

# ROVNOVÁŽNOST CEN NEMOVITOSTÍ V ČESKÉ REPUBLICE

Michal Hlaváček, ČNB a FSV Univerzity Karlovy v Praze; Luboš Komárek, ČNB, VŠE v Praze a VŠB-TU Ostrava\*

## 1. Úvod

V roce 2007 došlo k výrazné akceleraci růstu cen nemovitostí v České republice. Tento růst pokračoval i v průběhu roku 2008 navzdory tomu, že světová finanční krize již vedla k výrazným propadům cen nemovitostí v zemích, ve kterých v předchozí dekádě tyto ceny rychle rostly. Jednoduché srovnání vývoje cen nemovitostí v České republice a v zahraničí vyvolává otázky o tom, zda takovýto propad cen nemovitostí nehrozí i v České republice a zda nebyl nedávný růst cen příznakem „bubliny“, jejíž splasknutí by mohlo mít závažné makroekonomické i sociální dopady.<sup>1</sup> Historické zkušenosti přitom ukázaly, že efekty náhlého splasknutí bublin na trzích nemovitostí jsou doprovázeny většími ztrátami HDP a trvají v průměru déle (4 roky) než efekty splasknutí bublin na akciových trzích (1,5 roku). Bubliny na trzích nemovitostí znamenají větší hrozbu pro finanční stabilitu země (případně regionu) v případě významného podílu hypotečních úvěrů na celkových úvěrech, viz např. Helbling a Terrones (2003a,b) nebo Bordo a Jeanne (2002).

Vliv bublin cen aktiv na fungování hospodářství může způsobit deformaci ekonomických a investičních rozhodnutí jednotlivých ekonomických subjektů. Jejich dopad může být na trh nemovitostí zprostředkovan skrze: (i) spotřebu domácností prostřednictvím kanálu bohatství (růst cen nemovitostí a finančních aktiv v držbě domácností je vnímán jako růst bohatství a zdrojů pro financování spotřeby); (ii) bilance bankovního sektoru (ceny nemovitostí působí často v roli zástavy při úvěrových operacích).<sup>2</sup> Tyto efekty se napříč časem a ekonomikami ve své síle liší, ovšem shodně ovlivňují

\* Názory v tomto příspěvku jsou naše vlastní a nezbytně neodráží oficiální pozici ČNB. Za cenné náměty a připomínky děkujeme v abecedním pořadí Janu Babeckému, Janu Brůhovi, Janu Fraitovi, Tomáši Holubovi a Kateřině Šmídkové (všichni ČNB). Za případné chyby však nesou odpovědnost výhradně jeho autoři. Výzkum byl podpořen výzkumným projektem České národní banky č. C8/07 a Grantové agentury České republiky GA ČR 402/08/0067.

- 1 Bublina cen aktiv zjednodušeně definujeme jako explozivně a asymetricky tvořenou odchylku tržní ceny (obvykle nad rovnovážnou cenou) aktiva od její fundamentální hodnoty (vysvětlitelná pohybem relevantních proměnných) s možností její náhlé a výrazné korekce – viz ČNB (2008). Bubliny cen aktiv bývají často způsobovány psychologicko-behaviorálně determinovanými faktory, sebenaplňujícími očekáváním apod. Proto je jejich identifikace obtížná jak z pohledu ex ante, tak z pohledu ex post.
- 2 Rostou-li ceny nemovitostí, pravděpodobná ztráta z realizace zástavy hypotečního úvěru se snižuje, což pomyslně zvyšuje kapitál banky a umožní jí zvýšit objem investic a úvěrů. Ovšem při razantním poklesu cen nemovitostí může dojít až k rozsáhlým úvěrovým omezením, zmrazení úvěrového trhu (credit crunch) a negativnímu vlivu na ekonomickou aktivitu.

reálnou ekonomiku.<sup>3</sup> Z ekonomické literatury navíc neplyne jednoznačné doporučení ohledně míry aktivity a preventivnosti zásahu centrálních bank – viz např. Roubini (2006) a Posen (2006), s aplikací na tranzitivní ekonomiky pak Frait a Komárek (2007).

To, zda je možné v minulém, ale i aktuálním vývoji cen nemovitostí v České republice nalézt jejich nadměrný růst, do značné míry závisí na tom, zda je možné tento růst vysvětlit pomocí standardních poptávkových a nabídkových mechanismů a pomocí vývoje makroekonomických a demografických ukazatelů, případně různých strukturálních charakteristik bytového fondu. V naší práci prezentujeme dva alternativní přístupy k určení „rovnovážných cen“, a to nejprve (i) jednoduchý „praktický“ přístup, který vychází z porovnávání poměrových ukazatelů vztažených k cenám nemovitostí, posléze (ii) pokročilejší „ekonometrický“ přístup, kde se pokoušíme na základě regionálních dat porovnat pozorovaný vývoj cen nemovitostí s jejich fundamentální hodnotou (vysvětlitelná pohybem relevantních proměnných), a to pomocí standardní a panelové regresní analýzy, a to vždy se zahrnutím a s vyloučením Prahy. Obdobná analýza, avšak napříč jednotlivými zeměmi středoevropského regionu byla provedena v práci Égerta a Mihaljeka (2008). Co se týče dosavadních empirických analýz vývoje cen nemovitostí v České republice a jeho determinant, není literatura příliš obsáhlá. Deskriptivní analýza trhu nemovitostí v České republice je obsažena v práci Matalík, Skolková a Surovátka (2005). Vývoj cen nemovitostí ve vztahu k makroekonomickému vývoji bývá pravidelně diskutován ve Zprávách o finanční stabilitě (viz např. ČNB, 2008) či publikaci Asociace pro rozvoj trhu nemovitostí (ARTN, 2008). Regionální analýza byla provedena v práci Mikeszové a Luxe (2008), která se však spíše než determinantům cen nemovitostí věnovala regionálním disparitám v dostupnosti nájemního bydlení. Obdobně se Lux a Sunega (2003) věnovali mj. dopadům deregulace nájemného v regionálním srovnání. Empirická analýza s aplikací na Českou republiku je obsažena v práci Čadila (2009), který shodně s námi používá k diskusi rovnovážnosti vývoje cen nemovitostí v České republice ukazatel *price-to-income* a dále aplikuje VAR model. Tato práce však neanalyzuje vývoj cen nemovitostí v regionálním srovnání, oproti naší analýze je v ní obsažen poněkud užší soubor vysvětlujících proměnných (např. chybí demografické faktory).

Struktura a cíle článku jsou následující. Druhá kapitola nejprve diskutuje hlavní determinanty působící na vývoj cen nemovitostí. Třetí kapitola přináší popis „praktického“ přístupu k určování bublin na trzích nemovitostí, a to především pomocí ukazatelů *price-to-rent* a *price-to-income* s použitím jak mezinárodního srovnání, tak srovnání mezi různými regiony České republiky. Čtvrtá kapitola obsahuje výše uvedenou ekonometrickou analýzu, kde se opět pokoušíme identifikovat období nadhodnocení cen jak pro Českou republiku jako celek, tak pro její jednotlivé regiony. Pátá kapitola obsahuje shrnutí výsledků.

## 2. Faktory determinující vývoj cen nemovitostí

Fundamentální faktory determinující ceny nemovitostí v České republice, na kterých je dále provedena kvantitativní analýza, lze tradičně rozdělit na faktory nabídkové

<sup>3</sup> Úvěrové expanze a propady cen aktiv mají podle řady studií, např. Bordo a Jeanne (2002), Borio a Lowe (2002) vážné finanční a ekonomické důsledky, jež se projevíly finančními krizemi na nově vznikajících trzích.

a poptávkové (viz např. HM Treasury, 2003; Égert a Mihaljek, 2008, nebo Tsatsaronis a Zhu, 2004). Popisné statistiky těchto vysvětlujících veličin za jednotlivé kraje<sup>4</sup> a Českou republiku jako celek na bázi ročních dat jsou uvedeny tabulce 1.<sup>5</sup> Většina dat s výjimkou objemu úvěrů na bydlení (údaje ČNB v kombinaci s daty z Ministerstva pro místní rozvoj, 2008) a odhadu tržního nájemného (IRI) pochází z ČSÚ. Tabulka 1 mimo jiné potvrzuje předpoklad o tom, že variabilita cen bytů, ale i jejich jednotlivých determinant je ve většině případů vyšší, a někdy dosti výrazně, napříč kraji, než v průběhu času.

