jak-se-tvori-cena-vody/>
  
- 10) **PRAŽSKÉ VODOVODY A KANALIZACE, 2022.** *Spotřeba vody.* [online]. Praha: Pražské vodovody a kanalizace, [cit. 2022-03-23]. Dostupné z: <https://www.pvk.cz/vse-o-vode/pitna-voda/spotreba-vody/>
  
- 11) **STŘEDOČESKÉ VODÁRNY, 2022.** *Vodné a stočné v roce 2022* [online]. Kladno: Středočeské vodárny, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://www.svas.cz/vse-o-vode/cena-vody-vkm/2022/>

- 12) **VAK, 2022.** *Cena vody. Cena pro vodné a stočné platná od 1.1.2022.* [online]. [cit. 2022-03-24]. Pardubice: Vodovody a kanalizace Pardubice. Dostupné z: [http://www.vakpce.cz/index.php?mn=zakaznici&pg=cena\\_vody](http://www.vakpce.cz/index.php?mn=zakaznici&pg=cena_vody)
- 13) **VODAKVA, 2022.** *Vodné a stočné 2022. Ceník vodného a stočného pro členské obce Vodohospodářského sdružení obcí západních Čech.* [online]. Karlovy Vary: Vodárny a kanalizace Karlovy Vary, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://www.vodakva.cz/cs/kontakty/kontakty-vodakva.html>
- 14) **VODAKVA, 2022.** *Vodné a stočné 2022. Vysvětlení položek ceny.* [online]. Karlovy Vary: Vodárny a kanalizace Karlovy Vary, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://www.vodakva.cz/cs/zakaznikum/cena/vysvetleni-polozek.html>
- 15) **VODÁRENSKÁ AKCIOVÁ SPOLEČNOST, 2022.** *Cena vody.* [online]. Brno Lesná: Vodárenská akciová společnost, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://vodarenska.cz/cena-vody/>
- 16) **VODÁRENSKÁ AKCIOVÁ SPOLEČNOST, 2022.** *Základní pojmy.* [online]. Brno Lesná: Vodárenská akciová společnost, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://vodarenska.cz/zakladni-pojmy/>
- 17) **VODÁRNA PLZEŇ, 2022.** *Ceny.* [online]. Plzeň: Vodárna Plzeň, [cit. 2022-03-24]. Dostupné z: <https://www.vodarna.cz/ceny/>
- 18) **VÝBOR PRÁVNÍ MAGAZÍN, 2020.** *Jak správně na vyúčtování služeb pro uživatele bytů?* [online]. Praha: Vydavatelství výbor, [cit. 2022-03-27]. Dostupné z: <https://www.magazinvybor.cz/aktuality/jak-spravne-na-vyuctovani-sluzeb-pro-uzivatele-bytu/>
- 19) **WERNEROVÁ Pavla, 2021.** *Voda se stává prioritou. „Vodní fondy“ rostou o desítky procent“.* [on-line] [cit. 2022-03-27]. Dostupné z <https://www.ekonews.cz/voda-se-stava-prioritou-vodni-fondy-rostou-o-desitky-procentvoda-se-stava-prioritou-investice-do-ni-se-vyplati/>



