DETERMINANTY POPTÁVKY A NABÍDKY NA TRHU S BYTY A JEJICH VÝZNAM PRO VYSVĚTLENÍ REGIONÁLNÍCH ROZDÍLŮ*

Libor Votava^a , Lenka Komárková^a , Jiří Dvořák^a

Abstract

Demand and Supply Determinants on the Property Market and Their Importance in Explaining Regional Differences

There is growing interest in property prices and price trends at national and regional levels. The paper aims to find links between selected demand and supply determinants based on a panel regression of regional data during 2000–2017 and to contribute to further discussion of the role of these determinants. The main output of the paper is the identification of regional differences in the direction and strength of the influence of individual determinants on the flat price. Regional differences were identified in the mid-year population, the number of inhabitants per completed flat, the number of applicants per job, the amount of household disposable income and the divorce rate. In Prague, the first three determinants were significant. The validity of the research is limited by the fact that some potentially significant data are not statistically monitored and data aggregated at the level of regions do not reflect local conditions. The output of the analysis shows determinants that explain the price variability and indicates unused economic policy instruments.

Keywords: real estate price, GDP, price bubble, regional differences, regional trends, disposable income, monetary policy, tax policy

JEL Classifications: E60, E70, M20, H21

Úvod

Cenový vývoj na trhu s nemovitostmi v České republice (ČR) je v posledních letech včetně současnosti (rok 2019) poměrně sledovaným tématem. Otázkou není jen to, jak vývoj cen na trhu nemovitostí (rezidenčních nemovitostí, pozemků a dalších) vysvětlit, ale také to,

* Článek vznikl za finanční podpory Grantové agentury České republiky v rámci projektu s registračním číslem 19-00015S.

a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta managementu, Jindřichův Hradec, Česká republika
E-mail: votaval@fm.vse.cz, lenka.komarkova@vse.cz, dvorakji@fm.vse.cz

jaké ekonomické, politické a sociální souvislosti jsou s vývojem cen spojeny. Větší pozornost je pak věnována trhu bytů, konkrétně cenám bytů pořizovaných do osobního vlastnictví. Na základě zpráv České národní banky (ČNB) je vývoj cen bytů v ČR považován za rizikový, zejména s ohledem na sociální dopady (ČNB, 2017, 2018, 2019a; Hejlová, Holub a Plašil, 2018; Plašil a Andrlé, 2019). Například dle Plašila a Andrlého (2019) byly ceny rezidenčních nemovitostí v druhé polovině roku 2018 nadhodnoceny o 10 až 15 %.

Zájem centrálních institucí o trh rezidenčních nemovitostí s cílem tento trh usměrňovat žádoucím směrem je patrný také z doporučení ČNB, která mají za cíl regulovat trh s hypotékami. Jedná se zejména o limity pro poskytovatele hypotečních úvěrů, které stanovují doporučené stropy těchto úvěrů vzhledem k příjmu domácnosti a ceně nemovitosti. Konkrétně se jedná o ukazatel LTV („loan to value“) určující maximální výši úvěru k ceně nemovitosti a ukazatele DSTI („debt service to income“) a DTI („debt to income“), limitující úvěr na základě čistého ročního příjmu vzhledem ke splátkám a výši dluhu. Jak sama ČNB (2019a) uvádí na svých webových stránkách, cílem těchto limitů je zamezit nadměrnému růstu úvěrů potenciálně působících na růst cen rezidenčních nemovitostí.

Z dostupných dat je také patrné, že cenový vývoj bytů je silně determinován regionálně jak co do absolutních hodnot, tak trendů a změn cen relativních. Dle společnosti Deloitte Česká republika (2019) dosáhla v 2. čtvrtletí roku 2019 průměrná cena prodaných bytů v ČR 60 700 Kč/m², přičemž u cen v krajských městech jsou zjevné regionální rozdíly. Nejnižší hodnota 17 000 Kč/m² byla vypočtena v Ústí nad Labem, naopak nejvyšší 84 200 Kč/m² byla v Praze. Z hodnot Deloitte real indexu ČR je dále vidět, že se regionálně liší i relativní změny cen. Ve 2. čtvrtletí roku 2019 oproti 1. čtvrtletí průměrná cena prodaných bytů vzrostla celorepublikově o 4,8 %; regionálně pak nastal nárůst v 11 krajských městech (nejvíce v Praze o 8,4 %), zatímco ve 3 krajských městech došlo k poklesu (v Liberci až o 9 %).

Z veřejně publikovaných dat a analýz se tedy jeví, že vývoj cen bytů a obecně nemovitostí je výsledkem determinantů, které působí celoplošně, ale i regionálně. Determinantem je činitel schopný vyvolat reakci ceny na nabídku nebo poptávku a cílem tohoto článku je zaměřit se na regionální determinanty. Právě odhalení regionálních determinantů může vysvětlit nejen rozdíly cen dle místa a regionu v minulosti, ale může také napovědět, jaká opatření (např. v rámci hospodářské politiky) mohou cenový trend účinně ovlivnit.

1. Stanovení ceny na trhu nemovitostí

Tématu trhu s nemovitostmi se každoročně věnuje ČNB v části své *Zprávy o finanční stabilitě* (ČNB, 2015, 2016, 2017, 2018, 2019b). Z těchto zpráv plyne, že původně značně rychlejší růst cen nemovitostí v Praze je v posledních letech z hlediska dynamiky růstu

dorovnáván ostatními regiony a že celkově roste míra nadhodnocení cen nemovitostí. Tento trh lze rozdělit na trh s komerčními nemovitostmi, jehož vývoj je ovlivňován v první řadě hospodářským cyklem (Bokhari a Geltner, 2011; Hlaváček, Novotný a Rusnák, 2016; Pagliari, 2017), a trh rezidenčních nemovitostí (Bianchi, Guidolin a Ravazzolo, 2018).

K trhu s nemovitostmi lze sice přistupovat jako k jakémukoliv jinému trhu s aktivy, nicméně řada autorů (Case a Shiller, 1989; Fu a Ng, 2001; Hassan, 1990; Schindler, 2010; Schindler, Rottke a Füss, 2009; Sunjo a Yilmaz, 2017) ukazuje, že vlivem specifického postavení této komodity nelze tento trh považovat za efektivní. Je to spojeno s nemožností uplatnit cenovou arbitráž v případě cenových rozdílů a neelastickou nabídkou v krátkém období (Lux *et al.*, 2008; Meen, 2005), což zvyšuje riziko nesprávného stanovení ceny nemovitosti. To může v krajním případě vést ke vzniku cenových bublin a následných prudkých korekcí (Lyons, 2015). Existence cenových bublin je tématem sledovaným nejen v ČR (Gros, 2007; Miles, 2017). V českém prostředí Čadil (2009) existenci cenové bubliny na datech do roku 2008 jednoznačně nepotvrdil, předpovídal však pravděpodobný pokles cen. Mírné nadhodnocení cen nemovitostí z hlediska příjmů plynoucích z jejich pronájmu zjistil na datech z let 2001–2008 i Zemčík (2011), nicméně očekával v dalších letech pouze mírnou korekci. Ani další studie (Hlaváček a Komárek, 2010) výrazné nadhodnocení cen do roku 2008 neprokázala. Model zahrnující determinanty na poptávkové i nabídkové straně aplikovali na český trh bytových nemovitostí Hejlová, Hlaváček a Komárek (2017), kteří došli k závěru, že pro rok 2014 jsou ceny zhruba v rovnováze, čemuž předcházelo období od roku 2009 s cenami mírně podhodnocenými.

Za hlavní proměnné ovlivňující cenovou hladinu jsou považovány determinanty ekonomické, kdy tyto vztahy s ohledem na české prostředí a politiku ČNB popisují Matalík, Skolkova a Syrovatka (2005). V dosavadní literatuře lze nalézt řadu příspěvků snažících se o vytvoření matematického modelu reflektujícího relevantní vazby. Příkladem může být model, s jehož pomocí popsal Iacoviello (2005, 2011) vazbu ekonomického cyklu na ceny nemovitostí v USA při zohlednění monetární a úvěrové politiky. Vzájemnou vazbou cen nemovitostí a výše HDP na osobu se zabývaly i další studie (Kim a Chung, 2016; Nyakabawo *et al.*, 2015) prokazující vzájemný kauzální vztah. Obdobný vztah mezi cenou nemovitostí, HDP a inflací na čínském trhu zjistili i Li a Chiang (2012), nepotvrdili však vazbu mezi cenou nemovitostí a disponibilním příjmem domácností. Brůha, Hlaváček a Komárek (2013, 2017) zpochybňují vazbu mezi cenami nemovitostí a makroekonomickými veličinami, zejména uvádějí změnu HDP jako důsledek úvěrového mechanismu, a to na základě analýzy rozhodování českých domácností, když srovnávají úroveň spotřeby a úspor u vlastníků nemovitostí a domácností bydlicích v nájmu.

