

DETERMINANTY CEN NEMOVITOSTÍ PRO JEDNOTLIVÉ REGIONY ČR

Michal Hlaváček a Luboš Komárek

Tento článek na základě empirické analýzy diskutuje faktory ovlivňující ceny nemovitostí a pokouší se určit období nadhodnocených cen nemovitostí jak pomocí analýzy časových řad pro ČR jako celek, tak pomocí panelové regrese pro kraje ČR. Analýza časových řad identifikuje nadhodnocení cen nemovitostí v letech 2002/03 a 2007/08. V letech 2007/08 však byl růst cen nemovitostí z velké části vysvětlitelný vývojem fundamentálních charakteristik, takže nadhodnocení cen v tomto období bylo výrazně menší v porovnání s prvním obdobím. V regionálním pohledu se ukazuje vyšší míra nadhodnocení v regionech s vyššími cenami nemovitostí, ovšem s výjimkou Prahy, která se jeví – z části i vlastností prováděného odhadu – jako „specifický“ region.

1. ÚVOD

V roce 2007 došlo k výrazné akceleraci růstu cen nemovitostí v ČR. Tento růst pokračoval i v roce 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 ČR a v zahraničí vyvolává otázku o tom, zda takovýto propad cen nemovitostí nehrozí i v ČR a zda nebyl nedávný růst cen příznakem „bubliny“, jejíž splasknutí by mohlo mít závažné makroekonomické i sociální dopady.¹⁶ Historické zkušenosti přitom ukázaly, že efekty náhlého splasknutí bublin na trzích nemovitostí jsou doprovázeny většími ztrátami výstupu 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. Helbing, Terrones (2003) 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 zprostředkován 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)¹⁷. Tyto efekty se napříč časem a ekonomikami ve své síle liší, ovšem shodně ovlivňují reálnou ekonomiku.¹⁸ 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 ČR 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. Takovéto vyhodnocení je vedle standardních komplikací souvisejících s heterogenním charakterem nemovitostí jako aktiva dále komplikováno konvergenčním charakterem české ekonomiky, kdy byly ceny nemovitostí na počátku sledovaného období s největší pravděpodobností „podhodnoceny“ a část jejich růstu lze tak přiřadit „dohánění“ úrovní běžných v rozvinutých ekonomikách, což souvisí i se stále se rozvíjejícím hypotečním trhem v ČR. Analýza cen nemovitostí pro ČR jako rozvíjející se ekonomiku je komplikována také relativně nízkou likviditou trhu nemovitostí především na počátku transformace, poměrně velkými změnami v růstu kvality bydlení, které nejsou cenové indexy schopny identifikovat, či distorzními efekty přetrvávající regulace nájemného.

¹⁶ Bublina cen aktiv zjednodušeně definujeme jako explozivně a asymetricky tvořenou odchylku tržní ceny aktiva od její fundamentální hodnoty s možností její náhlé a výrazné korekce. Bubliny cen aktiv bývají často způsobovány psychologicko-behaviorálně determinovanými faktory, sebenaplňujícími očekáváními apod. Proto je jejich identifikace obtížná jak z pohledu ex ante, tak z pohledu ex post.

¹⁷ 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, zmaření úvěrového trhu (*credit crunch*) a negativnímu vlivu na ekonomickou aktivitu.

¹⁸ Úvěrové expanze a propady cen aktiv mají podle řady studií, např. Bordo a Jeanne (2002), Bordo a Lowe (2002) vážné finanční a ekonomické důsledky, jež se projevily finančními krizemi na nově vznikajících trzích.

V článku aplikujeme dva alternativní přístupy k určení „rovnovážných cen“. V prvním se pokoušíme pomocí regresní analýzy časových řad vysvětlit růst cen nemovitostí v ČR jako celku a v Praze jako v hlavním městě, u kterého se dá očekávat odlišný vývoj oproti zbytku ČR a efekt „cenového leadera“. Pro tuto analýzu využíváme čtvrtletní data indexu cen převodů bytů za období 1998 Q1–2008 Q3, přičemž údaje za rok 2008 jsou odhadnuty z nabídkových cen. V druhém přístupu je aplikována panelová regresní analýza na ročních datech za období 1998–2007, kde v roli závislé proměnné vystupují ceny převodů bytů v jednotlivých krajích ČR. Většina vysvětlujících proměnných v panelové regresi byla získána rovněž v krajském členění. Obdobná analýza, avšak napříč jednotlivými zeměmi středoevropského regionu, byla provedena v práci Égerta a Mihaljeka (2008).

