

# VLIV PROSTOROVÉ REGULACE NA NABÍDKU NOVÉHO BYDLENÍ V ČESKÉ REPUBLICE\*

Josef Klement<sup>a</sup> , Jan Kozák<sup>a</sup> 

## Abstract

### Impact of Spatial Regulation on New Housing Supply in Czechia

The aim of the article is to quantify the implicit costs of land use regulations on the prices of new housing (flats and single-family homes) in Prague, Brno, Pilsen and Olomouc during the period 2013–2020. The main method is based on a comparison of new housing prices with construction costs. Furthermore, in the case of single-family homes, a hedonic model is constructed to determine the intrinsic value of land without regulation effects. The research concludes that the costs of regulation are considerable and increasing over time. The results show that the effects are more pronounced on flat markets compared to single-family home markets, the construction of which is subject to simplified permitting processes. The highest level of burden is identified on the flat market in Prague, where regulation can explain up to 45% of the market price. On the contrary, the price of single-family homes in Olomouc approximately corresponds to the sum of construction costs and the value of the land.

**Keywords:** Housing supply, land use planning, property prices, hedonic model, regulation

**Jel Classification:** R31, R32, R38

## Úvod

Rostoucí ceny nemovitostí v České republice jsou aktuálním tématem odborných, politických i celospolečenských debat. To potvrzuje například nárůst indexu cen nových bytů o 45,5 % za relativně krátké časové období 2015–2019, což byl druhý nejvyšší nárůst mezi evropskými státy (Eurostat, 2021). Obecně patří vlastnické bydlení v ČR mezi nejméně finančně dostupné ve srovnání se zeměmi EU. Zatímco v Polsku a Maďarsku je

---

\* Článek byl publikován za přispění z interního grantu VŠE „Monitoring a empirická analýza českého realitního trhu v reálném čase” IG504020 – číslo projektu 41/2020.

a Vysoká škola ekonomická v Praze, Národohospodářská fakulta, Praha, Česká republika  
E-mail: josef.klement@vse.cz; jan.kozak@vse.cz

k pořízení průměrného bytu o velikosti 70 m<sup>2</sup> zapotřebí necelých osm průměrných ročních hrubých platů, v ČR je to více než jedenáct (Deloitte, 2020). Nedostupnost bydlení se projevuje negativně nejen v rovině ekonomické, kdy zatěžuje rozpočty domácností, ale také na psychologické úrovni, kdy je odstěhování od rodičů jako výraz osamostatnění nuceně odkládáno. V demografickém vývoji pak dochází k oddalování zakládání rodin a plození potomků. Na trhu práce omezuje především mobilitu obyvatel směrem do větších měst. V případě, že příčinou jsou státní zásahy, je narušena efektivní alokace vzácných zdrojů a sníženo tempo růstu bohatství ve společnosti (Hsieh a Moretti, 2019).

Rychlý růst cen nemovitostí lze vysvětlovat na základě poptávkových faktorů, jako jsou příjmy obyvatel, demografické charakteristiky, úvěrová aktivita či spekulativní nákupy, nebo na základě nabídkových faktorů, jako jsou ziskovost stavebního sektoru, konstrukční náklady, ceny pozemků či nastavení systému územního plánování, územního řízení a stavebního řízení.<sup>1</sup> Nabídka je navíc považována za cenově neelastickou v krátkém období a obecně platí, že na změnu ceny reaguje s delším časovým zpožděním. Dle početné skupiny zahraničních ekonomů pomalou reakcí nabídky nového bydlení způsobují do značné míry právě státní zásahy v podobě omezující prostorové regulace<sup>2</sup> (např. Glaeser *et al.* 2005; Glaeser a Gyourko 2017; Gyourko *et al.* 2008; Bertaud a Brueckner 2004; Brueckner 2009; Kok *et al.* 2014).

Hlavním důvodem zavádění regulace je snaha o omezení negativních externalit v podobě snížené kvality životního prostředí v lokalitě výstavby (Cheung *et al.*, 2009). V případě České republiky jde však o nevhodně nastavenou regulaci, která mimo jiné brání nalézání shody v umisťování a povolování staveb mezi účastníky.<sup>3</sup> Dle Asociace pro rozvoj trhu nemovitostí (ARTN) jsou problémem složité a často zdlouhavé umisťovací a povolovací procesy, roztržistěnost a protichůdnost stanovisek zástupců chránících tzv. veřejné zájmy, nízká míra digitalizace a v neposlední řadě nedostatečné personální zabezpečení stavebních úřadů (ARTN, 2020). Vysokou míru nejistoty spojenou s povolo-  
vacími a umisťovacími procesy dokumentuje průzkum společnosti Deloitte (2018), podle něhož trvá realizace developerského projektu např. v Praze v průměru devět let. Podobné závěry plynou také z mezinárodního srovnání Světové banky, kde se Česká republika v hodnocení délky získávání stavebního povolení dlouhodobě umisťuje na nejnižších

---

1 Je důležité zdůraznit, že na trhu, kde je velmi nízká poptávka, nemusí být regulace nikterak omezující. Avšak s narůstající poptávkou roste význam a dopad stávající regulace (Saiz, 2010).

2 Výraz prostorová regulace je v článku chápán jako ekvivalent anglického *land use regulation* a v kontextu ČR v sobě zahrnuje územní plánování, územní řízení a stavební řízení.

3 Dvořák (2018) ve svém výzkumu hovoří o „špatné“ regulaci v souvislosti s odporem obyvatel vůči nerezidenčním stavbám. Jeho závěry jsou v mnoha ohledech uplatnitelné i na procesy provázející rezidenční výstavbu.

pozicích, konkrétně v roce 2019 na 157. ze 186 míst (World Bank, 2019).<sup>4</sup> Dle Institutu pro plánování a rozvoj hl. m. Prahy (IPR Praha) by náklady regulace na ceny bytů v Praze mohly dosahovat až 66 % v roce 2016 (IPR Praha, 2018).

Cílem výzkumu je zjistit implicitní náklady regulační funkce systému územního plánování, územního řízení a stavebního řízení u rodinných domů a bytů ve velkých městech, v Praze, Brně, Olomouci a Plzni pro období 2013–2020. Použitými metodami článku navazuje na zahraniční i domácí výzkum (Glaeser *et al.*, 2005; Glaeser a Gyourko, 2002, 2003; IPR Praha, 2018; Kendall a Tulip, 2018; Lees, 2018), přičemž tuzemský výzkum nabídkových faktorů je rozšířen o hedonický model a rozložení vývoje cen v čase na dosud nejrozsáhlejší datovém souboru čítajícím více než 95 000 záznamů nabídek nemovitostí. Při analýze nákladů regulace zkoumáme, zda trh generuje nové byty a rodinné domy za ceny blízké součtu konstrukčních nákladů a hodnoty pozemku.

## 1. Metody výzkumu dopadů regulace na ceny nemovitostí

Jak bylo uvedeno výše, kvantifikace dopadů prostorové regulace na ceny nemovitostí je snahou vysvětlit cenový růst faktory na straně nabídky. Česká odborná literatura se až na výjimky (Lux a Sunega, 2010b) nezaměřuje čistě na nabídkovou stranu trhu nemovitostí. Většina publikovaných studií vysvětluje vývoj cen nemovitostí, zejména bytů, prostřednictvím statistické a ekonometrické analýzy kombinace poptávkových i nabídkových proměnných (např. Votava *et al.* 2021; Lux a Sunega 2010a; Čadil 2009; Hejlová *et al.* 2017; Hlaváček a Komárek 2011; Plašil a Andrlé 2019; Lux *et al.* 2009; Sunega *et al.* 2009) a dle dostupných informací byla prostorová regulace zkoumána pouze v IPR Praha (2018). Dle našeho názoru tedy v domácí odborné literatuře existuje prostor pro výzkum dopadů regulace na nabídku a ceny bydlení.

Pro určení výše dopadů regulace na ceny nemovitostí je nezbytné identifikovat metody užívané v dosavadním výzkumu. Této problematice byl v odborné literatuře věnován značný prostor (pro přehled literatury viz Gyourko a Molloy, 2015; Been *et al.*, 2019 nebo Molloy, 2020).

Jak uvádějí Gyourko a Molloy (2015), i když neexistuje všeobecně přijímaný rámec pro hodnocení toho, jak je zkoumané území omezeno ve svém rozvoji prostřednictvím regulace, výzkumníci nejčastěji volí ze dvou přístupů. První možností je získat data o regulaci prostřednictvím dotazníků a sestavit index regulace (přímá metoda). Druhou možností je srovnat tržní ceny nemovitostí s jejich konstrukčními náklady (nepřímá

---

4 Nedostatkem žebříčku je, že se nezaměřuje na rezidenční výstavbu, reflektuje např. snadnost průchodu povolovacími procesy pro stavbu skladů logistických firem a mimo jiné je tvořen na základě dotazníkového šetření mezi subjekty zabývajícími se stavebními předpisy a povolováním (World Bank, 2021).

metoda) a kvantifikovat tzv. regulační daň (Glaeser a Gyourko, 2002). Předložená studie zavádí dle názoru autorů přesnější termín „implicitní náklady regulace“ (INR). V případě INR se jedná o sníženou efektivitu trhu a nikoli daňové inkaso.