Širší pohled na volatilitu cen z hlediska šoků na straně nabídky a poptávky do matematického modelu zahrnuly Diaz a Jerez (2013), když jako významný determinant

ovlivňující volatilitu cen identifikovaly objem obchodů a dobu potřebnou pro uskutečnění prodeje nemovitosti. Glaeser (2017) a Glaeser *et al.* (2017) se věnují nejen důvodům cyklických změn cen nemovitostí, ale i jejich důsledkům. V jejich vzniku nevidí pouze negativa, ale poukazují i na pozitiva plynoucí z navýšení potenciálu pro budoucí růst ekonomiky díky prudkému nárůstu disponibilních nemovitostí.

2. Heterogenita trhu s nemovitostmi a determinanty ovlivňující cenu

Z hlediska vývoje je zajímavá geografická heterogenita cen nemovitostí. Hlaváček a Komárek (2010, 2011) naznačují významné rozdíly v jednotlivých regionech a zároveň uvádějí další determinanty, které považují za důležité pro vývoj ceny. Na vliv demografických determinantů, ale i daňové politiky státu a cen stavebních prací upozorňovali již Poterba, Weil a Shiller (1991). Lux *et al.* (2017) ukazují na specifickém chování prvně nakupujících na potenciální roli jejich sociálního postavení a na jejich pravděpodobnou heterogenitu z hlediska preferencí a míry ekonomické racionality rozhodování. Důležitou roli reálného příjmu, úrokových sazeb a demografických determinantů na dynamiku cen nemovitostí pro 8 zemí střední a východní Evropy a 19 zemí OECD potvrdili i Égert a Mihaľjek (2007). Rozdílnou dynamiku vývoje cen z hlediska lokality dokumentují na příkladu velkých amerických měst Glaeser, Gottlieb a Tobio (2012), když porovnávají chudší oblasti oproti bohatším. Roli v tomto případě hraje mimo jiné úroveň zaměstnanosti v jednotlivých lokalitách. Zimmer (2015) následně potvrzuje význam lokality pro tvorbu cen v USA a porovnává tento výsledek s neprůkaznou závislostí cen mezi jednotlivými zeměmi OECD. Naproti tomu analýza jednotlivých regionů německého trhu dokládá silnou vazbu ceny nemovitostí na demografická data, infrastrukturu i základní ekonomické veličiny (Belke a Keil, 2018).

Zajímavý pohled na cyklické změny v cenách nemovitostí představují Ādmīdīņš a Zvanītājs (2011). Na příkladu z Lotyšska dokumentují existenci významných vazeb na determinanty, jako je demografický vývoj, míra nezaměstnanosti, úvěrová aktivita bank, příjem domácností a vládní zásahy. Edelstein a Tsang (2007) zahrnují do modelu aplikovaného na velká města na západě USA jak poptávkovou, tak nabídkovou stranu ve formě dvou rovnic a za nejvýznamnější determinanty označují růst zaměstnanosti a úrokových sazeb. Nicméně ve výsledku zdůrazňují hlavně roli lokálních veličin oproti národním nebo regionálním.

S regionálními specifiky je spojená i otázka dostupnosti bydlení. Otázkou rozdílné finanční dostupnosti nájemního bydlení v jednotlivých regionech ČR s ohledem na regulované a neregulované nájemné se zabývala Mikeszová (2008). I přes problém s nedostatkem

vstupních dat zjistila relativně vyšší rozdíly v regionální finanční dostupnosti bydlení u nižší příjmové skupiny obyvatel oproti vyšším příjmovým skupinám. Dynamiku trhu s bydlením na regionální úrovni zkoumali i Ondoš a Gunther (2009), když porovnávali vývoj nabídky v ČR a na Slovensku a sledovali vliv poptávkové strany zastoupené průměrným příjmem, nezaměstnaností a přirozenou a migrační změnou populace. Průměrný příjem shledávají jako nesignifikanční determinant, nicméně jeho význam v čase roste, naproti tomu výše nezaměstnanosti má negativní efekt na nabídku nemovitostí. Migrace přispívá k růstu cen v obou zemích, zatímco přirozená změna populace vychází jako signifikantní determinant pouze pro Slovensko.

Shrnutí determinantů zvažovaných v dostupných studiích je uvedeno v tabulce 1. Je zjevné, že mezi často zvažovanými determinanty ovlivňujícími cenu nemovitostí nalezneme na nabídkové straně cenu pozemků, stavební aktivitu a existující bytový fond (Belke a Keil, 2018; Hejlová *et al.*, 2017; Hlaváček a Komárek, 2010, 2011) a na straně poptávky disponibilní příjem, míru nezaměstnanosti, míru ekonomické aktivity obyvatelstva, počet volných pracovních míst, přírůstek obyvatelstva (přirozený i migrace), sňatky, rozvody, výši nájemného, úvěry (Égert a Mihaljek, 2007; Hejlová *et al.*, 2017; Hlaváček a Komárek, 2010, 2011; Ondoš a Gunther, 2009), velikost trhu, věkovou strukturu, místní infrastrukturu a výši nájemného (Belke a Keil, 2018).

Kromě v tabulce 1 uvedených determinantů lze v literatuře najít i další témata, jako například vliv lokality (Glaeser, Gottlieb a Tobio, 2012) a vzájemný vliv regionů (Zimmer, 2015), kdy vliv můžou mít rozdílné ekonomické, demografické a další charakteristiky dopravně blízkých regionů, případně rozdíly v sociálním postavení významných skupin obyvatelstva (Lux *et al.*, 2017). Rovněž se v poslední době s odlišnými závěry diskutuje vliv kriminality na ceny nemovitostí (např. McIlhatton *et al.*, 2016; Wilhelmsson a Ceccato, 2015; Ceccato a Wilhelmsson, 2011; Tita, Petras a Greenbaum, 2006). Jiné studie se zaměřují na identifikaci psychologických determinantů (Grum a Grum, 2015; Andersen, 2011).

Hlavním cílem tohoto článku je zjistit, které determinanty poptávky a nabídky jsou v jednotlivých regionech významně asociovány s cenami bytů, a dále prozkoumat regionální odlišnosti těchto asociací. Na základě provedené rešerše, kdy regionální rozdíly ve smyslu odlišného působení determinantů poptávky a nabídky jsou považovány za významné, ale nejsou dosud příliš zkoumány, a v návaznosti na konferenční příspěvky (Komárková, Votava a Dvořák, 2019; Votava a Dvořák, 2018) byla zformulována následující výzkumná otázka.

VO: Jak se liší vztahy mezi cenami bytů a vybranými determinanty poptávky a nabídky v jednotlivých regionech ČR?

Tabulka 1: Přehled studií zaměřených na determinanty trhu nemovitostí

Autoři	Rok	Země (kód)	Období	Metoda	Významné determinanty	Méně významné determinanty
Ādmidiņš a Zvanitājs	2011	LV	2001–2010	rešerše	demografické determinanty, úvěrová aktivita, příjem domácností, zaměstnanost	
Belke a Keil	2018	DE	1990–2010	panelová regrese	stavební aktivita, existující počet domů, velikost regionálního realitního trhu, věk obyvatel, infrastruktura, příjem domácností, úrokové sazby	množství obchodních transakcí
Čadil	2009	CZ	1998–2006	VAR model	cenový vývoj, příjem domácností, spekulativní poptávka	věková struktura, úrokové sazby
Edelstein a Tsang	2007	US	1988–2003	SUR model	lokální růst zaměstnanosti, úrokové sazby	celkový růst zaměstnanosti
Ēgert a Mihaljek	2007	Evropa OECD	1990–2006	DOLS model	HDP na hlavu, úrokové sazby, výše úvěrů, mzdy	
Hlaváček a Komárek	2011	CZ	1998–2008	panelová regrese	cena pozemků, růst populace, migrace, rozvodovost, nezaměstnanost, růst mezd, cena nájmu	růst hypoték, podmínky úvěrů úrokové sazby
Hlaváček a Komárek	2010	CZ	1998–2008	panelová regrese	cena pozemků, počet bytů, příjem domácností, nezaměstnanost, přírůstek obyvatelstva stěhováním, rozvodovost, cena nájmu, růst úvěrů	úrokové sazby, volná pracovní místa, sňatky, dokončené byty
Hlaváček, Novotný a Rusnák	2016	CZ, PL, HU, SK, RO	2002–2014	model korekce chyby	HDP, spotřebitelské ceny	nabídka, úvěry/ HDP
Li a Chiang	2012	CN	1998–2009	VAR model	HDP, spotřebitelské ceny	prodej půdy
Lux et al.	2008	EU, CZ, regiony	1998–2007	přehledová statistika	příjem domácností, demografické determinanty, preference vlastnického bydlení, cena nájmu, výše existující nabídky bytů, nabídka stavebních pozemků	struktura finančních trhů, míra regulace, daně a dotace, příjmy ze stínové ekonomiky, volná pracovní místa
Ondoš a Gunther	2009	CZ, SK	1997–2007	prostorová ekonometrie	přirozená a migrační změna populace, nezaměstnanost	příjem domácností

Zdroj: vlastní zpracování, z prostorových důvodů byly sloučeny a zkráceny pojmy popisující determinanty vykazující podobný účinek na trh, například příjem vs. disponibilní příjem ap.

