

# Faktory nadhodnocení odhadních cen: analýza rozdílů mezi kupními a odhadními cenami bytů v roce 2019

Petr Sunega, Petr Kubala,  
Martin Lux, Martin Macek



Sociologický ústav  
Akademie věd ČR

T A  
Č R



Akademie věd  
České republiky

**Strategie AV21**  
Spíčkový výzkum ve veřejném zájmu

# Faktory nadhodnocení odhadních cen: analýza rozdílů mezi kupními a odhadními cenami bytů v roce 2019

Ing. Petr SUNEKA

Mgr. Petr KUBALA, Ph.D.

Doc. Ing. Mgr. Martin LUX, Ph.D.

Ing. Mgr. et. Mgr. Martin MACEK

## Kontakt:

[petr.sunega@soc.cas.cz](mailto:petr.sunega@soc.cas.cz)



Sociologický ústav  
Akademie věd ČR



Akademie věd  
České republiky

**Strategie AV21**  
Špičkový výzkum ve veřejném zájmu

Tato studie byla vytvořena v rámci projektu „Zvýšení transparentnosti hypotečního trhu v ČR rozšířením datové základny pro sledování a odhad cen nemovitostí“ podpořeného Technologickou agenturou ČR (TA ČR) pod číslem TL03000212. Studie byla vydána za finanční podpory Strategie AV21 v rámci programu „Společnost v pohybu a veřejné politiky“.

© Sociologický ústav AV ČR, v. v. i.

Praha 2021

## Obsah

Úvod .....	5
1. Varianta I – hodnocení založené na vytvoření srovnatelných tržních segmentů ..	6
1.1 Analýza rozsahu nesouladu mezi kupními a odhadními cenami .....	7
1.2 Analýza míry nesouladu mezi kupními a odhadními cenami .....	12
2. Varianta II – hodnocení založené na vytvoření dvojic nejbližších bytů .....	16
2.1 Analýza rozsahu nesouladu mezi kupními a odhadními cenami .....	17
2.2 Analýza míry nesouladu mezi kupními a odhadními cenami .....	20
3. Varianta III – hodnocení založené na spojení obou datových souborů .....	26
Závěry a doporučení .....	38

## Úvod

Obsahem druhé části dvoudílné studie, která je jedním z výstupů projektu „Zvýšení transparentnosti hypotečního trhu v ČR rozšířením datové základny pro sledování a odhad cen nemovitostí“ podpořeného Technologickou agenturou ČR (TAČR) pod číslem TL03000212, je porovnání výše kupních a odhadních cen bytů v roce 2019 a analýza hlavních faktorů vysvětlujících případné rozdíly mezi nimi. Kupní ceny byly získány z evidence Českého úřadu zeměměřičského a katastrálního (dále jen ČÚZK), odhadní ceny pak ze zdrojů České spořitelny, a.s. (dále jen ČS), která byla zároveň aplikačním garantem projektu. Tato část studie úzce navazuje na svou první část s názvem „Datové zdroje pro srovnání kupních a odhadních cen nemovitostí“, která zahrnovala detailní představení a popis struktury obou datových zdrojů použitých pro analýzu. Cílem této části studie je především pokusit se odpovědět na otázku, jaké byly hlavní faktory v pozadí rozdílů mezi kupními a odhadními cenami bytů v ČR v roce 2019, v jakých segmentech trhu se tyto rozdíly projevovaly nejvíce a jaké by mohly být potenciální důvody těchto rozdílů.

Porovnání kupních a odhadních cen bylo provedeno s využitím tří alternativních metodologických přístupů tak, aby naše výsledky byly co nejspolehlivější. Kapitoly v této části studie jsou proto členěny podle metodologického přístupu použitého pro srovnání cen. Náplní první kapitoly je popis výsledků porovnání kupních a odhadních cen, které bylo založeno na podrobném třídění obou datových souborů podle vybraných proměnných zastoupených v obou datových souborech v dostatečně malých geografických celcích (za okresy a okresní města). V těchto tržních segmentech (tříděních) byly zjištěny průměrné a mediánové kupní a odhadní ceny, resp. rozdíly mezi nimi, a ty byly dále analyzovány a hodnoceny. Porovnání kupních a odhadních cen prezentované ve druhé kapitole bylo provedeno na spojených datových souborech. Ke každému bytu s odhadní cenou v datech ČS byl přiřazen geograficky nejbližší byt s kupní cenou z dat ČÚZK, tedy byt, který se nacházel maximálně ve vzdálenosti do 500 metrů od bytu z dat ČS. Vzdálenost mezi byty byla určena s využitím přesné polohy dané GPS souřadnicemi. Geografická blízkost ovšem nestačila pro utvoření dyád. Mimo samotnou vzdálenost byly nejbližší dvojice bytů definovány i podle dalších atributů (např. plocha bytu, typ konstrukce domu) a teprve poté byly kupní a odhadní ceny takto vytvořených dvojic bytů navzájem srovnány. Třetí kapitola uvádí výsledky porovnání kupních a odhadních cen rovněž na spojených datových souborech se zachováním těch proměnných (atributů), které se vyskytovaly v obou datových souborech; jednotková cena bytu (cena na m<sup>2</sup>) pak byla na spojeném souboru vysvětlována pomocí regresních modelů, a to včetně využití interakčních proměnných. Čtvrtá kapitola shrnuje zjištění předcházejících kapitol a upozorňuje na limity a omezení provedených analýz a prezentovaných výsledků.

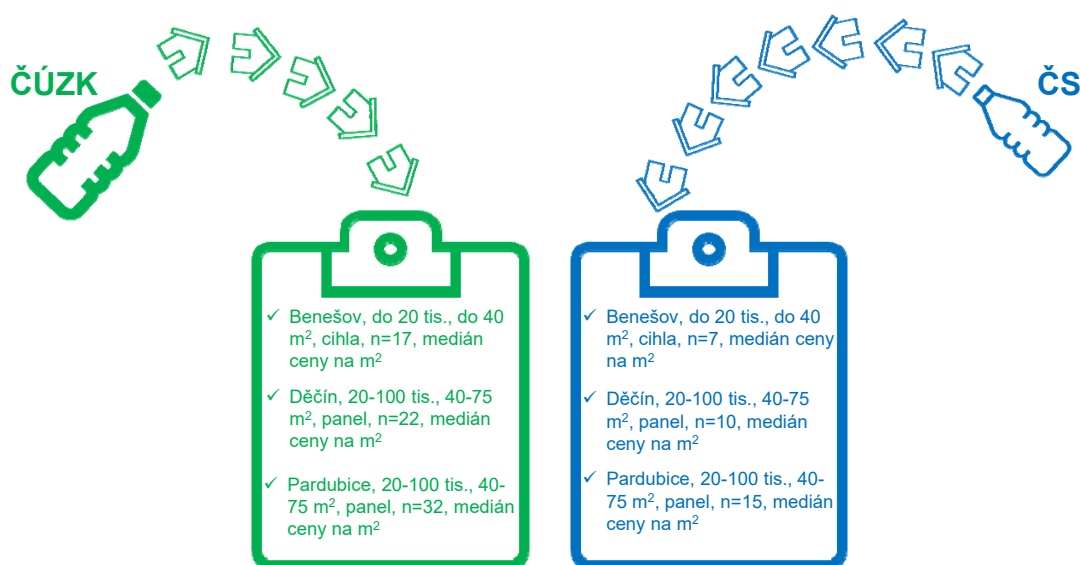
Autoři jsou si vědomi toho, že propojení obou datových souborů 1:1 a hodnocení pouze identických bytů by bylo jednoznačně metodologicky nejčistší a nejméně zpochybnitelné (na druhé straně by vzorek analyzovaných bytů byl pravděpodobně výrazně menší). Problémem bylo, že jednoznačný identifikátor umožňující takové propojení obou datových souborů nebyl k dispozici v datech ČÚZK ani v datech ČS. Výše popsané alternativní metodologické přístupy s sebou nutně nesou určité nepřesnosti a z toho plynoucí možné vychýlení výsledků. Mimo jiné proto však bylo zvoleno více přístupů, abychom ověřili, že závěry založené na jednom přístupu se v zásadě shodují se závěry založenými i na jiných přístupech, případně kde se rozcházejí.

## 1. Varianta I – hodnocení založené na vytvoření srovnatelných tržních segmentů

Jak již bylo zmíněno v úvodu této studie, metodologický přístup použitý v této kapitole spočíval ve vytvoření co nejmenších tržních segmentů pomocí detailních třídění zahrnujících jak geografický parametr, tak vybrané atributy bytu vyskytující se v obou datových souborech (datech ČS s odhadními cenami i datech ČÚZK s kupními cenami), a následném srovnání průměrných a mediánových hodnot jednotkových odhadních a kupních cen (cen na m<sup>2</sup>) v těchto co nejmenších tržních segmentech. Tento přístup se snaží zohlednit skutečnost, že oba datové soubory jsou různě velké (v datech ČS bylo jen necelých 7 tis. bytů, zatímco v datech ČÚZK téměř 32 tis. bytů), že se v obou souborech vyskytovaly odlišné proměnné a že mezi oběma soubory byly zjištěny i podstatné strukturální rozdíly (které se týkaly zejména převažujícího typu konstrukce domu, resp. zastoupení cihlových a panelových bytů v datech – viz podrobnosti v prvním dílu studie). Srovnání cen tak předcházelo vytvoření mikro-tržních segmentů, v nichž byly zastoupené byty co do geografické polohy i ostatních atributů bydlení co nejhomogennější (a tudíž srovnatelné).

Tato tržní segmentace byla provedena pro kombinaci následujících proměnných, zastoupených v obou datových souborech: okres ČR (zvláště pak okresní města), kategorie velikosti obce (podle počtu obyvatel), velikostní kategorie bytu (podle plochy bytu) a druh konstrukce (převažující konstrukční materiál domu). Celkem se tedy jednalo o kombinaci 77 okresů (plus 76 okresních měst; Praha je okres a zároveň okresní město), tří kategorií velikosti obce (menší obce do 20 tis. obyvatel, středně velká města s 20 tis. až 100 tis. obyvateli a velkoměsta nad 100 tis. obyvatel), tří velikostních kategorií bytu (malé byty do 40 m<sup>2</sup>, středně velké byty 40–75 m<sup>2</sup>, velké byty nad 75 m<sup>2</sup>) a dvou kategorií druhu konstrukce (cihlové byty a panelové byty). Tímto tříděním vzniklo 2 754 možných kombinací, z nichž ovšem bylo reálně v datech obou souborů zastoupeno jen 664 kombinací/segmentů (viz obrázek 1) – pro ně pak byly vypočteny mediánové jednotkové odhadní a kupní ceny bytů (ceny na m<sup>2</sup>), vypočteny rozdíly (v korunách i procentuálně) mezi těmito cenami a tyto rozdíly pak byly analyzovány (vysvětlovány) s využitím regresní analýzy a analýzy rozptylu.

Obrázek 1: Ilustrativní příklad vytvoření tržní segmentace



Zdroj: autoři.

### 1.1 Analýza rozsahu nesouladu mezi kupními a odhadními cenami

V rámci analýzy odchylky mezi kupními a odhadními cenami byly sledovány hodnoty dvou ukazatelů. První z nich byl nazván **rozsah nesouladu** a udává podíl bytů, u nichž se odhadní cena lišila od kupní ceny z celkového počtu bytů, resp. podíl tržních segmentů, u nichž se medián odhadní ceny lišil od mediánu kupní ceny, z celkového počtu tržních segmentů. Druhý ukazatel byl nazván **míra nesouladu** a byl definován jako rozdíl mezi odhadní a kupní cenou na m<sup>2</sup>, resp. rozdíl mezi mediánem odhadní a kupní ceny na m<sup>2</sup> v daném tržním segmentu. Míra nesouladu byla zjištěna jak v absolutní hodnotě (tj. v korunách jako prostý rozdíl), tak v procentech.

Tabulka 1 udává hodnotu absolutních a relativních četností pro všechny tržní segmenty, které byly v datech obou souborů (ČS i ČÚZK) zastoupeny alespoň jedním bytem (celkem se jednalo o 667 segmentů). Z tabulky vyplývá, že v 70 % tržních segmentů byl medián odhadní ceny na m<sup>2</sup> vyšší než medián kupní ceny na m<sup>2</sup>, u 30 % segmentů tomu pak bylo naopak.

Tabulka 1: Rozsah nesouladu pro všechny segmenty

	Počet segmentů	Podíl segmentů (%)
Medián kupní ceny na m <sup>2</sup> vyšší nebo roven mediánu odhadní ceny na m <sup>2</sup>	200	30,0
Medián odhadní ceny na m <sup>2</sup> vyšší než medián kupní ceny na m <sup>2</sup>	467	70,0
<b>Celkem</b>	<b>667</b>	<b>100,0</b>

Zdroj: vlastní výpočty.

Zastoupení bytů v jednotlivých segmentech bylo nerovnoměrné, takže hodnota mediánu jednotkové ceny v málo zastoupených segmentech mohla být nespolehlivá. Proto jsme se rozhodli zahrnout do konečného srovnání jen ty segmenty, u nichž hodnota mediánu

jednotkové ceny vychází z dostatečně vysokého počtu pozorování (bytů) v obou souborech, aby bylo porovnání výše odhadních a kupních cen spolehlivější. Stanovení minimálního počtu bytů ( $n$ ) v tržním segmentu bylo normativní. Zvolili jsme tedy dvě alternativy – minimální počty pět a deset bytů v daném segmentu. V případě minimálního počtu pěti bytů se počet srovnatelných segmentů snížil z původních 667 na 303, v případě minimálního počtu deseti bytů se počet srovnatelných segmentů snížil na 158. Tabulka 2 pak provádí opravené hodnocení rozsahu nesouladu po zapracování podmínky minimálního počtu bytů v jednotlivých tržních segmentech. Pro  $n$  větší nebo rovno pěti byl u 75 % tržních segmentů medián jednotkové odhadní ceny vyšší než medián kupní ceny a pro  $n$  větší nebo rovno deseti tomu bylo u 77 % segmentů.