Přímé metody umožňují postihnout komplexnost regulačního nastavení oblasti a formulovat přímý vztah mezi regulací a cenami, respektive intenzitou výstavby. Sestavené indexy se navíc využívají pro zkoumání návazných ekonomických fenoménů, jako jsou cenová elasticita nabídky (Titman *et al.*, 2020), hospodářský cyklus (Jackson, 2018), nebo poměr mezi vlastníky zastavěných a nezastavěných pozemků (Hilber a Robert-Nicoud, 2013).

V literatuře jsou však frekventované některé výhrady k přímým metodám. Problémem je například oboustranná kauzalita mezi regulací a cenami nemovitostí (Quigley a Rosenthal, 2005). Pokud platí, že poptávka po bydlení převyšuje nabídku, pak regulace omezující rezidenční výstavbu zvyšuje ceny nemovitostí. Nicméně zde existuje i opačný vztah, a sice že rezidenti vysoce žádaných oblastí častěji iniciují vznik regulace omezující další výstavbu. Tím zabezpečují své nejcennější aktivum proti případnému snížení hodnoty (Fischel, 2001) a také pro sebe vytvářejí pozitivní externalitu v podobě nižší hustoty zalidnění při daných službách a infrastruktuře (Gyourko a Molloy, 2015; Molloy, 2020).

Dalším problémem je také volba ukazatelů při sestavování indexu. Jak ukazují Brueckner (2009, 2011), Bertaud a Brueckner (2004) nebo Brueckner a Singh (2020), regulačních omezení existuje celá řada – od prostorových až po kvalitativní. Také je obtížné určit, zda mají pravidla pouze formální charakter, či zda jsou ve skutečnosti vymáhána (Quigley a Rosenthal, 2005). Vymahatelnost se mění v čase a v prostoru v závislosti na struktuře či personálním obsazení jednotlivých úřadů, na což v případě České republiky poukazuje Asociace pro rozvoj trhu nemovitostí (ARTN, 2020). Helsley a Strange (1995) upozorňují na lokální propojení trhů nemovitostí, kdy striktnější regulace v lokalitě A může vyvolat růst cen v lokalitě B, což v konečném důsledku může podnítit zpřísnění regulace v lokalitě B.

S ohledem na výše uvedenou kritiku přímých metod využívá článek nepřímý způsob výpočtu nákladů regulace. Ten je založený na porovnávání konstrukčních nákladů s cenami nemovitostí. Nepřímé metody vyčíslení dopadů regulace nejsou zatíženy problematikou oboustranné kauzality mezi cenami a regulací. Také se nevytvářejí indexy regulace, a proto odpadají komplikace s jejich definicí a výběrem zahrnutých pravidel. Je-li u přímých metod časově a finančně nákladné shromáždit relevantní data, tak v případě porovnávání nákladů s cenami jsou data snadněji dostupná a srovnatelná v čase.

Jako první aplikovali nepřímou metodu Glaeser a Gyourko (2002; 2003). Ve svém výzkumu rozdělili americká města na skupiny dle výše nákladů na stavbu rodinného domu (včetně hodnoty pozemku) v poměru s jeho cenou. Pro odlišení vnitřní hodnoty plochy

pozemku, která by převládala na volném trhu, od hodnoty obsahující také náklady regulace sestavili model hedonické ceny. Tento model definuje celkovou cenu nemovitosti jako součet hodnot jejích částí, kterými jsou například počet místností, krb, garáž, sklep, stáří domu, lokalita v centru města atd. Pro cíl článku však byl klíčový koeficient u proměnné zachycující dopad velikosti pozemku na cenu. Tento koeficient autoři použili jako náhradu za cenu pozemku na volném trhu bez dopadu regulace. Zatímco u většiny měst se ceny rodinných domů přibližně rovnaly konstrukčním nákladům, u měst s dříve identifikovanou vysokou mírou regulace byly zjištěné ceny nemovitostí o 40 % vyšší než náklady na jejich výstavbu.

O'Flaherty (2003) kritizoval Glaesera a Gyourka (2003), protože do modelu hedonické ceny dostatečně nezahrnuli proměnné vyjadřující kvalitu a vybavenost pozemku. To ve svém výzkumu reflektovali Cheung *et al.* (2009), kteří do modelu zařadili také vzdálenost do centra města a vzdálenost k moři. Také Sunding a Swoboda (2010) provedli analýzu prostřednictvím nepřímé metody pro rodinné domy v Kalifornii a dospěli k závěru, že významná část ceny rodinných domů je tvořena náklady regulace.

Zatímco se výše uvedené studie zaměřily na dopady regulace u rodinných domů, Glaeser *et al.* (2005) provedli analýzu nákladů regulace u výškových budov v New Yorku. Vycházeli z předpokladu, že ve snaze developerů maximalizovat zisky budou přidávat dodatečná patra budovy až do úrovně, kdy se náklady z mezního bytu zhruba rovnají mezním příjmům (tedy ceně). Glaeser *et al.* (2005) zjistili, že regulace maximálních výšek budov zapříčinily, že ceny byly dvakrát vyšší než mezní náklady. Tento rozdíl však nebyl dle autorů opodstatněn omezením negativních externalit z vyšší hustoty zalidnění.

Předložený výzkum navazuje na zahraniční autory a u rodinných domů (RD) použije hedonický model se specifikací reagující na kritiku O'Flahertyho (2003). V případě bytů použije srovnání nákladů a výnosů z dodatečného bytu a na rozdíl od Glaesera (2005) bude k nákladům připočítána také hodnota pozemku pod bytovým domem.

## 2. Koncentrace a konkurence v odvětví stavebních a developerských firem

Náklady regulace je možné zjistit, pokud zkoumaný trh není monopolní ani oligopolní, v opačném případě by mohlo docházet ke zneužívání dominantního postavení a vznikalo by nižší množství výstupu při vyšší ceně, což by nadhodnotilo odhad dopadů regulace. Z toho důvodu je nutné určit, zda je zkoumaný trh konkurenční a nekoncentrovaný. Ukazatele koncentrace indikují, kolik firem se na daném trhu pohybuje a jaká je jejich relativní velikost a tržní síla. Jedním ze základních ukazatelů je index koncentrace (*CR*), který zobrazuje procentuální podíl zkoumaných firem na celkovém objemu vybraného ukazatele

celého trhu, např. tržby, objem prodaných produktů atd. Americký úřad Census Bureau např. užívá ukazatel čtyř největších firem daného odvětví ( $CR_4$ ).

$$CR_n = C_1 + C_2 + \dots + C_n. \quad (1)$$

Výhodou tohoto ukazatele je jednoduchost jeho výpočtu. Za jistých okolností však může dojít ke zkreslení jeho výsledků prostřednictvím působení dominantní firmy na příslušném trhu či teritoriu (Peltzman, 2014; Stazhkova *et al.*, 2017). Nabývá-li ukazatel  $CR_4$  hodnot v procentuálním vyjádření 0–40 %, pak lze úroveň koncentrace na daném trhu označit za nízkou.

Nejčastěji je k základnímu určení tržní koncentrace využíván Herfindahlův-Hirschmanův index ( $HHI$ ), který využívají jak hospodářsko-politické autority ve světě (EU, 2018; OECD, 2018), tak tuzemský Úřad pro ochranu hospodářské soutěže (ÚOHS, 2020). Tento index zobrazuje rozložení tržní síly mezi všemi hráči ( $N$ ) na trhu prostřednictvím sumy druhých mocnin tržních podílů ( $p$ ) jednotlivých subjektů (2).

$$HHI = \sum_{i=1}^N p_i^2. \quad (2)$$

$HHI$  lze také normalizovat pro rovnost rozdělení na trhu, kde je počítáno s celkovým počtem firem na trhu ( $N$ ), což znázorňuje rovnice 3.

$$HHI^* = \frac{HHI - \frac{1}{N}}{1 - \frac{1}{N}}. \quad (3)$$

Nabývá-li  $HHI$  hodnot 0–1 000, je zkoumaný trh považován za nekoncentrovaný a konkurenční, při hodnotách 1 000–2 000 jako středně koncentrovaný a pro hodnoty 2 000–10 000 jako koncentrovaný (Stazhkova *et al.*, 2017). Pro ověření, zda je zkoumaný trh koncentrovaný a konkurenční, byly vypočítány následující ukazatele tržní koncentrace: (viz tabulku 1).

Na základě hodnot, kterých nabývají zvolené indexy koncentrace, lze vyvodit závěr, že jak trh developerů v Praze v roce 2020, tak trh stavebních podniků v ČR v roce 2018 jsou trhy nekoncentrované a konkurenční. Je tedy nepravděpodobné, že by aktéři trhu byli schopni dlouhodobě uměle deformovat cenu směrem nahoru. Na druhou stranu existují některé bariéry vstupu na trh pro potenciální konkurenci, které jsou do určité míry spojeny s regulacemi. Délka a nejistota regulačních procesů mimo jiné generuje vysoké náklady na finanční zajištění společnosti, jak dokumentuje Kania (2014). Další omezení mohou plynout z nedostupnosti stavebních kapacit a kvalifikované pracovní síly.