3. Data a metody

Do studie byla použita veřejně dostupná data krajských statistik Českého statistického úřadu (2019c). Pro účely analýzy byly všechny ukazatele zjišťovány na úrovni krajů a bylo zvoleno osmnáctileté časové období 2000–2017. Ceny bytů byly vztaženy k m². Primárně bylo uvažováno celkem 13 determinantů, z nichž však pět bylo vyřazeno z dalších úvah z důvodů silných korelací (v absolutní hodnotě 0,83 a více) s determinanty, jejichž vztah s cenami bytů byl dále podrobněji zkoumán pomocí ekonometrického modelování. Dále uvažovanými determinanty byly:

- 1) *Disponibilní důchod* – čistý disponibilní důchod domácností v tisících Kč na obyvatele, jenž lze považovat též za reprezentanta s ním korelovaných a dále neuvažovaných determinantů *mzda* ($r = 0,97$) a *HDP* ($r = 0,83$);
- 2) *Obyvatelé na byt* – počet obyvatelů na jeden dokončený byt (měřeno v desítkách osob), korelující s nezahrnutými determinanty *byty dokončené na obyvatele* ($r = -0,86$), jenž koreluje též s dále neuvažovaným determinantem *celkový počet dokončených bytů* ($r = 0,86$);
- 3) *Změna obyvatel* – celková změna (přírůstek/úbytek) počtu osob na tisíc obyvatel, korelující s dále neuvažovaným determinantem *změna stěhováním* ($r = 0,97$);
- 4) *Stav obyvatel* – střední stav obyvatelstva (měřeno v desetitisících);
- 5) *Sňatky* – počet sňatků na tisíc obyvatel;
- 6) *Rozvody* – počet rozvodů na tisíc obyvatel;
- 7) *Uchazeči* – počet uchazečů na jedno volné pracovní místo;
- 8) *Trestné činy* – počet trestných činů na tisíc obyvatel.

Vzájemná korelace mezi osmi vybranými determinanty je ve všech případech v absolutní hodnotě nižší než 0,50, varianční inflační faktor (VIF) dosahuje hodnoty nejvýše 2,78. Získaná data mají povahu panelových (longitudinálních) dat, kde jednotkou panelu je kraj (členění dle CZ-NUTS 3), kterých je $I = 14$. Pro všechny kraje jsou k dispozici úplné údaje za všech $T = 18$ let. Celkem je tedy k dispozici $n = 252$ pozorovaných hodnot cen bytů spolu se zkoumanými determinanty.

Za *regiony* pro účely řešení výzkumné otázky považujeme vyšší územní celky dle klasifikace CZ-NUTS 2, kterých je osm: Praha, Střední Čechy, Jihozápad (kraje Jihočeský a Plzeňský), Severozápad (kraje Karlovarský a Ústecký), Severovýchod (kraje Liberecký, Královéhradecký, Pardubický), Jihovýchod (kraje Vysočina a Jihomoravský), Střední Morava (kraje Olomoucký a Zlínský) a Moravskoslezsko. Základní popisné statistiky uvažovaných determinantů a cen bytů, které byly vypočteny přes všechny krajské

hodnoty v rámci daného regionu za dané časové období, znázorňuje tabulka 2. Na tomto místě je vhodné zdůraznit, že analyzovaná data nejsou agregována na úroveň těchto regionů. Nicméně použité ekonometrické modely respektují hierarchickou strukturu region – kraj – roční údaje.

Tabulka 2: Regionální průměry (směrodatné odchylky) pro ceny bytů a osm vybraných determinantů

Region	Cena bytů	Disponibilní důchod	Obyvatelé na byt	Změna obyvatel	Stav obyvatel	Sňatky	Rozvody	Uchazeči	Trestné činy
Praha	40,29 (11,14)	239,6 (41,3)	24,8 (6,8)	6,36 (7,35)	121,7 (4,3)	5,26 (0,50)	2,82 (0,47)	2,9 (1,7)	68,5 (15,5)
Střední Čechy	17,59 (6,41)	193,9 (35,0)	23,5 (6,8)	10,60 (5,74)	122,3 (8,2)	4,84 (0,47)	3,02 (0,21)	7,1 (5,0)	30,2 (7,3)
Jihozápad	13,95 (5,47)	176,9 (30,4)	35,3 (8,2)	2,25 (3,33)	59,8 (3,6)	4,82 (0,41)	2,81 (0,29)	6,9 (4,5)	24,3 (4,1)
Severozápad	8,77 (3,55)	160,9 (26,7)	71,3 (18,8)	−0,24 (3,25)	56,4 (26,5)	4,93 (0,65)	3,28 (0,51)	16,3 (9,7)	31,7 (7,0)
Severovýchod	14,40 (5,65)	170,7 (29,9)	41,4 (9,8)	1,02 (2,56)	49,9 (4,9)	4,81 (0,47)	2,85 (0,35)	8,4 (5,6)	23,5 (7,4)
Jihovýchod	16,93 (7,83)	173,0 (33,7)	34,6 (7,6)	0,81 (2,37)	83,1 (32,2)	3,65 (1,02)	2,82 (0,61)	15,1 (10,7)	21,1 (6,1)
Střední Morava	14,44 (5,11)	165,5 (28,7)	45,8 (11,0)	−0,97 (1,19)	61,4 (2,5)	4,57 (0,32)	2,57 (0,29)	16,2 (12,9)	19,8 (4,1)
Moravskoslezsko	11,35 (4,39)	161,4 (29,7)	57,2 (9,5)	−2,44 (1,24)	124,3 (2,1)	4,64 (0,33)	2,94 (0,37)	23,2 (14,3)	29,9 (4,0)
Česká republika	15,76 (9,51)	175,7 (36,5)	43,1 (17,8)	1,52 (4,65)	74,2 (31,6)	4,65 (0,72)	2,88 (0,45)	12,0 (10,4)	28,1 (13,9)

Zdroj: vlastní výpočty v softwaru R (R Core Team, 2020)

S ohledem na hierarchickou strukturu panelových dat se k zodpovězení výzkumné otázky nabízí využít lineárního smíšeného modelu (viz např. Baltagi, 2008, kap. 2 a 3) s náhodnými efekty pro jednotlivé kraje a pevnými efekty pro vliv regionů a jednotlivých determinantů. Nicméně vzhledem k faktu, že data jsou založena pouze na 14 jednotkách panelu (kraje) a současně je hlavní vysvětlující proměnná (region) přímo odvozena z členění dat na kraje, není tato metoda vhodná. Ze stejných důvodů není možné použít ani

další klasickou metodologií, kterou jsou (dynamické) lineární modely odhadované zobecněnou metodou momentů (GMM, Arellano a Bond, 1991). Je zřejmé, že při volbě modelovací strategie je nutné se vyhnout těm modelům, v nichž členění na kraje vede k zahrnutí regresních parametrů, ať již ve formě náhodných, nebo pevných efektů do modelové rovnice. Na druhou stranu je nutné, aby model umožnil netriviální kovarianční strukturu pro pozorovanou odezvu (ceny bytů) v rámci časové osy a kraje. Modelem, který toto umožňuje a byl zvolen pro řešení výzkumné otázky, je vícenásobná panelová regrese s autoregresním procesem pro časově indexované chybové členy v rámci každého kraje. Neznámé parametry modelu jsou odhadovány pomocí zobecněné metody nejmenších čtverců (GLS, viz např. Pinheiro a Bates, 2000, kap. 5). Samotná analýza byla provedena ve statistickém software R verze 3.6.3 (R Core Team, 2020) s využitím balíčku nlme (Pinheiro *et al.*, 2020). Panelovou regresi využili ve svých analýzách rovněž Hlaváček a Komárek (2010, 2011).