2. FAKTORY DETERMINUJÍCÍ VÝVOJ CEN NEMOVITOSTÍ

Fundamentální faktory determinující ceny nemovitostí v ČR, na kterých je dále provedena kvantitativní analýza, lze tradičně rozdělit na faktory nabídkové a poptávkové (viz např. HM Treasury (2003) nebo Égert a Mihaljek (2008)).¹⁹ Jejich popisné statistiky za průměrný kraj ČR na bázi ročních dat jsou uvedeny tabulce 1. Zdrojem dat o cenách bytů byly ceny převodů bytů podle ČSÚ.²⁰ Ostatní data, s výjimkou objemu úvěrů na bydlení (údaje ČNB v kombinaci s daty z MMR) a odhadu tržního nájemného (IRI), pocházela rovněž 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.

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. Potreba (1984)). Trh s byty bývá často členěn na dva segmenty: segment existujících bytů s neelastickou nabídkou, na kterém je určena cena, a segment výstavby nových bytů, kde cena určuje rozsah nové výstavby. Jako aproximaci nabídky na trhu stávajících bytů lze použít saturaci bytových potřeb (počet bytů na 1000 obyvatel), respektive její dynamiku (počet nově dokončených bytů). Vyšší saturace 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, vývoj průměrné pořizovací hodnoty bytů či nákladů stavební výroby (index cen stavebních prací). Jako aproximaci všech těchto nákladových vlivů lze použít „Pořizovací hodnotu bytů“, která agreguje celkové předpokládané investiční náklady na výstavbu. Druhou alternativou je použití indexu cen stavební výroby. 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.

¹⁹ Égert a Mihaljek (2008) vysvětlují reálné ceny nemovitostí pomocí reálných veličin. Reálné veličiny jsou u nich vypočteny z veličin nominálních deflováním národním indexem spotřebitelských cen. Údaje o indexu spotřebitelských cen pro jednotlivé regiony však nebyly k dispozici, navíc se dá předpokládat, že variabilita cen napříč regiony i v čase byla poměrně nízká, oproti variabilitě napříč tranzitivními zeměmi. Vzhledem k tomuto jsme se přiklonili k analýze na bázi nominálních veličin. Přesto jsme provedli propočty deflováním na reálné veličiny pomocí republikového indexu spotřebitelských cen, nicméně výsledky vyšly obdobně jako při použití nominálních veličin.

²⁰ ČSÚ počítá ceny převodů nemovitostí z údajů pocházejících z daňových příznání k dani z převodu nemovitostí. Toto vedle velkého časového zpoždění publikace dat může znamenat jejich určité pokřivení například z důvodu daňové optimalizace. Na druhou stranu jsou tato data spolehlivější než údaje o nabídkových cenách realitních kanceláří.

Poptávkové faktory

Poptávka po nemovitostech je determinována zejména disponibilním příjmem domácností, jehož hlavní složkou jsou vyplacené mzdy. Ty ovlivňují jak kumulaci úspor a bohatství domácností, tak dostupnost a rizikovost úvěrů na bydlení. Z ostatních faktorů trhu práce může ceny nemovitostí ovlivňovat míra nezaměstnanosti, míra ekonomické aktivity obyvatelstva a počet volných pracovních míst. Tyto faktory působí většinou buď přímo na 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: s již zmíněnými faktory trhu práce souvisí přírůstek obyvatelstva stěhování, 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.