## 2.1 Nabídkové faktory

Nabídka na nemovitostním trhu je z obecného pohledu tažena zejména ziskovostí stavebního odvětví a je považována v krátkém období za strnulou (viz např. Poterba, 1984). Trh s byty bývá často členěn na dva segmenty: (i) segment existujících bytů s neelastickou nabídkou, na kterém je určena cena a (ii) segment výstavby nových bytů, kde cena určuje rozsah nové výstavby. Jako aproximaci nabídky na trhu stávajících bytů lze použít míru nasycení bytových potřeb (počet bytů na 1000 obyvatel), respektive její dynamiku (počet nově dokončených bytů). Vyšší míra nasycení bytových potřeb by přitom měla vést za jinak nezměněných podmínek k nižším tlakům na růst cen bytů.

Do nabídkových faktorů lze zařadit také většinu nákladových faktorů, jako je vývoj cen pozemků, či vývoj nákladů stavební výroby. Jako aproximaci nákladů stavební výroby lze použít ukazatel pořizovací hodnoty bytů<sup>6</sup>, který agreguje celkové předpokládané investiční náklady na výstavbu. Druhou alternativou je použití indexu cen stavebních prací. Nárůst nákladů na pořízení nového bytu by se přitom měl při dané poptávce projevit i v růstu hodnoty již existujících bytů. Nabídkové faktory se do cen nemovitostí často promítají s poměrně vysokým zpožděním souvisejícím s dlouhou dobou přípravy stavby a vlastní výstavby.

## 2.2 Poptávkové faktory

Poptávka po nemovitostech je determinována zejména disponibilním příjmem domácností, jehož hlavní složku tvoří mzdy. Ty ovlivňují jak kumulaci úspor a bohatství domácností, tak dostupnost a rizikovitost úvěrů na bydlení. Z ostatních faktorů trhu práce může ceny nemovitostí ovlivňovat míra nezaměstnanosti, míra ekonomické

4 Z analýzy byl vyloučen Středočeský kraj, ve kterém se nenachází typické krajské město a pro který tak některé veličiny nejsou dostupné (například nájemné). Ceny nemovitostí a pozemků ve Středočeském kraji jsou navíc výrazně ovlivněny cenami v Praze a mohutnou výstavbou satelitů v jejím blízkém okolí. Lze zde tak předpokládat obdobné výsledky jako pro Prahu.

5 Veličiny v tabulce 1 i následná analýza je provedena v nominálním vyjádření. Obdobná analýza provedená na základě reálných veličin je obsažena v práci Hlaváček a Komárek (2009); její výsledky jsou nicméně obdobné.

6 „Pořizovací hodnotou se rozumí celkové předpokládané investiční náklady na výstavbu (minimálně ve výši uvedené v podkladech pro žádost o vydání stavebního povolení – orientační náklad na provedení stavby včetně technologie). Do celkové pořizovací hodnoty domů nepatří cena za stavební pozemek,“ viz ČSÚ (2008).

aktivity obyvatelstva a počet volných pracovních míst. Tyto faktory působí na ceny nemovitostí buď přímo přes disponibilní příjmy domácností (nižší nezaměstnanost a vyšší míra ekonomické aktivity obyvatelstva znamená při dané mzdě vyšší disponibilní důchod domácností), nebo nepřímo prostřednictvím mobility pracovní síly (stěhování za prací). S výjimkou nezaměstnanosti by růst faktorů trhu práce měl vést k růstu cen bytů.

Ceny bytů mohou ovlivňovat také různé demografické faktory (viz např. Poterba, Weil a Shiller, 1991). Z faktorů plynoucích z trhu práce jde o přírůstek obyvatelstva stěhováním, stejným směrem by měl působit i přirozený přírůstek obyvatelstva. K růstu cen nemovitostí by měla přispívat také vyšší rozvodovost, kdy většinou vznikají z jedné domácnosti dvě a vzniká tak potřeba nového bydlení. Stejným směrem může působit i sňatečnost, kdy je často založena úplně nová domácnost. Poptávku po bydlení může ovlivňovat také věková struktura obyvatelstva, která je však odražena v míře ekonomické aktivity obyvatelstva.

Tabulka 1

**Nabídkové a poptávkové vlivy působící na ceny bytů – popisné statistiky**

	Proměnná	Jednotka	Průměr	Medián	Variační koef. v čase (v %)	Variační koef. mezi kraji (v %)
	Ceny bytů	Kč za m <sup>2</sup>	14 079	13 509	30,1	36,3
Nabídkové vlivy	Ceny pozemků	Kč za m <sup>2</sup>	1 410	1 109	20,7	69,7
	Pořizovací hodnota bytů v BD	Kč za m <sup>2</sup>	26 403	26 139	8,3	10,2
	Dokončené byty bez RD	v % byt. fondu	0,34	0,31	28,8	49,4
	Počet bytů na tisíc obyvatel	počet	378	376	2,1	5,0
	Sňatky	v % SSO	0,55	0,54	5,0	6,2
Poptávkové vlivy	Rozvody	v % SSO	0,32	0,33	9,3	14,3
	Přirozený přírůstek obyvatelstva	v % SSO	-8,9	-10,2	238,0	166,9
	Přírůstek stěhováním	v % SSO	15,2	3,9	194,3	607,0
	Míra nezaměstnanosti	v %	7,4	6,7	16,4	38,5
	Míra ekonomické aktivity obyv.	v %	59,9	59,7	1,5	2,3
	Volná pracovní místa/ pracovní síla	v %	0,98	0,86	42,8	30,4
	Průměrná měsíční mzda	v Kč	15 080	14 847	18,9	10,7
	Nájemné za měsíc	Kč za m <sup>2</sup>	84,8	83,1	17,9	27,2
	Úvěry	v mil. Kč	15 312	8 031	87,6	107,7

Pramen: ČSÚ, ČNB a IRI.

Poznámka: Údaje získány napříč jednotlivými kraji z ročních dat za období 1998-2008. Variační koeficient počítán jako směrodatná odchylka (v %) k průměru. SSO označuje střední stav obyvatelstva.

V poslední době lze rovněž řadit mezi významné faktory růstu cen nemovitostí (zejména tranzitivních ekonomik) také rozvoj finančního trhu, který se projevuje především v růstu úvěrů na bydlení,<sup>7</sup> a který snižuje likviditní omezení domácností při pořizování vlastního bydlení a měl by tak tlačit na růst cen nemovitostí. Opačným směrem působí hypoteční úroková míra (aproximováno jednorocní sazbou peněžního trhu), jejíž růst snižuje atraktivitu financování nemovitostí pomocí úvěru a zvyšuje splátky domácností z již existujících úvěrů. Poptávku po nemovitostech může poměrně

<sup>7</sup> Vztahu vývoje cen nemovitostí a vývoje hypotečních úvěrů pro rozvinuté ekonomiky se věnovala například BIS (2006).

výrazně ovlivňovat poptávka ze zahraničí. Jako proxy proměnnou pro tuto poptávku jsme použili podíl přímých zahraničních investic na HDP, který byl nicméně dostupný, stejně jako úroková míra, pouze pro Českou republiku jako celek.