V dalším označme jako $Y[i,t]$ průměrnou cenu bytu (v tisících Kč na m²) a jako $x[i,t,j]$ hodnotu j -tého determinantu v i -tém kraji a t -tém roce ($i = 1, \dots, 14, t = 1, \dots, 18, j = 1, \dots, 8$). Dále nechť $z[i,k]$ označuje binární indikátorovou proměnnou, jež nabývá hodnoty 1, jestliže i -tý kraj náleží do k -tého regionu ($k = 1, \dots, 8$). Model, z něhož vycházíme při řešení výzkumné otázky, zahrnuje efekty jednotlivých regionů, vliv uvažovaných determinantů, jejich interakce s efekty regionů a dále roční efekty $a[t]$ absorbující idiosynkratický efekt inflace a je následujícího tvaru (Model 1)

$$Y[i,t] = a[t] + b[k] \times z[i,k] + c[j] \times x[i,t,j] + d[k,j] \times z[i,k] \times x[i,t,j] + \varepsilon[i,t], \quad (1)$$

kde $\varepsilon[i,t]$ se pro každé i řídí procesem AR(1) s neznámým rozptylem a autoregresním parametrem. Dále $b[k]$, $c[j]$ a $d[k,j]$ značí neznámé regresní parametry. Z identifikačních důvodů je $b[1] = 0$ a $d[1,j] = 0$ ($j = 1, \dots, 8$), tj. první region (Praha) je považován za referenční. V konečném modelu, jehož výsledky jsou prezentovány ve čtvrtém oddílu, jsou uvažovány pouze významné interakce. Pro kvantifikaci celkového přínosu uvažovaných determinantů k vysvětlení variability cen bytů byl dále uvažován též model zahrnující pouze efekty regionů a roční efekty (Model 2), tj. model tvaru

$$Y[i,t] = a[t] + b[k] \times z[i,k] + \varepsilon[i,t]. \quad (2)$$

4. Výsledky a diskuze

Srovnání charakteristik obou modelů včetně výsledků rainbow testů (Utts, 1982) na specifikaci modelu je provedeno v tabulce 3. Jednodušší model 2, tj. časový efekt a rozdíly mezi regiony, vysvětluje 90,6 % variability cen bytů. Použití uvažovaných determinantů cen ve formě modelu 1, při zahrnutí pouze statisticky významných interakcí, poté navyšuje podíl vysvětlené variability na 99,2 %.

Ukazuje se tedy, že velkou část variability cen bytů vysvětlují, kromě časového vývoje celorepublikové cenové hladiny, již rozdíly mezi jednotlivými regiony, které nejsou v naší práci nijak kvantifikovány. Významný vliv inflace (vyjádřený skrze roční efekty) na ceny bytů naznačuje, že hospodářská politika orientovaná na nízkou a stabilní inflaci může být velmi účinným nástrojem stability cen bytů napříč regiony. Naopak aktivní regionální politika zaměřená na zpomalení nebo zastavení „společensky a politicky nežádoucího růstu cen bytů“ v dané lokalitě se zřejmě bude mít účinkem, pokud ekonomika jako celek bude vystavena dlouhodobě růstu průměrné cenové hladiny.

Tabulka 3: Porovnání uvažovaných modelů

Model	n	l	R^2	$R^2_{adj.}$	σ	ϕ	Rainbow 1	Rainbow 2
Model 1	252	68	0,992	0,988	1,13	0,51	0,08	0,70
Model 2	252	25	0,906	0,896	5,01	0,97	0,90	0,85

Poznámka: n , l – počet pozorování, resp. regresních parametrů; σ , ϕ – odhad pro reziduální směrodatnou odchylku, resp. autoregresní parametr; Rainbow 1 a 2: p -hodnota rainbow testů specifikace modelu, verze 1: test založen na srovnání odhadů na základě druhé poloviny časového období (2009–2017) a celých dat, verze 2: test založen na srovnání odhadů získaných ze sudých let a celých dat.

Zdroj: vlastní výpočty v softwaru R (R Core Team, 2020)

Uvažované determinanty nicméně dále přispívají relativně významnou měrou k vysvětlení rozdílů mezi cenami bytů v jednotlivých regionech. Na základě významných interakcí konstatujeme odlišný efekt následujících determinantů na ceny bytů v jednotlivých regionech: *disponibilní důchod* ($p < 0,001$), *obyvatelé na byt* ($p = 0,004$), *stav obyvatel* ($p < 0,001$), *rozvody* ($p = 0,007$) a *uchazeči* ($p = 0,002$). V případě zbylých determinantů, které nejsou v modelu 1 zahrnuty ve formě interakcí, jsou nevýznamné též příslušné směrnice (koeficienty $c[j]$). Konstatujeme tedy statisticky nevýznamný vliv těchto determinantů na ceny bytů: *změna obyvatel* ($p = 0,217$), *sňatky* ($p = 0,121$), *trestné činy* ($p = 0,135$).

Tabulka 4 shrnuje efekty determinantů ceny bytů, jejichž vliv se liší mezi regiony. Nalezneme zde odhady směrnic (koeficienty $c[j]$ pro Prahu, resp. součet koeficientů $c[j] + d[k,j]$ v případě zbylých regionů), související hodnoty standardizovaných koeficientů (beta koeficienty, standardizace vůči celorepublikové variabilitě), směrodatné chyby (SCh) a p -hodnoty statistické významnosti. Pro lepší názornost jsou statisticky významné výsledky zvýrazněny šedým pozadím.

V Praze vychází významně determinanty počet obyvatel na dokončený byt, střední stav obyvatelstva a počet uchazečů na jedno pracovní místo. Na Jihozápadě se jeví jako

významný střední stav obyvatelstva, na Severozápadě pak střední stav obyvatelstva a počet uchazečů na jedno pracovní místo. Statisticky významnými determinanty pro Severovýchod a Jihovýchod jsou počet obyvatel na dokončený byt, střední stav obyvatelstva a u Jihovýchodu ještě navíc i počet rozvodů. U tří regionů, konkrétně Středních Čech, Střední Moravy a Moravskoslezska, se nepodařilo žádný významný determinant, z námi uvažovaných, identifikovat.

Tabulka 4: Odhady a významnost směrnic po regionech pro determinanty s významnou interakcí na základě modelu 1

Determinant	Disponibilní důchod		Obyvatelé na byt		Stav obyvatel		Rozvody		Uchazeči	
	Odhad (SCh)	Beta p-hodnota	Odhad (SCh)	Beta p-hodnota	Odhad (SCh)	Beta p-hodnota	Odhad (SCh)	Beta p-hodnota	Odhad (SCh)	Beta p-hodnota
Praha	0,036 (0,029)	0,139 $p = 0,208$	-0,109** (0,054)	-0,203 $p = 0,044$	0,810*** (0,272)	2,693 $p = 0,003$	0,590 (1,577)	0,028 $p = 0,709$	-0,647*** (0,223)	-0,705 $p = 0,004$
Střední Čechy	-0,002 (0,050)	-0,007 $p = 0,970$	-0,103 (0,087)	-0,192 $p = 0,237$	0,152 (0,224)	0,506 $p = 0,498$	1,578 (1,635)	0,075 $p = 0,336$	0,039 (0,076)	0,043 $p = 0,608$
Jihozápad	0,017 (0,030)	0,065 $p = 0,572$	0,006 (0,033)	0,012 $p = 0,846$	-0,379*** (0,101)	-1,261 $p < 0,001$	-0,616 (0,988)	-0,029 $p = 0,534$	0,097 (0,063)	0,106 $p = 0,125$
Severozápad	-0,069* (0,035)	-0,264 $p = 0,051$	0,001 (0,013)	0,003 $p = 0,919$	-0,086*** (0,017)	-0,285 $p < 0,001$	0,066 (0,749)	0,003 $p = 0,929$	0,097*** (0,034)	0,105 $p = 0,005$
Severovýchod	0,029 (0,030)	0,113 $p = 0,334$	-0,053** (0,023)	-0,100 $p = 0,021$	0,256*** (0,078)	0,853 $p = 0,001$	1,204 (0,809)	0,057 $p = 0,138$	0,045 (0,045)	0,049 $p = 0,318$
Jihovýchod	0,032 (0,029)	0,123 $p = 0,264$	-0,172*** (0,042)	-0,322 $p < 0,001$	0,203*** (0,028)	0,675 $p < 0,001$	-4,079*** (1,116)	-0,195 $p < 0,001$	-0,020 (0,026)	-0,022 $p = 0,443$
Střední Morava	0,003 (0,033)	0,010 $p = 0,935$	-0,021 (0,024)	-0,039 $p = 0,382$	-0,230 (0,180)	-0,766 $p = 0,202$	1,525 (1,205)	0,073 $p = 0,207$	0,024 (0,022)	0,026 $p = 0,277$
Moravskoslezsko	0,000 (0,064)	0,000 $p = 0,999$	-0,048 (0,058)	-0,090 $p = 0,411$	0,407 (0,580)	1,352 $p = 0,484$	0,237 (1,812)	0,011 $p = 0,896$	-0,001 (0,042)	-0,002 $p = 0,972$

Poznámka: Výsledek je statisticky významný na hladině významnosti *10 %, **5 %, resp. ***1 %.