**Tabulka 1: Míra koncentrace v odvětví trhu developerů a stavebních podniků v Praze a ČR<sup>5</sup>**

	Praha	Míra koncentrace	ČR	Míra koncentrace
	Počet realizovaných bytů developerem		Tržby stavebních podniků	
<b>CR4</b>	13,74 %	nízká	5,85 %	nízká
<b>CR4_250+</b>	–	–	31,59 %	nízká
<b>HHI</b>	405,45	nízká	–	–
<b>HHI*</b>	295,17	nízká	–	–
<b>HHI_32</b>	–	–	549,07	nízká
<b>HHI*_32</b>	–	–	244,20	nízká
<b>HHI_250+</b>	–	–	439,83	nízká

Zdroj: Němec (2020), MPO (2019), vlastní výpočty

### 3. Metody výzkumu a zdrojová data

Pro výzkum byla zvolena nejlidnatější města v České republice, Praha, Brno, Plzeň a Olomouc. Ostrava byla z výzkumu vyřazena pro relativně nízkou stavební aktivitu ve zkoumaném období. Hlavním zdrojem nabídkových cen bytů, rodinných domů a pozemků byla databáze systému pro odhadce INEM od společnosti XP Invest, s.r.o. Systém stahuje inzeráty z hlavních webů inzerentů nemovitostí ČR od roku 2013. Získaná data byla očištěna o chyby, extrémní hodnoty a duplikáty. Kromě nabídkové ceny jsou u jednotlivých záznamů k dispozici údaje o lokalitě, velikosti pozemku, velikosti zastavěné, podlahové a užitkové plochy nemovitosti, převažující konstrukci budovy a další. Očištěný

- 5 Pro trh developerů a bytovou výstavbu v Praze v roce 2020 vycházejí autoři z dat Němce (2020). Pro trh stavebních podniků v České republice jsou data čerpána z MPO (2019). Na trhu developerů v Praze v roce 2020 je ukazatel *CR4* vypočten jako procentuální podíl nových bytů ve výstavbě v Praze v roce 2020 realizovaných čtyřmi největšími developerskými subjekty na celkovém počtu bytů ve výstavbě. Ukazatel *HHI* a normalizovaný *HHI\** je kalkulován na základě realizované bytové výstavby v Praze v roce 2020. Ukazatel *CR4* pro stavební firmy značí podíl tržeb 4 největších podniků na celkových tržbách celého stavebního trhu. Ukazatel *CR4\_250+* ukazuje procentuální podíl tržeb 4 největších stavebních podniků na celkových tržbách všech podniků, které mají více než 250 zaměstnanců, což odpovídá nejužší možné definici relevantního trhu. *HHI* a také normalizovaný *HHI\** pro trh stavebních podniků jsme kalkulovali na základě tržeb 32 největších stavebních podniků, které zároveň tvoří 90 % tržeb všech stavebních podniků s více než 250 zaměstnanci.

datový soubor nabízí přes 58 tisíc inzerátů bytů, 15 tisíc inzerátů RD<sup>6</sup> a 21 tisíc záznamů pozemků. Detailní informace jsou uvedeny v tabulce 2.

**Tabulka 2: Souhrnné statistiky vybraných proměnných**

Proměnná	Počet pozorování	Průměr	Směrodatná odchylka	Min	Max
<i>Informace o bytech</i>					
<b>Reálná cena bytu (v Kč)</b>	58 688	5 660 691	3 802 867	471 911	77 100 000
<b>Reálná cena bytu (v Kč za m<sup>2</sup>)</b>	58 688	74 389	26 110	16 022	327 868
<b>Podlahová plocha bytu (m<sup>2</sup>)</b>	58 688	76	37	15	488
<b>Počet pokojů</b>	58 300	2,5	1	1	7
<i>Informace o rodinných domech</i>					
<b>Reálná cena RD (v Kč)</b>	15 768	9 323 248	6 463 834	1 094 845	120 252 792
<b>Reálná cena RD (v Kč za m<sup>2</sup>)</b>	15 768	51 648	20 620	6 544	199 161
<b>Podlahová plocha RD (m<sup>2</sup>)</b>	15 768	183	92,5	40	744
<b>Plocha pozemku pod RD (m<sup>2</sup>)</b>	15 768	651,8	468,2	20	7 725

Zdroj: XP Invest, s.r.o. (2021), ČSÚ (2021), vlastní zpracování

Záznamy z databáze INEM byly geolokalizovány prostřednictvím softwaru Arcgis a pro potřeby regresní analýzy obohaceny o další informace. K tomu byly využity dostupné vrstvy mapových podkladů z Arcgis Online a Digitální vektorové geodatabáze České republiky ArcČR® 500.

Data o konstrukčních, respektive investičních nákladech na stavbu bytů a rodinných domů v období 2013–2019 poskytl Český statistický úřad (ČSÚ). Z důvodu absence dat pro rok 2020 byly pro tento rok použity příslušné hodnoty z roku 2019. Pro každé město a rok byly dostupné údaje o celkových investičních nákladech na výstavbu, celkové obytné, užitkové a podlahové ploše a počtu postavených budov a bytů. ČSÚ získává údaje o každé kolaudované stavbě od stavebních úřadů. Investiční náklady v sobě obsahují zisky stavebních firem, náklady na použitou technologii, a naopak nezahrnují daň z přidané hodnoty a náklady na akvizici pozemku. Ve výpočtech byly investiční náklady navýšeny

6 Do výzkumu byly zahrnuty také RD s dojezdovou vzdáleností do pěti kilometrů od hranice zkoumaného města.



o příslušnou sazbu daně z přidané hodnoty.<sup>7</sup> Veškeré cenové údaje byly očištěny o vliv inflace převedením na ceny roku 2019.

### 3.1 Metoda zjišťování dopadů regulace na ceny rodinných domů

Za předpokladu existence volného trhu bez regulatorních překážek by se v dlouhém období cena rodinného domu ( $P$ ) přibližovala součtu nákladů na jeho výstavbu ( $K$ ) a hodnotě pozemku s ním spojeným ( $rL$ ).<sup>8</sup> Prostorová regulace může zamezit či prodražit realizaci rezidenčních projektů, čímž vzniká rozdíl mezi mezními výnosy a náklady. V realitě celková cena vždy obsahuje kromě konstrukčních nákladů a ceny pozemku také náklady spojené se splněním všech podmínek plynoucích z procesů územního plánování, územního řízení a stavebního řízení ( $T$ ). Rovnice 4 zachycuje výše popsany vztah (Glaeser a Gyourko, 2002).

$$P = K + rL + T. \quad (4)$$

Na úrovni každého záznamu byl proveden výpočet konstrukčních nákladů ( $K$ ) na základě investičních nákladů specifických pro zkoumanou lokalitu v daném období a velikosti podlahové plochy rodinného domu. Pro získání informace o hodnotě pozemku RD ( $rL$ ) očištěné o náklady regulace ( $T$ ) byl pro každé město sestrojen hedonický model (5), který rozkládá cenu nemovitosti na jednotlivé komponenty (například velikost bytu, polohu nemovitosti či charakteristiku okolí) a přiřazuje jim konkrétní hodnoty (Glaeser a Gyourko, 2002; Kendall a Tulip, 2018; Lees, 2018). Z něj byl převzat koeficient  $\beta_1$  zachycující efekt zvětšení plochy pozemku ( $L$ ) na zvýšení ceny domu ( $P$ ). Tím byly zjištěny hodnoty všech proměnných z rovnice 4 kromě nákladů regulace ( $T$ ). Aby byla v modelu zohledněna geoprostorová charakteristika dat včetně možné prostorové autokorelace, byly do modelu zahrnuty další kontrolní proměnné  $X_k$ , zachycující vzdálenost do centra města, vzdálenost k volnočasovým prostorům (zalesněné ploše či chráněné krajinné oblasti), vzdálenost k železniční stanici a umělé proměnné pro obce s pověřeným úřadem. Dalšími kontrolními proměnnými byly umělé proměnné pro konstrukční materiály a model zahrnoval fixní efekty pro jednotlivé roky.

$$\ln(P) = \alpha + \beta_1 \ln(L) + \beta_k X_k + \epsilon. \quad (5)$$

7 O 15% sazbu daně u bytů do 120 m<sup>2</sup> a rodinných domů do 350 m<sup>2</sup>. O 21% sazbu daně u zbylých nemovitostí.

8 Hodnota pozemku je definována součinem jeho velikosti ( $L$ ) a jednotkovou cenou pozemku na volném trhu ( $r$ ), kterou odhadujeme metodou hedonické ceny (Glaeser a Gyourko, 2002).

Při testování různých specifikací modelu inspirovaných odbornou literaturou byla zkoumána vysvětlovací schopnost dalších teoreticky relevantních proměnných, například kvadratické verze plochy pozemku, jak ji použili Cheung *et al.* (2009), dále vzdálenosti k vodní ploše (rybníky a řeky), členitosti terénu, kupní síla obyvatel a další. Na základě nízké významnosti však tyto proměnné nebyly zařazeny do finální verze modelu.

Protože bylo nezbytné zjistit, jak se jednotlivé složky ceny RD včetně implicitních nákladů regulace měnily v čase, byl hedonický model sestaven také pro každý rok samostatně. Získané koeficienty pro plochu pozemku byly využity pro následnou dekompozici cen každého RD.

### 3.2 Metoda zjišťování dopadů regulace na ceny bytů

Podobně jako u rodinných domů i u bytů porovnáváme cenu bytu s náklady na jeho stavbu. Vycházíme z předpokladu, že pokud by projektant, resp. investor nového bytového domu nebyl limitován regulací (např. koeficientem podlažních ploch), pak by bylo pro maximalizaci zisku ekonomicky racionální zvyšovat počet bytů (a pater), až by se mezní náklady na stavbu dodatečného bytu blížily mezním příjmům z něj, a tedy tržní ceně (Glaeser *et al.*, 2005). Pokud se dlouhodobě výrazně liší, je to považováno v souladu s odbornou literaturou za důkaz existence nákladné regulace využití území.