V poslední době lze rovněž řadit mezi významné faktory růstu cen nemovitostí také rozvoj finančního trhu, který se projevuje především v růstu úvěrů na bydlení 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 nemovitosti pomocí úvěru a zvyšuje splátky domácností z již existujících úvěrů. Poptávku po nemovitostech může poměrně výrazně ovlivňovat poptávka ze zahraničí. Jako proxy proměnnou pro tuto poptávku jsme použili podíl přímých zahraničních investic na HDP, která nicméně byla dostupná, stejně jako úroková míra, pouze pro ČR 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 nájemním 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.²¹

Tabulka 1 – Popisné statistiky (údaje za průměrný kraj; roční data za období 1998–2007)

| | Proměnná | Jednotka | Průměr | Medián | Variabilita v čase (v %) | Variabilita mezi kraji (v %) |
|-----------------|------------------------------|----------------------|--------|--------|--------------------------|------------------------------|
| Nabídkové vlivy | Ceny bytů | Kč za m ² | 14 079 | 13 509 | 30,1 | 36,3 |
| | Ceny pozemků | Kč za m ² | 1 410 | 1 109 | 20,7 | 69,7 |
| | Pořizovací hodnota bytů v BD | Kč za m ² | 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 |

²¹ Závislost mezi cenami bytů a tržním nájemným může být samozřejmě obousměrná. Zmíněná substituce mezi nájemním 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 nájemním). Vedle toho je třeba brát v úvahu rozhodování vlastníků nájemních domů, zda byt dále pronajímat či zda jej neprodat (jak se tomu v minulosti dělo u mnohých bytů s regulovaným nájemným ve vlastnictví obcí). Vzhledem k omezené délce časových řad nicméně v naší analýze směr kauzality mezi cenou bytů a jinými veličinami neřešíme.

Tabulka 1 – Popisné statistiky (údaje za průměrný kraj; roční data za období 1998–2007) – pokračování

| | Proměnná | Jednotka | Průměr | Medián | Variabilita v čase (v %) | Variabilita mezi kraji (v %) |
|------------------|------------------------------------|----------------------|--------|--------|--------------------------|------------------------------|
| Poptávkové vlivy | Sňatky | v % SSO | 0,545 | 0,542 | 0,053 | 0,068 |
| | Rozvody | v % SSO | 0,324 | 0,327 | 0,122 | 0,138 |
| | Přirozený přírůstek obyvatelstva | v % SSO | -8,9 | -10,2 | 211,2 | 87,2 |
| | Přírůstek stěhováním | v % SSO | 15,2 | 3,9 | 210,6 | 5207,5 |
| | Míra nezaměstnanosti | v % | 7,4 | 6,7 | 16,4 | 38,5 |
| | Míra ekonomické aktivity obyv. | v % | 59,9 | 59,7 | 1,5 | 2,3 |
| | Voná 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 ² | 84,8 | 83,1 | 17,9 | 27,2 |
| | Úvěry | v mil. Kč | 15 312 | 8 031 | 87,6 | 107,7 |

Pramen: ČSÚ, ČNB, IRI

Pozn.: Variabilita počítána jako směrodatná odchylka v % průměru.
SSO označuje střední stav obyvatelstva.

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 nájemním 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. Například neracionální sebenaplňující se očekávání ohledně budoucího růstu cen velice pravděpodobně ovlivní vznik bubliny jak na trhu bytů, tak na trhu pozemků a trhu nájemního bydlení. Pokud bychom do modelu cen bytů tyto veličiny zahrnuli, odhadnutá cenová bublina by byla nižší než ve skutečnosti. Z tohoto důvodu jsme všechny regrese počítali ve dvou variantách – ve variantě, ve které jsou uvedeny všechny veličiny (označena jako odhad A), a ve variantě, ve které jsme veličiny s největší možností endogenity vyřadili (odhad B).

3. VÝSLEDKY

Empirická analýza byla provedena jednak pomocí (i) regresní analýzy časových řad souhrnně za ČR a Prahu na kvartálních datech za období leden 1998 až září 2008, jednak (ii) na bázi panelové regrese napříč kraji ČR (s a bez zahrnutí Prahy) na ročních datech za období 1998–2007. Vysvětlovanou proměnnou byl růst cen bytů (souhrnná regrese), resp. úroveň cen bytů (panelová regrese), vždy v nominálním vyjádření. Jako vysvětlující proměnné byly použity proměnné uvedené 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 našich výsledků.