Poptávka po nemovitostech může být také ovlivněna vývojem tržního nájemného, jehož nárůst obvykle vede k růstu cen bytů. Tento vliv odráží substituci mezi nájmem a vlastním bydlením, kdy nárůst nájemného domácnosti motivuje k pořízení vlastního bytu. Výše nájemného také ovlivňuje investice do nemovitostí ze spekulativních důvodů, kdy růst nájemného ceteris paribus zvyšuje výnosnost těchto investic a vede k nárůstu poptávky po bytech.<sup>8</sup>

U některých výše uvedených vysvětlujících veličin se dá očekávat jejich silná endogenita v rámci modelu cen bytů, která může být dána opačným směrem kauzality. Například zmíněná substituce mezi nájmem a vlastním bydlením může působit oběma směry (tedy růst cen bytů může vést k tlakům na růst nájemného), vyšší ceny bytů mohou vést k vyšší bytové výstavbě apod. Vedle toho může na některé vysvětlující veličiny působit společný vliv, který nepozorujeme, a který může být důvodem vzniku bubliny. Příkladem mohou být neracionální sebenaplňující se očekávání ohledně budoucího růstu cen, která velice pravděpodobně ovlivní vznik bubliny jak na trhu bytů, tak na trhu pozemků a na trhu nájemního bydlení.

### 3. Praktický přístup identifikace bublin na trzích nemovitostí

Prvním způsobem posouzení rovnovážnosti růstu cen nemovitostí je porovnání s jejich dynamikou v ostatních zemích. V tomto ohledu se růst cen nemovitostí v České republice v roce 2008 jevil jako rychlý v porovnání se zeměmi, u nichž ještě v nedávné minulosti docházelo k výraznému růstu cen a u kterých se světová finanční krize v uplynulém roce projevila mimo jiné také poměrně rychlým poklesem cen nemovitostí (obrázek 1). Například ceny nemovitostí v USA poklesly v roce 2008 o cca 20 %, ve Velké Británii o 15 %, v Irsku o 10 % či ve Španělsku o 3 %, poklesy dále pokračovaly v roce 2009.<sup>9</sup> Přitom rychlost růstu cen nemovitostí v těchto zemích byla až do roku 2007 zhruba podobná růstu cen v České republice,<sup>10</sup> v roce 2008 se však vývoj cen značně rozcházel. V rozvinutých ekonomikách, které jsou České republice geograficky blízké a které jsou našimi významnými obchodními partnery (Německo a Rakousko), přitom ceny nemovitostí v tomto tisíciletí spíše stagnovaly. Porovnání s uvedenými zeměmi s sebou nicméně nese určité problémy, neboť se vesměs jedná o rozvinuté země, u kterých se nedá příliš očekávat reálná konvergence v takovém rozsahu, jako pro Českou republiku, u které lze část růstu cen nemovitostí přiřadit „dohánění“ úrovní běžných v rozvinutých ekonomikách. Srovnání s růstem cen pro

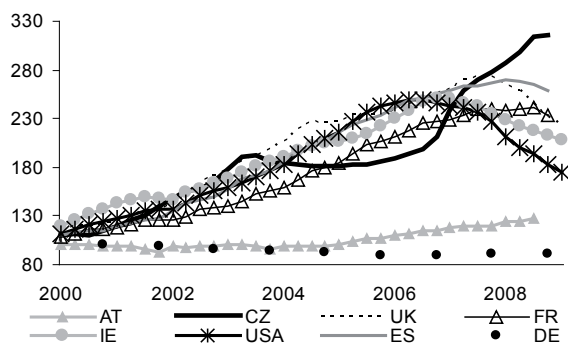
8 Závislost mezi cenami bytů a tržním nájemným může být samozřejmě obousměrná. Zmíněná substituce mezi nájmem a vlastnickým bydlením tedy může znamenat, že naopak nárůst cen bytů povede k nárůstu tržního nájemného (vlastní bydlení se stane hůře dostupným, čímž se zvýší poptávka po bydlení nájmem). Vedle toho je třeba brát v úvahu rozhodování vlastníků nájmemních domů, zda byt dále pronajímat či zda jej neprodat (jak se tomu v minulosti dělo u mnohých bytů s regulovaným nájmem ve vlastnictví obcí). Vzhledem k omezené délce časových řad nicméně v naší analýze směr kauzality mezi cenou bytů a jinými veličinami neřešíme.

9 Možnosti bubliny na trhu nemovitostí v USA se věnoval například Case a Shiller (2004).

10 V letech 2004–2006 růst cen nemovitostí v ČR za ostatními zeměmi spíše zaostával.

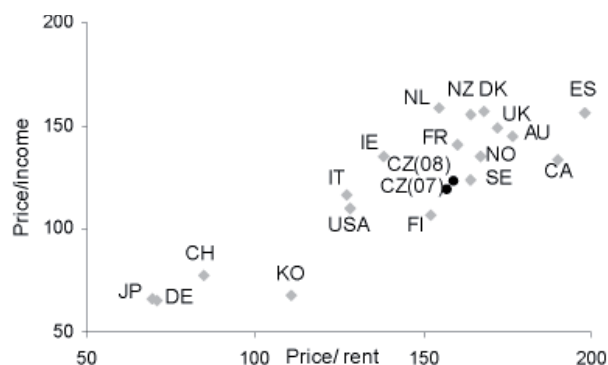
země středoevropského regionu, u kterých je konvergenční charakter jejich ekonomik podobný tomu v České republice, nicméně naráží na nízkou srovnatelnost dat, na krátké a různě dlouhé časové řady a pod.

Obrázek 1  
Vývoj cen nemovitostí v mezinárodním srovnání



Pramen: BIS, ČSÚ, Case-Shiller (US), Nation Wide (UK); rok 1999=100.

Obrázek 2  
Vztah price-to-income a price-to-rent



Pramen: Datastream, ČSÚ, IRI, výpočet autoři; (rok 2007, dlouhodobý průměr=100).

Poznámka: AT – Rakousko, AU – Austrálie, CA – Kanada, CZ – Česká republika, DE – Německo, DK – Dánsko, ES – Španělsko, FI – Finsko, FR – Francie, CH – Švýcarsko, IE – Irsko, IT – Itálie, JP – Japonsko, KO – Korea, NO – Norsko, NZ – Nový Zéland, SE – Švédsko, UK – Velká Británie, USA – Spojené státy.

Pro posouzení rovnovážnosti růstu cen nemovitostí je také možné srovnat velikost výše uvedených ukazatelů *price-to-income* a *price-to-rent* se zahraničím, které označují podíl ceny bytů a příjmů (mezd) obyvatelstva a podíl ceny bytů a tržního nájemného. Pro oba ukazatele naznačuje jejich vyšší hodnota vyšší pravděpodobnost cenové bubliny, neboť to znamená, že růst cen nemovitostí převyšuje dynamiku daného

fundamentálního faktoru (růst příjmů resp. růst nájemného). Toto srovnání (obrázek 2) naznačuje, že v roce 2007 byly v České republice oba tyto ukazatele nižší než ve většině zemí s rychlým růstem cen, takže navzdory srovnatelnému růstu cen nemovitostí v České republice i v zahraničí byla pravděpodobnost cenové bubliny pro Českou republiku poněkud nižší. Přitom při jednoduchém porovnání obrázků 2 a 3 je zřejmé, že k poklesu cen v roce 2008 došlo především u zemí, pro které byly v rámci obrázku 3 identifikovány relativně nadhodnocené ceny nemovitostí (například pro Španělsko, Irsko, či Velkou Británii v pravém horním rohu obrázku<sup>11</sup>). Růst cen bytů v České republice v letech 2007–2008 sice znamenal zvýšení hodnot obou ukazatelů a posun „doprava a nahoru“, z části se však jednalo o dohánění úrovní běžných v zahraničí v rámci zmíněné reálné konvergence. I po předpokládaném poklesu obou ukazatelů pro většinu zahraničních ekonomik v reakci na jejich pokles cen nemovitostí v roce 2008 by oba ukazatele pro Českou republiku měly být mírně nižší. Na druhou stranu jsou však hodnoty těchto ukazatelů vyšší (a výše cen rizikovější), než pro výše zmíněné hlavní obchodní partnery České republiky, kteří dle obrázku 2 vykazují spíše podhodnocené ceny nemovitostí (Německo v levém dolním rohu obrázku).