## **9 Přílohy**

Příloha č. 1 Podkladová panelová data použitá i nepoužitá

Příloha č. 2 Dynamizace modelu lin-lin

Příloha č. 3 Dynamizace modelu log-log

Příloha č. 4 Dynamizace modelu log-lin

Příloha č. 5 Koloběh vody

Příloha č. 6 Kalkulace cen pro vodné a stočné města Brno

## Příloha č. 1 Podkladová panelová data

Č. jed.	Rok	osob	zalohy	skut_nakl	preplatek	reko	cena	covid
1	2000	3	4860	4591,44	268,56	0	32,63	0
1	2001	3	5400	4678,22	721,78	0	35,10	0
1	2002	3	5400	4958,35	441,65	0	37,77	0
1	2003	3	5400	5178,98	221,02	0	38,57	0
1	2004	3	5400	5532,95	-132,95	0	41,43	0
1	2005	3	5400	4716,09	683,91	0	42,75	0
1	2006	3	5400	5456,11	-56,11	0	44,36	0
1	2007	3	5400	6631,40	-1231,40	0	49,67	0
1	2008	3	6480	9764,19	-3284,19	0	52,90	0
1	2009	3	6480	7809,37	-1329,37	1	54,95	0
1	2010	3	6480	6908,37	-428,37	0	56,51	0
1	2011	3	6480	7186,07	-706,07	0	60,39	0
1	2012	3	6480	7793,49	-1313,49	0	66,35	0
1	2013	3	6480	8332,55	-1852,55	0	74,35	0
1	2014	3	6480	7093,48	-613,48	0	75,84	0
1	2015	3	6480	7764,33	-1284,33	0	77,65	0
1	2016	2,33	5940	5410,42	529,58	0	83,64	0
1	2017	2	4320	5014,16	-694,16	0	85,42	0
1	2018	2	4320	5677,69	-1357,69	0	87,39	0
1	2019	2	4320	6668,86	-2348,86	0	89,66	0
1	2020	2	4320	7027,26	-2707,26	0	94,09	1
2	2000	1	1620	1530,48	89,52	0	32,63	0
2	2001	1,92	1800	2988,87	-1188,87	0	35,10	0
2	2002	2	1800	3305,57	-1505,57	0	37,77	0
2	2003	2	1800	3452,65	-1652,65	0	38,57	0
2	2004	2	1800	3688,63	-1888,63	0	41,43	0
2	2005	1	1800	1572,03	227,97	0	42,75	0
2	2006	1	1800	1818,70	-18,70	0	44,36	0
2	2007	2	1800	4420,93	-2620,93	0	49,67	0
2	2008	1	2160	3254,73	-1094,73	0	52,90	0
2	2009	1	2160	2603,12	-443,12	1	54,95	0
2	2010	1	2160	2302,79	-142,79	0	56,51	0
2	2011	1	2160	2395,36	-235,36	0	60,39	0
2	2012	3	6480	7793,49	-1313,49	0	66,35	0
2	2013	3	6480	8332,55	-1852,55	0	74,35	0
2	2014	3	6480	7093,48	-613,48	0	75,84	0

Č. jed.	Rok	osob	zalohy	skut_nakl	preplatek	reko	cena	covid
2	2015	3	6480	7764,33	-1284,33	0	77,65	0
2	2016	3	6480	6956,26	-476,26	0	83,64	0
2	2017	3	6480	7521,23	-1041,23	0	85,42	0
2	2018	3	6480	8516,54	-2036,54	0	87,39	0
2	2019	3	6480	10003,29	-3523,29	0	89,66	0
2	2020	3	6480	10540,89	-4060,89	0	94,09	1
3	2000	1,25	2070	1913,10	156,90	0	32,63	0
3	2001	2,25	4050	3508,67	541,33	0	35,1	0
3	2002	3	5400	4958,35	441,65	0	37,77	0
3	2003	3	5400	5178,98	221,02	0	38,57	0
3	2004	3	5400	5532,95	-132,95	0	41,43	0
3	2005	3	5400	4716,09	683,91	0	42,75	0
3	2006	1,67	3300	3031,17	268,83	0	44,36	0
3	2007	1	1800	2210,46	-410,46	0	49,67	0
3	2008	1	2160	3254,73	-1094,73	0	52,9	0
3	2009	1	2160	2603,12	-443,12	1	54,95	0
3	2010	1	2160	2302,79	-142,79	0	56,51	0
3	2011	1	2160	2395,36	-235,36	0	60,39	0
3	2012	3	6480	7793,49	-1313,49	0	66,35	0
3	2013	3	6480	8332,55	-1852,55	0	74,35	0
3	2014	3	6480	7093,48	-613,48	0	75,84	0
3	2015	3	6480	7764,33	-1284,33	0	77,65	0
3	2016	3	6480	6956,26	-476,26	0	83,64	0
3	2017	3	6480	7521,23	-1041,23	0	85,42	0
3	2018	2,58	5940	7333,69	-1393,69	0	87,39	0
3	2019	2	4320	6668,86	-2348,86	0	89,66	0
3	2020	2	4320	7027,26	-2707,26	0	94,09	1
4	2000	2	3240	3060,96	179,04	0	32,63	0
4	2001	2	3600	3118,82	481,18	0	35,1	0
4	2002	2	3600	3305,57	294,43	0	37,77	0
4	2003	2	3600	3452,65	147,35	0	38,57	0
4	2004	2	3600	3688,63	-88,63	0	41,43	0
4	2005	2	3600	3144,06	455,94	0	42,75	0
4	2006	2	3600	3637,41	-37,41	0	44,36	0
4	2007	2	3600	4420,93	-820,93	0	49,67	0
4	2008	2	4320	6509,46	-2189,46	0	52,9	0
4	2009	1,08	2340	2820,05	-480,05	1	54,95	0
4	2010	1	2160	2302,79	-142,79	0	56,51	0
4	2011	1	2160	2395,36	-235,36	0	60,39	0
4	2012	1	2160	2597,83	-437,83	0	66,35	0
4	2013	1	2160	2777,52	-617,52	0	74,35	0
4	2014	1	2160	2364,49	-204,49	0	75,84	0
4	2015	1	2160	2588,11	-428,11	0	77,65	0