Studie také ověřuje, jak by se výsledky lišily, pokud by do výpočtu byly zahrnuty také ceny pozemků. Pro zjištění hodnoty pozemků pod byty byla využita data INEM o inzerátech stavebních pozemků v každé ze zkoumaných lokalit v období 2013–2020. Nejprve byly agregovány průměrné ceny pozemků na úroveň katastrálních území, která byla přenesena do datového souboru s byty. Následně byl na základě dat o průměrném počtu pater nových bytů v každém městě a velikosti konkrétního bytu ohodnocen pozemek ležící pod tímto bytem.

V České republice aplikoval podobnou metodu Institut plánování a rozvoje hlavního města Prahy na datech nabídkových cen z roku 2015 a 2016. Na rozdíl od IPR Praha (2018), který měl k dispozici 3,5 tisíce záznamů, pracujeme pouze s daty o novostavbách při celkovém počtu 58 tisíc záznamů a pro výrazně delší sledované období.

U bytů jsou investiční náklady přepočítané na m<sup>2</sup> užitné plochy a nikoli podlahové. Náklady na společné prostory bytových domů jsou tak implicitně obsaženy v ceně bytu.

## 4. Výsledky a diskuse

Prvním krokem analýzy je určení korelačních koeficientů mezi nabídkovou cenou RD a proměnnými, které dle odborné literatury ovlivňují cenu nejsilněji, tedy podlahovou plochou, plochou pozemku a vzdáleností do centra města.

**Tabulka 3: Korelační koeficienty ceny rodinného domu**

	Praha	Brno	Olomouc	Plzeň
<b>Podlahová plocha</b>	0,684	0,530	0,574	0,558
<b>Plocha pozemku</b>	0,393	0,279	0,263	0,239
<b>Vzdálenost do centra</b>	−0,345	−0,226	−0,304	−0,295

Zdroj: XP Invest, s.r.o. (2021), ESRI (2021), vlastní výpočty

Analýza potvrdila, že cena nejsilněji koreluje s velikostí podlahové plochy domu, ale tento vztah je patrný také mezi cenou a plochou pozemku. To je důležité pro následný odhad koeficientu plochy pozemku, který je využit při výpočtu implicitních nákladů regulace. Korelační koeficient vyšel stejně jako Sundingovi a Swobodovi (2010) v případě Kalifornie. Z teorie modelu monocentrického města plyne, že by *ceteris paribus* nemovitosti lokalizované blíže centru měly dosahovat vyšších cen. To je způsobené například nižšími náklady na dopravu při cestě do centra ekonomické činnosti. Z korelace mezi cenou a vzdáleností do centra v kilometrech je evidentní, že náš datový soubor splňuje tuto podmínku. Pro získání hodnoty dodatečného metru pozemku byl využit hedonický model, jehož výsledky jsou prezentovány v tabulce 4.

Pro výpočet mezní ceny pozemku ležícího pod RD byl sestaven lineární regresní model, vhodnější se však ukázal být logaritmický model (tabulka 4). To je v souladu s jinými výzkumy (Kendall a Tulip, 2018; Lees, 2018). Model byl pro města schopen vysvětlit mezi 57,8 % až 73,4 % variability logaritmu ceny RD, nicméně zejména u Olomouce a Plzně se ukázal být problémem relativně nízký počet pozorování. Směrodatné chyby parametrů modelu byly odhadnuty robustním způsobem. Výsledné koeficienty byly ekonomicky i statisticky stabilní i při alternativní specifikaci modelu. Ve srovnání se zahraničním výzkumem dosahuje koeficient determinace našeho modelu průměrných úrovní [Lees (2018) reportoval hodnoty od 51,2 % po 70,9 %; Kendall a Tulip (2018) 75–89 %; Sunding a Swoboda (2010) přibližně 60 %].

Přirozený logaritmus plochy pozemku byl u všech měst shledán statisticky signifikantní na hladině významnosti 1 %. Desetiprocentní nárůst velikosti pozemku vyvolá v průměru za jinak nezměněných okolností zvýšení ceny rodinného domu u Prahy o 1,3 %, u Brna o 1,3 %, u Olomouce o 1,6 % a u Plzně o 1,1 %. Ve výzkumu Kendalla a Tulipa (2018) nabývají hodnoty pro australská města od 2,1 % po 2,5 % a v případě Nového Zélandu pak u Leese (2018) od 0,4 % po 1,8 %. V případě našeho výsledku se výrazně neodchylujeme od přechozích výzkumů, třebaže jsou ze zemí s výrazně odlišným trhem nemovitostí. Waldův test potvrdil, že koeficienty plochy pozemku jednotlivých měst jsou signifikantně odlišné od nuly ( $F = 6,29$ ;  $p = 0,0003$ ).

**Tabulka 4: Vysvětlovaná proměnná: logaritmus ceny rodinného domu (2013–2020)**

Vysvětlující proměnné	Praha	Brno	Olomouc	Plzeň
Logaritmus plochy pozemku	0,134*** (0,006)	0,132*** (0,016)	0,163*** (0,025)	0,108*** (0,018)
Logaritmus podlahové plochy	0,667*** (0,009)	0,5*** (0,026)	0,459*** (0,036)	0,512*** (0,027)
Logaritmus vzdálenosti do centra v km	−0,206*** (0,014)	−0,176*** (0,031)	−0,284*** (0,061)	−0,110*** (0,050)
Logaritmus vzdálenosti k železniční stanici	0,019*** (0,005)	−0,002 (0,009)	0,054*** (0,017)	0,039*** (0,012)
Logaritmus vzdálenosti k CHKO	−0,028*** (0,006)	0,009 (0,005)	0,034*** (0,013)	0,06* (0,055)
Logaritmus vzdálenosti do lesa	0,013*** (0,003)	−0,027*** (0,007)	0,022 (0,020)	0,003 (0,009)
Cihlová stavba	0,0065** (0,009)	0,17*** (0,036)	0,043* (0,030)	0,078*** (0,026)
Montovaná stavba	−0,211*** (0,017)	0,06 (0,053)	−0,219*** (0,049)	−0,300*** (0,060)
Panelová stavba	0,049 (0,029)	0,171*** (0,049)	0,213*** (0,040)	0,152 (0,213)
Skeletonová stavba	0,056*** (0,025)	0,309*** (0,079)	0,110 (0,154)	0,230*** (0,042)
Rok 2014	0,005 (0,011)	0,037* (0,025)	0,029 (0,031)	−0,006 (0,027)
Rok 2015	0,026*** (0,010)	0,067** (0,025)	0,063** (0,030)	0,03* (0,024)
Rok 2016	0,092*** (0,010)	0,13*** (0,025)	0,161*** (0,037)	0,04* (0,030)
Rok 2017	0,161*** (0,010)	0,276*** (0,026)	0,234*** (0,035)	0,205*** (0,034)
Rok 2018	0,26*** (0,010)	0,362*** (0,027)	0,365*** (0,036)	0,24*** (0,031)
Rok 2019	0,354*** (0,010)	0,454*** (0,026)	0,317*** (0,036)	0,322*** (0,030)
Rok 2020	0,411*** (0,011)	0,5*** (0,030)	0,433*** (0,038)	0,441*** (0,029)
Konstanta	12,30*** (0,068)	12,68*** (0,179)	12,25*** (0,210)	12,12*** (0,296)
Pozorování	11 432	2 077	783	1 055
Umělé proměnné pro obce s pověřeným úřadem	ANO	ANO	ANO	ANO
R <sup>2</sup>	0,734	0,578	0,609	0,617

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

Standardní chyby odhadů jsou v závorkách pod odhady koeficientů.

Zdroj: XP Invest, s.r.o. (2021), ESRI (2021), ARCDATA PRAHA, s.r.o., a ČSÚ (2020), vlastní výpočty

Z analýzy modelu sestaveného pro každé město a rok samostatně vyplynulo, že koeficient pro Prahu byl vždy signifikantní na 1% hladině významnosti; pro Brno byl signifikantní na 1% hladině významnosti ve všech letech kromě let 2019 a 2020 (nesignifikantní); u Olomouce ve všech letech kromě roku 2016 (5%), 2015 a 2020 (nesignifikantní); a v případě Plzně nebyl koeficient signifikantní pro čtyři roky. Protože pro výpočty vývoje implicitních nákladů regulace jsou dále využity koeficienty zjištěné pro každý rok zvlášť, rozhodli jsme se, že u let s nesignifikantním koeficientem bude použit koeficient z velké regrese.

Podobně jako u Cheunga *et al.* (2009) byla pro zachycení efektu vybavenosti a atraktivity pozemku do modelu vložena proměnná pro vzdálenost do centra města, a navíc také proměnné pro vzdálenost k volnočasovým prostorům (zalesněné ploše či chráněné krajinné oblasti) a vzdálenost k železniční stanici. Pokud by k tomu nedošlo, zůstal by efekt obsažen ve výpočtu INR, což bylo v minulosti kritizováno (O’Flaherty, 2003). V případě nezahrnutí proměnných vyjadřujících charakteristiku lokace by se koeficient plochy pozemku výrazně snížil, což by vedlo k navýšení INR o 19,7–42 %. Cheung *et al.* (2009) vypočítali dopad nezahrnutí charakteristiky lokace kolem 18 %.