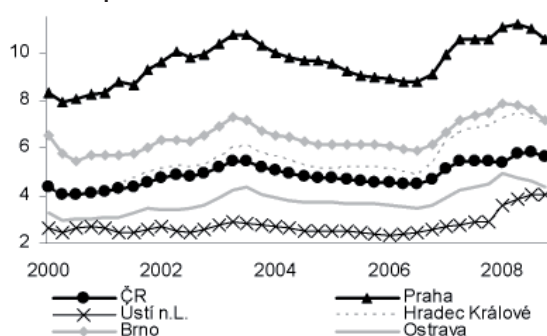
Ukazatele *price-to-income* a *price-to-rent* (resp. ukazatel výnosu z pronájmu bytu) lze srovnávat nejen mezi jednotlivými zeměmi, ale i mezi různými regiony v rámci jedné země. Jak již bylo uvedeno, vývoj cen nemovitostí souvisí do značné míry také s růstem příjmů obyvatel. Pokud by ceny nemovitostí rostly v porovnání s jejich příjmy příliš rychle, mohlo by dojít k jejich předlužení a případný pokles cen nemovitostí by pak mohl mít negativní dopady do spotřeby a do schopnosti domácností splácet jejich závazky. Riziko takového vývoje popisuje právě ukazatel *price-to-income*, který za poslední dva roky významně narostl (obrázek 3), a který se i přes své mírné snížení ke konci roku 2008 pro většinu regionů pohybuje blízko svých historických maxim. I přes fakt, že jsou mzdy v Praze o cca 25 % vyšší, než je průměr České republiky, ukazatel *price-to-income* identifikuje Prahu jako nejrizikovější region. Na druhou stranu je však potřeba si uvědomit, že Praha oproti ostatním krajům vykazuje výrazně lepší hodnoty u jiných ukazatelů, které jsou potenciálně relevantní pro růst cen (např. vyšší přírůstek stěhování, nižší nezaměstnanost aj.). Z hlediska budoucího vývoje cen nemovitostí je také třeba uvést, že Praha bude ekonomickou recesí postížena relativně méně než jiné regiony s velkým podílem průmyslu. Pro velikost ukazatele *price-to-income* obecně platí, že pro regiony s nižšími cenami nemovitostí je i tento ukazatel nižší. To naznačuje, že výše cen nemovitostí v těchto regionech je obecně méně riziková, na druhou stranu to však může znamenat také to, že jsou ceny bytů ovlivňovány i dalšími faktory než jen výše mezd a nájemného.

Podobný závěr platí i pro ukazatel výnosu z pronájmu bytu (viz obrázek 4), u kterého se rovněž regiony s nižšími cenami jeví jako méně rizikové a Praha jako relativně nejrizikovější region. Z obrázku je zřejmá tendence k poklesu výnosu z pronájmu bytu pro většinu regionů, která byla až do roku 2006 celkově v souladu s pokle-

11 Ukazatele *price-to-income* a *price-to-rent* pro USA, které zaznamenaly největší poklesy cen v roce 2008, byly nicméně pro rok 2007 relativně příznivé. To naznačuje limity „praktického“ přístupu k identifikaci bublin, kdy byla nadměrnost růstu cen nemovitostí v USA dána jinými faktory, které souvisely spíše s financováním nákupů nemovitostí a s dostupností úvěrů. Na disproporci se také částečně mohlo projevit to, že datové zdroje pro ceny nemovitostí v USA (obrázek 1 a 2) byly poněkud odlišné.

sem úrokových měř v ekonomice. Navzdory nárůstu úrokových sazeb v následujícím období však výnos z pronájmu bytu povětšinou dále klesal, až se v roce 2007 dostal pro velkou část regionů jak pod úroveň výnosů dlouhodobých dluhopisů, tak i pod úroveň úrokových sazeb nových úvěrů na bydlení. V průběhu roku 2008 pak došlo k dílčímu zlepšení, když pro většinu regionů tento ukazatel narostl opět nad úroveň výnosů dlouhodobých vládních obligací. Tento posun zřejmě reflektuje především posun v substituci vlastního a nájemního bydlení, kdy se zhoršené možnosti přístupu domácností k úvěrům na bydlení projeví ve zvýšené poptávce po bydlení nájemním.

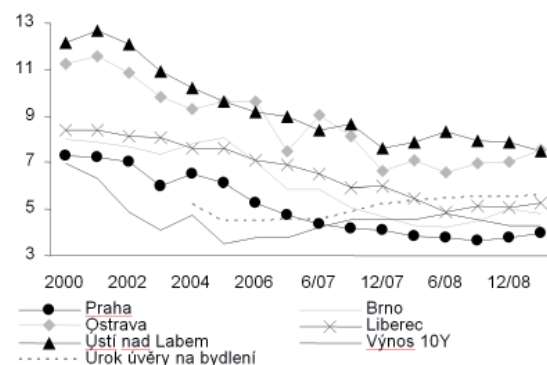
Obrázek 3  
Ukazatel price-to-income



Pramen: ČNB, výpočet autoři.

Poznámka: Data za rok 2007 a 2008 předběžné údaje, resp., dopočteno z nabídkových cen; podíl ceny bytu 68 m<sup>2</sup> a průměrné mzdy za poslední 4 čtvrtletí.

Obrázek 4  
Výnosy z nájemného



Pramen: IRI, ČNB.

Poznámka: Průměry za období v %; porovnání s výnosy desetiletého vládního dluhopisu a sazeb úvěrů na bydlení.

Z výše uvedené diskuse je zřejmé, že použití poměrových ukazatelů nezaručuje správnou identifikaci bubliny, neboť hypotetická fundamentální hodnota nemovitostí v sobě zahrnuje vedle informací o příjmech a nájemném celou řadu dalších determinant, které byly diskutovány v části 2. Nedostatky „praktického“ přístupu alespoň



do určité míry řeší tzv. „ekonometrický“ přístup identifikace bubliny, který porovná tržní a odhadnutou fundamentální (vysvětlitelnou pohybem relevantních proměnných) hodnotu aktiva.

#### 4. Ekonometrický přístup k identifikaci bublin na trzích nemovitostí

Ekonometrický přístup k identifikaci bublin na trzích nemovitostí budeme v následující části ilustrovat pomocí dvou variant empirické analýzy provedené jednak pomocí (i) regresní analýzy časových řad souhrnně za Českou republiku a Prahu na kvartálních datech za období 1998 Q1 až 2008 Q3 a jednak (ii) na bázi panelové regrese napříč kraji České republiky (se zahrnutím a s vyloučením Prahy) na ročních datech za období 1998–2007. Vysvětlovanou proměnnou byl růst cen bytů (standardní regrese), resp. úroveň cen bytů (panelová regrese), a to vždy v nominálním vyjádření. Jako vysvětlující proměnné byly použity proměnné představené v tabulce 1. V obou empirických propočtech pracujeme s nezpožděnými exogenními proměnnými (z důvodu krátké délky použitých časových řad). V případě obou analýz jsme rovněž, z důvodu možné existence vzájemně se propojujících vazeb, provedli odhad na základě zúžené množiny vysvětlujících proměnných. Jejich porovnáním získáme rovněž představu o stabilitě a robustnosti výsledků.