**Tabulka 2: Rozsah nesouladu mezi kupními a odhadními cenami pro segmenty zastoupené alespoň pěti a deseti byty**

	n >=5		n >= 10	
	Počet segmentů	Podíl segmentů (%)	Počet segmentů	Podíl segmentů (%)
Medián kupní ceny na m <sup>2</sup> vyšší nebo roven mediánu odhadní ceny na m <sup>2</sup>	75	24,8	36	22,8
Medián odhadní ceny na m <sup>2</sup> vyšší než medián kupní ceny na m <sup>2</sup>	228	75,2	122	77,2
<b>Celkem</b>	<b>303</b>	<b>100,0</b>	<b>158</b>	<b>100,0</b>

*Zdroj: vlastní výpočty.*

Prostřednictvím jednoduchých chí-kvadrát testů jsme testovali, jestli se rozsah nesouladu mezi kupními a odhadními cenami statisticky významně liší:

- mezi kraji ČR;
- zda je významnější v okresních městech než v ostatních obcích;
- mezi kategoriemi velikosti obce, velikosti bytu a typu konstrukce domu.

Z důvodu větší přehlednosti textu neuvádíme tabulky s výsledky (hodnotami) kontingenčních tabulek a chí-kvadrát testů; ty jsou k dispozici na vyžádání. Shrňme-li výsledky testování, pak platí, že:

- rozsah nesouladu se statisticky významně neliší mezi kraji (pro  $n \geq 5$  i  $n \geq 10$ );
- rozsah nesouladu byl statisticky významně vyšší v okresních městech než v ostatních obcích (pro  $n \geq 5$  i  $n \geq 10$ );
- rozsah nesouladu se statisticky významně liší podle velikostní kategorie obce (pro  $n \geq 5$  i  $n \geq 10$ ); ve středně velkých městech (20 000 – 100 000 obyvatel) byl rozsah nesouladu vyšší a naopak v menších městech (do 20 000 obyvatel) nižší;
- rozsah nesouladu se statisticky významně neliší podle kategorií velikosti bytů (pro  $n \geq 5$  byl na hraně statistické významnosti a pro  $n \geq 10$  už rozdíl nebyl statisticky významný);
- rozsah nesouladu se statisticky významně neliší podle kategorií typu konstrukce domu (pro  $n \geq 5$  i  $n \geq 10$ ).

V dalším kroku jsme výše uvedenou analýzu zopakovali pro jednotlivé kraje ČR, protože se statisticky významné rozdíly mezi segmenty mohly projevit v rámci jednotlivých krajů. Opět z důvodu větší přehlednosti neuvádíme tabulky s výsledky testů, ale pouze jejich shrnutí v textové podobě:



- vyšší rozsah nesouladu v okresních městech než v ostatních obcích se týkal pouze některých krajů, konkrétně krajů Plzeňského, Karlovarského, Vysočina a Olomouckého;
- vyšší rozsah nesouladu ve středně velkých městech než ve městech menších se týkal rovněž pouze některých krajů, konkrétně krajů Karlovarského a Královéhradeckého;
- i když se rozsah nesouladu za celou ČR statisticky významně nelišil podle typu konstrukce domu, v Praze a Středočeském kraji se rozdíly ukázaly být statisticky významné, a to tak, že rozsah nesouladu byl větší u cihlových domů než u domů panelových.

S cílem provést vyhodnocení rozsahu nesouladu při kontrole všech výše uvedených faktorů současně byly odhadnuty parametry logistického regresního modelu, kde závislou proměnnou byla dichotomická proměnná odrážející dvě hodnoty rozsahu nesouladu: v situaci, kdy byl medián odhadní ceny na m<sup>2</sup> vyšší než medián kupní ceny na m<sup>2</sup>, proměnná pro daný segment nabývala hodnoty 1, v ostatních případech nabývala pro daný segment hodnoty 0. Vysvětlujícími proměnnými pak byly jednotlivé výše uvedené faktory. Velikostní kategorie obce v modelu byla alternována s proměnnou indikující, zda se jedná o okresní město nebo nikoliv. Modely se zařazením velikostních kategorií obce měly lepší explanační sílu (Cox & Snell R<sup>2</sup>, Nagelkerke R<sup>2</sup>) než modely s proměnnou odlišující okresní města, proto jsou níže uvedeny pouze výsledky modelů s velikostními kategoriemi obcí.

Pro celou ČR a  $n \geq 5$  se ukázalo (viz tabulka 3, v tabulce jsou tučně zvýrazněny statisticky významné proměnné), že **rozsah nesouladu se statisticky významně nelišil mezi kraji; statisticky významně méně častý (menší šance výskytu) byl ovšem u malých bytů (v porovnání s referenční kategorií středně velkých bytů), panelových bytů (v porovnání s byty v cihlových domech) a v malých městech do 20 000 obyvatel (v porovnání s referenční kategorií středně velkých měst s 20 000 – 100 000 obyvateli).**

Tabulka 3: Logistický regresní model vysvětlující rozsah nesouladu mezi kupními a odhadními cenami na úrovni ČR pro  $n >= 5$

Proměnná	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Konstanta	2,410	0,588	16,796	1	0,000	11,130
Praha	-1,245	1,084	1,318	1	0,251	0,288
Středočeský kraj	0,562	0,571	0,967	1	0,325	1,754
Jihočeský kraj	0,515	0,792	0,422	1	0,516	1,673
Plzeňský kraj	-0,399	0,609	0,429	1	0,512	0,671
Karlovarský kraj	-0,162	0,730	0,049	1	0,824	0,850
Ústecký kraj	0,202	0,665	0,092	1	0,762	1,224
Liberecký kraj	1,069	0,894	1,431	1	0,232	2,912
Královéhradecký kraj	-0,689	0,669	1,061	1	0,303	0,502
Pardubický kraj	0,449	0,829	0,294	1	0,588	1,567
Vysočina	-0,478	0,769	0,386	1	0,534	0,620
<i>Jihomoravský kraj - ref. kategorie</i>						
Olomoucký kraj	-0,135	0,666	0,041	1	0,840	0,874
Zlínský kraj	0,359	0,731	0,241	1	0,623	1,432
Moravskoslezský kraj	1,936	1,123	2,973	1	0,085	6,929
<b>Malé byty (do 40 m<sup>2</sup>)</b>	<b>-1,318</b>	<b>0,520</b>	<b>6,411</b>	<b>1</b>	<b>0,011</b>	<b>0,268</b>
<i>Střední byty (40-75 m<sup>2</sup>) - ref. kategorie</i>						
Velké byty (nad 75 m <sup>2</sup> )	-0,031	0,339	0,009	1	0,926	0,969
<b>Panely a ostatní</b>	<b>-0,762</b>	<b>0,308</b>	<b>6,110</b>	<b>1</b>	<b>0,013</b>	<b>0,467</b>
<i>Cihla - ref. kategorie</i>						
<b>Menší města (do 20 000 obyvatel)</b>	<b>-1,482</b>	<b>0,387</b>	<b>14,641</b>	<b>1</b>	<b>0,000</b>	<b>0,227</b>
<i>Středně velká města - ref. kategorie</i>						
Velkoměsta (nad 100 000 obyvatel)	-0,347	0,691	0,252	1	0,616	0,707
-2 Log likelihood						293,657
Cox & Snell R Square						0,139
Nagelkerke R Square						0,207
Hosmer and Lemeshow test					Chi square = 6,655, df = 8, Sig. = 0,573	
N						303

Zdroj: vlastní výpočty.

Pro celou ČR a  $n \geq 10$  se ukázalo (viz tabulka 4, tučně jsou opět zvýrazněny statisticky významné proměnné), že rozsah nesouladu byl statisticky významně méně častý v Královéhradeckém kraji v porovnání s referenční kategorií (Jihomoravský kraj) a dále opět u malých bytů (v porovnání se středně velkými byty) a v menších městech (v porovnání se středně velkými městy). Rozdíly podle typu konstrukce už nebyly statisticky významné, ale rozsah nesouladu byl evidentně méně častý u panelových bytů (v porovnání s byty cihlovými).

Tabulka 4: Logistický regresní model vysvětlující rozsah nesouladu mezi kupními a odhadními cenami na úrovni ČR pro  $n \geq 10$

Proměnná	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Konstanta	4,784	1,203	15,823	1	0,000	119,561
Praha	-2,176	1,367	2,533	1	0,111	0,114
Středočeský kraj	0,164	1,038	0,025	1	0,874	1,179
Jihočeský kraj	-0,635	1,437	0,195	1	0,659	0,530
Plzeňský kraj	-1,648	1,053	2,448	1	0,118	0,192
Karlovarský kraj	-0,636	1,198	0,282	1	0,595	0,529
Ústecký kraj	-0,927	1,141	0,660	1	0,417	0,396
Liberecký kraj	-0,089	1,395	0,004	1	0,949	0,915
<b>Královéhradecký kraj</b>	<b>-3,179</b>	<b>1,190</b>	<b>7,140</b>	<b>1</b>	<b>0,008</b>	<b>0,042</b>
Pardubický kraj	-0,537	1,176	0,209	1	0,648	0,584
Vysočina	-1,982	1,278	2,405	1	0,121	0,138
<i>Jihomoravský kraj - ref. kategorie</i>						
Olomoucký kraj	-1,381	1,060	1,697	1	0,193	0,251
Zlínský kraj	-0,449	1,178	0,145	1	0,703	0,638
Moravskoslezský kraj	18,843	9726,550	0,000	1	0,998	152551138,731
<b>Malé byty (do 40 m<sup>2</sup>)</b>	<b>-2,502</b>	<b>1,047</b>	<b>5,709</b>	<b>1</b>	<b>0,017</b>	<b>0,082</b>
<i>Střední byty (40-75 m<sup>2</sup>) - ref. kategorie</i>						
Velké byty (nad 75 m <sup>2</sup> )	-0,926	0,623	2,209	1	0,137	0,396
Panely a ostatní	-0,860	0,508	2,871	1	0,090	0,423
<i>Cihla - ref. kategorie</i>						
<b>Menší města (do 20 000 obyvatel)</b>	<b>-2,881</b>	<b>0,810</b>	<b>12,657</b>	<b>1</b>	<b>0,000</b>	<b>0,056</b>
<i>Středně velká města - ref. kategorie</i>						
Velkoměsta (nad 100 000 obyvatel)	-1,060	1,100	0,927	1	0,336	0,347
-2 Log likelihood						124,520
Cox & Snell R Square						0,248
Nagelkerke R Square						0,377
Hosmer and Lemeshow test					Chi square = 6,655, df = 8, Sig. = 0,573	
N						158

Zdroj: vlastní výpočty.

## 1.2 Analýza míry nesouladu mezi kupními a odhadními cenami

V této studii neuvádíme výši průměrné míry nesouladu, jelikož (1) primárním cílem projektu i této studie bylo zejména nalezení hlavních faktorů v pozadí míry nesouladu (2) a oba zdroje dat byly natolik odlišné co do velikosti i struktury (což se projevuje i na relativně malém počtu konečných tržních segmentů, za které je analýza prováděna), že by konkrétní výše míry nesouladu byla nutně nepřesná a zavádějící (mediánová míra nesouladu, tedy medián rozdílu mezi mediány jednotkových odhadních a kupních cen v jednotlivých segmentech, se nicméně pohybovala okolo 9 %). Podobně jako v případě rozsahu nesouladu jsme se pokusili zjistit, zda se míra nesouladu liší mezi kraji, velikostními kategoriemi obce, bytu a kategoriemi typu konstrukce; a opět pod podmínkou, že máme v daném tržním segmentu zastoupen minimální počet pěti, resp. deseti bytů. Rozdíly jsme analyzovali zvláště pro míru nesouladu v absolutní hodnotě (v korunách) a míru nesouladu v procentech. Jelikož míra nesouladu byla na rozdíl od rozsahu nesouladu spojitá, nepoužívali jsme chí-kvadrát testy v kontingenčních tabulkách, ale analýzu rozptylu (procedura One-Way ANOVA ve statistickém balíku SPSS 27). Z důvodu větší přehlednosti v textu opět neuvádíme tabulky s výsledky pro jednotlivé faktory (tabulky jsou k dispozici na vyžádání u autorů), ale pouze slovní shrnutí výsledků:

- míra nesouladu v korunách i procentech se statisticky významně nelišila mezi kraji (pro  $n \geq 5$  i pro  $n \geq 10$ );
- míra nesouladu v korunách i procentech se statisticky významně nelišila mezi okresními městy a ostatními obcemi (pro  $n \geq 5$  i pro  $n \geq 10$ );
- míra nesouladu v korunách i procentech se statisticky významně nelišila podle kategorií velikosti obce;
- míra nesouladu v korunách se statisticky významně nelišila podle kategorie velikosti bytu (pro  $n \geq 5$  i pro  $n \geq 10$ );
- míra nesouladu v procentech se ovšem statisticky významně lišila podle kategorie velikosti bytu (pro  $n \geq 5$ ); konkrétně, u velkých bytů byla míra nesouladu vyšší než u malých bytů. Pro  $n \geq 10$  už rozdíl nebyl statisticky významný;
- míra nesouladu v korunách se statisticky významně nelišila podle typu konstrukce (pro  $n \geq 5$  i pro  $n \geq 10$ );
- míra nesouladu v procentech se ovšem statisticky významně lišila podle typu konstrukce (pro  $n \geq 5$  i pro  $n \geq 10$ ); konkrétně, u cihlových bytů byla míra nesouladu vyšší než u bytů panelových.

S cílem provést vyhodnocení míry nesouladu pro všechny výše uvedené faktory současně byly odhadnuty parametry lineárního regresního modelu, kde závislou proměnnou byla spojitá proměnná v podobě rozdílu mezi mediánem odhadních a kupních cen na  $m^2$  (nejprve v korunách, následně v procentech) a nezávislými proměnnými pak jednotlivé výše uvedené faktory. Velikostní kategorie obce v modelu byla alternována s proměnnou indikující, zda se jedná o okresní město nebo nikoliv. Modely s proměnnou indikující okresní města dosahovaly lepších hodnot F-statistiky než modely s velikostními kategoriemi obcí. Níže jsou proto uvedeny pouze výsledky modelů s binární proměnnou udávající, zda jde o okresní město nebo ostatní obce v okrese mimo okresní město. Obě proměnné nemohly být do modelu zařazeny současně z důvodu multikolinearity.

Pro celou ČR a  $n \geq 5$  se ukázalo (viz tabulka 5), že míra nesouladu v korunách je vyšší ve Středočeském kraji (v porovnání s Jihomoravským krajem jako referenční kategorií) a je statisticky významně menší u panelových bytů (v porovnání s byty v cihlových domech).