**Tabulka 5: Výpočet implicitních nákladů regulace u rodinných domů (2013–2020)**

		<b>Praha</b>	<b>Brno</b>	<b>Olomouc</b>	<b>Plzeň</b>
<b>Průměrná cena RD</b>	$\bar{P}$	10 312 621 Kč	7 668 200 Kč	5 015 515 Kč	5 542 909 Kč
<b>Průměrná velikost pozemku</b>	$\bar{L}$	670 m <sup>2</sup>	599 m <sup>2</sup>	594 m <sup>2</sup>	605 m <sup>2</sup>
<b>Průměrné investiční náklady na stavbu</b> Investiční náklady včetně DPH v Kč/m <sup>2</sup> vynásobeny podlahovou plochou RD	$\bar{K}$	6 335 076 Kč	4 964 918 Kč	4 219 178 Kč	3 970 278 Kč
<b>Mezní cena pozemku</b> $r = \frac{\beta_1 \bar{P}}{\bar{L}}$	$r$	2 060 Kč/m <sup>2</sup>	1 690 Kč/m <sup>2</sup>	1 377 Kč/m <sup>2</sup>	989 Kč/m <sup>2</sup>
<b>Hodnota pozemku</b> Na základě modelu hedonické ceny	$r\bar{L}$	1 380 209 Kč	1 012 030 Kč	817 745 Kč	598 293 Kč
<b>INR</b> $\bar{T} = \bar{P} - \bar{K} - r\bar{L}$	$\bar{T}$	2 597 336 Kč	1 691 252 Kč	-21 408 Kč	974 337 Kč
<b>INR v %</b> $\frac{\bar{T}}{\bar{P}} = \frac{\bar{P} - \bar{K} - r\bar{L}}{\bar{P}}$	$\bar{T}/\bar{P}$	25,2 %	22,1 %	-0,4 %	17,6 %

Zdroj: XP Invest, s.r.o. (2021), ČSÚ (2020), ESRI (2021), ARCDATA PRAHA, s.r.o., a ČSÚ (2020), vlastní výpočty

Pro zjištění mezní ceny pozemku  $r$  v Kč/m<sup>2</sup> byl využit postup v souladu s originální metodou Glaesera a Gyourka (2002) a koeficient  $\beta_l$  byl vynásoben podílem průměrné ceny rodinného domu  $\bar{P}$  a průměrné velikosti pozemku  $\bar{L}$ . Výsledná hodnota vyjadřuje mezní efekt dodatečného metru čtverečního pozemku na cenu průměrného rodinného domu s průměrnou velikostí pozemku. Důležité je zopakovat, že v mezní ceně pozemku nejsou zahrnuty náklady regulace. Z tohoto důvodu jsou mezní ceny pozemku u Prahy, Brna a Plzně výrazně nižší než průměrné ceny.

Rozdíl mezi průměrnou nabídkovou cenou a konstrukčními náklady dosahoval u rodinných domů 25,2 % v případě hlavního města, 22,1 % u Brna a 17,6 % u Plzně. Výsledek -0,4 % u Olomouce lze částečně vysvětlit vyšším zastoupením hodnoty pozemku na ceně rodinného domu. Pokud by byl použit koeficient 0,134 jako u Prahy, INR by odpovídalo 2,5 %, což by bylo stále výrazně méně než v případě ostatních zkoumaných měst.

**Tabulka 6: Kontrola robustnosti velikosti INR použitím prostorově vážené regrese**

	Praha		Brno		Olomouc		Plzeň	
	HRM	GWR	HRM	GWR	HRM	GWR	HRM	GWR
<b>Koeficient</b>	0,134	0,151	0,132	0,095	0,163	0,096	0,108	0,070
<b>INR v %</b>	25 %	23 %	22 %	26 %	0 %	6 %	18 %	21 %

Poznámka: HRM = Hedonic Regression Model, neboli model hedonické ceny; GWR = Geographically Weighted Regression, neboli prostorově vážená regrese

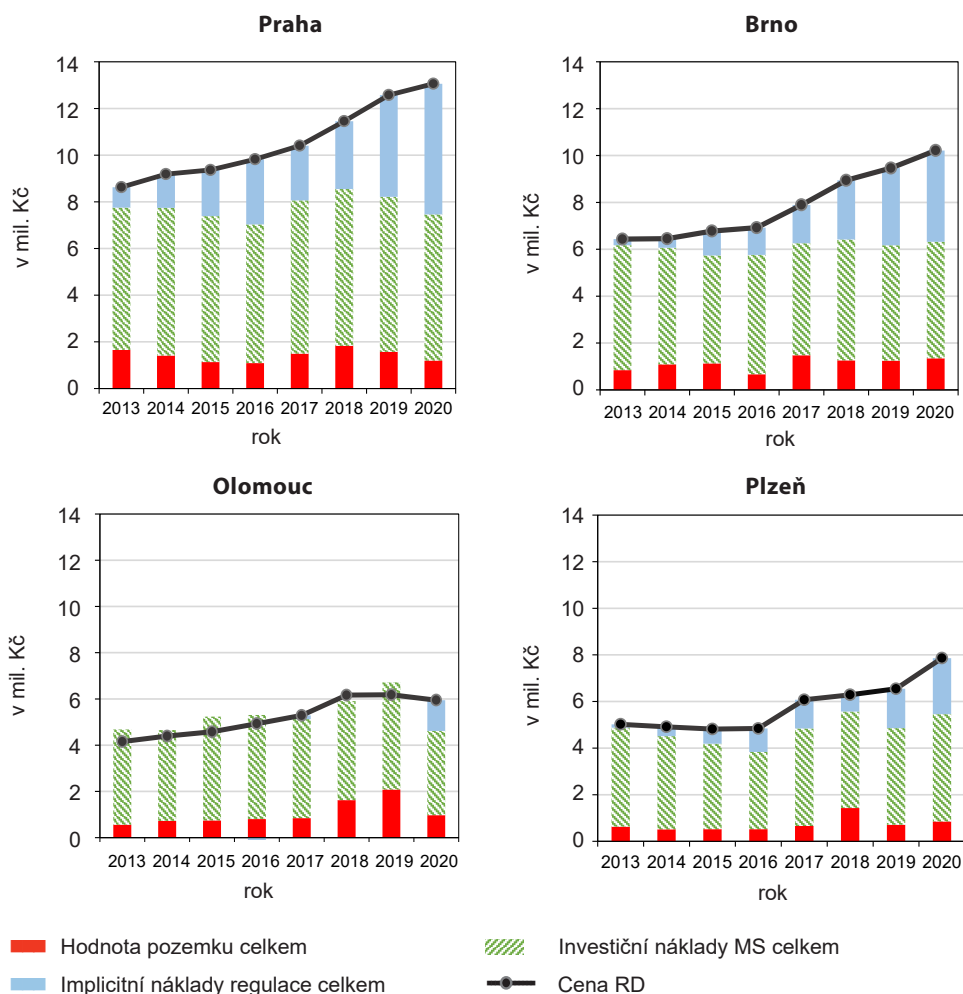
Zdroj: XP Invest, s.r.o. (2021), ČSÚ (2020), ESRI (2021), ARCDATA PRAHA, s.r.o., a ČSÚ (2020), vlastní výpočty

V případě modelu hedonické ceny byla možná prostorová autokorelace ošetřena jak použitím proměnných vyjadřujících vzdálenosti k bodům zájmu, tak zahrnutím umělých proměnných pro obce s pověřeným úřadem. V rámci kontroly robustnosti výpočtu implicitních nákladů regulace byl sestaven také model prostorově vážené regrese (tabulka 6). Výše INR se v návaznosti na použitý model lišila v průměru o 3,75 p. b. Z důvodu vyššího koeficientu determinace u hedonických modelů a v přímé návaznosti na metody výzkumu Leese (2018) a Kendalla a Tulipa (2018) byl pro konečný výpočet INR u rodinných domů zvolen právě model hedonické ceny.

V případě australských měst nebylo vysvětleno mezi 29–42 % ceny (Kendall a Tulip, 2018), u novozélandských měst 15–56 % (Lees, 2018) a v případě americké Floridy 9–40 % (Cheung *et al.*, 2009). Je zřejmé, že v případě ČR je podíl nevysvětlené složky ceny spíše nižší, což může být způsobeno odlišnou strukturou stavebního trhu RD, kdy jsou některé fáze výstavby realizovány svépomocí. Lux a Sunega (2010b) dokládají, že významná část finančního plnění zůstává skryta v šedé ekonomice a nepromítá se tak do oficiálních statistik.

Značnou část ceny RD (mezi 61 % a 84 %) tvoří investiční náklady, což je o něco více než u australských měst (34–49 %), ale zhruba na úrovni měst novozélandských (39–79 %). Ačkoli byla výstavba nejnákladnější v Praze (průměrně 28 487 Kč/m<sup>2</sup> podlahové plochy), ve srovnání s ostatními městy tvořily investiční náklady nejmenší část ceny RD (61 % ceny). Jako méně důležité se ukázaly ceny pozemků podílející se na nabídkové ceně nemovitosti z 11 % až 16 %. Hodnota pozemku vůči konstrukčním nákladům se u českých měst pohybovala od 15 % v Plzni až po 22 % v Olomouci, což bylo o něco více než v případě zahraničních měst.