3.1 Analýza časových řad pro ČR a Prahu

Výsledky regresní analýzy pro hlavní město Prahu a ČR jako celek (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 ČR byl dále významný ukazatel přírůstek stěhování a v případě zúženého odhadu pak i přirozeným přírůstkem obyvatelstva a částečně i sňatečností. 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.²²

Tabulka 2 – Výsledky regrese pro Prahu a Českou republiku

| Proměnná | ČR – Odhad A | | ČR – Odhad B | | Praha – Odhad B | |
|---|--------------|----------------------------------|--------------|----------------------------------|-----------------|----------------------------------|
| | Koeficient | Směrodatná odchylna ^b | Koeficient | Směrodatná odchylna ^b | Koeficient | Směrodatná odchylna ^b |
| Ceny bytů ^a | | | | | | |
| Ceny pozemků ^a | 0,665* | 0,342 | - | - | - | - |
| Index cen stavební výroby ^a | 0,256 | 1,475 | -1,127 | 1,102 | 1,155 | 2,286 |
| Dokončené byty bez RD ^{a,c} | 0,026 | 0,028 | 0,091* | 0,048 | 0,088** | 0,041 |
| Počet bytů na tisíc obyvatel | 0,000 | 0,001 | 0,001 | 0,002 | 0,000 | 0,001 |
| Sňatky ^c | 0,483 | 0,487 | 0,830* | 0,441 | 0,129 | 0,604 |
| Rozvody | -0,064 | 0,387 | 0,010 | 0,468 | 0,219 | 0,622 |
| Přirozený přírůstek obyvatelstva ^c | -0,408 | 0,529 | -0,695* | 0,381 | -0,633** | 0,296 |
| Přírůstek stěhováním | 0,105** | 0,055 | -0,001 | 0,066 | -0,025 | 0,024 |
| Míra nezaměstnanosti | -0,006 | 0,005 | -0,007 | 0,006 | -0,049*** | 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 ^{a,c} | 0,370 | 0,268 | 0,441 | 0,268 | 0,197 | 0,273 |
| Nájemné za měsíc ^a | 0,344* | 0,203 | - | - | - | - |
| Úvěry ^a | -0,037 | 0,066 | -0,065 | 0,081 | 0,091 | 0,139 |
| PRIBOR 1Y | -0,002 | 0,002 | -0,002 | 0,004 | -0,006 | 0,004 |
| Podíl PZI na HDP | 0,0034** | 0,001 | 0,0034* | 0,0018 | 0,0032* | 0,0018 |
| Adjusted R ² | 0,48 | | 0,20 | | 0,15 | |
| Durbin-Watsonova statistika | 1,64 | | 1,23 | | 1,56 | |

Pramen: ČSÚ, ČNB, IRI

Pozn.: *** signifikantní na 1%, ** na 5% a * na 10% hladině významnosti

^a diference, ^b Newey-West HAC směrodatné odchylny, ^c sezonně očištěno

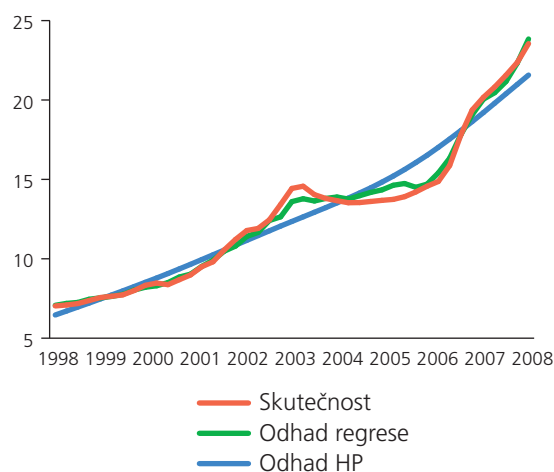
Výše provedený odhad A pro ČR²³ je možné použít pro rámcovou identifikaci období, ve kterých byly ceny nemovitostí nadhodnoceny a také pro identifikaci rozsahu tohoto nadhodnocení. Odhady rovnovážných cen nemovitostí a mezery skutečných cen nemovitostí od této rovnováhy jsou uvedeny v grafech 1 a 2. Tyto odhady byly dále porovnány s „naivním“ odhadem rovnováhy získaným aplikací Hodrick-Prescottova filtru (HP filtr).