Zdroj: vlastní výpočty v softwaru R (R Core Team, 2020)

Výsledky v tabulce 4 naznačují, že často zmiňovaná „nedostatečná výstavba nových bytů“ není zřejmě tím hlavním determinantem vysvětlujícím cenové rozdíly v jednotlivých regionech. Praha měla ve sledovaném období v regionálním srovnání nadprůměrný přírůstek nových bytů vztaheno na počet obyvatel a zároveň nejvyšší ceny za 1 m² bytové plochy.

Naproti tomu NUTS Severozápad vykazoval ve sledovaném období podprůměrnou výstavbu nových bytů na počet obyvatel a zároveň nejnižší ceny za 1 m² bytové plochy. Statisticky významná vazba mezi počtem obyvatel na jeden dokončený byt a průměrnou cenou bytu se prokázala jen u tří regionů. Za zajímavé lze považovat, že tento vztah vyšel dle odhadu směrnice záporný (Praha: -0,109, Severovýchod: -0,053, Jihovýchod: -0,172). S rostoucím počtem obyvatel na nový byt průměrná cena v těchto regionech klesá. Dalo by se spíš očekávat, že rostoucí počet obyvatel na nový byt bude tlačit ceny nahoru. Zřejmě tržní ceny bytů jsou ovlivněny nejen výstavbou nových bytů, ale hlavně stavem a velikostí v minulosti vytvořeného bytového fondu, jak to zmiňují některé studie (Lux *et al.*, 2008).

Výsledky naší studie také naznačují, že u cenových rozdílů mohou hrát roli neekonomické vlivy. Z determinantů počty rozvodů či sňatků vyšel statisticky významný vliv u rozvodů, což je v souladu s výsledky Hlaváčka a Komárka (2010, 2011), kteří s využitím panelové regrese neprokázali vliv sňatků, a naopak prokázali kladnou parciální korelaci mezi rozvodovostí a cenou bytů. Odhad průměrné směrnice napříč regiony nám rovněž vychází mírně kladně (0,063), nicméně ve dvou regionech Jihozápad a Jihovýchod vychází regionální směrnice záporné. Navíc v případě Jihovýchodu je tato směrnice (-4,079) statisticky významná. Rozvody zřejmě na trhu s byty současně zvyšují nabídku i poptávku, proto směr působení rozvodů na ceny bytů (znaménko směrnice) se v jednotlivých regionech může lišit. Mezi tyto determinanty lze zařadit i počet trestných činů, který se však ukázal jako statisticky nevýznamný. Výsledek je v souladu se zjištěními jiných studií (např. Tita, Petras a Greenbaum, 2006; Wilhelmsson a Ceccato, 2015) a naznačuje, že region je z tohoto hlediska příliš rozsáhlé území, v němž se částečně ztrácí vliv menších problematických oblastí, jako jsou konkrétní čtvrti ve velkých městech (Ceccato a Wilhelmsson, 2011).

Z údajů v tabulce 4 dále vyplývá, že ač se regionální směrnice u disponibilního důchodu domácností statisticky významně liší, tak tento determinant nemá statisticky významný efekt na průměrné ceny bytů v jednotlivých regionech. Odhady regionálních směrnic kolísají kolem nuly. Toto je poněkud v rozporu s očekáváním, že vyšší průměrná mzda, resp. disponibilní důchod domácností, bude stimulovat nárůst cen bytů (Hlaváček a Komárek, 2010, 2011; Cadil *et al.*, 2014). Na druhou stranu i Li a Chiang (2012) nebo Ondoš a Gunther (2009) závislost ceny nemovitosti na disponibilním příjmu domácností nepotvrdili. Nicméně jen těsně nad 5% hladinou významnosti byl výsledek pro region Severozápad ($p = 0,051$). V tomto regionu, zejména v Ústeckém kraji, jsou dlouhodobě nižší příjmy domácností, ale současně poměr cen bytů k těmto příjmům je rovněž menší než jinde (Komárková, Votava a Dvořák, 2019). Parciální korelace mezi cenou bytu a disponibilním důchodem domácností vychází v tomto regionu oproti předpokladu záporná, tzn., s rostoucím disponibilním důchodem průměrná cena bytů zde klesá. Patrně zde sehrává roli atraktivita lokality (Glaeser,

Gottlieb a Tobio, 2012), která může být u Ústeckého kraje nižší, a rovněž odlišná struktura bydlení oproti jiným krajům v podobě vyššího zastoupení družstevních bytů či preference nájemního bydlení (Český statistický úřad, 2019b).

V rámci regionálního srovnání má specifické postavení region Praha. Ve srovnání s ostatními regiony má nejvyšší disponibilní důchod a společně se Středními Čechami i největší přírůstek obyvatel na tisíc obyvatel (Český statistický úřad, 2019a), současně vykazuje nejmenší počet uchazečů o práci na jedno volné pracovní místo. U všech tří výše uvedených determinantů lze předpokládat, že působí na poptávkové straně trhu. Analýza potvrdila statisticky významnou vazbu u determinantů střední stav obyvatel a počet uchazečů na jedno pracovní místo na ceny bytů právě u Prahy. Statisticky významnou vazbu na disponibilní důchod se v Praze (obdobně jako u ostatních regionů) potvrdit nepodařilo. Dle našich výsledků (viz standardizované beta koeficienty v tabulce 4) právě dobré pracovní příležitosti způsobují „trvale“ nejvyšší ceny bytů, ač poměr cen bytů k čistému disponibilnímu důchodu domácností dlouhodobě značně převyšuje ostatní regiony (Komárková, Votava a Dvořák, 2019). Na druhou stranu Hlaváček a Komárek (2010, 2011) svými výsledky demonstrují, že Praha má ceny bytů podhodnocené, ale současně s těmito závěry dodávají, že tento výsledek není v souladu právě s poměrovými ukazateli price-to-income (cena bytů k příjmům obyvatel) a price-to-rent (cena bytů k tržnímu nájemnému). Lux *et al.* (2008) upozorňují, že ČR se řadí mezi státy s největším rozdílem mezi hodnotou ukazatele price-to-income pro hlavní město a republikovým průměrem.

Směr působení některých zkoumaných determinantů není identický ve všech sledovaných regionech. Ze statisticky významných výsledků u determinantu střední stav obyvatelstva vyšla kladná směrnice u třech regionů (Praha, Severovýchod a Jihovýchod), záporná u dvou regionů (Jihozápad a Severozápad). Největší tempo růstu v cenách bytů ke střednímu stavu obyvatelstva bylo dosaženo v Praze (0,810), naopak nejvyšší tempo poklesu pak v regionu Jihozápad (−0,379). U počtu uchazečů na jedno pracovní místo vyšla kladná a záporná směrnice vždy po jednom regionu. V Praze za předpokladu klesajícího počtu uchazečů na jedno pracovní místo průměrné ceny bytů rostou, v regionu Severozápad pro změnu klesají. Vysvětlení může být v regionálních specifikách a determinantech, které nebyly do výzkumu zahrnuty. To způsobí, že směr působení se liší. Samotná změna struktury (např. přesun obyvatel do větších měst) může mít na průměrné ceny bytů podstatnější vliv než změna středního stavu obyvatelstva (Ondoš a Gunther, 2009). Zkoumání těchto vlivů na regionální úrovni je podnětem pro další výzkum, který by bylo vhodné zaměřit i na kvalitativní přístup podrobně analyzující motivy jednotlivých aktérů trhu.

Nabízí se otázka, zda současný vývoj cen bytů (rok 2019) v rámci celé ČR nebo v některých regionech představuje potenciální zdroj nestability a rizika a zda je možné

tento vývoj korigovat nástroji hospodářské politiky. ČNB (2019b) označuje za významný domácí rizikový faktor právě růst cen rezidenčních nemovitostí, a to již od roku 2016. Dle posledních dat se spíše jeví, že nástroje ČNB zatím nepřinášejí kýžený efekt. Limity pro poskytování hypotečních úvěrů byly zřejmě hlavní příčinou, že objem hypoték poskytnutých za první tři čtvrtletí roku 2019 klesl oproti stejnému období 2018 o více než 30 mld. (Sovová a Zámečnicková, 2019; Zámečnicková, 2019). Přesto byl ve většině krajských měst v první polovině roku 2019 zaznamenán růst cen bytů (Deloitte Česká republika, 2019). Dle našeho názoru je další použití těchto nástrojů nevhodné a jejich efekt na ceny v krátkém období nejistý, což potvrzují i Brůha, Hlaváček a Komárek (2017). Větší „nedostupnost“ hypoték a „zamrznutí“ hypotečního trhu není žádoucí v kontextu sociálních dopadů, odstavila by významnou část subjektů od možnosti pořídit si vlastnické bydlení (Mikeszová, 2008). Může i vytvářet bariéru pro meziregionální migraci za prací, což snižuje flexibilitu trhu práce (Sunega *et al.*, 2010).