Tabulka 5: Lineární regresní model vysvětlující míru nesouladu mezi kupními a odhadními cenami v korunách na úrovni ČR pro  $n \geq 5$

	Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t	Sig.	VIF
	B	Std. Error	Beta			
Konstanta	2110,195	1245,822		1,694	0,091	
Praha	1225,691	2842,297	0,026	0,431	0,667	1,208
<b>Středočeský kraj</b>	<b>4196,228</b>	<b>1437,927</b>	<b>0,240</b>	<b>2,918</b>	<b>0,004</b>	<b>2,195</b>
Jihočeský kraj	2841,557	1863,272	0,104	1,525	0,128	1,494
Plzeňský kraj	2530,399	1689,410	0,107	1,498	0,135	1,664
Karlovarský kraj	-279,619	1933,508	-0,010	-0,145	0,885	1,441
Ústecký kraj	944,266	1690,907	0,041	0,558	0,577	1,728
Liberecký kraj	2604,297	1982,579	0,087	1,314	0,190	1,425
Královéhradecký kraj	786,828	1828,203	0,029	0,430	0,667	1,513
Pardubický kraj	144,118	1979,291	0,005	0,073	0,942	1,420
Vysočina	-403,625	2023,643	-0,013	-0,199	0,842	1,390
<i>Jihomoravský kraj – ref. kategorie</i>						
Olomoucký kraj	1726,815	1773,433	0,068	0,974	0,331	1,563
Zlínský kraj	3329,671	1775,908	0,131	1,875	0,062	1,567
Moravskoslezský kraj	3215,233	1673,019	0,139	1,922	0,056	1,692
Malé byty (do 40 m <sup>2</sup> )	-122,294	1396,829	-0,005	-0,088	0,930	1,096
<i>Středně velké byty – ref. kategorie</i>						
Velké byty (nad 75 m <sup>2</sup> )	1394,949	825,342	0,097	1,690	0,092	1,067
<b>Panely a ostatní</b>	<b>-2787,715</b>	<b>758,368</b>	<b>-0,214</b>	<b>-3,676</b>	<b>0,000</b>	<b>1,095</b>
<i>Cihla – ref. kategorie</i>						
Okresní město	500,076	751,446	0,038	0,665	0,506	1,080
<i>Jiné obce než okresní město – ref. kategorie</i>						
R						0,344
R square						0,118
Adjusted R square						0,066
Std. Error of the Estimate						6271,447
Durbin-Watson						1,413
F						2,246 (Sig. = 0,004)
N						303

Zdroj: vlastní výpočty.

Pro celou ČR a  $n \geq 10$  se potvrdilo (viz tabulka 6), že míra nesouladu v korunách je statisticky významně menší u panelových bytů (v porovnání s byty v cihlových domech) a statisticky významně vyšší v okresních městech (ve srovnání s ostatními obcemi).

Tabulka 6: Lineární regresní model vysvětlující míru nesouladu mezi kupními a odhadními cenami v korunách na úrovni ČR pro  $n \geq 10$

	Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t	Sig.	VIF
	B	Std. Error	Beta			
Konstanta	3079,514	1399,878		2,200	0,029	
Praha	68,728	2597,688	0,002	0,026	0,979	1,386
Středočeský kraj	3094,227	1696,458	0,199	1,824	0,070	2,085
Jihočeský kraj	1921,180	2288,156	0,076	0,840	0,403	1,415
Plzeňský kraj	-157,731	2070,066	-0,007	-0,076	0,939	1,561
Karlovarský kraj	-924,527	2065,248	-0,042	-0,448	0,655	1,554
Ústecký kraj	-399,733	2114,852	-0,018	-0,189	0,850	1,629
Liberecký kraj	541,175	2296,432	0,021	0,236	0,814	1,426
Královéhradecký kraj	-2599,758	2055,711	-0,119	-1,265	0,208	1,539
Pardubický kraj	-234,875	2121,469	-0,010	-0,111	0,912	1,501
Vysočina	-1378,377	2387,994	-0,051	-0,577	0,565	1,358
<i>Jihomoravský kraj – ref. kategorie</i>						
Olomoucký kraj	-1149,718	2070,603	-0,053	-0,555	0,580	1,562
Zlínský kraj	3689,494	2204,311	0,154	1,674	0,096	1,468
Moravskoslezský kraj	2642,120	1939,015	0,135	1,363	0,175	1,707
Malé byty (do 40 m <sup>2</sup> )	-2450,063	2014,475	-0,102	-1,216	0,226	1,226
<i>Středně velké byty – ref. kategorie</i>						
Velké byty (nad 75 m <sup>2</sup> )	250,076	1131,685	0,018	0,221	0,825	1,163
<b>Panely a ostatní</b>	<b>-3139,116</b>	<b>932,766</b>	<b>-0,280</b>	<b>-3,365</b>	<b>0,001</b>	<b>1,211</b>
<i>Cihla – ref. kategorie</i>						
<b>Okresní město</b>	<b>2020,968</b>	<b>945,907</b>	<b>0,181</b>	<b>2,137</b>	<b>0,034</b>	<b>1,258</b>
<i>Jiné obce než okresní město – ref. kategorie</i>						
R						0,444
R square						0,197
Adjusted R square						0,099
Std. Error of the Estimate						5300,517
Durbin-Watson						1,739
F						2,019 (Sig. = 0,014)
N						158

Zdroj: vlastní výpočty.

Stejně jako pro míru nesouladu v absolutní hodnotě (v korunách) byly i pro míru nesouladu v procentech odhadnuty parametry lineárních regresních modelů, které se pokoušely vysvětlit variabilitu závislé proměnné. Bohužel se však ukázalo, že pro  $n \geq 5$  i  $n \geq 10$  už nebyly modely jako celek použitelné (hodnota F testu nebyla statisticky významná). **Jediným významným prediktorem se nicméně ukázalo být převažující typ konstrukce domu.**

Závěrem lze konstatovat, že rozsah nesouladu byl statisticky významně méně častý u malých (v porovnání se středně velkými) a panelových (v porovnání s cihlovými) bytů, a v menších obcích do 20 000 obyvatel (v porovnání se středně velkými městy s 20 000 – 100 000 obyvateli). Míra nesouladu v korunách pak byla statisticky významně menší u panelových bytů (v porovnání s byty v cihlových domech). Pro míru nesouladu v procentech už bohužel nebyly regresní modely statisticky významné.

## 2. Varianta II – hodnocení založené na vytvoření dvojic nejbližších bytů

Cílem tohoto metodologického přístupu bylo pro byty z jednoho souboru najít identický nebo alespoň nejpodobnější byt z druhého souboru (podle charakteristik, které byly k dispozici v obou souborech) a v souboru tvořeném dvojicemi bytů pak porovnat kupní a odhadní ceny těchto bytů. Tento postup byl zvolen proto, že v datech ČS ani v datech ČÚZK nebyl k dispozici jedinečný identifikátor bytu, přes který by bylo možné oba datové soubory propojit a porovnávat pouze skutečně identické byty (což by bylo z analytického hlediska nejpřesnější řešení).

Propojení datových souborů bylo realizováno na základě znalosti geografické polohy bytů v obou datových souborech. V souboru s kupními cenami ČÚZK byly u každého bytu uvedeny souřadnice ve formátu S-JTSK. V souboru s odhadními cenami ČS u některých bytů GPS souřadnice chyběly, protože u těchto bytů nebyla uvedena úplná adresa včetně čísla popisného/orientačního. U bytů s neúplnou adresou byly GPS souřadnice doplněny řešitelským týmem na základě uvedeného názvu ulice s využitím doplňku Geocoding by SmartMonkey pro aplikaci Tabulky od společnosti Google. U těchto bytů bez čísla popisného/orientačního byla poloha bytu stanovena ve středu ulice s uvedeným názvem; v případě některých dlouhých ulic tak mohla být poloha bytu stanovena nepřesně. S využitím volně dostupného geografického software QGIS (verze 3.20.3) byl ke každému bytu v souboru s odhadními cenami ČS přiřazen jeden nebo více bytů ze souboru s kupními cenami ČÚZK, a to na základě geografické vzdálenosti mezi nimi; tato vzdálenost přitom nesměla přesáhnout 500 metrů (viz obrázek 2).<sup>1</sup>

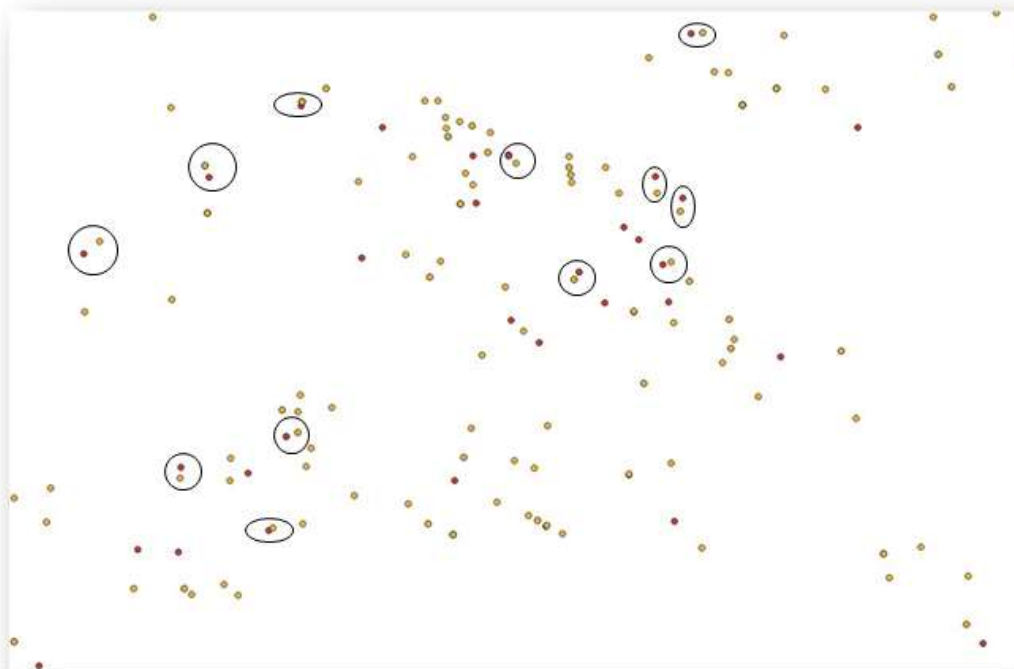
Vzhledem k tomu, že k jednomu bytu z dat ČS mohlo být přiřazeno i více bytů z dat ČÚZK, bylo nutné vybrat z těchto více bytů pouze jeden „nejpodobnější“. Výběr byl proveden nejen podle geografické vzdálenosti, ale i podle dalších atributů bytů přítomných v obou datových souborech – plochy bytu, typu konstrukce a data zplátnění (v datech ČÚZK), resp. data provedení odhadu (v datech ČS). Jinými slovy, spočítána byla geografická vzdálenost v metrech mezi bytem z dat ČS a jedním nebo více byty z dat ČÚZK, rozdíl v plochách bytů, typu konstrukce a datech (ve dnech), následně byly hodnoty rozdílů převedeny na jednotnou škálu v rozmezí 0 až 1 (prostřednictvím standardizace s využitím minimální a maximální hodnoty) a spočítána vážená celková „vzdálenost“ mezi byty (jako vážený součet jednotlivých dílčích vzdáleností podle výše uvedených charakteristik). S ohledem na skutečnost, že nastavení vah bylo provedeno normativně, testována byla tři různá nastavení vah, která jsou uvedena v tabulce 7. Z tabulky je zřejmé, že nejvyšší váhu měla ve všech případech geografická vzdálenost mezi byty, nejnižší datum zplátnění (záznamu v katastru) nebo provedení odhadu (u bytů ze souboru s odhadními cenami ČS). Po určení dvojic „nejbližších“ bytů byly opět vypočteny rozsah a míra nesouladu, a ty pak analyzovány s využitím statistických metod.

---

<sup>1</sup> Vzdálenost v rozsahu 500 metrů byla zvolena normativně. Čím menší hodnota vzdálenosti, tím větší pravděpodobnost, že se jedná o identické byty nebo byty v bezprostřední geografické blízkosti, současně však rostl počet nespárovaných bytů (tj. bytů, pro něž se nepodařilo dohledat odpovídající protějšek v dané vzdálenosti). Jiné vzdálenosti než výše uvedených 500 metrů nebyly testovány, protože výpočet byl s ohledem na velký počet pozorování (bytů) zejména v datech s cenovými údaji ČÚZK časově velmi náročný.



Obrázek 2: Ilustrativní příklad utvoření dvojic bytů podle jejich geografické vzdálenosti



Poznámka: na obrázku je zachycen výřez z území ČR, červené body jsou byty s odhadními cenami ČS a žluté body představují byty s kupními cenami ČÚZK.

Zdroj: vlastní výpočty v QGIS 3.20.3.

Tabulka 7: Váhy použité pro výpočet celkové vzdálenosti mezi byty

Váha / ukazatel	Geografická vzdálenost	Datum zplatnění / odhadu	Plocha bytu	Druh konstrukce	Celkem
Váhy 1	70	5	10	15	100
Váhy 2	70	5	15	10	100
Váhy 3	80	5	5	10	100

Zdroj: vlastní výpočty.

### 2.1 Analýza rozsahu nesouladu mezi kupními a odhadními cenami

Tabulka 8 ukazuje kvantifikaci rozsahu nesouladu pro celý datový soubor, tj. 5 495 bytů (pro některé byty ze souboru ČS se nepodařilo najít alespoň jeden byt ve vzdálenosti do 500 metrů ze souboru ČÚZK). Z tabulky je zřejmé, že přibližně 60 % bytů mělo ve vytvořených dyádách jednotkovou odhadní cenu vyšší než jednotkovou cenu kupní, a rozsah nesouladu byl tedy nižší, než jaký byl detekován podle Varianty I. Uvedená hodnota se nelišila s ohledem na typ použitých vah (tabulka 7).

Tabulka 8: Rozsah nesouladu mezi kupními a odhadními cenami

	Počet bytů	Podíl bytů (%)
Kupní cena na m <sup>2</sup> vyšší nebo rovna odhadní ceně na m <sup>2</sup>	2 181	39,7
Odhadní cena na m <sup>2</sup> vyšší než kupní cena na m <sup>2</sup>	3 314	60,3
<b>Celkem</b>	<b>5 495</b>	<b>100,0</b>

Zdroj: vlastní výpočty.