##### 4.1 Regresní analýza časových řad pro Českou republiku a Prahu

Tabulka 2

Výsledky celkové regrese Českou republiku a Prahu

Proměnná	Odhad A (ČR)		Odhad B (ČR)		Odhad C (Praha)	
	Parametr	Směrodatná odchylka <sup>b</sup>	Parametr	Směrodatná odchylka <sup>b</sup>	Parametr	Směrodatná odchylka <sup>b</sup>
Ceny bytů <sup>a</sup> (vysvětlovaná prom.)						
Ceny pozemků <sup>a</sup>	0,665 <sup>*</sup>	0,342	-	-	-	-
Index cen stavební výroby <sup>a</sup>	0,256	1,475	-1,127	1,102	1,155	2,286
Dokončené byty bez RD <sup>a,c</sup>	0,026	0,028	0,091 <sup>*</sup>	0,048	0,088 <sup>**</sup>	0,041
Počet bytů na tisíc obyvatel	0,000	0,001	0,001	0,002	0,000	0,001
Sňatky <sup>c</sup>	0,483	0,487	0,830 <sup>*</sup>	0,441	0,129	0,604
Rozvody	-0,064	0,387	0,010	0,468	0,219	0,622
Přirozený přírůstek obyvatelstva <sup>c</sup>	-0,408	0,529	-0,695 <sup>*</sup>	0,381	-0,633 <sup>**</sup>	0,296
Přírůstek stěhováním	0,105 <sup>**</sup>	0,055	-0,001	0,066	-0,025	0,024
Míra nezaměstnanosti	-0,006	0,005	-0,007	0,006	-0,049 <sup>***</sup>	0,017
Ekonomická aktivita	-0,001	0,007	-0,007	0,015	-0,001	0,007
Volná pracovní místa/ pracovní síla	0,036	0,069	0,113	0,070	0,005	0,046
Průměrná měsíční mzda <sup>a,c</sup>	0,370	0,268	0,441	0,268	0,197	0,273
Nájemné za měsíc <sup>a</sup>	0,344 <sup>*</sup>	0,203	-	-	-	-
Úvěry <sup>a</sup>	-0,037	0,066	-0,065	0,081	0,091	0,139
Příbor 1 Y	-0,002	0,002	-0,002	0,004	-0,006	0,004
Podíl PZI na HDP	0,0034 <sup>**</sup>	0,001	0,0034 <sup>*</sup>	0,0018	0,0032 <sup>*</sup>	0,0018
Adjusted R <sup>2</sup>	0,48		0,20		0,15	
Durbin-Watsonova statistika	1,64		1,23		1,56	

Pramen: ČSÚ, ČNB, IRI.

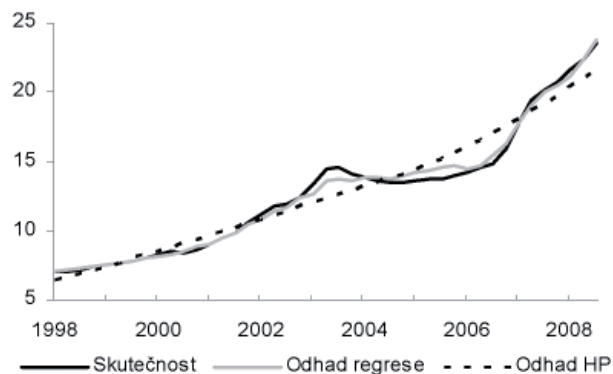
Poznámky: Odhad A – zohledněny všechny vysvětlující proměnné, Odhady B a C – vyloučeny potenciálně endogenní veličiny. \*\*\* signifikantní na 1%, \*\* na 5% a \* 10% hladině významnosti; <sup>a</sup> diference, <sup>b</sup> Newey-West HAC směrodatná odchylka, <sup>c</sup> sezóně očištěno.

Výsledky regresní analýzy pro Českou republiku (se zahrnutím a s vyloučením Prahy) a hlavní město Prahu (viz tabulka 2) ukázaly, že růst cen bytů lze zejména vysvětlit růstem cen pozemků a růstem nájemného. Slabý vliv je rovněž pozorován u podílu přímých zahraničních investic na HDP. V Praze se dá dále růst cen bytů vysvětlit pohybem nezaměstnanosti, v případě České republiky byl dále významný ukazatel přírůstek stěhování a v případě zúženého odhadu bez zahrnutí Prahy pak i přirozený přírůstek obyvatelstva a částečně i sňatečnost. Další použité proměnné nebyly signifikantní na požadované míře významnosti, což lze interpretovat tak, že pomocí většiny demografických a dalších makroekonomických časových řad není možno pouze napříč časem vývoj cen bytů vysvětlit.<sup>12</sup>

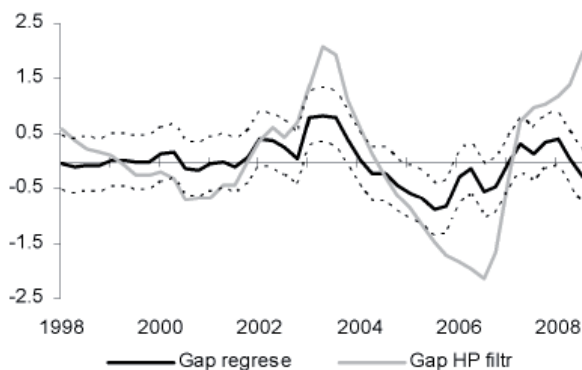
Výše provedený odhad pro Českou republiku (se zahrnutím Prahy) je možné použít pro rámcovou identifikaci období, ve kterých byly ceny nemovitostí nadhodnoceny a také pro identifikaci rozsahu tohoto nadhodnocení. Odhady rovnovážných cen nemovitostí<sup>13</sup> a mezery skutečných cen nemovitostí od takto specifikované rovnováhy jsou uvedeny v obrázku 5 a 6. Tyto odhady byly dále porovnány s „naivním“ odhadem rovnováhy získaným aplikací Hodrick-Prescottova filtru (HP filtr). Stejně jako HP filtr i naše regrese identifikuje dvě možná období nadhodnocení (bubliny) cen nemovitostí, a to počátek roku 2003 a přelom let 2007 a 2008. Nikoli překvapivě je míra nadhodnocení vyplývající z regresního modelu oproti HP filtru přibližně poloviční až čtvrtinová.<sup>14</sup> Ačkoli by se z jednoduchého pohledu pomocí HP filtru mohlo zdát, že míra absolutního nadhodnocení cen byla v obou těchto obdobích přibližně stejná, námi odhadnutá regrese identifikuje pro roky 2007–2008 zhruba poloviční nadhodnocení v porovnání s rokem 2002, které není ze statistického hlediska příliš významné.<sup>15</sup> Tento výsledek je odrazem toho, že zatímco v letech 2002–2003 byl růst cen nemovitostí tažen především spekulacemi souvisejícími se vstupem České republiky do EU, nedávný rychlý růst cen z let 2007–2008 byl tažen především zlepšenými fundamenty (růst mezd, vyšší přírůstky obyvatelstva, nižší nezaměstnanost apod.).

- 12 Provedené testy reziduí vyloučily na obvyklé míře významnosti výskyt autokorelace a normality. Rovněž testy stability koeficientů pomocí rekurzivního odhadu vykazaly jejich relativně uspokojivou stabilitu. Navíc odhady parametrů jsou poměřovány s Newey-West HAC směrodatnými chybami, které jsou heteroskedativně a autokorelačně konsistentní.
- 13 Vzhledem k tomu, že naše regrese odhaduje rovnovážný mezikvartální růst cen nemovitostí, byly rovnovážné absolutní ceny nemovitostí dopočteny z odhadnutých mezičtvrtletních růstů tak, že jsme rovnovážnou cenu pro daný kvartál spočítali jako rovnovážná cena z předchozího kvartálu krát  $(1 + \text{odhadnutý mezikvartální růst cen})$ .
- 14 To, že je odhad pomocí regrese oproti HP filtru více „přimknut“ skutečným datům je dáno tím, že zde navíc působí vliv relativně hojného počtu vysvětlujících proměnných. Při použití verze modelu s vyřazenými endogenními proměnnými se výsledek nachází někde mezi HP filtrem a modelem se všemi vysvětlujícími proměnnými z tabulky 1.
- 15 Při vyjádření nadhodnocení v procentech cen nemovitostí regrese identifikuje pro počátek roku 2003 nadhodnocení o cca 6,3 % a pro začátek roku 2008 nadhodnocení o cca 2,4 %, zatímco HP filtr identifikuje pro stejná období nadhodnocení zhruba 12 % resp. 7 %.

Obrázek 5  
Ceny bytů v České republice



Obrázek 6  
Mezera v cenách bytů v České republice



Pramen: ČSÚ, výpočet autoři.

Poznámka: HP – Hodrick-Prescott filtr; vertikální osa v tis. Kč na m<sup>2</sup>. Pramen: ČSÚ, výpočet autoři.  
Poznámka: odchylka skutečnosti od odhadu v tis. Kč na m<sup>2</sup>; (+) nadhodnocení, (-) podhodnocení; přerušovaná čára 10% konfidenční interval.