Domníváme se, že účinné nástroje lze nalézt v oblasti daňové politiky. K problematice daní, které ovlivňují trh s nemovitostmi a tím ceny bytů, se v rozhovoru vyjádřil guvernér ČNB Jiří Rusnok (2019). Navrhuje snížení (nebo úplné zrušení) daně z nabytí nemovitosti a dále zvýšení daně z nemovitostí ve specifických případech, např. vlastníkům více nemovitostí. Lze předpokládat, že daně vážící se k nemovitostem a jejich výše ovlivňují ochotu si nemovitost pořídit do vlastnictví a dlouhodobě takové aktivum držet. Tento vztah bude zřejmě nejsilnější u daně z nemovitostí, jež zatěžuje samotné vlastnictví, a měla by omezovat zájem o vlastnictví nemovitostí, případně stimulovat držitele k jejich efektivnímu využití. Tyto tlaky by měly přispět k navýšení množství dostupných nemovitostí na nabídkové straně trhu. Daň z nabytí nemovitostí a daň z příjmu dle našeho názoru ovlivňují trh s nemovitostmi hlavně tím, že znevýhodňují krátkodobé spekulativní obchody s nemovitostmi. Snížení těchto daní, či zkrácení doby držení potřebné pro osvobození od daně by mohlo přispět k větší hloubce trhu. Vzhledem k výsledkům, které naznačují, že chování trhu s nemovitostmi je ovlivněno lokálními specifiky, považujeme za vhodný nástroj právo obcí snížit nebo zrušit daň z nabytí nemovitosti a u výše daně z nemovitostí více zohlednit lokalitu, účel i míru jejich využití. Souhrnně považujeme daňovou politiku za nedostatečně využitý nástroj, jehož hlavní výhodou je možnost nastavit podmínky lokálně.

Závěr

Výzkum potvrdil, že existují determinanty, které mají vazbu k trhu nemovitostí na regionální úrovni. U pěti determinantů z osmi, konkrétně u čistého disponibilního důchodu, počtu obyvatel na jeden dokončený byt, středního stavu obyvatelstva, počtu uchazečů

na jedno pracovní místo a počtu rozvodů, bylo na základě analýzy krajských dat demonstrováno, že tyto determinanty odlišně působí v některých regionech, a mají tedy význam pro vysvětlení regionálních rozdílů u cen bytů. U změny počtu obyvatel na tisíc obyvatel, počtu sňatků a počtu trestných činů nebyly identifikovány statisticky významné rozdíly u tohoto vztahu mezi regiony, dále tyto determinanty neměly statisticky významný vliv na cenu bytů. Naše studie se dále pokusila ukázat, zda výše uvedené determinanty mají na cenu bytů kladný nebo záporný vliv. Směrnice se v jednotlivých regionech u několika determinantů lišily znaménkem a vztah ceny ke konkrétnímu determinantu nebyl v několika regionech statisticky významný.

Dle výsledků naší analýzy se jeví zvýšení bytové výstavby jako neúčinný nástroj pro korekci „nezdravého“ cenového vývoje. Zde se nabízí otázka, jaké motivy vedou poptávající k zájmu o novou nemovitost. Pokud je například většinovým motivem napříč regiony uspokojení potřeby bydlení a v jednom specifickém regionu se k tomu přidává (případně dominuje) například zájem investovat volné prostředky s očekáváním dlouhodobého zhodnocení investice, nebo je pořízení bytu vnímáno jako podnikatelská příležitost (např. krátkodobý pronájem turistům), lze očekávat i rozdílnou míru vlivu jednotlivých determinantů. Regiony taktéž vykazují značnou heterogenitu z hlediska věkové struktury obyvatel, jejich vzdělání, struktury místní ekonomiky a dalších faktorů ovlivňujících rozvojový potenciál regionů (Maier *et al.*, 2010; Novák, 2017; Temelová *et al.*, 2010; Wokoun a Víturka, 2014). Lokální specifická může výrazně ovlivnit rozhodování na straně poptávky a mnohé faktory lokální jedinečnosti jsou jen zřídka podrobněji zahrnuty do analýz (Andersen, 2011; Grum a Grum, 2015). Objasnění lokálních specifik z hlediska motivace kupujících, migrace i demografických změn populace považujeme za významnou výzvu pro další výzkum.

Omezeními studie byla relativně krátká časová řada dat (za roky 2000–2017) a také skutečnost, že aktuální data za roky 2018–2019 nebyla ještě k dispozici. Dalším limitujícím faktorem bylo to, že statistickou analýzu bylo možné provádět pouze na úrovni regionů (krajů), pro menší územní jednotky (např. okresy či města a obce) se některé pro výzkum relevantní údaje nevykazují. Vzhledem k nízkému počtu regionů nebyly uvažovány prostorové modely, kterých využil např. Brady (2014) k odhadu prostorové variability ceny bydlení mezi jednotlivými státy USA. Užití prostorových modelů spolu s daty za menší územní jednotky by nepochybně posílilo validitu učiněných závěrů (Hodges a Reich, 2010). Dále je vhodné též upozornit na fakt, že použitý model s autoregresním procesem pro chybové členy modelu může být zdrojem endogenity, jejíž vliv není použitou metodologií vzat do úvahy.

Rovněž předmětem této studie nebyly psychologicko-expektační determinanty. Domníváme se, že zejména očekávání cenového vývoje v budoucnu hrají významnou

roli, neboť očekávání determinované minulostí (tzv. adaptivní očekávání) motivují ke spekulativním nákupům a také odrazují od prodeje i v případě, že jedinec nemovitost nevyužívá. Cenový růst v minulosti posiluje spekulativní nákupy a spekulativní držbu a tím výrazně ovlivňuje jak poptávkovou, tak nabídkovou stranu trhu.

Pro pochopení souvislostí je také zajímavé srovnání současných trendů s trendy v letech, kdy realitní trh v ČR zaznamenal výkyvy cen nemovitostí směrem dolů. Odhalení pravděpodobných cenových bublin na základě regionálních nebo celorepublikových analýz je relevantní k rozhodování jak na úrovni jedinců (např. v otázce, kdy je výhodné si byt nebo nemovitost pořizovat do vlastnictví), tak pro tvůrce hospodářské politiky sledující stabilizaci cenového vývoje a korekci nežádoucích cenových výkyvů (korekce cenového nadhodnocení a následného „splasknutí cenové bubliny“). Hlaváček a Komárek (2010) identifikovali období, kdy český realitní trh vykazoval známky bubliny (roky 2002–2003, 2007–2008) s komentářem, že nejvyšší míra nadhodnocení je v regionech s nejvyššími cenami. Při zhoršení základních ekonomických fundamentů jako důsledek zpomalení ekonomiky (recese) lze tedy očekávat největší cenové poklesy v regionech, kde jsou ceny v současnosti nejvyšší. Možné vysvětlení vazby cen bytů na hospodářský cyklus je rozdílná výše poptávky po bydlení v jeho různých fázích jako důsledek kolísající úvěrové a investiční aktivity domácností (Brůha, Hlaváček a Komárek, 2017). Z regionálního hlediska se jako zajímavý jeví region Praha, kde byly ceny bytů v celé zkoumané časové řadě nejvyšší, zároveň region Praha vykazoval nejvyšší disponibilní důchod a jednu z nejnižších hodnot počtu uchazečů na jedno volné místo. Výzkumem byla prokázána statisticky významná vazba na počet uchazečů na jedno pracovní místo a byt se v Praze nepodařilo prokázat vazbu na průměrný disponibilní důchod, lze očekávat, že recesní fáze ekonomiky by se na cenovém vývoji bytů nejzřetelněji projevila právě v Praze. Důvodem pro tuto úvahu může být předpoklad vyššího podílu bytů držených jako zdroj příjmů z krátkodobého pronájmu, který se jeví jako citlivější na fáze ekonomického cyklu.

Vývoj cen nemovitostí a zejména bytů se v ČR v posledních letech (2018–2019) stává aktuálním politickým tématem. Je zmiňován hlavně sociální aspekt a souvislost s dostupností vlastnického bydlení. Neméně podstatné jsou také možné negativní dopady rostoucího zadlužení českých domácností jako důsledek nákupu bytů a nemovitostí na úvěr. Pochopení a prokázání vazeb mezi cenami bytů a determinanty stojícími na poptávkové nebo nabídkové straně je významné pro detekci nástrojů, kterými lze vývoj cen účinně ovlivňovat. Dle posledních údajů za rok 2019 se zdá, že nástroje měnové politiky nepřinášejí efekt v podobě zastavení růstu cen. Otázkou a výzvou pro další výzkum je, zda cenový vývoj lze účinně korigovat, a to zejména na regionální úrovni, dalšími dosud nevyužitými nástroji, např. daňovými nebo regulačními.