S využitím chí-kvadrát testů v kontingenčních tabulkách (které z důvodu přehlednosti textu opět neuvádíme, ale jsou k dispozici na vyžádání) bylo zjištěno, že:

- rozsah nesouladu kupních a odhadních cen se statisticky významně lišil podle krajů - vyšší byl zejména v Olomouckém a Zlínském kraji (opět bez ohledu na typ vah);
- rozsah nesouladu kupních a odhadních cen se statisticky významně lišil podle velikosti bytu - významně vyšší byl u nejmenších bytů do 33 m<sup>2</sup> a středně velkých bytů o velikosti 34-55 m<sup>2</sup> (bez ohledu na typ vah);
- rozsah nesouladu kupních a odhadních cen se statisticky významně lišil podle typu konstrukce - významně vyšší byl u cihlových bytů než bytů panelových (bez ohledu na typ vah);
- rozsah nesouladu kupních a odhadních cen se statisticky významně lišil mezi velikostními kategoriemi obce, ale rozdíl byl na hraně statistické významnosti.

S cílem provést vyhodnocení rozsahu nesouladu při kontrole všech výše uvedených faktorů současně byly odhadnuty parametry logistického regresního modelu, kde závislou proměnnou byla dichotomická proměnná indikující rozsah nesouladu (resp. v situaci, kdy byla odhadní cena na m<sup>2</sup> vyšší než kupní cena na m<sup>2</sup>, závislá proměnná nabývala hodnoty 1, v ostatních případech 0) a nezávislými proměnnými pak výše uvedené faktory. S ohledem na skutečnost, že v datech ČS bylo k dispozici více informací o attributech bytu než v datech ČÚZK, a mělo se hypoteticky jednat o identické byty v dyádě, bylo možné sadu vysvětlujících proměnných rozšířit i o další proměnné (například technický stav bytu) – nicméně je potřeba upozornit na to, že identita obou bytů v dyádě nebyla zcela spolehlivě potvrzena a proto je nutné na výsledky týkající se těchto dodatečných vysvětlujících proměnných pohlížet spíše jen jako na orientační. Parametry jednotlivých proměnných odhadnutého logistického regresního modelu jsou uvedeny v tabulce 9.

Z tabulky je patrné, že rozsah nesouladu kupních a odhadních cen se statisticky významně snižoval s rostoucí velikostí (plochou) bytu a zhoršujícím se technickým stavem bytu (v porovnání s novostavbami), byl naopak významně vyšší u cihlových bytů (v porovnání s byty panelovými) a v bytech s ústředním vytápěním (v porovnání s byty s dálkovým vytápěním). Z celkové specifikace modelu je rovněž zřejmé, že model dokázal vysvětlit jen velmi malou část variability závislé proměnné (tj. skutečnosti, že odhadní ceny jsou vyšší než kupní ceny); jinými slovy, rozsah nesouladu kupních a odhadních cen ovlivňují do značné míry faktory, které bohužel neznáme.

Tabulka 9: Logistický regresní model vysvětlující rozsah nesouladu mezi kupními a odhadními cenami na úrovni ČR

Proměnná	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Konstanta	1,751	0,523	11,223	1	0,001	5,761
Plocha bytu v m <sup>2</sup>	-0,007	0,001	42,139	1	0,000	0,993
Typ konstrukce (cihla x panel), panel = 0, cihla = 1	0,284	0,073	15,118	1	0,000	1,328
Počet obyvatel v obci	0,000	0,000	2,241	1	0,134	1,000
Technický stav bytu			104,163	4	0,000	
<i>Novostavba - ref. kategorie</i>						
Výborně udržovaný	-0,391	0,095	17,073	1	0,000	0,676
Dobře udržovaný	-0,857	0,093	84,362	1	0,000	0,425
Neudržovaný k částečné rekonstrukci	-0,876	0,162	29,403	1	0,000	0,416
Neudržovaný k celkové rekonstrukci	-0,256	0,255	1,012	1	0,314	0,774
Způsob vytápění			14,026	2	0,001	
<i>Dálkové (zdroj mimo budovu) - ref. kategorie</i>						
Ústřední (včetně tepelného čerpadla)	0,253	0,071	12,549	1	0,000	1,288
Lokální	-0,008	0,135	0,004	1	0,950	0,992
Kraj			65,778	13	0,000	
<i>Praha - ref. kategorie</i>						
Středočeský	-0,603	0,502	1,442	1	0,230	0,547
Jihočeský	-0,601	0,506	1,410	1	0,235	0,548
Plzeňský	-0,712	0,482	2,184	1	0,139	0,491
Karlovarský	-0,303	0,515	0,347	1	0,556	0,738
Ústecký	-0,146	0,499	0,085	1	0,771	0,865
Liberecký	-0,429	0,504	0,725	1	0,395	0,651
Královéhradecký	-0,209	0,511	0,168	1	0,682	0,811
Pardubický	-0,453	0,505	0,805	1	0,370	0,635
Vysočina	-0,579	0,516	1,261	1	0,261	0,560
Jihomoravský	-0,594	0,438	1,836	1	0,175	0,552
Olomoucký	0,027	0,499	0,003	1	0,957	1,027
Zlínský	0,201	0,517	0,151	1	0,698	1,222
Moravskoslezský	-0,051	0,466	0,012	1	0,912	0,950
-2 Log likelihood						7078,302
Cox & Snell R Square						0,052
Nagelkerke R Square						0,071
Hosmer and Lemeshow test			Chi square = 9,754, df = 8, Sig. = 0,283			
N						5 495

Zdroj: vlastní výpočty.

## 2.2 Analýza míry nesouladu mezi kupními a odhadními cenami

Ani v tomto případě neuvádíme výši míry nesouladu, jelikož ani tento druhý metodický postup nemůže plně garantovat, že byty ve vytvořených dyádách jsou skutečně identické (mediánová míra nesouladu, tedy medián rozdílu jednotkových odhadních a kupních cen v jednotlivých dyádách vyjádřený v procentech, činila nicméně pouze 6,5 % a nelišila se s ohledem na použité váhy). Následující analýzy byly provedeny pouze pro variantu s vahami 1.

Podobně jako v případě rozsahu nesouladu jsme se i v případě míry nesouladu pokusili zjistit, zda se liší mezi kraji, velikostními kategoriemi obce a bytů a typy konstrukce domu; a to opět zvláště pro míru nesouladu v absolutní hodnotě (v korunách) a míru nesouladu v procentech. Vzhledem k tomu, že míra nesouladu je spojitá proměnná, byla využita analýza rozptylu (procedura One-Way ANOVA ve statistickém balíku SPSS 27). Z důvodu větší přehlednosti textu opět neuvádíme tabulky s výsledky pro jednotlivé faktory (tabulky jsou k dispozici na vyžádání), ale pouze slovní shrnutí výsledků:

- **míra nesouladu v korunách i v procentech se statisticky významně lišila mezi kraji**, v korunovém vyjádření byla statisticky významně nižší hlavně v Jihočeském a Královéhradeckém kraji, naopak významně vyšší byla v Praze (v procentuálním vyjádření byly rozdíly mezi kraji na hraně statistické významnosti);
- **míra nesouladu v korunách se za celou ČR statisticky významně lišila podle velikosti obce** (byla významně vyšší v největších městech s více než 100 000 obyvateli), **ale pro míru nesouladu v procentech se však již statisticky významné rozdíly nepotvrdily**;
- **míra nesouladu v korunách se statisticky významně lišila podle kategorie velikosti bytu** (významně vyšší byla u nejmenších bytů do 33 m<sup>2</sup> a středně velkých bytů s plochou 56-75 m<sup>2</sup>) **ale pro míru nesouladu v procentech se však již statisticky významné rozdíly nepotvrdily**;
- **míra nesouladu v korunách i procentech se statisticky významně lišila podle typu konstrukce** - byla významně vyšší u cihlových bytů (v porovnání s panelovými byty) a tento významný rozdíl se ukázal zejména v Praze a krajích Středočeském, Jihočeském, Plzeňském, Ústeckém, Libereckém, Jihomoravském, Olomouckém, Zlínském a Moravskoslezském;
- **míra nesouladu v korunách i v procentech se statisticky významně lišila podle převažujícího způsobu vytápění** - byla významně vyšší u bytů s ústředním vytápěním než u bytů s jiným typem vytápění;
- **míra nesouladu v korunách i procentech se statisticky významně lišila podle technického stavu bytu** (avšak s výhradou, že informace o technickém stavu bytu byla k dispozici pouze v datech ČS) - byla významně vyšší u novostaveb než u jiných kategorií technického stavu.

S cílem provést vyhodnocení míry nesouladu pro všechny výše uvedené faktory současně byly odhadnuty parametry lineárního regresního modelu, kde závislou proměnnou byla spojitá proměnná v podobě rozdílu mezi odhadními a kupními cenami na m<sup>2</sup> (v korunách i procentech) a nezávislými proměnnými pak jednotlivé výše uvedené faktory. V tabulce 10 jsou uvedeny parametry jednotlivých proměnných odhadnutého lineárního regresního modelu; tučně jsou opět zvýrazněny statisticky významné proměnné.

Tabulka 10: Lineární regresní model vysvětlující míru nesouladu mezi kupními a odhadními cenami v korunách na úrovni ČR

	Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t	Sig.	VIF
	B	Std. Error	Beta			
Konstanta	-1313,661	1125,086		-1,168	0,243	
Plocha bytu v m <sup>2</sup>	-57,691	9,639	-0,081	-5,985	0,000	1,062
Typ konstrukce (cihla x panel), panel = 0, cihla = 1	2911,297	624,674	0,078	4,661	0,000	1,641
Obce do 4 999 obyvatel	414,863	1153,347	0,007	0,360	0,719	2,523
Obce s 5 000 - 19 999 obyvateli	870,335	1115,840	0,019	0,780	0,435	3,534
Obce s 20 000 - 49 999 obyvateli	1320,873	1172,632	0,025	1,126	0,260	2,985
Obce s 50 000 - 99 999 obyvateli	1543,426	1115,362	0,028	1,384	0,166	2,413
<i>Obce se 100 000 a více obyvateli - ref. kategorie</i>						
Novostavba	6758,837	755,010	0,139	8,952	0,000	1,408
Výborně udržovaný byt	3538,642	582,167	0,088	6,078	0,000	1,229
<i>Dobře udržovaný byt - ref. kategorie</i>						
Neudržovaný byt k částečné rekonstrukci	-654,098	1251,747	-0,007	-0,523	0,601	1,057
Neudržovaný byt k celkové rekonstrukci	6819,210	1993,488	0,045	3,421	0,001	1,033
<i>Dálkové topení (zdroj mimo budovu) - ref. kategorie</i>						
Ústřední topení (včetně tepelného čerpadla)	3061,181	607,836	0,081	5,036	0,000	1,522
Lokální topení	-214,421	1147,393	-0,003	-0,187	0,852	1,195
<b>Praha</b>	<b>6439,779</b>	<b>986,551</b>	<b>0,151</b>	<b>6,528</b>	<b>0,000</b>	<b>3,129</b>
Středočeský	1648,950	1116,274	0,028	1,477	0,140	2,176
Jihočeský	-644,992	1423,867	-0,007	-0,453	0,651	1,556
Plzeňský	1058,984	1177,067	0,015	0,900	0,368	1,569
<b>Karlovarský</b>	<b>3051,678</b>	<b>1534,303</b>	<b>0,052</b>	<b>1,989</b>	<b>0,047</b>	<b>4,011</b>
Ústecký	306,721	1619,225	0,004	0,189	0,850	3,063
Liberecký	1428,538	1513,291	0,014	0,944	0,345	1,295
Královéhradecký	148,967	1510,457	0,002	0,099	0,921	1,478
Pardubický	514,299	1479,101	0,006	0,348	0,728	1,546
Vysočina	-60,869	1596,417	-0,001	-0,038	0,970	1,403
<i>Jihomoravský kraj - ref. kategorie</i>						
Olomoucký	4430,727	1253,187	0,056	3,536	0,000	1,447
Zlínský	4888,067	1517,720	0,051	3,221	0,001	1,445
Moravskoslezský	3884,132	1254,156	0,054	3,097	0,002	1,799
Nejkratší dojezdová vzdálenost do krajského města v km	-2,981	16,607	-0,004	-0,180	0,858	2,865
R						0,262
R square						0,069
Adjusted R square						0,064
Std. Error of the Estimate						17734,816
Durbin-Watson						1,863
F						15,520 (Sig. < 0,001)
N						5 488

Poznámka: Důvodem, proč byla v modelu v tabulce 9 použita jako referenční kategorie Praha, zatímco v tabulce 10 jí byl Jihomoravský kraj, byla vysoká multikolinearita mezi Prahou a obcemi s více než 100 tis. obyvateli v modelu v tabulce 10. Zdroj: vlastní výpočty.

Výsledky regresního modelu uvedené v tabulce 10 ukazují, že:

- model opět vysvětlil jen velmi nízké procento variability míry nesouladu, což opět poukazuje na to, že mnoho faktorů v pozadí variability závislé proměnné neznáme;
- významně vyšší míra nesouladu se ukázala být v Praze, Karlovarském, Olomouckém, Zlínském a Moravskoslezském kraji (v porovnání s Jihomoravským krajem);
- významnou vysvětlující proměnnou se ukázala být plocha bytu – s rostoucí plochou bytu se míra nesouladu statisticky významně snižuje;
- významnou vysvětlující proměnnou se ukázal být převažující typ konstrukce domu – vyšší míru nesouladu vykazovaly byty v cihlových domech v porovnání s byty panelovými;
- velikost obce měřená počtem obyvatel nebyla statisticky významným vysvětlujícím faktorem;
- významným faktorem se ukázal být typ vytápění bytu, kdy byty s ústředním vytápěním vykazovaly vyšší míru nesouladu než byty s dálkovým vytápěním;
- významným faktorem se ukázal být technický stav bytu (s výhradou, že byl k dispozici pouze u bytů z dat ČS) – míra nesouladu byla vyšší u bytů v novostavbách, výborně udržovaných bytů a u neudržovaných bytů vhodných k celkové rekonstrukci v porovnání s dobře udržovanými byty.