Č. jed.	Rok	osob	zalohy	skut_nakl	preplatek	reko	cena	covid
4	2016	1	2160	2318,75	-158,75	0	83,64	0
4	2017	1	2160	2507,08	-347,08	0	85,42	0
4	2018	1	2160	2838,85	-678,85	0	87,39	0
4	2019	1	2160	3334,43	-1174,43	0	89,66	0
4	2020	1	2160	3513,63	-1353,63	0	94,09	1
5	2000	0,42	720	182,20	537,80	0	32,63	0
5	2001	2,5	4500	3898,52	601,48	0	35,10	0
5	2002	3	5400	4958,35	441,65	0	37,77	0
5	2003	3	5400	5178,98	221,02	0	38,57	0
5	2004	3	5400	5532,95	-132,95	0	41,43	0
5	2005	3	5400	4716,09	683,91	0	42,75	0
5	2006	3	5400	5456,11	-56,11	0	44,36	0
5	2007	2,25	4050	4973,55	-923,55	0	49,67	0
5	2008	2	4320	6509,46	-2189,46	0	52,9	0
5	2009	2	4320	5206,25	-886,25	1	54,95	0
5	2010	2	4320	4605,58	-285,58	0	56,51	0
5	2011	2	4320	4790,72	-470,72	0	60,39	0
5	2012	1	2160	2597,83	-437,83	0	66,35	0
5	2013	1	2160	2777,52	-617,52	0	74,35	0
5	2014	1	2160	2364,49	-204,49	0	75,84	0
5	2015	1	2160	2588,11	-428,11	0	77,65	0
5	2016	1	2160	2318,75	-158,75	0	83,64	0
5	2017	1	2160	2507,08	-347,08	0	85,42	0
5	2018	1	2160	2838,85	-678,85	0	87,39	0
5	2019	1	2160	3334,43	-1174,43	0	89,66	0
5	2020	1	2160	3513,63	-1353,63	0	94,09	1
6	2000	2	3240	3060,96	179,04	0	32,63	0
6	2001	1	1800	1559,41	240,59	0	35,1	0
6	2002	1,67	3000	2754,64	245,36	0	37,77	0
6	2003	2	3600	3452,65	147,35	0	38,57	0
6	2004	2	3600	3688,63	-88,63	0	41,43	0
6	2005	2	3600	3144,06	455,94	0	42,75	0
6	2006	2	3600	3637,41	-37,41	0	44,36	0
6	2007	2	3600	4420,93	-820,93	0	49,67	0
6	2008	2	4320	6509,46	-2189,46	0	52,9	0
6	2009	2	4320	5206,25	-886,25	1	54,95	0
6	2010	1,17	2520	2686,59	-166,59	0	56,51	0
6	2011	1	2070	2395,35	-325,35	0	60,39	0
6	2012	1	2160	2597,83	-437,83	0	66,35	0
6	2013	1	2160	2777,52	-617,52	0	74,35	0
6	2014	1	2160	2364,49	-204,49	0	75,84	0
6	2015	1	2160	2588,11	-428,11	0	77,65	0
6	2016	1	2160	2318,75	-158,75	0	83,64	0
6	2017	1	2160	2507,08	-347,08	0	85,42	0
6	2018	1	2160	2838,85	-678,85	0	87,39	0