²² Provedené testy reziduí vyloučily na obvyklé míře významnosti výskyt autokorelace a ne-normality. Rovněž testy stability koeficientů pomocí rekurzivního odhadu vykazaly jejich relativně uspokojivou stabilitu.

²³ Vzhledem k tomu, že naše regrese odhaduje rovnovážný mezikvartální růst cen nemovitostí, byly rovnovážné absolutní ceny nemovitostí dopočteny z odhadnutých mezičtvrtletních růstů.

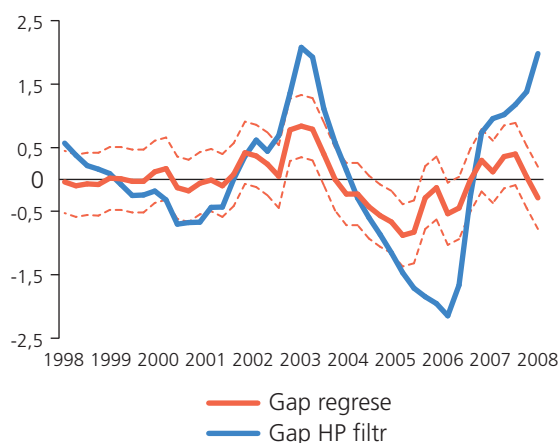
Stejně jako HP filtr naše regrese identifikuje dvě možná období nadhodnocení (bubliny) cen nemovitostí, a to počátek roku 2003 a přelom let 2007 a 2008. Nikoli překvapivě je míra nadhodnocení vyplývající z modelu oproti HP filtru přibližně poloviční až čtvrtinová.²⁴ Zajímavým závěrem nicméně je, že ačkoli 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.²⁵ Tento výsledek je odrazem toho, že zatímco v letech 2002/03 byl růst cen tažen především spekulacemi souvisejícími se vstupem ČR do EU, nedávný rychlý růst cen z let 2007/08 byl tažen především zlepšenými fundamenty (růst mezd, vyšší přírůstky obyvatelstva, nižší nezaměstnanost apod.).²⁶

Graf 1 – Ceny bytů v ČR (v tis. Kč na m²)



Pramen: ČSÚ, výpočet ČNB

Graf 2 – Mezera v cenách ČR (odchylka skutečnosti od odhadu v tis. Kč na m²)



Pramen: ČSÚ, výpočet ČNB

Pozn.: Kladné hodnoty nadhodnocení, záporné podhodnocení přerušované naznačen 10% konfidenční interval.

3.2 ČR dle jednotlivých krajů

Abychom mohli alespoň částečně analyticky uchopit již zmíněnou heterogenitu bytů jako aktiva, odhadli jsme panelovou regresi pro ceny bytů zahrnující jednotlivé kraje ČR.²⁷ Výsledky této panelové regrese jsou shrnuty v tabulkách 3 a 4.

²⁴ To, že je odhad pomocí regrese oproti HP filtru více „přimknut“ k 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.

²⁵ 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 %.

²⁶ Uvedený výsledek rovněž souvisí s povahou dat, tj. neshodnou cyklickou složkou u jednotlivých proměnných v regresi, která do určité míry zamezuje projevení bubliny.

²⁷ Statistické testy ukázaly na vhodnost použití panelové regrese s fixními efekty. Testovali jsme nestacionaritu panelových dat pomocí Hadriho panelového testu jednotkového kořene, který testuje stacionaritu v tzv. heterogenních panelech.

Pro zachycení rozdílů v cenách nemovitostí mezi jednotlivými kraji jsme použili absolutní ceny v Kč na m².²⁸ 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.²⁹

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 bytů³⁰, 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 1 000 obyvatel, který přehlušil počet 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 přírůstku 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 přírůstku obyvatelstva byl dokonce oproti předpokladu opačný, což by bylo opět možno vysvětlit tím, 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 ČR, 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-wage*, 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.