**Obrázek 1: Dekompozice ceny průměrného rodinného domu**



Zdroj: XP Invest, s.r.o. (2021), ČSÚ (2020), ESRI (2021), ARCDATA PRAHA, s.r.o., a ČSÚ (2020), vlastní výpočty

Vzhledem k rigiditě nabídky nového bydlení je důležité ověřit, zda se při kalkulaci INR nejednalo pouze o běžné výkyvy související s krátkodobým zdržením. Na grafech v obrázku 1 je provedena dekompozice ceny rodinného domu za pomoci každoročních průměrných údajů o investičních nákladech, velikosti pozemku a jeho hodnotě získané z hedonické regrese. Rozklad ceny umožňuje identifikaci dlouhodobějšího trendu, díky kterému bude možné do jisté míry rozptýlit výše zmíněné pochybnosti.

Praha byla jediným městem s významnými implicitními náklady regulace po celé období. Ty se pohybovaly od 10 % v době cenového dna roku 2013 až po 43 % v roce 2020. U Olomouce byly naopak INR v pěti letech téměř nulitní, což může značit nízkou striktnost prostorových regulací. Nicméně v posledním sledovaném roce se rozdíl mezi cenami a náklady dostal na hodnotu 22 %. Také Plzeň po většinu sledovaného období vykazovala nízký rozdíl mezi nabídkovými cenami rodinných domů a náklady na jejich výstavbu. Zlom nastal v roce 2019, kdy INR dosáhly 26 %. Zdá se tedy, že zvýšená poptávka v těchto letech již narazila na určitá omezení. Brněnská výstavba rodinných domů vykazovala ve sledovaném období každoroční růst INR z počátečních 4 % v roce 2013 až k maximálním 38 % v roce 2020. Celkově lze konstatovat, že s rostoucí velikostí města a fází konjunktury hospodářského cyklu roste i výše dopadů regulace. Podobný trend ve sledovaném období je patrný také v zahraničních studiích.

Po výpočtu implicitních nákladů regulace pro rodinné domy se následující část výzkumu zaměřuje na novostavby bytů s náročnějšími povolenáckými procesy. Opět byla za celé období provedena korelační analýza pro cenu bytu, jeho podlahovou plochu a vzdálenost do centra.

**Tabulka 7: Korelační koeficienty ceny bytu**

	<b>Praha</b>	<b>Brno</b>	<b>Olomouc</b>	<b>Plzeň</b>
<b>Podlahová plocha</b>	0,773	0,783	0,773	0,81
<b>Vzdálenost do centra</b>	−0,357	−0,151	−0,072	−0,362

Zdroj: XP Invest, s.r.o. (2021), ESRI (2021), vlastní výpočty

Ve srovnání s RD je cena bytu silněji svázána s jeho plochou, jak dokumentuje tabulka 7. Korelace mezi cenou bytu a vzdáleností do centra města je dle předpokladu negativní a pohybuje se od −0,072 v Olomouci až po −0,362 u Plzně.



**Tabulka 8: Výpočet implicitních nákladů regulace u bytů (2013–2020)**

	<b>Praha</b>	<b>Brno</b>	<b>Olomouc</b>	<b>Plzeň</b>
<b>Průměrná cena bytu</b>	6 109 886 Kč	4 176 020 Kč	3 030 361 Kč	3 443 108 Kč
<b>Průměrné investiční náklady na stavbu</b>	3 220 074 Kč	3 010 085 Kč	2 418 682 Kč	2 478 778 Kč
<b>Cena pozemku pod průměrným bytem s ohledem na katastrální území</b>	149 376 Kč	109 450 Kč	42 760 Kč	43 781 Kč
<b>Hodnota pozemku v ceně bytu v %</b>	2,44 %	2,62 %	1,41 %	1,27 %
<b>INR v Kč bez nákladů na pozemek</b>	2 889 812 Kč	1 165 935 Kč	611 679 Kč	964 330 Kč
<b>INR v Kč včetně nákladů na pozemek</b>	2 740 436 Kč	1 056 485 Kč	568 919 Kč	920 548 Kč
<b>INR v % bez nákladů na pozemek</b>	47,30 %	27,92 %	20,19 %	28,01 %
<b>INR v % včetně nákladů na pozemek</b>	44,85 %	25,30 %	18,77 %	26,74 %

Zdroj: XP Invest, s.r.o. (2021), ČSÚ (2020), ESRI (2021), ARCDATA PRAHA, s.r.o., a ČSÚ (2020), vlastní výpočty

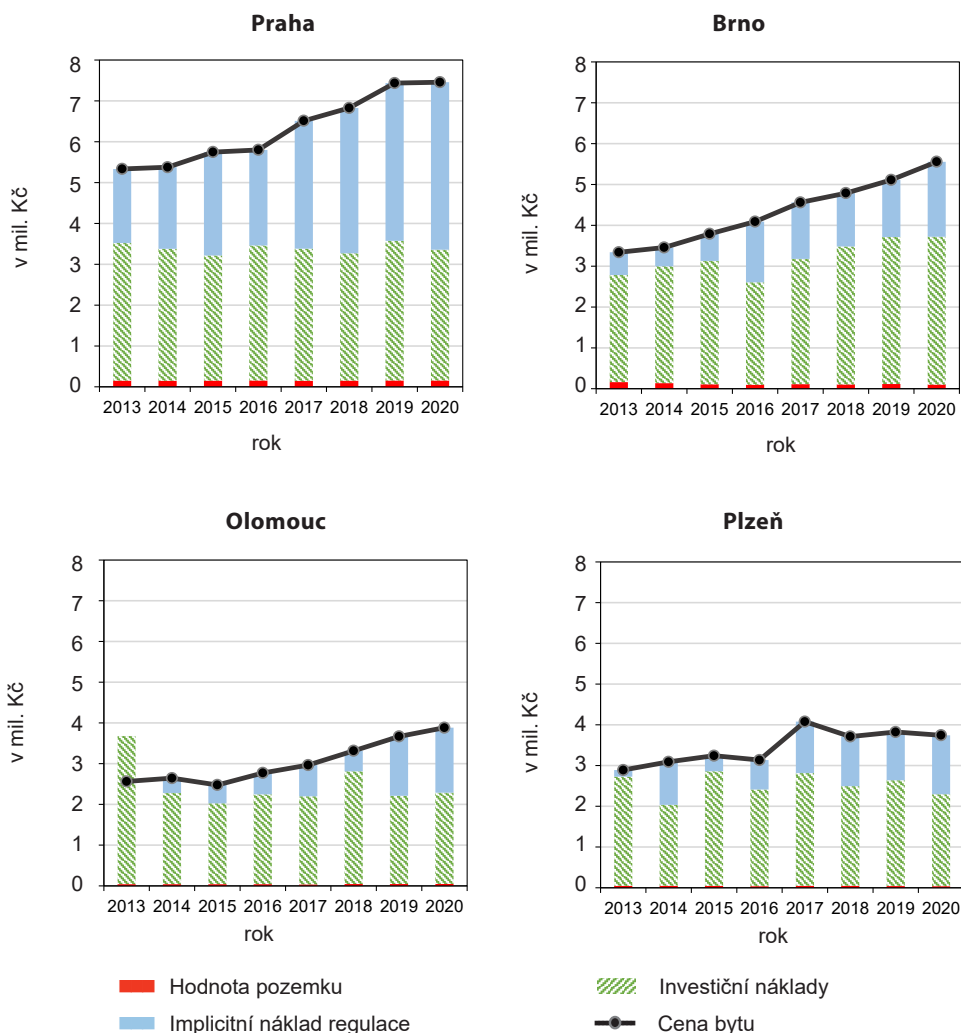
Porovnáním ceny bytů a konstrukčních nákladů (bez hodnoty pozemku) byly stanoveny INR pro jednotlivá města a celé období. Téměř polovina (47,3 %) ceny průměrného bytu v Praze nelze vysvětlit vynaloženými finančními prostředky na jeho stavbu (včetně zisku a dodatečných nákladů na úrovni stavební firmy). Je-li k nákladům připočtena hypotetická hodnota pozemku pod bytem, sníží se rozdíl na 44,85 %. Obě hodnoty naznačují, že je Praha omezena ve svém rozvoji nákladnými prostorovými regulacemi. Brno i Plzeň dosahovaly podobných hodnot na úrovni 28 %, přitom Brno je velikostí své populace zhruba dvojnásobné (ČSÚ, 2021). V případě Olomouce jsou náklady regulace na úrovni jedné pětiny cen a podobně jako v případě rodinných domů se pro kupující zdá být nejprívětivější. Zajímavé je, že právě v Olomouci přibývají nové byty relativně nejrychleji. V období 2013–2019 zde bylo v průměru postaveno 6,65 nových bytů na 1 000 obyvatel, což je více než v případě Brna (3,50), Plzně (3,81), ale také Prahy (4,03) (ČSÚ, 2021).

Ve srovnání s výzkumem Kendalla a Tulipa (2018) dosahují INR bytů v Praze úroveň Sydney v roce 2016 (45,8 %), zatímco INR Brna a Plzně o něco převyšují Melbourne (23,5 %). Hlavním důvodem, proč se závěry předložené v této studii rozcházejí s výsledky IPR Praha (66 %) v případě hlavního města, je použití odlišných vstupních dat k výpočtu konstrukčních nákladů. Dle přesvědčení autorů jsou data z ČSÚ přesnější, protože v sobě zahrnují veškeré investiční náklady (včetně zisku a dalších nákladů všech subjektů podílejících se na výstavbě) a pro jednotlivé záznamy jsou navýšeny o adekvátní sazbu DPH.