Č. jed.	Rok	osob	zalohy	skut_nakl	preplatek	reko	cena	covid
6	2019	1	2160	3334,43	-1174,43	0	89,66	0
6	2020	1	2160	3513,63	-1353,63	0	94,09	1
7	2000	2	3240	3060,96	179,04	0	32,63	0
7	2001	2	3600	3118,82	481,18	0	35,10	0
7	2002	2	3600	3305,57	294,43	0	37,77	0
7	2003	2	3600	3452,65	147,35	0	38,57	0
7	2004	2	3600	3688,63	-88,63	0	41,43	0
7	2005	2	3600	3144,06	455,94	0	42,75	0
7	2006	2	3600	3637,41	-37,41	0	44,36	0
7	2007	1,17	2400	2947,28	-547,28	0	49,67	0
7	2008	1	2160	3254,73	-1094,73	0	52,90	0
7	2009	1	2160	2603,12	-443,12	1	54,95	0
7	2010	1	2160	2302,79	-142,79	0	56,51	0
7	2011	1	2160	2395,36	-235,36	0	60,39	0
7	2012	1	2160	2597,83	-437,83	0	66,35	0
7	2013	1,67	3060	4629,20	-1569,20	0	74,35	0
7	2014	2	4320	4728,99	-408,99	0	75,84	0
7	2015	2	4320	5176,22	-856,22	0	77,65	0
7	2016	2	4320	4637,50	-317,50	0	83,64	0
7	2017	2	4320	5014,16	-694,16	0	85,42	0
7	2018	2	4320	5677,69	-1357,69	0	87,39	0
7	2019	2	4320	6668,86	-2348,86	0	89,66	0
7	2020	1	2880	3513,63	-633,63	0	94,09	1
8	2000	2,17	3480	3316,04	163,96	0	32,63	0
8	2001	1	1800	1559,41	240,59	0	35,10	0
8	2002	1	1800	1652,78	147,22	0	37,77	0
8	2003	1	1800	1726,33	73,67	0	38,57	0
8	2004	1	1800	1844,32	-44,32	0	41,43	0
8	2005	1	1800	1572,03	227,97	0	42,75	0
8	2006	1	1800	1818,70	-18,70	0	44,36	0
8	2007	1	1800	2210,46	-410,46	0	49,67	0
8	2008	2	4320	6509,46	-2189,46	0	52,90	0
8	2009	2	4320	5206,25	-886,25	1	54,95	0
8	2010	2	4320	4605,58	-285,58	0	56,51	0
8	2011	2	4320	4790,72	-470,72	0	60,39	0
8	2012	2	4320	5195,66	-875,66	0	66,35	0
8	2013	2	4320	5555,03	-1235,03	0	74,35	0
8	2014	2,75	4320	6502,36	-2182,36	0	75,84	0
8	2015	3	6300	7764,33	-1464,33	0	77,65	0
8	2016	3	6480	6956,26	-476,26	0	83,64	0
8	2017	4	6480	10028,31	-3548,31	0	85,42	0
8	2018	4	8280	11355,39	-3075,39	0	87,39	0
8	2019	4	8640	13337,72	-4697,72	0	89,66	0
8	2020	3	6480	10540,89	-4060,89	0	94,09	1
9	2000	1,5	2370	2295,72	74,28	0	32,63	0