S ohledem na charakter většiny proměnných, které vstoupily do regresního modelu, nebylo možné porovnat sílu jejich vlivu podle hodnoty beta koeficientů, protože se jedná často o kategorizované proměnné, kdy se odhady parametrů vztahují k referenční (vynechané) kategorii. Alternativně jsme se proto pokusili odhadnout sílu vlivu jednotlivých proměnných prostřednictvím změny hodnoty vysvětleného procenta variability míry nesouladu v korunách (R2). V tabulce 11 jsou v prvním sloupci uvedeny jednotlivé proměnné a ve druhém změna R2, kterou přineslo jejich vypuštění z regresního modelu. Z tabulky je patrné, že proměnnou s nejsilnějším vlivem na variabilitu závislé proměnné byl technický stav bytu (nejvýraznější míra nesouladu byla přitom patrná u novostaveb), nicméně je potřeba opět zdůraznit, že informace o technickém stavu byla k dispozici pouze u dat ČS.

Tabulka 11: Síla vlivu proměnných zahrnutých do regresního modelu vysvětlujícího míru nesouladu mezi kupními a odhadními cenami v korunách

Proměnná	Změna R2	Změna Adj. R2	Změna Std. Error of the Estimate
Plocha bytu	-0,006	-0,006	+56,438
Typ konstrukce	-0,004	-0,003	+33,607
Velikost obce dle počtu obyvatel	-0,001	-0,001	+2,063
Technický stav bytu	-0,017	-0,016	+152,070
Typ vytápění	-0,005	-0,004	+34,751
Regiony (kraje)	-0,013	-0,010	+96,346
Dojezdová vzdálenost do krajského města v km	0,000	+0,001	-1,571

Zdroj: vlastní výpočty.

Analogicky k předchozímu modelu, kde byla závislou proměnnou míra nesouladu v korunách, byl zkonstruován model pro míru nesouladu v procentech. V modelu byly použity stejné vysvětlující proměnné jako v předchozím případě. Odhady parametrů a souhrnné informace o kvalitě modelu jsou uvedeny v tabulce 12. Z hodnot uvedených v tabulce vyplývá, že:

- významně vyšší míra nesouladu se ukázala být v Praze, Olomouckém, Zlínském a Moravskoslezském kraji (v porovnání s Jihomoravským krajem);
- významnou vysvětlující proměnnou se ukázala být plocha bytu – s rostoucí plochou bytu se míra nesouladu statisticky významně snižuje;
- významnou vysvětlující proměnnou byl rovněž převažující typ konstrukce domu – vyšší míru nesouladu vykazují opět byty v cihlových domech v porovnání s panelovými byty;
- velikost obce měřená počtem obyvatel nebyla ani v tomto případě statisticky významným vysvětlujícím faktorem;
- významným faktorem zůstal i typ vytápění bytu, kdy byty s ústředním vytápěním vykazovaly vyšší míru nesouladu než byty s dálkovým vytápěním;
- významným faktorem byl opět technický stav bytu (s výhradou viz výše) – z modelu je zřejmé, že míra nesouladu byla vyšší u bytů v novostavbách a výborně udržovaných bytů v porovnání s dobře udržovanými byty.

Tabulka 12: Lineární regresní model vysvětlující míru nesouladu mezi kupními a odhadními cenami v procentech na úrovni ČR

	Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t	Sig.	VIF
	B	Std. Error	Beta			
Konstanta	5,680	4,734		1,200	0,230	
Plocha bytu v m <sup>2</sup>	-0,104	0,041	-0,035	-2,563	0,010	1,062
Typ konstrukce (cihla x panel), panel = 0, cihla = 1	7,732	2,629	0,050	2,941	0,003	1,641
Obce do 4 999 obyvatel	-4,049	4,853	-0,018	-0,834	0,404	2,523
Obce s 5 000 - 19 999 obyvateli	0,941	4,696	0,005	0,200	0,841	3,534
Obce s 20 000 - 49 999 obyvateli	-3,051	4,935	-0,014	-0,618	0,536	2,985
Obce s 50 000 - 99 999 obyvateli	5,189	4,694	0,023	1,106	0,269	2,413
<i>Obce se 100 000 a více obyvateli - ref. kategorie</i>						
Novostavba	12,406	3,177	0,062	3,905	0,000	1,408
Výborně udržovaný byt	5,597	2,450	0,034	2,285	0,022	1,229
<i>Dobře udržovaný byt - ref. kategorie</i>						
Neudržovaný byt k částečné rekonstrukci	-4,756	5,267	-0,012	-0,903	0,367	1,057
Neudržovaný byt k celkové rekonstrukci	6,664	8,389	0,011	0,794	0,427	1,033
<i>Dálkové topení (zdroj mimo budovu) - ref. kategorie</i>						
Ústřední topení (včetně tepelného čerpadla)	8,766	2,558	0,056	3,427	0,001	1,522
Lokální topení	-0,718	4,828	-0,002	-0,149	0,882	1,195
Praha	12,245	4,151	0,070	2,950	0,003	3,129
Středočeský	-4,919	4,697	-0,021	-1,047	0,295	2,176
Jihočeský	-4,586	5,992	-0,013	-0,765	0,444	1,556
Plzeňský	4,337	4,953	0,015	0,876	0,381	1,569
Karlovarský	6,679	6,456	0,028	1,034	0,301	4,011
Ústecký	12,565	6,814	0,043	1,844	0,065	3,063
Liberecký	-2,519	6,368	-0,006	-0,396	0,692	1,295
Královéhradecký	3,802	6,356	0,010	0,598	0,550	1,478
Pardubický	5,181	6,224	0,014	0,832	0,405	1,546
Vysočina	-8,849	6,718	-0,021	-1,317	0,188	1,403
<i>Jihomoravský kraj - ref. kategorie</i>						
Olomoucký	20,346	5,273	0,062	3,858	0,000	1,447
Zlínský	21,292	6,387	0,054	3,334	0,001	1,445
Moravskoslezský	13,895	5,278	0,047	2,633	0,008	1,799
Nejkratší dojezdová vzdálenost do krajského města v km	0,261	0,070	0,084	3,736	0,000	2,865
R						0,162
R square						0,026
Adjusted R square						0,022
Std. Error of the Estimate						74,629
Durbin-Watson						1,931
F						5,694 (Sig. < 0,001)
N						5 488

Zdroj: vlastní výpočty.



Opět jsme se pokusili odhadnout sílu vlivu jednotlivých proměnných prostřednictvím změny hodnoty vysvětleného procenta variability míry nesouladu ( $R^2$ ). Z tabulky 13 je patrné, že proměnnými s nejsilnějším vlivem na vysvětlenou variabilitu závislé proměnné byly krajské dummy následované technickým stavem bytu.

Tabulka 13: Síla vlivu proměnných zahrnutých do regresního modelu vysvětlujícího míru nesouladu mezi kupními a odhadními cenami v procentech

Proměnná	Změna $R^2$	Změna Adj. $R^2$	Změna Std. Error of the Estimate
Plocha bytu	-0,002	-0,002	+0,086
Typ konstrukce	-0,002	-0,003	+0,095
Velikost obce dle počtu obyvatel	-0,001	-0,001	+0,041
Technický stav bytu	-0,004	-0,004	+0,132
Typ vytápění	-0,003	-0,004	+0,103
Regiony (kraje)	-0,014	-0,013	+0,471
Dojezdová vzdálenost do krajského města v km	-0,002	-0,003	+0,088

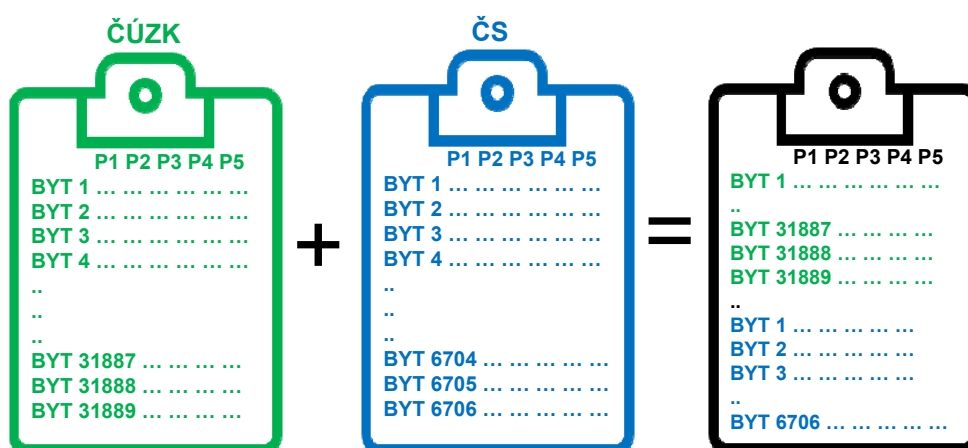
*Zdroj: vlastní výpočty.*

Podle výsledků aplikace této metody analýzy se rozsah nesouladu týkal významně více vybraných regionů, malých bytů a byl významně vyšší u cihlových bytů (v porovnání s panelovými) a bytů s ústředním vytápěním; větší byl hypoteticky rovněž u novostaveb (avšak tento údaj byl získán pouze z dat ČR).

### 3. Varianta III – hodnocení založené na spojení obou datových souborů

Výchozím bodem pro analýzy provedené v této části studie bylo spojení dat obou datových souborů do jednoho rozsáhlého souboru se zachováním pouze těch proměnných, které se vyskytovaly v obou datových souborech (viz obrázek 3). Kromě těchto proměnných byla ve spojeném souboru přítomna dichotomická proměnná udávající, zda se jedná o kupní ceny (z dat ČÚZK) nebo odhadní ceny (z dat ČS). S využitím lineární regresní analýzy a interakčních proměnných (interakce se zdrojem dat) byly následně analyzovány rozdíly mezi kupními a odhadními cenami. Velkou nevýhodou tohoto analytického přístupu je výrazný nepoměr v zastoupení odhadních a kupních cen (83 % záznamů ve spojeném datovém souboru tvořila data ČÚZK a pouze 17 % data ČS) i poměrně rozsáhlé strukturální rozdíly obou souborů, které nelze zcela kontrolovat regresním modelem. Analýzy provedené na spojených datových souborech proto považujeme spíše za doplněk výše prezentovaných výstupů variant I a II.

Obrázek 3: Spojení obou datových souborů do jednoho souboru



Zdroj: autoři.

Po spojení obou datových souborů byl vytvořen regresní model, kde závislou proměnnou byla jednotková cena (alternativně i celková cena) a vysvětlujícími proměnnými plocha bytu, typ konstrukce (0 = cihla, 1 = panel), typ vytápění (0 = centrální, 1 = lokální), velikostní kategorie obce (1 = do 4 999 obyvatel; 2 = 5 000-19 999; 3 = 20 000-49 999; 4 = 50 000-99 999; 5 = nad 100 000 obyvatel), dojezdový čas do krajského města – nejrychlejší spojení (v minutách), dichotomické proměnné pro kraje a proměnná rozlišující, zda se jedná o data ze souboru s odhadními cenami (ČS) nebo data ze souboru s kupními cenami (ČÚZK). Odhadnuté parametry modelu jsou uvedeny v tabulce 14.

Z tabulky 14 je zřejmé, že všechny proměnné jsou statisticky významné, stejně tak model jako celek. Podle kladného koeficientu u proměnné zdroj dat je patrné, že **jednotkové (ale i celkové) ceny jsou v datech ČS v průměru vyšší než kupní ceny z dat ČÚZK, a to i po kontrole dalších v modelu zahrnutých proměnných.** Záporná hodnota koeficientu u plochy bytu značí, že s rostoucí velikostí bytu jednotková cena klesá. Záporná hodnota koeficientu u proměnné druh konstrukce ukazuje, že panelové byty jsou v průměru na m<sup>2</sup> levnější než cihlové byty. Koeficienty u velikostních kategorií obce jsou kladné, což znamená, že s rostoucí velikostí obce roste i jednotková cena (v relaci k referenční kategorii nejmenších obcí). S rostoucím dojezdovým časem do krajského města se jednotková cena snižuje.

Koeficienty pro Prahu a Středočeský kraj jsou kladné, což značí, že jednotkové ceny v těchto krajích jsou vyšší než jednotková cena v Jihomoravském kraji. V ostatních krajích jsou jednotkové ceny naopak nižší.

Tabulka 14: Lineární regresní model na spojených souborech vysvětlující variabilitu jednotkové ceny

	Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t	Sig.	VIF
	B	Std. Error	Beta			
Konstanta	61078,780	786,212		77,690	0,000	
Zdroj dat (0 = ČÚZK, 1 = ČS)	6337,591	220,280	0,100	28,771	0,000	1,140
Plocha bytu (m <sup>2</sup> )	-197,936	4,159	-0,159	-47,593	0,000	1,055
Druh konstrukce (0 = cihla, 1 = panel)	-5844,137	187,886	-0,111	-31,105	0,000	1,194
Způsob vytápění (0 = centrální, 1 = lokální)	1249,976	409,241	0,010	3,054	0,002	1,079
<i>Obce do 4 999 obyvatel – ref. kategorie</i>						
Obce s 5 000 - 19 999 obyvateli	3326,877	325,029	0,052	10,236	0,000	2,461
Obce s 20 000 - 49 999 obyvateli	3663,426	341,261	0,053	10,735	0,000	2,324
Obce s 50 000 - 99 999 obyvateli	3544,955	400,018	0,050	8,862	0,000	3,029
Obce se 100 000 a více obyvateli	11832,087	418,611	0,216	28,265	0,000	5,482
Dojezdový čas do krajského města (min.)	-154,545	5,264	-0,156	-29,360	0,000	2,650
Hlavní město Praha	20455,246	370,826	0,308	55,161	0,000	2,941
Jihočeský	-7798,441	518,224	-0,062	-15,046	0,000	1,577
Karlovarský	-22055,029	512,743	-0,179	-43,014	0,000	1,623
Vysočina	-10180,554	593,105	-0,066	-17,165	0,000	1,379
Královéhradecký	-1626,467	514,092	-0,013	-3,164	0,002	1,636
Liberecký	-13807,476	542,871	-0,096	-25,434	0,000	1,327
Moravskoslezský	-20912,431	434,234	-0,229	-48,159	0,000	2,135
Olomoucký	-12901,160	472,006	-0,109	-27,333	0,000	1,485
Pardubický	-9134,925	545,882	-0,068	-16,734	0,000	1,534
Plzeňský	-12247,249	447,391	-0,111	-27,375	0,000	1,549
Středočeský	1519,181	410,842	0,018	3,698	0,000	2,323
Ústecký	-25435,812	426,017	-0,317	-59,706	0,000	2,659
Zlínský	-10086,522	509,687	-0,081	-19,790	0,000	1,596
<i>Jihomoravský kraj - ref. kategorie</i>						
R						0,821
R square						0,673
Adjusted R square						0,673
Std. Error of the Estimate						14881,593
Durbin-Watson						-
F						2880,527 (Sig. = 0,000)
N						30778

Zdroj: vlastní výpočty.