Výsledné odhady na bázi jednoduché regrese však nebyly uspokojivě robustní (např. adj.  $R^2$  statistika), zvláště pokud byly vyřazeny potencionálně endogenní veličiny. Obdrželi jsme tedy podobný výsledek, jako jiné studie pro Českou republiku, viz např. Čadil (2009), což je dáno již diskutovanými problémy analýzy cen nemovitostí (viz část 2 a 3). K vyřešení výše uvedených problémů by měla pomoci aplikace panelové regrese.

#### 4.2 Panelová regresní analýza pro Českou republiku dle jednotlivých krajů

Abychom mohli alespoň částečně analyticky uchopit již zmíněnou heterogenitu bytů jako aktiva, byl proveden odhad panelové regrese pro ceny bytů zahrnující jednotlivé

kraje České republiky.<sup>16</sup> Výsledky této panelové regrese jsou shrnuty v tabulkách 3 a 4.

Pro zachycení rozdílů v cenách nemovitostí mezi jednotlivými kraji jsme použili absolutní ceny v Kč na m<sup>2</sup>.<sup>17</sup> Pro odstranění nestacionarity reziduí bylo nicméně potřeba do regrese zahrnout ceny bytů zpožděné o jeden rok. Ty se nikoli překvapivě ukázaly jako statisticky významné, což ukazuje na určitou perzistenci v cenách bytů.<sup>18</sup>

Výsledky panelové regrese dále ukázaly, že nákladové vlivy nejsou pro růst cen bytů významným faktorem. Vliv růstu cen stavebních pozemků měl správné kladné znaménko, nicméně byl nesignifikantní. U cen pozemků je samozřejmě také možné diskutovat směr implikace mezi cenami bytů a stavebních pozemků, respektive jejich substituční vztah jako aktiva k cenám bytů. V regresi se implicitně uvažuje zmíněný nákladový vliv, kdy vyšší ceny pozemků vedou k vyšším nákladům na výstavbu nových bytů a jejich vyšším cenám. Lze však uvažovat i opačný vliv, kdy vysoké ceny bytů vedou k intenzivnější bytové výstavbě, která se projevuje ve zvýšené poptávce po stavebních pozemcích, která se vzhledem k jejich malé cenové elasticitě projevuje v nárůstu cen pozemků. Druhá složka nákladů na vystavění bytu tzv. „pořizovací hodnota bytů“, která odráží náklady na provedení vlastní stavby, se ukázala rovněž jako nesignifikantní a dokonce s opačným než očekávaným znaménkem. Důvodem je zřejmě to, že tato cena nemá příliš velkou variabilitu mezi regiony ani v čase.

Z dalších nabídkových vlivů se projevil jako signifikantní počet bytů na 1000 obyvatel, který zastínil vliv počtu nově dokončených bytů. Oproti předpokladu měl vliv počtu bytů opačné znaménko (vyšší saturace bydlení by ceteris paribus měla vést k nižším cenám). Vysvětlením by zde mohla být opět opačná implikace, kdy vyšší ceny bytů vedou při relativně stabilních stavebních nákladech napříč regiony k vyšší bytové výstavbě a následně i k vyššímu počtu bytů. Po vyřazení Prahy z datového souboru (viz specifická Praha uvedená níže) se tato proměnná nicméně ukázala jako statisticky nesignifikantní.

Z demografických veličin se ukázala jako signifikantní rozvodovost. Znaménko u ní odpovídá intuici, kdy vyšší rozvodovost vede k vyšší potřebě bydlení (rozvodem většinou vznikne nová domácnost). Obdobný vliv se dá očekávat i u sňatečnosti, ten se však ukázal jako statisticky nesignifikantní. U přírůstků obyvatelstva byl signifikantní přírůstek stěhováním. Jeho vyšší statistická významnost v porovnání s přirozeným přírůstkem obyvatelstva je poměrně logická. Zatímco při nárůstu přirozeného přírůstků obyvatelstva z důvodu vyšší porodnosti „noví obyvatelé“ většinou vstupují do již existující domácnosti, v případě stěhování vznikají nové domácnosti a tedy i nová potřeba bytu častěji. Statisticky nesignifikantní vliv přirozeného přírůstků obyvatelstva byl dokonce oproti předpokladu opačný, což by bylo opět možno vysvětlit tím,

16 Statistické testy ukázaly na vhodnost použití panelové regrese s fixními efekty. Byla testována nestacionarita panelových dat pomocí Hadriho panelového testu jednotkového kořene, který testuje stacionaritu v tzv. heterogenních panelech.

17 Použití cen v absolutním vyjádření nicméně znemožňuje jednoduché porovnání velikosti výsledných koeficientů mezi tabulkami 2 a 3. V prvním případě koeficienty odrážejí dopad do růstu cen, zatímco v druhém dopady do úrovně cen. Také významnost koeficientů z panelové regrese se může lišit od výsledků regrese z části 4.1. Některé veličiny totiž mohou mít nedostatečnou variabilitu v čase (takže nepomohou vysvětlit růst cen), ale dostatečnou variabilitu napříč regiony (což může vést k jejich významnosti v panelové regresi).

18 Odhadnutý koeficient je zde nižší než jedna, takže by měl odhadnutý vztah konvergovat.

že vyšší dostupnost bydlení (tj. nižší ceny bytů) může naopak motivovat mladé páry k rozšíření rodiny. Proměnné vztahující se k trhu práce (nezaměstnanost, ekonomická aktivita, počet volných pracovních míst) se ukázaly rovněž jako statisticky nesignifikantní. Tento výsledek může být projevem obecně relativně nízké mobility pracovní síly uvnitř České republiky, kdy se lidé poměrně málo často stěhují za prací, a kdy bývají nerovnováhy na trhu práce řešeny spíše dojížděním, či zaměstnáváním krátkodobých zahraničních pracovníků, jejichž poptávka po vlastním bydlení bývá nízká. Relativně nejvyšší statistickou významnost (na hranici 15% hladiny významnosti) i logické znaménko zaznamenala pouze míra nezaměstnanosti.

Z ostatních poptávkových vlivů se jako signifikantní ukázal růst tržního nájemného, který odráží substituci mezi nájemním a vlastním bydlením. Významnost koeficientu zároveň potvrzuje roli ukazatele *price-to-rent* coby důležitého ukazatele stability růstu cen bytů. Potvrdila se také významnost ukazatele *price-to-income*, když byl koeficient u růstu mzdy signifikantní na 1% hladině s předpokládaným znaménkem. Potvrdila se také předpokládaná role úvěrů na bydlení coby důležitého poptávkového mechanismu růstu cen nemovitostí.

Tabulka 3  
Výsledky panelové regrese dle krajů České republiky

Proměnná	Odhad A (ČR)		Odhad B (ČR)		Odhad C (ČR bez Prahy)	
	Parametr	Směrodat. odchylka	Parametr	Směrodat. odchylka	Parametr	Směrodat. odchylka
Ceny bytů (vysvětlovaná proměnná)						
Ceny bytů <sup>a</sup>	0,850***	0,207	0,570***	0,122	0,619***	0,1438
Ceny pozemků <sup>b</sup>	0,4367	0,726	-	-	-	-
Požizovací hodnota bytů v BD <sup>b</sup>	-0,0244	0,063	-0,031	0,084	-0,046	0,091
Dokončené byty bez RD	-3 010	126 118	65 557	133 028	13 130	121 986
Počet bytů na tisíc obyvatel	107,9*	66,04	100,7*	52,356	79,91	67,77
Sňatky	-133,7	4 362	-1 748	5 503	-4 831	5 991
Rozvody	5 795**	2 853	5 408	4 505	3 868	4 475
Přirozený přírůstek obyvatelstva	-1 160	2 659	-4 201	2 787	-4 843	2 951
Přírůstek stěhováním	1 333***	478,47	1 729***	479,96	1422***	486,32
Míra nezaměstnanosti	-200,84	142,67	-349,6**	147,63	-216,21	159,92
Míra ekonomické aktivity obyvatelstva	28,54	223,46	73,58	275,43	30,79	294,23
Volná pracovní místa/ pracovní síla	-3,85	6,37	7,025	5,83	3,610	6,239
Průměrná měsíční mzda <sup>b</sup>	2,749***	0,96	3,402***	1,001	3,251**	1,139
Nájemné za měsíc <sup>b</sup>	109,9***	26,92	-	-	-	-
Úvěry <sup>b</sup>	0,0778*	0,050	0,093**	0,0457	0,365***	0,121
Přibor 1 Y	439**	204,8	27,64	232,67	210,90	241,03
Podíl PZI na HDP	-6 100	4 569	-6 121	5 636	-4 146	5 993
Počet pozorování	117		117		108	
Počet skupin (krajů)	13		13		12	
R <sup>2</sup> - within (mezi regiony)	0,947		0,924		0,917	
R <sup>2</sup> - between (v čase)	0,893		0,856		0,716	
R <sup>2</sup> - overall (celková)	0,896		0,872		0,832	
F test, shodnost konstant u krajů (FE)	F(17, 87)	1,734	F(12, 97)	72,14	F(12, 87)	70,5
	Prob > F	0,073	Prob > F	0,000	Prob > F	0,000

Pramen: ČSÚ, ČNB, IRI.