Č. jed.	Rok	osob	zalohy	skut_nakl	preplatek	reko	cena	covid
9	2001	2	3600	3118,82	481,18	0	35,10	0
9	2002	2	3600	3305,57	294,43	0	37,77	0
9	2003	2	3600	3452,65	147,35	0	38,57	0
9	2004	2	3600	3688,63	-88,63	0	41,43	0
9	2005	2	3600	3144,06	455,94	0	42,75	0
9	2006	2	3600	3637,41	-37,41	0	44,36	0
9	2007	2	3600	4420,93	-820,93	0	49,67	0
9	2008	2	4320	6509,46	-2189,46	0	52,90	0
9	2009	2	4320	5206,25	-886,25	1	54,95	0
9	2010	2	4320	4605,58	-285,58	0	56,51	0
9	2011	2	4320	4790,72	-470,72	0	60,39	0
9	2012	3	6480	7793,49	-1313,49	0	66,35	0
9	2013	3	6480	8332,55	-1852,55	0	74,35	0
9	2014	3	6480	7093,48	-613,48	0	75,84	0
9	2015	3	6480	7764,33	-1284,33	0	77,65	0
9	2016	3	6480	6956,26	-476,26	0	83,64	0
9	2017	3	6480	7521,23	-1041,23	0	85,42	0
9	2018	3	6480	8516,54	-2036,54	0	87,39	0
9	2019	3	6480	10003,29	-3523,29	0	89,66	0
9	2020	3	6480	10540,89	-4060,89	0	94,09	1
10	2000	3	4860	4591,44	268,56	0	32,63	0
10	2001	3	5400	4678,22	721,78	0	35,10	0
10	2002	3	5400	4958,35	441,65	0	37,77	0
10	2003	3	5400	5178,98	221,02	0	38,57	0
10	2004	3	5400	5532,95	-132,95	0	41,43	0
10	2005	3	5400	4716,09	683,91	0	42,75	0
10	2006	3	5400	5456,11	-56,11	0	44,36	0
10	2007	3	5400	6631,40	-1231,40	0	49,67	0
10	2008	3	6480	9764,19	-3284,19	0	52,90	0
10	2009	3	6480	7809,37	-1329,37	1	54,95	0
10	2010	3	6480	6908,37	-428,37	0	56,51	0
10	2011	3	6480	7186,07	-706,07	0	60,39	0
10	2012	2	6480	5195,66	1284,34	0	66,35	0
10	2013	1,5	3600	4166,28	-566,28	0	74,35	0
10	2014	3	6480	7093,48	-613,48	0	75,84	0
10	2015	3	6480	7764,33	-1284,33	0	77,65	0
10	2016	3	6480	6956,26	-476,26	0	83,64	0
10	2017	1,17	2520	2924,93	-404,93	0	85,42	0
10	2018	1	3160	2838,85	321,15	0	87,39	0
10	2019	1	2160	3334,43	-1174,43	0	89,66	0
10	2020	1	2160	3513,63	-1353,63	0	94,09	1
11	2000	1	1620	1530,48	89,52	0	32,63	0
11	2001	1	1800	1559,41	240,59	0	35,10	0
11	2002	1	1800	1652,78	147,22	0	37,77	0

Č. jed.	Rok	osob	zalohy	skut_nakl	preplatek	reko	cena	covid
11	2003	1	1800	1726,33	73,67	0	38,57	
11	2004	1	1800	1844,32	-44,32	0	41,43	0
11	2005	1	1800	1572,03	227,97	0	42,75	0
11	2006	1	1800	1818,70	-18,70	0	44,36	0
11	2007	1	1800	2210,46	-410,46	0	49,67	0
11	2008	1	2160	3254,73	-1094,73	0	52,90	0
11	2009	1	2160	2603,12	-443,12	1	54,95	0
11	2010	1	2160	2302,79	-142,79	0	56,51	0
11	2011	1	2160	2395,36	-235,36	0	60,39	0
11	2012	1	2160	2597,83	-437,83	0	66,35	0
11	2013	1	2160	2777,52	-617,52	0	74,35	0
11	2014	1	2160	2364,49	-204,49	0	75,84	0
11	2015	1	2160	2588,11	-428,11	0	77,65	0
11	2016	1	2160	2318,75	-158,75	0	83,64	0
11	2017	1	2160	2507,08	-318,16	0	85,42	0
11	2018	1	2160	2838,85	-318,16	0	87,39	0
11	2019	1	2160	3334,43	-1174,43	0	89,66	0
11	2020	1	2160	3513,63	-1353,63	0	94,09	1

## Příloha č. 2 Dynamizace modelu lin-lin

Model 11: Hromadné OLS, za použití 220 pozorování

Zahrnuto 11 průřezových jednotek

Délka časové řady = 20

Závisle proměnná: skut\_nakl

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-2554,33	187,561	-13,62	7,87e-031	***
osob	1937,63	81,2147	23,86	3,27e-062	***
cena	35,9253	2,66357	13,49	2,06e-030	***
reko	2100,98	185,847	11,30	1,54e-023	***
covid	437,883	202,441	2,163	0,0316	**
skut_nakl_1	0,229107	0,0330825	6,925	5,01e-011	***