Literatura

- Ādmīdīņš, D., Zvanītājs, J. (2011). Factors Affecting the Dwelling Space Market Prices in Latvia. *Intellectual Economics*, 5(4), 513–525.
- Andersen, H. S. (2011). Motives for Tenure Choice during the Life Cycle: The Importance of Non-Economic Factors and Other Housing Preferences. *Housing, Theory and Society*, 28(2), 183–207, <https://doi.org/10.1080/14036096.2010.522029>
- Arellano, M., Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297, <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data (Fourth ed.)*. New York: Wiley. ISBN 978-0-470-51886-1
- Belke, A., Keil, J. (2018). Fundamental Determinants of Real Estate Prices: A Panel Study of German Regions. *International Advances in Economic Research*, 24(1), 25–45, <https://doi.org/10.1007/s11294-018-9671-2>
- Bianchi, D., Guidolin, M., Ravazzolo, F. (2018). Dissecting the 2007–2009 Real Estate Market Bust: Systematic Pricing Correction or Just a Housing Fad?. *Journal of Financial Econometrics*, 16(1), 34–62, <https://doi.org/10.1093/jfinec/nbx023>
- Bokhari, S., Geltner, D. (2011). Loss Aversion and Anchoring in Commercial Real Estate Pricing: Empirical Evidence and Price Index Implications. *Real Estate Economics*, 39(4), 635–670, <https://doi.org/10.1111/%28ISSN%291540-6229/issues>
- Brady, R. R. (2014). The Spatial Diffusion of Regional Housing Proces Across U.S. States. *Regional Science and Urban Economics*, 46, 150–166, <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2014.04.003>
- Brůha, J., Hlaváček, M., Komárek, L. (2013). Dopady vývoje cen nemovitostí do finanční situace domácností. *Zpráva o finanční stabilitě 2012/2013*, pp. 121–128. Dostupné z: https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/galleries/zpravy_fs/fs_2012-2013/fs_2012-2013_clanek_iv.pdf
- Brůha, J., Hlaváček, M., Komárek, L. (2017). *House Prices and Household Consumption: The Case of the Czech Republic*. Czech National Bank. Prague Working Paper No. 11. Dostupné z: https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/en/economic-research/galleries/research_publications/cnb_wp/cnbwp_2017_11.pdf
- Cadil, J., Mazouch, P., Musil, P., et al. (2014). True Regional Purchasing Power: Evidence from the Czech Republic. *Post-Communist Economies*, 26(2), 241–256, <https://doi.org/10.1080/14631377.2014.904109>
- Case, K. E., Shiller, R. J. (1989). The Efficiency of the Market for Single-Family Homes. *The American Economic Review*, 79(1), 125–137.
- Ceccato, V., Wilhelmsson, M. (2011). The Impact of Crime on Apartment Prices: Evidence from Stockholm, Sweden. *Geografiska Annaler: Series B, Human Geography*, 93(1), 81–103, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0467.2011.00362.x>

- Čadil, J. (2009). Housing Price Bubble Analysis—Case of the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 18(1), 38–47, <https://doi.org/10.18267/j.pep.340>
- Český statistický úřad (2019a). *Ukazatele v regionálním členění*. Databáze regionálních účtů. Praha: Český statistický úřad. Dostupné z: <http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenkavyber.volba?titul=Ukazatele%20v%20region%E1ln%EDm%20%E8len%ECn%ED&mypriznak=RC&typ=2&proc=rocenka.presmsocas&mylang=CZ&jak=4>
- Český statistický úřad (2019b). *Příjmy a životní podmínky domácností - 2018*. Praha: Český statistický úřad. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/prijmy-a-zivotni-podminky-domacnosti-kf03f95ff5>
- Český statistický úřad (2019c). *Nejnovější údaje*. Praha: Český statistický úřad. [Cit. 2019-12-13]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/domov>
- ČNB (2015). *Zpráva o finanční stabilitě 2014/2015*. Kapitoly 2.4 a 4.4. Praha: Česká národní banka, pp. 35–38 a 84–89.
- ČNB (2016). *Zpráva o finanční stabilitě 2015/2016*. Kapitoly 2.2 a 4.3. Praha: Česká národní banka, pp. 27–29 a 90–103.
- ČNB (2017). *Zpráva o finanční stabilitě 2016/2017*. Kapitoly 2.2 a 5.3. Praha: Česká národní banka, pp. 28–30 a 86–95.
- ČNB (2018). *Zpráva o finanční stabilitě 2017/2018*. Kapitoly 2.2 a 5.3. Praha: Česká národní banka, pp. 31–33 a 96–108.
- ČNB (2019a). Doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí. *Úřední sdělení České národní banky ze dne 11. června 2019*
- ČNB (2019b). *Zpráva o finanční stabilitě 2018/2019*. Kapitola 5.3. Praha: Česká národní banka, pp. 93–101.
- Deloitte Česká republika (2019). *Deloitte Real Index: Jak se vyvíjí skutečné ceny bytů v ČR?* Praha: Deloitte. Dostupné z: <https://www2.deloitte.com/cz/cs/pages/real-estate/articles/cze-real-index.html>
- Diaz, A., Jerez, B. (2013). House Prices, Sales, and Time on the Market: A Search-Theoretic Framework. *International Economic Review*, 54(3), 837–872, <https://doi.org/10.1111/%28ISSN%291468-2354/issues>
- Edelstein, R. H., Tsang, D. (2007). Dynamic Residential Housing Cycles Analysis. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(3), 295–313, <https://doi.org/10.1007/s11146-007-9042-x>
- Égert, B., Mihaljek, D. (2007). Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe. *Comparative Economic Studies; New Brunswick*, 49(3), 367–388, <https://doi.org/10.1057/palgrave.ces.8100221>
- Fu, Y., Ng, L. K. (2001). Market Efficiency and Return Statistics: Evidence from Real Estate and Stock Markets Using a Present-Value Approach. *Real Estate Economics*, 29(2), 227–250, <https://doi.org/10.1111/1080-8620.00009>

- Glaeser, E. L. (2017). Real Estate Bubbles and Urban Development. *Asian Development Review*, 34(2), 114–151, https://doi.org/10.1162/adev_a_00097
- Glaeser, E., Gottlieb, J. D., Tobio, K. (2012). Housing Booms and City Centers. *American Economic Review*, 102(3), 127–133, <https://doi.org/10.1257/aer.102.3.127>
- Glaeser, E., Huang, W., Ma, Y., et al. (2017). A Real Estate Boom with Chinese Characteristics. *The Journal of Economic Perspectives*, 31(1), 93–116, <https://doi.org/10.1257/jep.31.1.93>
- Gros, D. (2007). *Bubbles in Real Estate? A Longer-Term Comparative Analysis of Housing Prices in Europe and the US*. Centre for European Policy Studies. Brussels Working Paper No. 239, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1337979>
- Grum, B., Grum, D. K. (2015). A Model of Real Estate and Psychological Factors in Decision-making to Buy Real Estate. *Urbani izziv*, 26(1), 82–91, <https://doi.org/10.5379/urbani-izziv-en-2015-26-01-002>
- Hassan, K. (1990). Real Estate in the Theory of Finance. *Real Estate Appraiser and Analyst*, 56(1), 60.
- Hejlová, H., Hlaváček, M., Komárek, L. (2017). A Comprehensive Method for House Price Sustainability Assessment in the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 26(3), 269–285, <https://doi.org/10.18267/j.pep.613>
- Hejlová, H., Holub, L., Plašil, M. (2018). Zavádění a kalibrace makroobezřetnostních nástrojů cílených na expozice zajištěné rezidenční nemovitostí v ČR. *Zpráva o finanční stabilitě 2018/2019*, pp. 126–135. Dostupné z: https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financi-stabilita/.galleries/zpravy_fs/fs_2017-2018/fs_2017-2018_clanek_i.pdf
- Hlaváček, M., Komárek, L. (2010). Rovnovážnost cen nemovitosti v ČR. *Politická ekonomie*, 58(3), 326–342, <https://doi.org/10.18267/j.polek.733>
- Hlaváček, M., Komárek, L. (2011). Regional Analysis of Housing Price Bubbles and Their Determinants in the Czech Republic. *Finance a úvěr*, 61(1), 67–91.
- Hlaváček, M., Novotný, O., Rusnák, M. (2016). Analýza cen komerčních nemovitostí v zemích střední Evropy. *Politická ekonomie*, 64(1), 3–18, <https://doi.org/10.18267/j.polek.1051>
- Hodges, J. S., Reich, B. J. (2010). Adding Spatially-correlated Errors Can Mess Up the Fixed Effect You Love. *The American Statistician*, 64(4), 325–334, <https://doi.org/10.1198/tast.2010.10052>
- Iacoviello, M. (2005). House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739–764, <https://doi.org/10.1257/0002828054201477>
- Iacoviello, M. (2011). *Housing Wealth and Consumption*. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.). Washington, DC International Finance Discussion Papers No. 1027, pp. 1–15.
- Kim, J. R., Chung, K. (2016). The Role of House Price in the US Business Cycle. *Empirical Economics*, 51(1), 71–92, <https://doi.org/10.1007/s00181-015-1001-4>