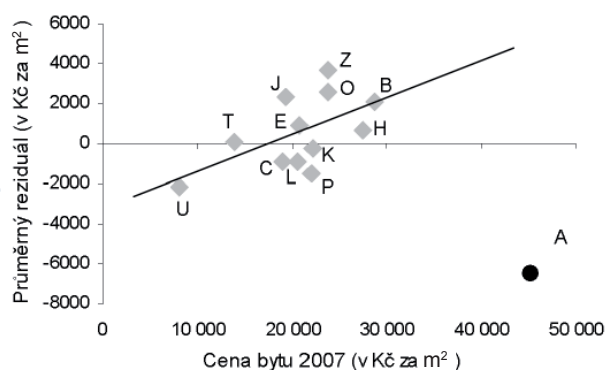
Poznámky: : Odhad A – zohledněny všechny vysvětlující proměnné, Odhady B a C – vyloučeny potenciálně endogenní veličiny. \*\*\* signifikantní na 1%, \*\* na 5% a \* 10% hladině významnosti; <sup>a</sup> zpožděná proměnná o 1Q, <sup>b</sup> diference., FE – fixní efekty.

Z veličin, které byly použity pro všechny regiony stejné, se ukázala jako statisticky signifikantní pouze úroková sazba, bohužel však s opačným než očekávaným znaménkem. Tato odchylka možná vznikla tím, že jsme použili úrokové míry na mezibankovním trhu, zatímco ekonomickou interpretaci by měly spíše úrokové sazby z nových úvěrů na bydlení (přitom spread mezi těmito dvěma sazbami se může v čase poměrně výrazně měnit). Sazby z úvěrů na bydlení jsme však bohužel neměli k dispozici pro celé časové období (čísla jsou dostupná až od roku 2004).

Celkové statistické vlastnosti odhadnuté panelové regrese se jeví jako poměrně dobré (viz tabulka 3). Relativně lépe se podařilo vysvětlit variabilitu cen mezi regiony než jejich variabilitu v čase, rozdíl však nebyl velký. Statistiky potvrzují vhodnost použití modelu s fixními efekty. F-test shodnosti konstant u fixních efektů zamítá hypotézu o jejich shodnosti na 7% hladině významnosti, což alespoň částečně potvrzuje hypotézu o určité „specifičnosti“ některých regionů. Například je možné uvažovat o tom, že ceny bytů v Praze jsou za jinak stejných podmínek vyšší než v jiných regionech, neboť Praha je hlavním městem. Specifičnost cen nemovitostí v Praze potvrzuje také obrázek 7, ve kterém jsou porovnány reziduály<sup>19</sup> panelové regrese podle jednotlivých krajů s cenami v těchto regionech. Tento obrázek ukazuje, že obecně platí, že v krajích s nižší cenou bytů bývají tyto ceny spíše podhodnocené (záporná hodnota reziduálu v regresi), regiony s vyššími cenami vykazují naopak určité nadhodnocení cen (kladná hodnota reziduálu). Z této pozitivní vazby mezi cenou bytu a mírou nadhodnocení nicméně vybočují právě ceny bytů v Praze (v obrázku označená jako A), která, ač jsou v ní ceny nejvyšší, vykazuje největší absolutní podhodnocení cen.<sup>20</sup> Toto podhodnocení však může být do určité míry dáno také vlastností prováděného odhadu.

Obrázek 7

#### Nadhodnocení ceny bytů vzhledem k ceně bytu



Pramen: ČSÚ, IRI, ČNB, výpočet autoři.

Poznámka: průměrný reziduál za období 1998-2007; A – hl. město Praha, B – brněnský kraj, C – českobudějovický kraj, E – pardubický kraj, H – hradecký kraj, J – kraj Vysočina, K – karlovarský, L – liberecký kraj, P – plzeňský, O – olomoucký, T – moravskoslezský kraj, Z – zlínský kraj.

19 Reziduál je roven rozdílu skutečně pozorované ceny bytů a odhadnuté rovnovážné ceny bytu pro daný kraj.

20 V relativním vyjádření je podhodnocení ceny v Praze (A) druhé nejvyšší po Ústí nad Labem (U).

Pokud byly v minulosti ceny v Praze systematicky vyšší, než ve zbytku České republiky (což dokládají data), panelová regrese jí přiřadí oproti jiným regionům v absolutní hodnotě vyšší fixní efekt. Může tak dojít k tomu, že závěr o podhodnocení cen bytů v Praze je proveden na základě vývoje vysvětlujících veličin, které samy o sobě nemusí být rovnovážné. Pro ilustraci uvádíme, že oproti průměru za jednotlivé kraje je v Praze zhruba o 14 % více bytů na 1000 obyvatel, je zde o 38 % vyšší mzda, zhruba poloviční nezaměstnanost, 4,5krát vyšší relativní přírůstek stěhováním a zhruba 2,5krát více se poskytne úvěrů na bydlení na obyvatele. Vzhledem k stále relativně nízké délce dostupných časových řad je tak otázkou, zda je výsledné „podhodnocení“ skutečně reálné. Závěr o podhodnocení cen bytů v Praze ve srovnání s ostatními regiony České republiky také není v souladu se srovnáním ukazatelů *price-to-income* a *price-to-rent* mezi regiony, ze kterého vychází Praha naopak jako nejrizikovější region (viz část 3).

## 5. Závěr

Článek byl věnován analýze determinant cen nemovitostí pomocí dvou empirických přístupů. První, relativně „jednoduchý“ přístup využívá poměrové ukazatele (*price-to-income*, *price-to-rent*, výnosy z nájemného) vztahované k cenám nemovitostí a jejich mezinárodní srovnání. Z provedené analýzy plyne, že: (i) růst cen nemovitostí v České republice se v roce 2008 jevil v porovnání se zahraničím jako rychlý, (ii) při posuzování rovnovážnosti vývoje cen nemovitostí v České republice a zahraničí dle ukazatelů *price-to-income* a *price-to-rent* se jevila v letech 2006–2007 pravděpodobnost bubliny na trzích nemovitostí v České republice nižší; (iii) z výsledků ukazatelů *price-to-income* a *price-to-rent* pro jednotlivé kraje České republiky se jeví Praha jako nejrizikovější region a regiony s nižšími důchody/cenami se jeví jako méně rizikové. Nicméně Praha oproti ostatním regionům vykazuje výrazně lepší hodnoty u jiných ukazatelů, které jsou potenciale relevantní pro růst cen. Výsledky ukázaly, že použití poměrových ukazatelů nezaručuje správnou identifikaci bubliny, neboť fundamentální hodnota nemovitostí v sobě zahrnuje vedle informací o příjmech a nájemném celou řadu dalších determinantů.