Střední hodnota závisle proměnné	4630,585
Sm. odchylka závisle proměnné	2324,082
Součet čtverců reziduí	75639030
Sm. chyba regrese	594,5195
Koeficient determinace	0,936056
Adjustovaný koeficient determinace	0,934562
F(5, 214)	626,5370
P-hodnota (F)	1,3e-125
Logaritmus věrohodnosti	-1714,431
Akaikovo kritérium	3440,861
Schwarzovo kritérium	3461,223
Hannan-Quinnovo kritérium	3449,084
rho (koeficient autokorelace)	0,355378
Durbin-Watsonova statistika	1,236011

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 75,1934

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(15) > 75,1934) = 5,22429e-010$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 10,9943

s p-hodnotou = 0,00409843



### Příloha č. 3 Dynamizace modelu log-log

Model 16: Hromadné OLS, za použití 220 pozorování  
 Zahrnuto 11 průřezových jednotek  
 Délka časové řady = 20  
 Závisle proměnná: l\_skut\_nakl  
 Robustní (HAC) směrodatné chyby

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	4,94059	0,125619	39,33	2,70e-012	***
l_osob	0,930215	0,0213422	43,59	9,71e-013	***
l_cena	0,574850	0,0135829	42,32	1,30e-012	***
reko	0,430597	0,00666476	64,61	1,92e-014	***
covid	0,148513	0,00851409	17,44	8,14e-09	***
l_skut_nakl_1	0,0571173	0,0213783	2,672	0,0234	**

Střední hodnota závisle proměnné 8,318541  
 Sm. odchylka závisle proměnné 0,497224  
 Součet čtverců reziduí 1,784621  
 Sm. chyba regrese 0,091320  
 Koeficient determinace 0,967039  
 Adjustovaný koeficient determinace 0,966269  
 F(5, 10) 2484,798  
 P-hodnota(F) 3,94e-15  
 Logaritmus věrohodnosti 217,4199  
 Akaikovo kritérium -422,8397  
 Schwarzovo kritérium -402,4780  
 Hannan-Quinnovo kritérium -414,6171  
 rho (koeficient autokorelace) 0,212032  
 Durbin-Watsonova statistika 1,543709

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 39,2735

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(8) > 39,2735) = 4,37304e-006$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\text{Chí-kvadrát}(2) = 2,91973$

s p-hodnotou = 0,232268

## Příloha č. 4 Dynamizace modelu log-lin

Model 17: Hromadné OLS, za použití 220 pozorování

Zahrnuto 11 průřezových jednotek

Délka časové řady = 20

Závisle proměnná: l\_skut\_nakl

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,94196	0,168230	35,32	3,09e-091	***
osob	0,475226	0,0143444	33,13	3,35e-086	***
cena	0,00790310	0,000516380	15,30	3,30e-036	***
reko	0,456772	0,0378016	12,08	5,73e-026	***
covid	0,120017	0,0406304	2,954	0,0035	***
l_skut_nakl_1	0,111701	0,0242070	4,614	6,79e-06	***