28 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 3.1. 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).

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

30 „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 domu nepatří cena za stavební pozemek.“ Viz ČSÚ (2008).

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).

Tab. 3 – Výsledky panelové regrese dle krajů České republiky

| Proměnná | ČR – Odhad A | | ČR – Odhad B | | ČR bez Prahy – Odhad B | |
|---|--------------|---------------------|--------------|---------------------|------------------------|---------------------|
| | Koeficient | Směrodatná odchylka | Koeficient | Směrodatná odchylka | Koeficient | Směrodatná odchylka |
| Ceny bytů | | | | | | |
| Ceny bytů ^a | 0,850*** | 0,207 | 0,570*** | 0,122 | 0,619*** | 0,144 |
| Ceny pozemků ^b | 0,437 | 0,726 | - | - | - | - |
| Pořizovací hodnota bytů v BD ^b | -0,024 | 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* | 66,0 | 100,7* | 52,4 | 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*** | 478,5 | 1 729*** | 480,0 | 1422*** | 486,3 |
| Míra nezaměstnanosti | -200,8 | 142,7 | -349,6** | 147,6 | -216,2 | 159,9 |
| Míra ekonomické aktivity obyv. | 28,54 | 223,5 | 73,6 | 275,4 | 30,79 | 294,2 |
| Volná pracovní místa/ pracovní síla | -3,85 | 6,37 | 7,03 | 5,83 | 3,61 | 6,24 |
| Průměrná měsíční mzda ^b | 2,749*** | 0,958 | 3,402*** | 1,001 | 3,251** | 1,139 |
| Nájemné za měsíc ^b | 109,9*** | 26,9 | - | - | - | - |
| Úvěry ^b | 0,0778* | 0,050 | 0,093** | 0,046 | 0,365*** | 0,121 |
| PRIBOR 1Y | 439** | 204,8 | 27,64 | 232,69 | 210,9 | 241,0 |
| Podíl PZI na HDP | -6 100 | 4 569 | -6 121 | 5 636 | -4 146 | 5 993 |
| Durbin-Watsonova statistika | 1,64 | | 1,23 | | 1,56 | |

Pramen: ČSÚ, ČNB, IRI

Pozn.: *** signifikantní na 1%, ** na 5% a * na 10% hladině významnosti

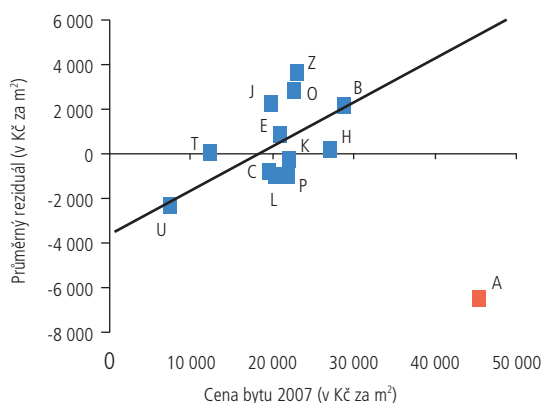
^a proměnná zpožděná o 1Q, ^b diference

Celkové statistické vlastnosti odhadnuté panelové regrese se jeví jako poměrně dobré (viz tabulka 4). 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 graf 3, ve kterém jsou porovnávána rezidua panelové regrese podle jednotlivých krajů s cenami v těchto regionech. Tento graf ukazuje, že obecně platí, že v krajích s nižší cenou bytů bývají tyto ceny spíše podhodnocené (záporný reziduál), regiony s vyššími cenami vykazují naopak určité nadhodnocení cen (kladné reziduály). Z této pozitivní vazby mezi cenou bytu a mírou nadhodnocení nicméně vybočují právě ceny bytů v Praze (v grafu označená jako A), která, ač jsou v ní ceny nejvyšší, vykazuje největší absolutní podhodnocení cen.³¹ Toto podhodnocení však

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

může být do určité míry dáno také vlastností prováděného odhadu. Pokud byly v minulosti ceny v Praze systematicky vyšší, než ve zbytku ČR (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 průměrnému kraji je v Praze zhruba o 14 % více bytů na 1 000 obyvatel, je zde o 38 % vyšší mzda, zhruba poloviční nezaměstnanost, 4,5krát vyšší relativní přírůstek stěhování 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 ČR 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 Box 6 „Identifikace bublin na trzích nemovitostí“ v ČNB (2007)).