Z tabulky 14 bohužel nelze jednoznačně určit, která z uvedených proměnných se podílí na vysvětlení variability závislé proměnné v největší míře. Problém je, že u kategorizovaných

proměnných se hodnoty beta koeficientů vztahují k referenční kategorii, nelze je tedy porovnávat s hodnotami beta koeficientů spojitých proměnných. Obdobně jako u předchozí varianty hodnocení jsme proto jednotlivé proměnné postupně z modelu vypouštěli a sledovali, jak se změní hodnota koeficientu determinace a jeho druhé mocniny (viz tabulka 15). Z tabulky je zřejmé, že největší vliv na změnu koeficientu determinace mělo vypuštění krajských dummy proměnných. V pořadí další proměnnou s nejsilnějším vlivem z hlediska změny koeficientu determinace byl druh konstrukce a plocha bytu.

Tabulka 15: Identifikace proměnné s nejsilnějším vlivem na jednotkovou cenu

Cena na m <sup>2</sup>	Původní R square	Nový R square	Rozdíl
Zdroj dat	0,673	0,664	0,009
Plocha bytu	0,673	0,649	0,024
Druh konstrukce	0,673	0,616	0,057
Kategorie velikosti obce (dle počtu obyvatel)	0,673	0,664	0,009
Dojezdový čas do krajského města	0,673	0,664	0,009
Kraje	0,673	0,466	0,207

*Zdroj: vlastní výpočty.*

Postupně byly do modelu prezentovaného v tabulce 14 přidávány interakční proměnné (viz tabulky 16 až 18), jejichž cílem bylo ověřit, zda se potvrdí závěry předchozích způsobů porovnání kupních a odhadních cen. **Z výsledků vyplynulo, že v datech ČS jsou v porovnání s daty ČÚZK vyšší jednotkové ceny cihlových i panelových bytů, ale ceny cihlových bytů se mezi zdroji dat liší významně více, než je tomu u bytů panelových.** Bylo tudíž možné potvrdit závěr, že se nesoulad mezi kupními a odhadními cenami týká více cihlových než panelových bytů. Z analýzy interakčních proměnných pro plochu bytu se ovšem nepodařilo potvrdit, že nesoulad mezi kupními a odhadními cenami se týká spíše menších bytů, jak ukázala Varianta II naší metodologie; spíše tato analýza potvrdila pravý opak.

Tabulka 16: Lineární regresní model na spojených souborech vysvětlující variabilitu jednotkové ceny s interakční proměnnou pro velikost obce a zdroj dat

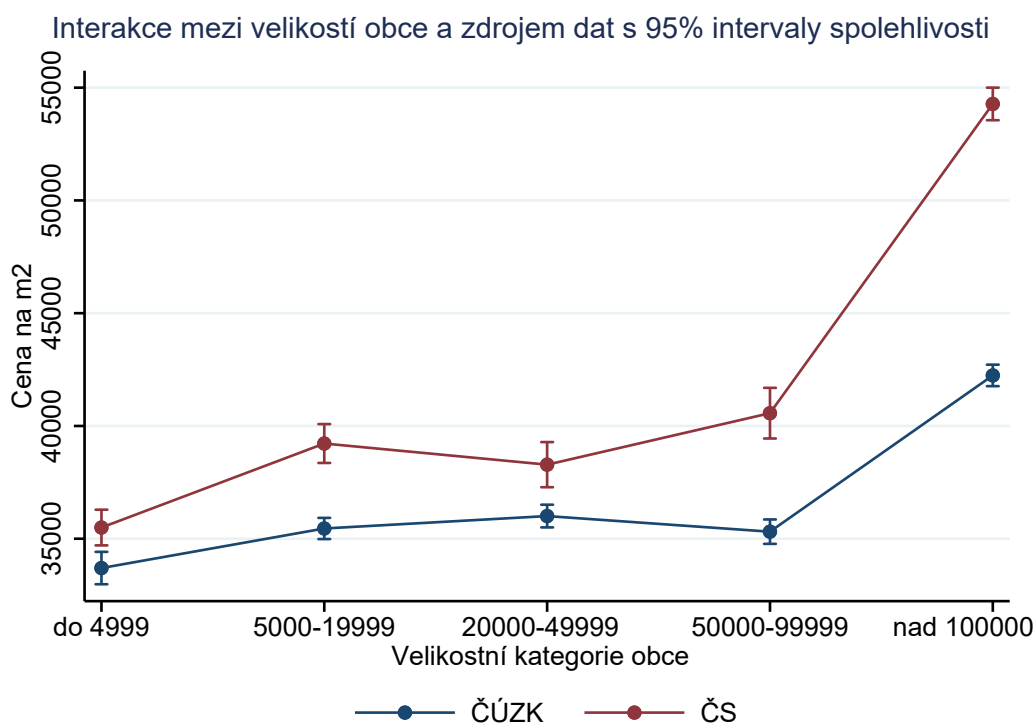
	Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t	Sig.	VIF
	B	Std. Error	Beta			
Konstanta	63087,750	810,648	-	77,824	0,000	-
Zdroj dat (0 = ČÚZK, 1 = ČS)	1796,021	520,531	0,028	3,450	0,001	6,455
Plocha bytu (m <sup>2</sup> )	-199,976	4,134	-0,161	-48,376	0,000	1,057
Druh konstrukce (0 = cihla, 1 = panel)	-5780,968	186,750	-0,110	-30,956	0,000	1,196
Způsob vytápění (0 = centrální, 1 = lokální)	1417,522	406,621	0,012	3,486	0,000	1,080
<i>Obce do 4 999 obyvatel – ref. kategorie</i>						
Obce s 5 000 - 19 999 obyvateli	1754,794	404,898	0,028	4,334	0,000	3,872
Obce s 20 000 - 49 999 obyvateli	2305,524	416,772	0,034	5,532	0,000	3,515
Obce s 50 000 - 99 999 obyvateli	1613,444	464,023	0,023	3,477	0,001	4,132
Obce se 100 000 a více obyvateli	8541,450	479,473	0,156	17,814	0,000	7,292
Dojezdový čas do krajského města – nejrychlejší spojení (min.)	-155,430	5,229	-0,157	-29,722	0,000	2,651
Hlavní město Praha	20267,032	368,439	0,306	55,008	0,000	2,944
Jihočeský	-7784,242	515,038	-0,061	-15,114	0,000	1,580
Karlovarský	-22399,408	509,595	-0,181	-43,955	0,000	1,625
Vysočina	-10121,589	589,483	-0,065	-17,170	0,000	1,381
Královéhradecký	-1706,419	510,647	-0,014	-3,342	0,001	1,636
Liberecký	-13768,903	539,421	-0,095	-25,525	0,000	1,329
Moravskoslezský	-20689,766	431,547	-0,227	-47,943	0,000	2,138
Olomoucký	-13175,449	469,011	-0,111	-28,092	0,000	1,487
Pardubický	-9144,946	542,390	-0,068	-16,860	0,000	1,536
Plzeňský	-12213,790	444,481	-0,111	-27,479	0,000	1,550
Středočeský	1566,939	408,218	0,019	3,838	0,000	2,325
Ústecký	-25666,934	423,455	-0,320	-60,613	0,000	2,663
Zlínský	-10230,035	506,355	-0,083	-20,203	0,000	1,597
<i>Jihomoravský kraj - ref. kategorie</i>						
<i>Obce do 4 999 obyvatel v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
<i>Obce do 4 999 obyvatel v datech ČS – ref. kategorie</i>						
<i>Obce s 5 000 - 19 999 obyvateli v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
Obce s 5 000 - 19 999 obyvateli v datech ČS	1971,017	695,504	0,015	2,834	0,005	2,623
<i>Obce s 20 000 - 49 999 obyvateli v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
Obce s 20 000 - 49 999 obyvateli v datech ČS	483,588	749,045	0,003	0,646	0,519	2,225

	Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t	Sig.	VIF
	B	Std. Error	Beta			
<i>Obce s 50 000 - 99 999 obyvateli v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
Obce s 50 000 - 99 999 obyvateli v datech ČS	3458,296	787,408	0,020	4,392	0,000	2,015
<i>Obce se 100 000 a více obyvateli v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
Obce se 100 000 a více obyvateli v datech ČS	10242,051	624,256	0,103	16,407	0,000	3,736
R						0,823
R square						0,678
Adjusted R square						0,677
Std. Error of the Estimate						14780,015
Durbin-Watson						-
F						2487,455 (Sig. = 0,000)
N						30778

*Zdroj: vlastní výpočty.*

Do modelu, jehož parametry jsou prezentovány v tabulce 16, byla přidána interakce mezi velikostí obce a proměnnou zdroj dat (tj. proměnnou udávající, zda jde data s kupními cenami ČÚZK nebo odhadními cenami ČS). Explanační síla modelu (viz hodnoty Adj. R<sup>2</sup> s ohledem na rozdílný počet vysvětlujících proměnných v obou modelech) je nepatrně lepší než v případě modelu prezentovaného v tabulce 14. Velikost obce měřená počtem obyvatel vstoupila do modelu i v tomto případě (podobně jako do modelu prezentovaného v tabulce 14) v kategorizované podobě, a to z důvodu vysoké multikolinearity, která se v modelu objevila, pokud byla proměnná do modelu zařazena jako spojitá (šlo konkrétně zejména o vysokou korelaci mezi krajskou dichotomickou proměnnou pro Prahu a počet obyvatel). Koeficienty u interakčních proměnných dokládají, že jednotkové ceny v datech ČS jsou v průměru vyšší než jednotkové ceny v datech ČÚZK ve všech velikostních kategoriích obcí. Situaci dokládá graf 1, který ukazuje vývoj modelem odhadnuté průměrné ceny na m<sup>2</sup> plochy bytu pro data ČÚZK (modrá křivka) i data ČS (červená křivka) v jednotlivých velikostních kategoriích obcí při fixovaných hodnotách ostatních v modelu zahrnutých proměnných. Z grafu je dobře patrné, že **průměrná jednotková odhadní cena (ČS) je ve všech velikostních kategoriích obcí vyšší než průměrná jednotková kupní cena (ČÚZK), nicméně rozdíl je největší u největších obcí, tedy obcí se 100 tis. a více obyvateli** (že jde skutečně o statisticky významný rozdíl, bylo ověřeno prostřednictvím Waldova testu; analýzy byly provedeny s využitím statistického balíku Stata SE 17, konkrétně procedury *margins* a *test*). Současně je z porovnání průběhu obou křivek patrné, že nárůst jednotkové ceny bytu při posunu z kategorie 50 000 – 99 999 obyvatel do kategorie nad 100 000 obyvatel je výraznější v případě odhadních cen než kupních cen (červená křivka je v tomto úseku strmější).

Graf 1: Marginální efekty regrese s interakčním členem pro velikost obce a zdroj dat



Zdroj: vlastní výpočty.

V modelu v tabulce 17 jsou uvedeny stejné nezávislé (vysvětlující proměnné) jako v základním modelu v tabulce 14, ale nově je do modelu přidána proměnná s interakcí mezi zdrojem dat (odhadní ceny ČS nebo kupní ceny ČÚZK) a druhem konstrukce (cihla nebo panel). Explanační síla modelu (viz hodnoty Adj.  $R^2$  s ohledem na rozdílný počet vysvětlujících proměnných v obou modelech) je nepatrně lepší než v případě základního modelu prezentovaného v tabulce 14. Koeficient u interakční proměnné je záporný, ale ještě nic nevyovídá o vztahu mezi jednotkovou cenou panelových bytů v datech ČS a panelových bytů v datech ČÚZK, resp. cihlových bytů v datech ČS a cihlových bytů v datech ČÚZK. Proto jsou v grafu 2 uvedeny marginální efekty regrese pro oba typy konstrukce v závislosti na zdroji dat. Graf ukazuje modelem dopočtenou průměrnou cenu na m<sup>2</sup> plochy bytu pro data ČÚZK (modrá křivka) i data ČS (červená křivka) pro oba typy konstrukce (cihla a panel) při fixovaných hodnotách ostatních v modelu zahrnutých proměnných. Z grafu je dobře patrné, že **průměrná jednotková odhadní cena (ČS) je u obou typů konstrukce domu vyšší než průměrná jednotková kupní cena (ČÚZK), nicméně rozdíl je podstatně větší u cihlových bytů než bytů panelových** (že jde skutečně o statisticky významný rozdíl, bylo ověřeno prostřednictvím Waldova testu; analýzy byly provedeny s využitím statistického balíku Stata SE 17, konkrétně procedury *margins* a *test*). Současně je z porovnání průběhu obou křivek patrné, že nárůst jednotkové ceny bytu při posunu z kategorie panelových bytů do kategorie cihlových bytů je výraznější v případě odhadních cen než kupních cen (červená křivka je strmější).