Střední hodnota závisle proměnné 8,318541

Sm. odchylka závisle proměnné 0,497224

Součet čtverců reziduí 3,119214

Sm. chyba regrese 0,120730

Koeficient determinace 0,942390

Adjustovaný koeficient determinace 0,941044

F(5, 214) 700,1280

P-hodnota(F) 1,8e-130

Logaritmus věrohodnosti 155,9987

Akaikovo kritérium -299,9973

Schwarzovo kritérium -279,6355

Hannan-Quinnovo kritérium -291,7747

rho (koeficient autokorelace) 0,345633

Durbin-Watsonova statistika 1,218634

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 52,1627

s p-hodnotou =  $P(\text{Chi-kvadrát}(15) > 52,1627) = 5,30919e-006$

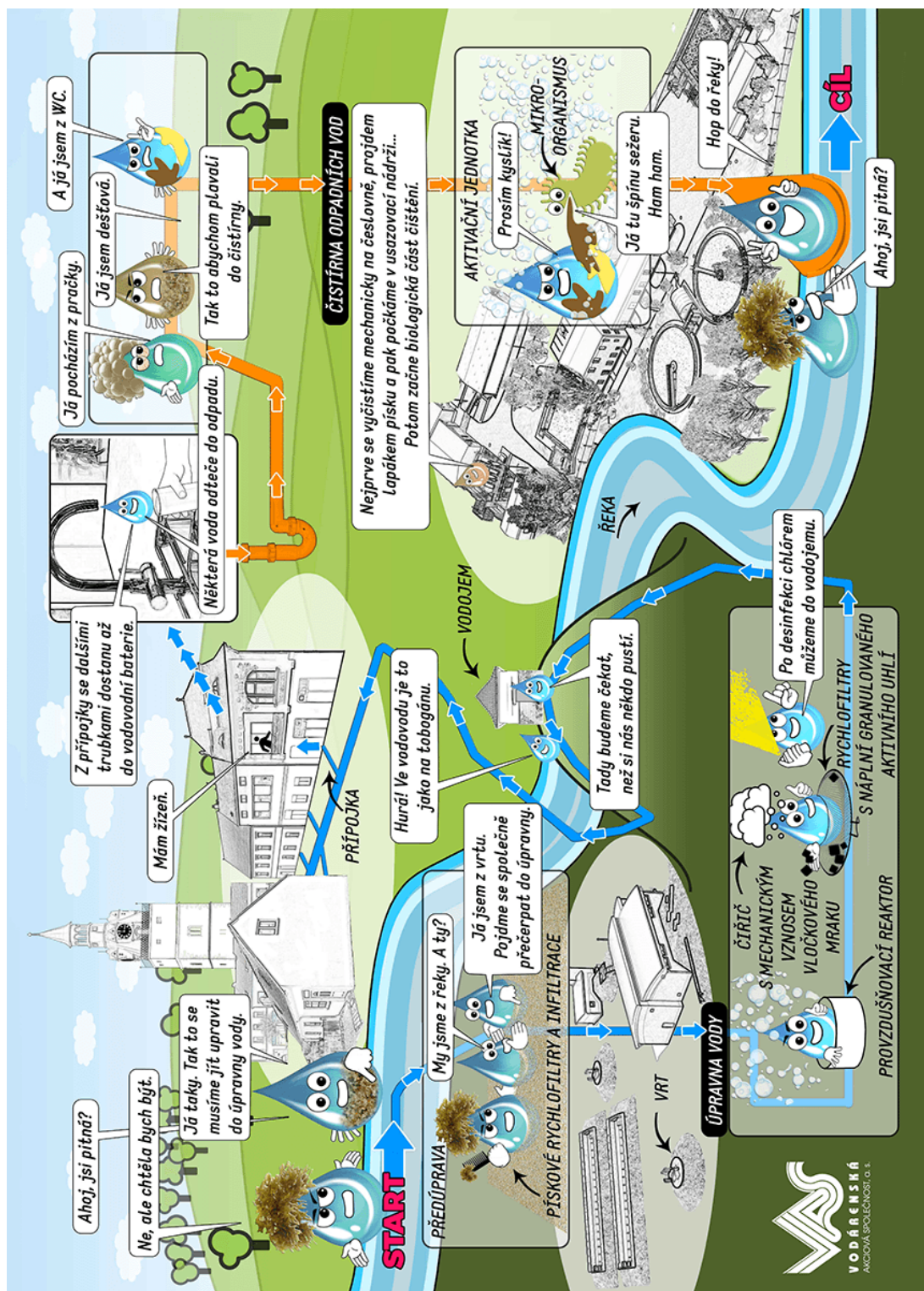
Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,33757