Graf 3 – Nadhodnocení ceny bytů vzhledem k ceně bytu (průměrný reziduál za období 1998–2007)



Pramen: ČSÚ, IRI, ČNB, výpočet ČNB

Pozn.: Zkratky regionů dle SPZ uvedeny v Seznamu zkratk.

Tabulka 4 – Výsledky panelové regrese dle krajů ČR – statistiky

| Statistika | Hodnota | Statistika | Hodnota |
|--|---------|-----------------------------------|---------|
| Počet pozorování | 117 | Počet skupin (krajů) | 13 |
| R ² – within (mezi regiony) | 0,947 | R ² – between (v čase) | 0,893 |
| R ² – overall (celková) | 0,896 | rho | 0,842 |
| F (17, 87) | 167,82 | Prob > F | 0,000 |
| F test na shodnost konstant u krajů (FE) | | | |
| F (12, 87) | 1,73 | Prob > F | 0,073 |

4. ZÁVĚR

V tomto článku jsme se zaměřili na analýzu determinant cen nemovitostí pomocí dvou jednoduchých ekonometrických modelů. Pokud je nám známo, aplikace ekonometrických technik na ceny nemovitostí byla tímto způsobem pro ČR použita poprvé. Z tohoto důvodu a také z důvodu určitých úskalí souvisejících s vlastnostmi použitých analytických metod a relativně krátkými použitými časovými řadami je třeba výsledky analýzy interpretovat opatrně. Přesto je však možné učinit několik závěrů. Z demografických faktorů se v obou regresích potvrdil pozitivní vliv přírůstku stěhování 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 1 000 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 2002/03 a také pro roky 2007/08. Poněkud překvapivě však míra nadhodnocení v období 2007/08 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 „zdola“ prostřednictvím zhoršení fundamentálních charakteristik, a to v případě, že by nedošlo k absolutnímu poklesu cen nemovitostí.

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, přičemž může být dán vlastností provedeného odhadu a nemusí tak být plně robustní, nicméně potvrzuje specifickou trhu nemovitostí v Praze v porovnání s ostatními regiony ČR. Tento druh analýz bude dále systematicky zdokonalován, neboť tvoří nezastupitelnou součást v tzv. mapě finanční stability centrálních bank.

LITERATURA

BORDO, M. – O. JEANNE, (2002): Boom–busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy, *NBER Working Paper* 8966.

BORIO, C. – P. LOWE, (2002): Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus, *BIS Working Papers* 114.

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA (2007): Zpráva o finanční stabilitě 2007: Box 6 „Identifikace bublin na trzích nemovitostí“. ČNB.

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD (2008): Analýza bytové výstavby v roce 2007.

ÉGERT, B. – MIHALJEK, D. (2008): Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe. CNB Working Paper Series, no. 1/2008.

FRAIT, J. – L. KOMÁREK, (2007): Monetary Policy and Asset Prices: What Role for Central Banks in New EU Member States? *Prague Economic Papers*, vol. XVI, no. 1, March 2007.

HELBLING, T. – M. TERRONES (2003A): Real and Financial Effects of Bursting Asset Price Bubbles. In. *World Economic Outlook April 2003* (Washington: International Monetary Fund).

HELBLING, T. – M. TERRONES (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.

HM TREASURY (2003): Housing, Consumption and EMU. London: HM Treasury. www.hm-treasury.gov.uk.

POSEN, A. (2006): Why Central Banks Should not Burst Bubbles, *International Finance*, 9 (1), pp. 109–124.

POTREBA 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.

ROUBINI, N. (2006): Why Central Banks Should Burst Bubbles, *International Finance*, 9 (1), pp. 87–107.