U všech sledovaných měst dosahovala hodnota pozemku pod novostavbou bytu na základě údajů agregovaných pro katastrální území do 3 % ceny bytu. Proto se nezda

být pravděpodobné, že je cena pozemků navyšována jejich spekulativním skupováním, tzv. *land-bankingem*, který byl v zahraniční literatuře identifikován jako důležitý faktor na straně nabídky (Kania, 2014; Murray, 2020). Zde je ovšem nezbytné dodat, že výpočet bere v úvahu podlažní plochu bytu a průměrný počet pater, ale nebere v potaz regulační omezení hustoty zalidnění, jako jsou limity indexů podlažních ploch.

**Obrázek 2: Dekompozice ceny průměrného bytu**



Zdroj: XP Invest, s.r.o. (2021), ČSÚ (2020), ESRI (2021), ARCDATA PRAHA, s.r.o., a ČSÚ (2020), vlastní výpočty

Jak je ilustrováno na grafu 2, INR v případě pražských bytů nejsou ovlivněny krátkodobými výkyvy a i během období cenového dna dosahovaly 31,2 %. Od roku 2015 přesáhl hranici 40 %, která dle Glaesera a Gyourka značí existenci silných státních omezení. Obdobně jako u RD byla cena tvořena investičními náklady od 52 % u Prahy po 83 % u Olomouce, zatímco u Brna, Olomouce a Plzně byla průměrná podlahová plocha bytu v čase stabilní. V Praze se podlahová plocha novostaveb bytů v čase snižovala z 80 m<sup>2</sup> v roce 2013 na 74 m<sup>2</sup> v roce 2014 (o 7,5 %). To může vyvolat zdání, že průměrné pražské stavební náklady po celou dobu stagnovaly, avšak v jednotkovém vyjádření rostly podobně jako v Brně.

## Závěr

V průběhu posledních let nabývá diskuse o cenách nemovitostí v ČR na intenzitě, přičemž stále častěji je akcentováno, že nabídka nových bytů nedostatečně reaguje na zvyšující se poptávku. Někteří zahraniční autoři spatřují důvody snížené cenové elasticity nabídky ve striktních státních regulacích omezujících rychlost a intenzitu nové výstavby. Předložený výzkum navazuje na tuto literaturu a srovnává nabídkové ceny novostaveb s náklady na jejich výstavbu. U rodinných domů také na základě hedonického modelu stanovuje hodnotu pozemku bez efektu regulace. Struktura modelu byla zvolena v souladu s předchozím výzkumem, díky čemuž bylo možné se vyvarovat problémům s podhodnocením mezní hodnoty pozemku, na který upozorňoval O'Flaherty (2003). V případě bytů byla oproti výzkumu Glaesera *et al.* (2005) do výpočtu zahrnuta také hodnota pozemku pod bytovým domem.

Z provedeného výzkumu vyplývá, že náklady regulace jsou značné a v čase se zvyšují. Významněji dopadají na trh bytů než na trh rodinných domů, jejichž stavba podléhá zjednodušeným povolenacím procesům. Nejvyšší míra zátěže byla zjištěna u trhu bytů v Praze, kde regulace může vysvětlovat až 45 % tržní ceny. Olomouc vychází ze srovnání jako nejméně regulatorně omezená, což dokládá nejvyšší intenzita výstavby. V případě rodinných domů dosahovaly náklady regulace pětiny až čtvrtiny tržní ceny u Prahy, Brna a Plzně, což v absolutním vyjádření znamená, že se pohybují v řádech jednotek milionů korun. Naopak cena rodinných domů v Olomouci přibližně odpovídá součtu konstrukčních nákladů a hodnoty pozemku.

Článek také ověřuje alternativní vysvětlení, jež spatřuje příčinu dlouhodobého rozdílu mezi tržními cenami nemovitostí a konstrukčními náklady v nízké míře konkurence na trzích stavebních firem a developerů. Všechny sestavené ukazatele tržní koncentrace vyvrátily alternativní hypotézu o oligopolním uspořádání aktérů obou trhů. Přesto lze identifikovat dílčí překážky pro vstup nových hráčů na trh zejména v podobě nedostatečných

stavebních kapacit, kvalifikované pracovní síly a kapitálového zajištění firmy. Délka regulatorních procesů a s nimi spojená nejistota ještě více prohlubují uvedené bariéry, a navíc vytvářejí potenciálně korupční prostředí.

Jistým omezením předloženého výzkumu je délka zkoumaného časového období, nicméně výhodou byla dostupnost detailních údajů na úrovni jednotlivých nemovitostí, což umožnilo vyhnout se problémům spojeným s agregovanými daty. Osmileté období čítající 95 000 záznamů o nabídce nemovitostí poskytuje dostatečnou datovou základnu pro vyloučení efektů krátkodobých výkyvů. Je zřejmé, že na tvorbu ceny působí celá řada faktorů, přičemž z předložené analýzy vyplývá, že současné regulatorní nastavení generuje dodatečné náklady pro novou výstavbu.

Již dlouhou dobu je v ČR jak mezi odborníky, tak napříč politickým spektrem skloňována potřeba nového stavebního zákona, který má zjednodušit a urychlit umisťovací a povolovací procesy.<sup>9</sup> Na pozadí jeho příprav a zdoluhavého legislativního procesu jeho schvalování je vidět střet zájmových skupin, které znemožňují nalezení jeho konsenzuální podoby. Z dlouhodobého hlediska však považujeme za zásadní, aby stát neprohluboval existující rigiditu na straně nové nabídky trhu nemovitostí. Ta je mimo jiné způsobena i nadměrnou regulací a byrokratickou zátěží při získávání nezbytných povolení. Mělo by dojít ke zjednodušení územního a stavebního řízení a k přijetí takové podoby stavebního zákona, která povede k podstatně vyšší flexibilitě. Je třeba si uvědomit, že každá regulace přináší náklady pro naprostou většinu zainteresovaných ekonomických subjektů. Otázkou pro budoucí výzkum zůstává, zda výnosy regulace, spojené se snahou omezit negativní externality, převyšují jimi generované náklady.

## Literatura

- ARCDATA PRAHA, ČSÚ (2020). *Digitální vektorová geografická databáze České republiky ArcČR® 500*.
- ARTN (2020). *Stanovisko ARTN k upravenému návrhu nového stavebního zákona*. Praha: Asociace pro rozvoj trhu nemovitostí [online]. [Cit. 2021-03-20.] Dostupné z: <https://artn.cz/stanovisko-artn-k-upravenemu-navrhu-noveho-stavebniho-zakona/>
- Been, V., Ellen, I. G., O'Regan, K. (2019). Supply Skepticism: Housing Supply and Affordability. *Housing Policy Debate*, 29(1), 25–40, <https://doi.org/10.1080/10511482.2018.1476899>
- Bertaud, A., Brueckner, J. K. (2004). *Analyzing Building Height Restrictions: Predicted Impacts, Welfare Costs, and a Case Study of Bangalore*. India. Social Science Research Network.

---

9 Jistým důkazem komplikovanosti současného právního rámce je fakt, že od svého přijetí v roce 2006 se stavební zákon rozšířil v počtu stran o více než 52 % (ze 76 na 116 stran).

- Brueckner, J. K. (2009). Government Land Use Interventions: An Economic Analysis, in Lall S. V., Freir M.e , Yuen B., Rajack R., Helluin J.-J., ed., *Urban Land Markets: Improving Land Management for Successful Urbanization* [online]. Dordrecht: Springer Netherlands, s. 3–23. [Cit 2020-09-11.] ISBN 978-1-4020-8862-9, [https://doi.org/10.1007/978-1-4020-8862-9\\_1](https://doi.org/10.1007/978-1-4020-8862-9_1)
- Brueckner, J. K. (2011). *Lectures on Urban Economics*. London: MIT Press; JSTOR. ISBN 978-0-262-01636-0.
- Brueckner, J. K., Singh, R. (2020). Stringency of land-use regulation: Building heights in US cities. *Journal of Urban Economics*, Elsevier, vol. 116(C), <https://doi.org/10.1016/j.jue.2020.103239>
- Čadil, J. (2009). Housing price bubble analysis—Case of the Czech republic. *Prague Economic Papers*, xx, 1: 38–47, <https://doi.org/10.18267/j.pep.34>
- ČSÚ (2020). *Průměrné investiční náklady na stavbu bytů a rodinných domů v ČR 2013–2019*.
- ČSÚ (2021). *Veřejná databáze*.
- Deloitte. (2018). *Postavit rezidenční developerský projekt v Praze trvá devět let*. Deloitte Česká republika. [online] [Cit. 2019-11-27.] Dostupné z: <https://www2.deloitte.com/cz/cs/pages/press/articles/cze-tz-postavit-rezidencni-developersky-projekt-v-praze-trva-devet-let.html>
- Deloitte. (2020). *Property Index: Overview of European Residential Markets*. [online] [Cit. 2020-11-27.] Dostupné z: [https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/cz/Documents/real-estate/Property\\_Index\\_2020.pdf](https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/cz/Documents/real-estate/Property_Index_2020.pdf)
- Dvořák, T. (2018). The use of local direct democracy in the Czech Republic: How NIMBY disputes drive protest behaviour. *Local Government Studies*, 44, 3, 329–349, <https://doi.org/10.1080/03003930.2018.1433661>
- EU (2018). *Measuring Competitiveness*. European Union. [online] Cit. 2018-03-01.] Dostupné z: <https://ec.europa.eu/docsroom/documents/28181/attachments/1/translations/en/renditions/pdf>
- Eurostat. (2021). *House Price Index*. [online] [Cit. 2020-11-27.] Dostupné z: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/bookmark/ef1641df-b6bf-424b-9f26-8908780ebf2e?lang=en>
- Fischel, W. A. (2001). *The homevoter hypothesis: How home values influence local government taxation, school finance, and land-use policies*. Cambridge, USA; London, UK: Harvard University Press, 344 stran. ISBN 9780674015951
- Glaeser, E. L., Gyourko, J. (2002). *The Impact of Zoning on Housing Affordability*. Massachusetts Ave, Cambridge: National Bureau of Economic Research. Working Paper No 8835, <https://doi.org/10.3386/w8835>
- Glaeser, E. L., & Gyourko, J. (2003). The impact of building restrictions on housing, in *Affordability, Economic Policy Review*.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J. (2017). *The Economic Implications of Housing Supply*. Massachusetts Ave, Cambridge: National Bureau of Economic Research. Working Paper No 23833. Dostupné z: [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w23833/w23833.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w23833/w23833.pdf)