s p-hodnotou = 0,84469

## Příloha č. 5 Koloběh vody



Zdroj: <https://vodarenska.cz/kolobeh-vody/>

## Příloha č. 6 Kalkulace cen pro vodné a stočné města Brno

### Výpočet (kalkulace) cen pro vodné a stočné pro kalendářní rok 2022 Statutární město Brno

Tabulka č. 1

I	Příjemce vodného a stočného	Brněnské vodárny a kanalizace, a.s.				
II	Provozovatel - název a IČO	Brněnské vodárny a kanalizace, a.s. IČO: 46347275				
III	Vlastník - název a IČO	Příloha č. 1				
IV	Formulář A až F	A				
V	Index 1 až x	19				
VI	IČPE související s cenou	5312-614726-00483869-2/1-46347275, 5312-614726-44992785-2/2-46347275, 6203-610003-44992785-3/1-46347275, 6203-610887-44992785-1/1-46347275, 6203-610887-44992785-1/2-46347275, 6203-611484-44992785-1/1-46347275, 6203-611778-44992785-2/1-46347275, 6203-611778-44992785-2/2-46347275, 6203-697931-46347275-4/1-46347275				
<b>Náklady pro výpočet ceny pro vodné a stočné</b>						
Řádek	Nákladové položky	Měrná jednotka	Voda pitná		Voda odpadní	
			2021	2022	2021	2022
			Oč. skut.	Kalkulace	Oč. skut.	Kalkulace
1	2	2a	3	4	5	6
1.	<b>Materiál</b>	míl. Kč	240,167	256,655	263,445	285,660
1.1	- surová voda podzemní + povrchová	míl. Kč	46,132	42,589	0,000	0,000
1.2	- pitná voda převzatá + odpadní voda předaná k čištění	míl. Kč	189,483	207,968	263,159	285,393
1.3	- chemikálie	míl. Kč	0,095	0,109	0,000	0,000
1.4	- ostatní materiál	míl. Kč	4,457	5,990	0,286	0,267
2.	<b>Energie</b>	míl. Kč	11,303	15,374	1,665	2,678
2.1	- elektrická energie	míl. Kč	8,467	11,914	1,174	1,783
2.2	- ostatní energie (plyn, pevná a kapalná energie)	míl. Kč	2,835	3,460	0,491	0,895
3.	<b>Mzdy</b>	míl. Kč	73,531	68,878	22,056	16,694
3.1	- přímé a režijní mzdy	míl. Kč	54,320	50,743	16,357	12,194
3.2	- ostatní osobní náklady	míl. Kč	19,212	18,134	5,699	4,501
4.	<b>Ostatní přímé náklady</b>	míl. Kč	412,023	427,502	567,373	538,356
4.1	- odpisy	míl. Kč	0,000	0,000	0,000	0,000
4.2	- opravy infrastrukturního majetku	míl. Kč	121,299	136,079	123,126	119,685
4.3	- nájem infrastrukturního majetku	míl. Kč	290,724	291,423	444,247	418,671
4.4	- prostředky obnovy infrastrukturního majetku	míl. Kč	0,000	0,000	0,000	0,000
5.	<b>Provozní náklady</b>	míl. Kč	89,107	91,647	54,662	54,726
5.1	- poplatky za vypouštění odpadních vod	míl. Kč	0,000	0,000	0,000	0,000
5.2	- ostatní provozní náklady externí	míl. Kč	29,434	34,344	9,183	10,532
5.3	- ostatní provozní náklady ve vlastní režii	míl. Kč	59,673	57,303	45,480	44,194
6.	<b>Finanční náklady</b>	míl. Kč	0,000	10,192	0,000	32,963
7.	<b>Ostatní výnosy</b>	míl. Kč	0,000	0,000	0,000	0,000
8.	<b>Výrobní režie</b>	míl. Kč	2,844	3,907	1,608	2,824
9.	<b>Správní režie</b>	míl. Kč	10,787	10,697	7,193	9,652
10.	<b>Úplné vlastní náklady vč. prostředků na obnovu</b>	míl. Kč	839,761	884,851	918,003	943,552
A	Hodnota souvisejícího infrastrukturního majetku podle VÚME	míl. Kč	10 705,23	10 705,23	23 776,56	23 776,56
B	Pořizovací cena souvisejícího provozního hmotného majetku	míl. Kč				
C	Počet pracovníků	osob				
D	Voda pitná fakturovaná	míl. m <sup>3</sup>	22,541	22,746		
E	- z toho domácnosti	míl. m <sup>3</sup>	15,085	15,240		
F	Voda odpadní odváděná fakturovaná	míl. m <sup>3</sup>			21,796	21,996
G	- z toho domácnosti	míl. m <sup>3</sup>			14,312	14,412
H	Voda srážková fakturovaná	míl. m <sup>3</sup>			4,267	4,267
I	Voda odpadní čištěná	míl. m <sup>3</sup>				
J	Pitná nebo odpadní voda převzatá	míl. m <sup>3</sup>	2,001	3,749		
K	Pitná nebo odpadní voda předaná	míl. m <sup>3</sup>			30,804	31,704

Poznámka: Náklady se uvádějí v mil. Kč na 3 desetinná místa.

Řádky A a B se uvádějí v mil. Kč na 2 desetinná místa

VÚME = vybrané údaje majetkové evidence.

<https://www.bvk.cz/zakaznikum/kalkulace>