- Komárková, L., Votava, L., Dvořák, J. (2019). Regional Differences in the Relation of Flat Prices to Net Disposable Income of Households, in Nešleha, J., Marek, L., Svoboda, M., Rakovská, Z., eds., *European Financial Systems 2019: Proceedings of the 16th International Scientific Conference*, pp. 318–324. Brno: Masaryk University.
- Li, J., Chiang, Y.-H. (2012). What Pushes Up China's Real Estate Price? *International Journal of Housing Markets and Analysis; Bingley*, 5(2), 161–176, <https://doi.org/10.1108/17538271211225913>
- Lux, M., Sunega, P., Mikeszová, M., et al. (2008). *Standardy bydlení 2007/2008: Faktory vysokých cen vlastnického bydlení v Praze*. Praha: Sociologický ústav AV ČR, v.v.i. ISBN 978-80-7330-140-8.
- Lux, M., Gibas, P., Boumová, I., et al. (2017). Reasoning Behind Choices: Rationality and Social Norms in the Housing Market Behaviour of First-Time Buyers in the Czech Republic. *Housing Studies*, 32(4), 517–539, <https://doi.org/10.1080/02673037.2016.1219331>
- Lyons, R. C. (2015). East, West, Boom and Bust: The Spread of House Prices and Rents in Ireland, 2007–2012. *Journal of Property Research*, 32(1), 77–101, <https://doi.org/10.1080/09599916.2013.870922>
- Maier, K., Mulček, O., Franke, D. (2010). Vývoj regionalizace a vliv infrastruktury na atraktivitu území České republiky. *Urbanismus a územní rozvoj*, 13(5), 71–81.
- Matalík, I., Skolkova, M., Syrovatka, J. (2005). Real Estate Prices and CNB Monetary Policy, in Bank for International Settlements, ed., *Real Estate Indicators and Financial Stability*, pp. 184–196. Basel: Bank for International Settlements.
- McIlhatton, D., McGreal, W., de la Paz, P. T., et al. (2016). Impact of Crime on Spatial Analysis of House Prices: Evidence from a UK City. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 9(4), 627–647, <https://doi.org/10.1108/IJHMA-10-2015-0065>
- Meen, G. (2005). On the Economics of the Barker Review of Housing Supply. *Housing Studies*, 20(6), 949–971, <https://doi.org/10.1080/02673030500291082>
- Mikeszová, M. (2008). Regionální disparity ve finanční dostupnosti nájemního bydlení, in Kutscherauer, A., ed., *Regionální disparity - jejich pojetí, klasifikace a měření*. Sborník přednášek: mezinárodní vědecký seminář: Šilheřovice, 13.-14.11.2008, pp. 78–93. Ostrava: VŠB - Technická univerzita Ostrava. ISBN 978-80-248-1890-0.
- Miles, W. (2017). Has There Actually Been a Sustained Increase in the Synchronization of House Price (and Business) Cycles Across Countries? *Journal of Housing Economics*, 36(C), 25–43, <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2017.02.002>
- Novák, V. (2017). The Spatial Delimitation of Agglomerations in the Czech Republic: The Case of Northwestern Bohemia. *Littera Scripta*, 10(2), 73–83.
- Nyakabawo, W., Miller, S. M., Balcilar, M., et al. (2015). Temporal Causality between House Prices and Output in the US: A Bootstrap Rolling-window Approach. *The North American Journal of Economics and Finance*, 33, 55–73, <https://doi.org/10.1016/j.najef.2015.03.001>

- Ondoš, S., Gunther, M. (2009). Residential Housing Market Spatial Dynamics in Central Europe, in *Proceedings of the 16th Annual European Real Estate Society Conference - Stockholm, Sweden*. Prezentováno v 16th Annual European Real Estate Society Conference. Stockholm: ERES Conference 2009, https://doi.org/10.15396/eres2009_376
- Pagliari, J. L. (2017). Some Thoughts on Real Estate Pricing. *The Journal of Portfolio Management*, 43(6), 44–61, <https://doi.org/10.3905/jpm.2017.43.6.044>
- Pinheiro, J. C., Bates, D. M. (2000). *Mixed-Effects Models in S and S-PLUS*. New York: Springer. ISBN 0-387-98957-9.
- Pinheiro, J., Bates, D., DebRoy, S., et al. (2020). *nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models, R package version 3.1-144*. Dostupné z: <https://CRAN.R-project.org/package=nlme>
- Plašil, M., Andrlé, M. (2019). Hodnocení udržitelnosti cen rezidenčních nemovitostí. *Tematický článek o finanční stabilitě* 1/2019. Praha: Česká národní banka pp. 1–12.
- Poterba, J. M., Weil, D. N., Shiller, R. (1991). House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991(2), 143–203, <https://doi.org/10.2307/2534591>
- R Core Team (2020). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Dostupné z: <https://www.R-project.org/>
- Rusnok, J. (2019). Žádná velká krize se neblíží. Měli bychom mít vyšší daň z druhého bytu. *Aktuálně.cz*. 29. 11. Dostupné z: <https://nazory.aktualne.cz/rozhovory/jiri-rusnok-zadna-velka-krize-se-neblizi-problemy-s-bydlenim/r~267b78ce11f611eab1410cc47ab5f122/>
- Schindler, F. (2010). *Further Evidence on the (in-) Efficiency of the U.S. Housing Market*. ZEW - Leibniz-Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH Mannheim. Mannheim Discussion Papers No. 10-004, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1551273>
- Schindler, F., Rottke, N., Füss, R. (2009). *Testing the Predictability and Efficiency of Securitized Real Estate Markets*. ZEW - Leibniz-Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH Mannheim. Mannheim Discussion Paper No. 09-054, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1495744>
- Sovová, E., Zámečníková, J. (2019). Sazby hypoték prudce padají. Hypoteční trh však příliš neožívá. *iDNES.cz*. 16. 10. Dostupné z: https://www.idnes.cz/finance/hypoteky-a-pujcky/hypoteky-prumerne-urokove-sazby-hypindex-zari-2019-ceny-nemovitosti.A191014_145840_pujcky_sov
- Sunega, P., Lux, M., Mikeszová, M. (2010). *Regionální rozdíly ve finanční dostupnosti bydlení jako bariéra pro migraci za prací: Analýza a možné nástroje státu*. Praha: Sociologický ústav AV ČR, v.v.i. ISBN 978-80-7330-179-8.
- Sunjo, C. F., Yilmaz, N. K. (2017). Efficiency of Real Estate Market: Evidence from Istanbul Residential Market. *IOSR Journal of Business and Management*, 19(4), 29–41, <https://doi.org/10.9790/487X-1904022941>
- Temelová, J., Novák, J., Ouředníček, M., et al. (2010). Housing Estates in the Czech Republic after Socialism: Various Trajectories and Inner Differentiation. *Urban Studies*, 48(9), 1811–1834, <https://doi.org/10.1177/0042098010379279>

- Tita, G. E., Petras, T. L., Greenbaum, R. T. (2006). Crime and Residential Choice: a Neighborhood Level Analysis of the Impact of Crime on Housing Prices. *Journal of Quantitative Criminology*, 22(4), 299–317, <https://doi.org/10.1007/s10940-006-9013-z>
- Utts, J. M. (1982). The Rainbow Test for Lack of Fit in Regression. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 11(24), 2801–2815, <https://doi.org/10.1080/03610928208828423>
- Votava, L., Dvořák, J. (2018). Ekonomický růst a hospodářská politika jako faktor ovlivňující trh bytů, in Fiala, R., Závodný Pospíšil, J., eds., *Proceedings of 10th annual international scientific conference Competition*. Jihlava: Vysoká škola polytechnická Jihlava, pp. 415–425.
- Wilhelmsson, M., Ceccato, V. (2015). Does Burglary Affect Property Prices in a Nonmetropolitan Municipality? *Journal of Rural Studies*, 39, 210–218, <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2015.03.014>
- Wokoun, R., Viturka, M. (2014). Regional Development and Regional Policy in the Czech Republic after 1989. *GeoScape*, 8(2), 41–47, <https://doi.org/10.2478/geosc-2014-0005>
- Zámečnicková, J. (2019). Fincentrum Hypoindex září 2019: Sazby prudce padají. *Hypoindex.cz*. 16.10. Dostupné z: <http://www.hypoindex.cz/clanky/fincentrum-hypoindex-zari-2019-sazby-prudce-padaji/>
- Zemčík, P. (2011). Is There a Real Estate Bubble in the Czech Republic? *Finance a úvěr*, 61(1), 49–66.
- Zimmer, D. M. (2015). Asymmetric Dependence in House Prices: Evidence from USA and International Data. *Empirical Economics*, 49(1), 161–183, <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0859-x>