Druhý empirický přístup využívá ekonometrických technik standardní a panelové regresní analýzy a je vhodnou komplementární analýzou k přístupu založenému na poměrových ukazatelích, neboť porovnává tržní a odhadnutou fundamentální hodnotu aktiva. Pokud je nám známo, aplikace námi zvolených ekonometrických technik na ceny nemovitostí byla tímto způsobem pro Českou republiku použita poprvé. Nejen z tohoto důvodu a také z důvodu určitých úskalí spojených s relativně krátkými použitými časovými řadami a transformačním charakterem českého trhu nemovitostí (rozvíjející se hypoteční trh, relativně nízká likvidita trhu nemovitostí, změny v kvalitě bydlení, či distorzní efekty regulace nájemného) je třeba výsledky analýzy interpretovat opatrně. Přesto je však z této pionýrské analýzy možné učinit několik závěrů. Z demografických faktorů se v obou regresích potvrdil pozitivní vliv přírůstku stěhováním do cen nemovitostí, jako důležitý se jeví také vliv rozvodovosti. Vliv nákladových faktorů byl spíše smíšený: z výsledků analýzy časových řad se ukázaly jako signifikantní ceny pozemků, v panelové regresi byly nákladové faktory spíše nevýznamné nebo dokonce opačné oproti ekonomické intuici (vliv počtu bytů na 1000 obyvatel). U poptávkových vlivů souvisejících s trhem práce se prokázal vliv míry nezaměstnanosti a růstu mezd, u ostatních vlivů dopad růstu úvěrů.

Zajímavým výsledkem je určení období, ve kterých byly ceny nemovitostí nadhodnoceny. V souladu s očekáváním model identifikoval bublinu v cenách nemovitostí pro roky 2002–2003 a také pro roky 2007–2008. Poněkud překvapivě však míra nadhodnocení v období 2007–2008 byla významně nižší než v prvním období, i když růsty cen v obou obdobích byly obdobné. Významnou část růstu cen v posledním období tak lze vysvětlit fundamentálními faktory a bublina není tak výrazná, jak by se mohlo na první pohled zdát. V souvislosti s dopady finanční krize do české ekonomiky však nelze zcela vyloučit opětovné nafouknutí bubliny „ze zdola“ prostřednictvím zhoršení fundamentálních charakteristik, a to v případě, pokud by nedošlo k absolutnímu poklesu cen nemovitostí. V roce 2009 nicméně zhoršující se fundamenty vedly k poklesu cen nemovitostí a splasknutí bubliny.

Z hlediska pohledu na jednotlivé regiony je poměrně překvapivým výsledkem to, že míra nadhodnocení cen bytů v jednotlivých regionech pozitivně váže na výši jejich cen (v regionech s vyššími cenami bytů je větší pravděpodobnost jejich nadhodnocení). Z tohoto pravidla nicméně vybočují ceny bytů v Praze, která naopak zaznamenala největší absolutní podhodnocení cen bytů. Toto podhodnocení je zřejmě z části dáno vlastností prováděného odhadu, neboť závěr o podhodnocení cen bytů v Praze může být proveden na základě vysvětlujících veličin, které samy o sobě nemusí být rovnovážné. Tento výsledek tak není plně v souladu s dříve provedenými jednoduchými analýzami a nemusí tak být plně robustní, nicméně potvrzuje specifickou trhu nemovitostí v Praze v porovnání s ostatními regiony České republiky.

#### Literatura

- ARTN, 2008. *Trend Report 2007*. Asociace pro rozvoj trhu nemovitostí.
- BIS, 2006. Housing finance in the global financial market. Committee on the Global Financial System Paper Nor. 26, January 2006; ISBN 92-9197-703-9; <http://www.bis.org/publ/cgfs26.pdf>
- BORDO, M.; JEANNE, O. 2002. Boom–busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy, [NBER Working Paper 8966], 2002.
- BORIO, C.; LOWE, P. 2002. Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus, [BIS Working Papers 114], 2002.
- CASE, K. E.; SHILLER, R. J. 2003. Is there a bubble in the housing market? *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 299–342.
- ČADIL, J. 2009. Housing Price Bubble Analysis – Case of the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 2009, Vol. 18, No 1, pp. 38–47.
- ČNB, 2008. *Zpráva o finanční stabilitě 2007*. Česká národní banka.
- ČSÚ, 2008. *Analýza bytové výstavby v roce 2007*. Český statistický úřad.
- ÉGERT, B.; MIHALJEK, D. 2008. Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe. [CNB Working Paper Series, no. 1/2008].
- FRAIT, J.; KOMÁREK, L. 2007. Monetary Policy and Asset Prices: What Role for Central Banks in New EU Member States? *Prague Economic Papers*, 2007, Vol. 16, No. 1, pp. 3–23.
- HELBLING, T.; TERRONES, M. 2003a. Real and Financial Effects of Bursting Asset Price Bubbles. *In World Economic Outlook April 2003*. Washington, International Monetary Fund.
- HELBLING, T.; TERRONES, M. 2003b. Asset Price Booms and Busts—Stylized Facts from the Last Three Decades of the 20th Century, paper presented at a European Central Bank workshop entitled “Asset Prices and Monetary Policy”, Frankfurt, 11–12 December.



- HLAVÁČEK, M.; KOMÁREK, L. 2009: Property Price Determinants in the Czech Regions. CNB Working Paper. 12/2009
- HM TREASURY, 2003. *Housing, Consumption and EMU*. London. HM Treasury. [www.hm-treasury.gov.uk](http://www.hm-treasury.gov.uk).
- LUX, M.; SUNEKA, P. 2003. Equilibrium Rent and Housing Policy Implications. *Czech Journal of Economics and Finance*, Vol. 53, No. 1–2, pp. 31–59.
- MATALÍK, I.; SKOLKOVÁ, M.; SYROVATKA, J. (2005): Real estate prices and CNB monetary policy. *BIS Papers*, no 21, April 2005.
- MIKESZOVÁ, M.; LUX, M. 2008. Regionální disparity ve finanční dostupnosti nájemního bydlení v letech 2000–2006. *Veřejná správa*, 11/2008.
- MMR, 2008. Vybrané údaje o bydlení 2008. Ministerstvo pro místní rozvoj ČR. <http://www.mmr.cz/Bydleni/bydleni2008/index.html>
- POSEN, A. 2006. Why Central Banks Should not Burst Bubbles. *International Finance*, Vol. 9, No. 1, pp. 109–124.
- POTERBA, J. M., 1984. Tax Subsidies and Owner-occupied Housing: An Asset Market Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99, No. 4, pp. 729–752.
- POTERBA, J. M.; WEIL D. N.; SHILLER, R., 1991. House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography. *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 2, pp. 143–203.
- ROUBINI, N., 2006. Why Central Banks Should Burst Bubbles. *International Finance*, Vol. 9, No. 1, pp.87–107.
- TSATSARONIS, K.; ZHU, H., 2004. What Drives Housing Price Dynamics: Cross-country Evidence. *BIS Quarterly Review*, March 2004.

## EQUILIBRIUM DEVELOPMENT OF HOUSING PRICES IN THE CZECH REPUBLIC

**Michal Hlaváček**, Faculty of Social Sciences and Czech National Bank, Charles University, Na Příkopě 28, CZ – 115 03, Prague 1 (e-mail: [michal.hlavacek@cnb.cz](mailto:michal.hlavacek@cnb.cz)). **Luboš Komárek**, Faculty of Economics Ostrava, Prague School of Economics and Czech National Bank, Na Příkopě 28, CZ – 115 03, Prague 1 ([lubos.komarek@cnb.cz](mailto:lubos.komarek@cnb.cz))

---

### Abstract

This article, based on an empirical analysis, discusses factors affecting property prices and tries to identify periods of property price overvaluation in the Czech Republic. To achieve this, the article uses both relatively simple approach using ratios related to the house prices (e.g. price-to-rent or price-to-income indicators) as well as international comparison and more advanced econometrical approach. Within this econometrical approach we apply both time series analysis for the Czech Republic as a whole and panel regression for the Czech regions. This analysis identifies overvalued property prices in 2002-2003 and 2007-2008. In 2007-2008, however, the rise in property prices was largely explainable by fundamentals, meaning that the price overvaluation in this period was considerably smaller than that in the first one. From the regional perspective, there is a higher degree of overvaluation in regions with higher property prices. The exception is Prague, which seems to be a “specific” region – partly due to the properties of the estimation technique.

### Keywords

housing prices, misalignment, panel data, Czech Republic

### JEL Classification

R21, R31, C2