- Glaeser, E. L., Gyourko, J., Saks, R. (2005). Why Is Manhattan So Expensive? Regulation and the Rise in Housing Prices. *The Journal of Law and Economics*, 48(2), 331–369, <https://doi.org/10.1086/429979>
- Gyourko, J., Saiz, A., Summers, A. (2008). A New Measure of the Local Regulatory Environment for Housing Markets: The Wharton Residential Land Use Regulatory Index. *Urban Studies*, 45(3), 693–729, <https://doi.org/10.1177/0042098007087341>
- 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>
- Helsley, R. W., Strange, W. C. (1995). Strategic growth controls. *Regional Science and Urban Economics*, 25(4), 435–460
- Hilber, C. A. L., Robert-Nicoud, F. (2013). On the origins of land use regulations: Theory and evidence from US metro areas. *Journal of Urban Economics*, 75, 29–43, <https://doi.org/10.1016/j.jue.2012.10.002>
- Hlaváček, M., Komárek, L. (2011). Regional Analysis of Housing Price Bubbles and Their Determinants in the Czech Republic. *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, 61, (1), 67–91.
- Hsieh, C.-T., Moretti, E. (2019). Housing Constraints and Spatial Misallocation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(2), 1–39, <https://doi.org/10.1257/mac.20170388>
- Cheung, R., Ihlanfeldt, K., Mayock, T. (2009). The regulatory tax and house price appreciation in Florida. *Journal of Housing Economics*, 18(1), 34–48.
- IPR (2018). *Vliv regulace na cenu rezidenčních nemovitostí v Praze (veřejně nepublikovaná studie)*. Praha: Institut plánování a rozvoje hlavního města Prahy.
- Jackson, K. (2018). Regulation, land constraints, and California's boom and bust. *Regional Science and Urban Economics*, 68(C), 130–147, <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.10.005>
- Kania, K. (2014). Premises For Building A Land Bank By Developers. *Real Estate Management and Valuation*, 22(1), 36–43, <https://doi.org/10.2478/remav-2014-0005>
- Kendall, R., Tulip, P. (2018). *The Effect of Zoning on Housing Prices*. Economic Research Department Reserve Bank of Australia. Research Discussion Paper. Dostupné z: <https://www.rba.gov.au/publications/rdp/2018/pdf/rdp2018-03.pdf>
- Kok, N., Monkkonen, P., Quigley, J. M. (2014). Land use regulations and the value of land and housing: An intra-metropolitan analysis. *Journal of Urban Economics*, 81, 136–148, <https://doi.org/10.1016/j.jue.2014.03.004>
- Lees, K. (2018). Quantifying the costs of land use regulation: Evidence from New Zealand. *New Zealand Economic Papers*, 53(3), 245–269, <https://doi.org/10.1080/00779954.2018.1473470>

- Lux, M., Kostecký T., Mikeszová, M., Sunega, P. (2009). Vybrané faktory poptávky po bydlení v pozadí vysokých cen bytů v Praze. (Factors behind High House Prices in Prague). *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 45(5), 967–991. Dostupné z: <https://www.jstor.org/stable/41132779>
- Lux, M., Sunega, P. (2010a). Udržitelnost vývoje cen bytů v České republice. *Politická Ekonomie*, 58(2), 225–252, <https://doi.org/0.18267/j.polek.728>
- Lux, M., Sunega, P. (2010b). Interrelations between housing supply agents: The metropolitan housing market in Prague. *Post-Communist Economies*, 22(1), 99–117, <https://doi.org/10.1080/14631370903525629>
- Molloy, R. (2020). The effect of housing supply regulation on housing affordability: A review. *Regional Science and Urban Economics*, 80(C), <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2018.03.007>
- MPO (2019). *Stavebnictví České republiky*. Praha: Ministerstvo průmyslu a obchodu. 80 stran. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/assets/cz/stavebnictvi-a-suroviny/informace-z-odvetvi/2019/11/Stavebnictvi-2019.pdf>
- Murray, C. K. (2020). Time is money: How landbanking constrains housing supply. *Journal of Housing Economics*, 49, <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2020.101708>
- Němec, M. (2020). *Územní analýza aktuálních developerských projektů výstavby bytových domů v Praze (2020)*. Institut plánování a rozvoje hlavního města Prahy. Dostupné z: [https://iprpraha.cz/uploads/assets/dokumenty/ssp/analzy/bydleni\\_realitni\\_trh/aktualni\\_developerske\\_projekty\\_2020.pdf](https://iprpraha.cz/uploads/assets/dokumenty/ssp/analzy/bydleni_realitni_trh/aktualni_developerske_projekty_2020.pdf)
- OECD (2018). *Market Concentration*. Organisation for Economic Co-operation and Development. [online] [Cit. 2018-04-20.] Dostupné z: [https://one.oecd.org/document/DAF/COMP/WD\(2018\)46/en/pdf](https://one.oecd.org/document/DAF/COMP/WD(2018)46/en/pdf)
- O’Flaherty, B. (2003). Commentary (on Glaeser and Gyourko). *Economic Policy Review*, Jun, 41–43. [online] [Cit. 2020-11-27.] Dostupné z: <https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/epr/03v09n2/0306ofla.pdf>
- Peltzman, S. (2014). Industrial Concentration under the Rule of Reason. *The Journal of Law and Economics*, 57(S3), S101–S120, <https://doi.org/10.1086/675719>
- Plašil, M., Andrlé, M. (2019). Hodnocení udržitelnosti cen rezidenčních nemovitostí. Praha: Česká národní banka. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financi-stabilita/galleries/tematicke-clanky-o-financi-stabilite/tcfs\\_2019\\_01\\_cz.pdf](https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financi-stabilita/galleries/tematicke-clanky-o-financi-stabilite/tcfs_2019_01_cz.pdf)
- Quigley, J., Rosenthal, L. (2005). *The Effects of Land-Use Regulation on the Price of Housing: What Do We Know? What Can We Learn?* Berkeley Program on Housing and Urban Policy, Working Paper Series No 8.
- Stazhkova, P., Kotcofana, T., Protasov, A. (2017). Concentration Indices in Analysis of Competitive Environment: Case of Russian Banking Sector. CBU International Conference Proceedings.

- Sunding, D. L., Swoboda, A. M. (2010). Hedonic Analysis with Locally Weighted Regression: An Application to the Shadow Cost of Housing Regulation in Southern California. *Regional Science and Urban Economics*, 40, 550–573, <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2010.07.002>
- Sunega, P., Mikeszová, M., Lux, M. (2009). Příčiny regionálních nerovností ve finanční dostupnosti bydlení v ČR. *E+M. Ekonomie a management* 7(2), 55–75.
- Titman, S., Wang, K., Yang, J. (2020). The Dynamics of Housing Prices. *Journal of Real Estate Research*, 36(3), 283–318, <https://doi.org/10.1080/10835547.2014.12091394>
- ÚOHS. (2020). *Rozhodnutí o spojení soutěžitelů ze dne 9. 4. 2020*. Úřad pro ochranu hospodářské soutěže. [online] [Cit. 2020-04-08.] Dostupné z: <https://www.uohs.cz/cs/hospodarska-soutez/sbirky-rozhodnuti/detail-16697.html>
- Votava, L., Komárková, L., Dvořák, J. (2021). Determinanty poptávky a nabídky na trhu s byty a jejich význam pro vysvětlení regionálních rozdílů. *Politická Ekonomie*, 69(1), 26–47, <https://doi.org/10.18267/j.polek.1309>
- World Bank. (2019). *Doing business 2019: Comparing business regulation for domestic firms in 190 economies*. Washington, DC: World Bank, <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1326-9>
- World Bank. (2021). *Methodology for Dealing with Construction Permits*. World Bank. [online] [Cit. 2021-03-11.] Dostupné z: <https://www.doingbusiness.org/en/methodology/dealing-with-construction-permits>
- XP invest (2021). *Databáze systému INEM*.