Tabulka 17: Lineární regresní model na spojených souborech vysvětlující variabilitu jednotkové ceny s interakční proměnnou pro typ konstrukce a zdroj dat

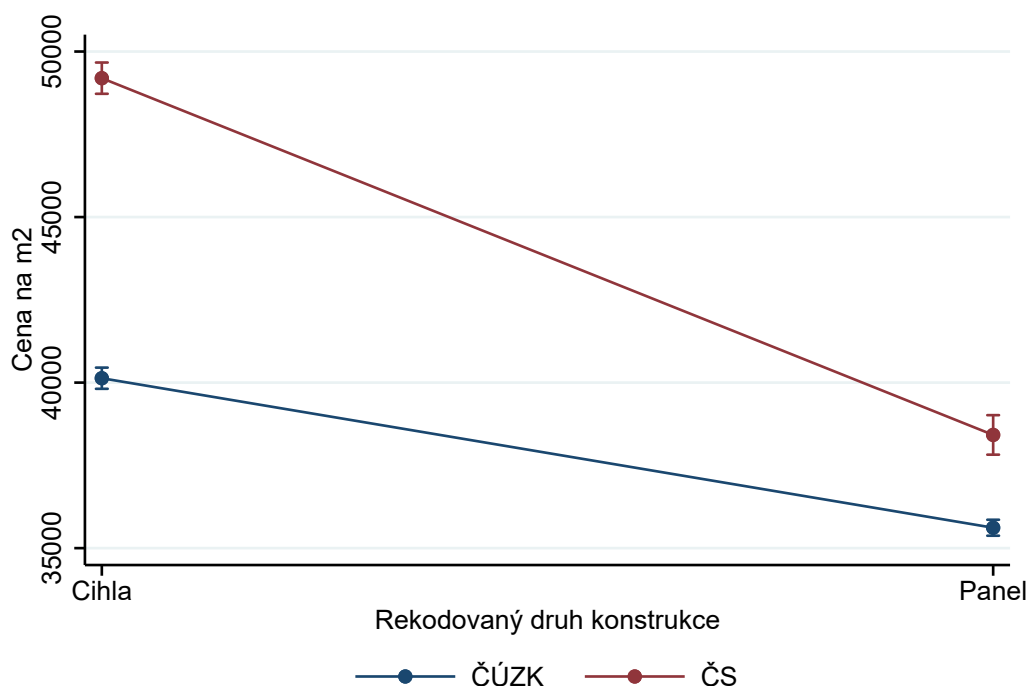
	Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t	Sig.	VIF
	B	Std. Error	Beta			
Konstanta	54195,178	715,948	-	75,697	0,000	-
Zdroj dat (0 = ČÚZK, 1 = ČS)	9062,529	288,694	0,143	31,391	0,000	1,972
Plocha bytu (m <sup>2</sup> )	-202,231	4,155	-0,163	-48,668	0,000	1,060
Druh konstrukce (0 = cihla, 1 = panel)	-4516,018	208,354	-0,086	-21,675	0,000	1,479
Způsob vytápění (0 = centrální, 1 = lokální)	1362,979	407,923	0,011	3,341	0,001	1,079
<i>Obce do 4 999 obyvatel – ref. kategorie</i>						
Obce s 5 000 - 19 999 obyvateli	3605,549	324,491	0,057	11,111	0,000	2,470
Obce s 20 000 - 49 999 obyvateli	3939,198	340,630	0,057	11,564	0,000	2,332
Obce s 50 000 - 99 999 obyvateli	3857,110	399,235	0,055	9,661	0,000	3,038
Obce se 100 000 a více obyvateli	12099,256	417,592	0,221	28,974	0,000	5,493
Dojezdový čas do krajského města – nejrychlejší spojení (min.)	-152,737	5,247	-0,154	-29,108	0,000	2,651
Hlavní město Praha	20481,299	369,569	0,309	55,419	0,000	2,941
Jihočeský	-7912,290	516,521	-0,063	-15,318	0,000	1,578
Karlovarský	-21994,330	511,016	-0,178	-43,040	0,000	1,623
Vysočina	-10237,832	591,101	-0,066	-17,320	0,000	1,379
Královéhradecký	-1526,377	512,390	-0,012	-2,979	0,003	1,636
Liberecký	-13743,289	541,043	-0,095	-25,401	0,000	1,327
Moravskoslezský	-20891,027	432,760	-0,229	-48,274	0,000	2,135
Olomoucký	-12947,617	470,411	-0,109	-27,524	0,000	1,485
Pardubický	-9116,327	544,027	-0,067	-16,757	0,000	1,534
Plzeňský	-12151,685	445,918	-0,110	-27,251	0,000	1,550
Středočeský	1465,539	409,461	0,018	3,579	0,000	2,323
Ústecký	-25449,441	424,570	-0,318	-59,942	0,000	2,659
Zlínský	-10021,479	507,973	-0,081	-19,728	0,000	1,596
<i>Jihomoravský kraj – ref. kategorie</i>						
<i>Byty v cihlových domech v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
<i>Byty v cihlových domech v datech ČS – ref. kategorie</i>						
<i>Byty v panelových domech v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
Byty v panelových domech v datech ČS	-6259,211	430,653	-0,064	-14,534	0,000	1,864
R						0,822
R square						0,675
Adjusted R square						0,675
Std. Error of the Estimate						14830,986
Durbin-Watson						-
F						2783,307 (Sig. = 0,000)
N						30778

Zdroj: vlastní výpočty.



Graf 2: Marginální efekty regrese s interakčním členem pro druh konstrukce (cihla a panel) a zdroj dat

Interakce mezi druhem konstrukce a zdrojem dat s 95 % intervaly spolehlivosti



Zdroj: vlastní výpočty.

V modelu v tabulce 18 jsou uvedeny stejné nezávislé (vysvětlující proměnné) jako v základním modelu v tabulce 14, s výjimkou samostatné dichotomické proměnné identifikující zdroj dat (odhadní ceny ČS nebo kupní ceny ČÚZK). Ta musela být z modelu vypuštěna z důvodu vysoké multikolinearity s interakční proměnnou pro zdroj dat a kategorie plochy (velikosti) bytu, která byla do modelu naopak nově přidána. Explanační síla modelu (viz hodnoty Adj.  $R^2$  s ohledem na rozdílný počet vysvětlujících proměnných v obou modelech) je lepší než v případě základního modelu prezentovaného v tabulce 14. Pokud jde o koeficienty interakčních proměnných, jsou kladné, což znamená, že jednotkové ceny bytů všech uvedených velikostních kategorií jsou v datech ČS v průměru vyšší než jednotkové ceny stejně velkých bytů (ze stejné velikostní kategorie) v datech ČÚZK. Dokumentuje to graf 4, kde jsou uvedeny marginální efekty regrese pro velikostní kategorie bytu v závislosti na zdroji dat. Graf ukazuje modelem dopočtenou průměrnou cenu na m<sup>2</sup> plochy bytu pro data ČÚZK (modrá křivka) i data ČS (červená křivka) pro všechny velikostní kategorie bytů při fixovaných hodnotách ostatních v modelu zahrnutých proměnných. Z grafu je dobře patrné, že **průměrná jednotková odhadní cena (ČS) je pro všechny velikostní kategorie bytů vyšší než průměrná jednotková kupní cena (ČÚZK), nicméně rozdíl je v tomto případě největší ne u nejmenších bytů, ale naopak u největších bytů, tedy bytů s podlahovou plochou nad 90 m<sup>2</sup>** (že jde skutečně o statisticky významný rozdíl, bylo ověřeno prostřednictvím Waldova testu; analýzy byly provedeny s využitím statistického balíku Stata SE 17, konkrétně procedury *margins* a *test*). Je třeba upozornit, že byty s plochou nad 90 m<sup>2</sup> byly v datovém souboru zastoupeny nejméně ze všech sledovaných velikostních kategorií (jejich podíl činil jen necelých 7 %). Z grafu 4 je rovněž patrné, že zastoupení

jednotlivých velikostních kategorií bytů se liší mezi oběma zdroji dat. Zatímco v datech ČÚZK jsou více zastoupeny menší byty (do 55 m<sup>2</sup>), v datech ČS naopak větší byty (nad 76 m<sup>2</sup>).

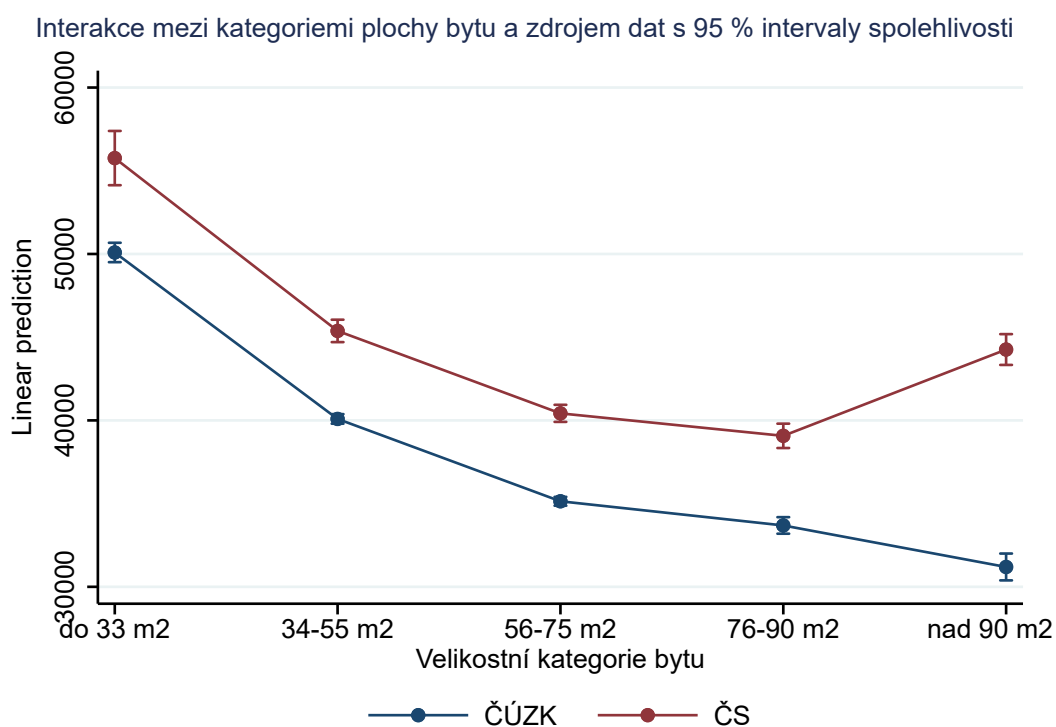
**Tabulka 18: Lineární regresní model na spojených souborech vysvětlující variabilitu jednotkové ceny s interakční proměnnou pro plochu bytu a zdroj dat**

	Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t	Sig.	VIF
	B	Std. Error	Beta			
Konstanta	60296,683	727,459	-	82,887	0,000	-
<i>Plocha bytu do 33 m<sup>2</sup> – ref. kategorie</i>						
Plocha bytu 34–55 m <sup>2</sup>	-10000,786	331,686	-0,185	-30,151	0,000	4,121
Plocha bytu 56–75 m <sup>2</sup>	-14949,828	326,315	-0,291	-45,814	0,000	4,420
Plocha bytu 76–90 m <sup>2</sup>	-16400,893	390,866	-0,221	-41,960	0,000	3,032
Plocha bytu nad 90 m <sup>2</sup>	-18896,021	507,438	-0,180	-37,238	0,000	2,570
Druh konstrukce (0 = cihla, 1 = panel)	-5190,886	170,271	-0,101	-30,486	0,000	1,212
Způsob vytápění (0 = centrální, 1 = lokální)	1735,265	368,706	0,015	4,706	0,000	1,083
<i>Obce do 4 999 obyvatel – ref. kategorie</i>						
Obce s 5 000 - 19 999 obyvateli	2919,038	292,629	0,047	9,975	0,000	2,466
Obce s 20 000 - 49 999 obyvateli	3265,408	307,365	0,049	10,624	0,000	2,330
Obce s 50 000 - 99 999 obyvateli	2764,661	360,365	0,040	7,672	0,000	3,037
Obce se 100 000 a více obyvateli	10719,129	376,893	0,201	28,441	0,000	5,492
Dojezdový čas do krajského města-nejrychlejší spojení (min.)	-159,367	4,740	-0,166	-33,620	0,000	2,652
Hlavní město Praha	21093,814	334,541	0,328	63,053	0,000	2,963
Jihočeský	-7228,001	466,672	-0,059	-15,488	0,000	1,581
Karlovarský	-21301,858	462,110	-0,178	-46,097	0,000	1,624
Vysočina	-9367,752	533,510	-0,062	-17,559	0,000	1,382
Královéhradecký	-3339,528	464,777	-0,028	-7,185	0,000	1,630
Liberecký	-13263,443	488,722	-0,095	-27,139	0,000	1,331
Moravskoslezský	-19774,312	391,288	-0,224	-50,536	0,000	2,146
Olomoucký	-12589,159	425,010	-0,109	-29,621	0,000	1,491
Pardubický	-8601,034	491,251	-0,066	-17,508	0,000	1,539
Plzeňský	-11431,361	403,058	-0,107	-28,362	0,000	1,557
Středočeský	2102,099	370,189	0,026	5,678	0,000	2,335
Zlínský	-9530,959	458,871	-0,079	-20,770	0,000	1,601
Ústecký	-24318,197	384,050	-0,313	-63,320	0,000	2,676
<i>Jihomoravský kraj – ref. kategorie</i>						
<i>Byty do 33 m<sup>2</sup> v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
Byty do 33 m <sup>2</sup> v datech ČS	5671,219	883,455	0,021	6,419	0,000	1,125
<i>Byty 34-55 m<sup>2</sup> v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
Byty 34-55 m <sup>2</sup> v datech ČS	5287,618	374,876	0,046	14,105	0,000	1,146

	Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t	Sig.	VIF
	B	Std. Error	Beta			
<i>Byty 56-75 m<sup>2</sup> v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
Byty 56-75 m <sup>2</sup> v datech ČS	5282,985	296,566	0,059	17,814	0,000	1,205
<i>Byty 76-90 m<sup>2</sup> v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
Byty 76-90 m <sup>2</sup> v datech ČS	5382,639	453,352	0,043	11,873	0,000	1,444
<i>Byty nad 90 m<sup>2</sup> v datech ČÚZK – ref. kategorie</i>						
Byty nad 90 m <sup>2</sup> v datech ČS	13063,307	624,964	0,084	20,902	0,000	1,772
R						0,848
R square						0,720
Adjusted R square						0,719
Std. Error of the Estimate						13371,174
Durbin-Watson						-
F						2716,147 (sig. 0,000)
N						30710

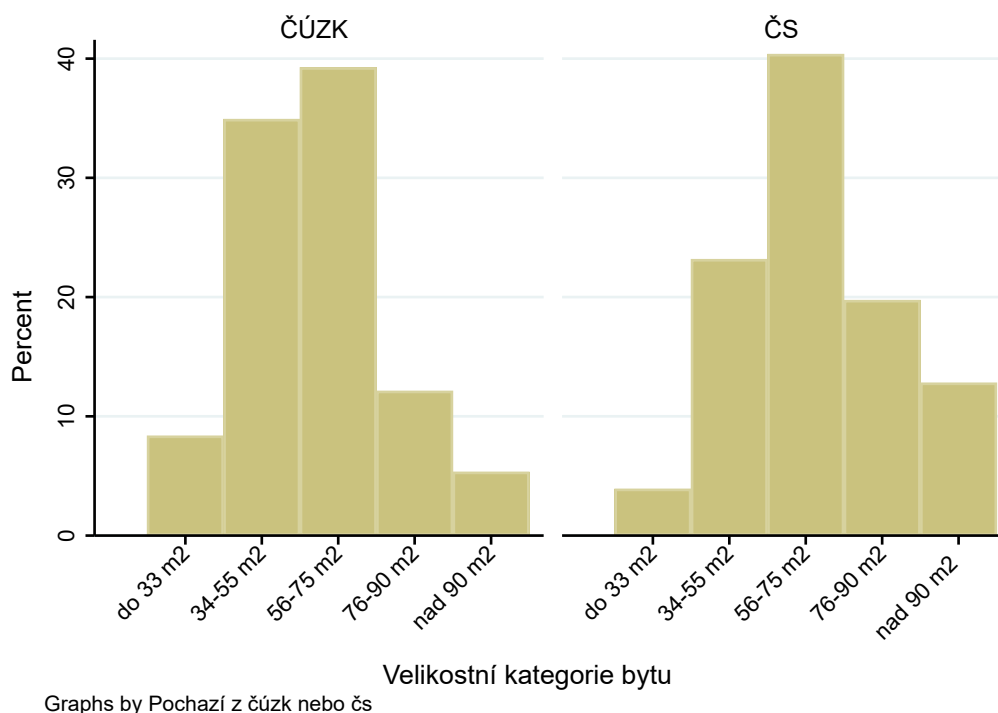
Zdroj: vlastní výpočty.

Graf 3: Marginální efekty regrese s interakčním členem pro plochu bytu a zdroj dat



Zdroj: vlastní výpočty.

Graf 4: Zastoupení velikostních kategorií bytů podle zdroje dat (ČS a ČÚZK)



Zdroj: vlastní výpočty.

Shrneme-li výše uvedená zjištění analýz provedených na spojených datových souborech, pak lze konstatovat, že se po kontrole vlivu ostatních faktorů podařilo prokázat, že:

- jednotkové odhadní ceny bytů byly vyšší než jednotkové kupní ceny ve všech velikostních kategoriích obcí, ale největší rozdíly byly patrné v největších městech, tedy v obcích s více než 100 tis. obyvateli;
- jednotkové odhadní ceny bytů byly vyšší než jednotkové kupní ceny v segmentu panelových i cihlových bytů, ale v segmentu cihlových bytů byly rozdíly mnohem větší;
- jednotkové odhadní ceny bytů byly vyšší než jednotkové kupní ceny ve všech velikostních kategoriích bytů (podle plochy bytu), ale největší rozdíly byly patrné u největších bytů, tedy bytů s podlahovou plochou nad 90 m<sup>2</sup>.

Jeden z dosavadních výsledků potvrdil významné rozdíly v rozsahu i míře nesouladu mezi kraji ČR; v některých případech i významné rozdíly mezi jednotlivými kategoriemi velikosti obce. Z dostupných zdrojů ČSÚ máme informaci, jak se měnily (rostly) ceny bytů v jednotlivých krajích (resp. krajích a velikostních kategoriích obce) v posledních letech. Pokusili jsme se proto otestovat hypotézu, že rozsah a míra nesouladu mezi kupními a odhadními cenami je větší tam, kde ceny bytů vzrostly v posledních letech nejvíce. Mezi rozsahem nesouladu podle varianty II v krajích a vývojem cen bytů podle indexu transakčních cen ČSÚ se žádná souvislost neprojevila. Mezi mírou nesouladu v korunách a vývojem cen bytů podle indexu transakčních cen ČSÚ už ovšem byla jistá souvislost patrná (pro růst cen za období 2010-2019 činila hodnota korelačního koeficientu 0,387; pro růst cen

za období 2013-2019 činila hodnota korelačního koeficientu 0,467 a pro růst cen za období 2014-2019 dokonce 0,494). Mezi mírou nesouladu v procentech a vývojem cen bytů se ovšem souvislost opět nepotvrdila. Jinými slovy, souvislost mezi růstem cen a rozsahem a mírou nesouladu se ukázala pouze u některých ukazatelů a jen v určitých obdobích. Pokud se určitá souvislost prokázala, nebyla navíc příliš silná. Proto výše uvedenou hypotézu zamítáme.

## Závěry a doporučení

Cílem této části studie bylo odpovědět na otázku, zda v roce 2019 byly v ČR nadhodnoceny nebo podhodnoceny odhadní ceny v porovnání s kupními cenami, v jakých segmentech a jaké by mohly být potenciální důvody tohoto nesouladu. Z provedených analýz vyplývá, že odhadní ceny převyšovaly v roce 2019 ceny kupní; tato situace se týkala zhruba 60 % bytů v námi analyzovaném datovém souboru (varianta II), resp. 70 % – 77 % námi vytvořených tržních segmentů (varianta I). Podíl bytů s vyšší odhadní než kupní cenou je překvapivý, ale i podle některých zahraničních studií (viz první díl studie) nemusí být nereálný. Kromě toho je třeba zmínit, že podíl bytů s vyšší odhadní než kupní cenou je vysoký i proto, že nebyla uvažována žádná „přirozená míra nesouladu“ kupních a odhadních cen (tj. interval, v němž by nesoulad obou cen byl považován ještě za přijatelný). Jeho stanovení by bylo nutně normativní a i z rešerše zahraničních studií (viz první díl studie) je patrné, že se na něm autoři neshodnou. Jinými slovy, i byt s odhadní cenou o korunu vyšší než byla kupní cena nejbližšího bytu, byl pro účely našich analýz zahrnut do kategorie bytů s vyšší odhadní než kupní cenou.

Hodnoceny byly dvě formy nesouladu mezi kupními a odhadními cenami. První formou byl tzv. **rozsah nesouladu**, který udává podíl bytů, u nichž byla odhadní cena vyšší než kupní cena, z celkového počtu bytů, resp. podíl tržních segmentů, u nichž byl medián odhadní ceny vyšší než medián kupní ceny, z celkového počtu tržních segmentů. Z pohledu tohoto ukazatele se (1) podle varianty I neprojevily významné rozdíly mezi kraji a častěji byl nesoulad mezi cenami patrný u větších bytů, bytů v cihlových domech a ve větších obcích; (2) podle varianty II se již významné rozdíly mezi kraji projevily a častější byl nesoulad opět u bytů v cihlových domech, ve větších obcích, ale oproti variantě I u bytů nejmenších.

Druhý ukazatel byl nazván **míra nesouladu** a byl definován jako rozdíl mezi odhadní a kupní cenou na m<sup>2</sup>, resp. rozdíl mezi mediánem odhadní a kupní ceny na m<sup>2</sup> v daném tržním segmentu. Míra nesouladu byla zjištěna jak v absolutní hodnotě (tj. v korunách jako prostý rozdíl), tak v procentech. Z pohledu tohoto ukazatele se (1) podle varianty I neukázaly významné rozdíly mezi kraji, ale potvrdila se významně vyšší odhadní cena oproti ceně kupní u větších bytů a bytů v cihlových domech; (2) podle varianty II se již významné mezikrajské rozdíly projevily a statisticky významně vyšší odhadní cena oproti ceně kupní byla zaznamenána opět u bytů ve větších obcích a bytů v cihlových domech, ale také bytů co do plochy nejmenších (zároveň i u bytů v novostavbách a bytů s ústředním vytápěním) a (3) podle varianty III byl rozdíl mezi cenami největší opět u bytů v cihlových domech, ve větších obcích, avšak co do plochy bytů největších. Hodnocení podle varianty II sice považujeme za nejpřesnější, protože byly porovnávány přímo rozdíly mezi dvojicemi bytů (byť se nemuselo jednat o identické byty), nikoliv rozdíly v agregovaných cenách pro segmenty bytů (varianta I), u nichž v důsledku agregace dat mohlo dojít ke ztrátě některých informací, nicméně zjištění týkající se plochy bytu se bohužel u varianty II zdají být vzhledem k výsledkům ostatních dvou variant nevěrohodné.

Z výše uvedeného tedy vyplývá, že segmenty trhu, kde se nesoulad mezi kupními a odhadními cenami projevuje opakovaně podle většiny provedených analýz, představují především o byty v cihlové zástavbě a byty ve větších/největších obcích. Pravděpodobným důvodem, proč se nesoulad mezi kupními a odhadními cenami projevuje u bytů v cihlové

zástavbě více než u panelových bytů, byla zřejmě jejich větší heterogenita (znesnadňující přesnost odhadu) a možná i zvláštní role (cihlových) novostaveb (potvrzená i přes vliv technického stavu bytu na nesoulad mezi kupními a odhadními cenami). U velikosti obce může být důvodem, podobně jako u druhu konstrukce, větší heterogenita nabídky bytů ve velkých městech vedoucí opět k méně přesnému odhadu. Hypotézu, že rozsah a míra nesouladu mezi kupními a odhadními cenami jsou větší v regionech/obcích, kde ceny bytů v posledních letech rostly nejvíce, se ovšem podařilo zamítnout.

Je přitom potřeba upozornit na několik zásadních omezení, která je nutno vzít v potaz. Především byly rozdíly mezi kupními a odhadními cenami hodnoceny pouze za jeden rok (2019), navíc za rok charakteristický poměrně významným růstem cen na trhu rezidenčních nemovitostí, a pouze pro jeden segment (byty). Je tedy možné, že situace v jiných letech a jiných vývojových fázích trhu může být odlišná, jak ukazují i zkušenosti ze zahraničí. Další omezení vyplývají z charakteru dat, na nichž bylo srovnání prováděno. V případě obou datových souborů se nejednalo o úplný vzorek dat, ale výběr, který mohl být v některých směrech zkreslený (viz rozdíly ve struktuře obou souborů popsané v prvním dílu studie), což se mohlo projevit i na výsledcích. V datech s cenovými údaji ČÚZK chyběly některé zásadní informace (např. o technickém stavu bytu), které by umožnily lepší výběr vzájemně srovnatelných bytů z obou datových zdrojů. Zmínit je potřeba i odlišnosti ve způsobu definice plochy bytu – zatímco bankovní data používají započitatelnou plochu bytu, ČÚZK eviduje podlahovou plochu bytu (resp. výše spoluvlastnických podílů je odvozena z poměrů podlahových ploch). Samotné odvození podlahové plochy ze spoluvlastnických podílů v datech ČÚZK je přitom více než problematické, jak bylo rovněž popsáno v prvním dílu studie. Do hodnocení nebyly zahrnuty z dat ČS pouze byty s účelem úvěru koupě (důvodem by byla velmi významná redukce souboru s odhadními cenami ČS), ale všechny byty bez ohledu na účel úvěru. Nicméně i kdyby byly do hodnocení zahrnuty z dat ČS pouze byty s účelem úvěru koupě, podle našich zjištění v řadě případů odhadci k dispozici kupní ceny nemají vůbec nebo značně zastaralé, případně se nejedná o skutečně finální kupní cenu, ale předběžnou informaci o pravděpodobné budoucí kupní ceně apod. V neposlední řadě může existovat poměrně značné časové zpoždění mezi datem provedení ocenění bytu odhadcem a jeho zápisem do katastru nemovitostí, které s ohledem na námi použitou metodologii (zejména u varianty II) mohlo vést k tomu, že v řadě případů byly porovnávány jiné byty (byť blízké z hlediska geografické vzdálenosti).

Za hlavní přínos této studie nepovažujeme kvantifikaci rozdílů mezi kupními a odhadními cenami, a to už z důvodu výše zmíněných omezení. Přínosem je spíše identifikace pravděpodobných segmentů, kde se rozdíly mezi kupními a odhadními cenami mohou projevit nejvíce; i nastínění možných postupů, jak ke srovnání obou typů cenových dat vůbec přistoupit. Smyslem bylo také přispět do diskuse ohledně kvality a podoby dat, které by do budoucna umožnily spolehlivější komparaci.

Na základě výsledků analýz prezentovaných v obou částech studie jsme vytvořili následující doporučení:

- **zlepšit přístup k datům s cenovými údaji ČÚZK pro koncové uživatele** - v současné době jsou tato data dostupná především prostřednictvím API rozhraní, které vyžaduje vytvoření software (nebo skriptů) umožňujících jejich stažení, transformaci z XML formátu, uložení jednotlivých záznamů do zpracovatelné databáze, atd.;
- **zlepšit kvalitu dat RÚIAN**, a to zejména ve smyslu eliminace chybějících nebo neúplných informací o domech (v našem případě se jednalo zejména o informace o roku dokončení stavby/budovy, ale i podlahové ploše domu a druhu konstrukce budovy);
- **v ČÚZK zaznamenávat údaje o podlahové ploše obchodované jednotky** (v kupních smlouvách uvedené), jelikož odvození podlahové plochy ze spoluvlastnických podílů je velmi problematické; potenciálně může být plocha uvedená v kupní smlouvě ověřována přes informace z Prohlášení vlastníka o vymezení jednotek v domě, které má ČÚZK rovněž k dispozici;
- **v ČÚZK doplnit do dat s kupními cenami i výši obchodovaného podílu na nemovitosti, případně detailnější specifikaci předmětu prodeje** - jen tak bude možné zjistit důvody „podezřelých“ cenových údajů s neobvykle vysokou (nebo naopak nízkou) cenou v datech ČÚZK;
- **zpřesnit údaje o přesné geografické poloze bytu (resp. bytového domu) v datech bank** v podobě GPS souřadnic nebo přesných adres, které by eliminovalo nepřesnosti spojené s neuvedením úplné adresy;
- **v případě kontroly práce odhadců, přesněji kontroly rozdílu mezi kupními a odhadními cenami bytů**, se v samotných bankách zaměřit především na byty v cihlových domech (zvláště pak v novostavbách) a byty ve větších (největších) obcích ČR (co do počtu obyvatel a transakcí).



Faktory nadhodnocení odhadních cen:  
analýza rozdílů mezi kupními a odhadními cenami bytů v roce 2019

Petr Sunega, Petr Kubala, Martin Lux, Martin Macek

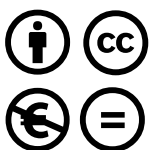
Vydal:

Sociologický ústav AV ČR, v. v. i.  
Jilská 1, 110 00 Praha 1  
www.soc.cas.cz

Ilustrace na obálce: pixabay.com

Praha 2021

ISBN 978-80-7330-393-8 (PDF)



Toto dílo je licencováno pod licencí Creative Commons BY-NC-ND 4.0

Licenční podmínky navštivte na adrese [creativecommons.org](https://creativecommons.org).