

UDRŽITELNOST VÝVOJE CEN BYTŮ V ČESKÉ REPUBLICĚ

Martin Lux, Petr Sunega, Sociologický ústav AV ČR*

Úvod

Hypoteční krize v USA se stala fenoménem roku 2007; i přes svou „objektivně“ nižší závažnost (postižena byla „pouze“ část *sub-prime* trhu s rizikovými hypotečními úvěry) měla neočekávaně globální negativní vliv na finanční a úvěrové trhy a ohrozila vývoj amerického i světového hospodářství. Hypoteční krize začala v důsledku štedré politiky poskytovatelů (ve významu *originators*) hypotečních úvěrů; agresivních prodejů umožněných mimo jiné sekundárním hypotečním trhem. Hypoteční trh v USA je charakteristický tzv. sekuritizací úvěrů¹ umožňující na jednu stranu rozložení rizik (mezi banky a investory do derivátů, tzv. *mortgage backed securities*, MBS) a zajištění dostatečné likvidity pro úvěrové aktivity na kapitálovém trhu, na stranu druhou může docházet a dochází k problému asymetrické informace mezi investory do derivátů a poskytovateli úvěrů. Poskyvatelé úvěrů, nezřídka též menší finanční organizace nebo brokerské firmy, v zásadě pouze hypoteční úvěry uzavřou (proto *originators*) a následně je buď prodají velkým hypotečním zprostředkovatelům (jako Freddie Mac nebo Fannie Mae), jež zajistí jejich sekuritizaci do MBS, nebo si tuto sekuritizaci zajistí sami. Poté jsou úvěry vyvedeny z bilancí původních poskytovatelů a rizika jsou tak od poskytovatelů úvěrů z podstatné části přenesena na investory, včetně těch zahraničních. Investoři do derivátů se ovšem mohou spolehnout pouze na rating připadající na danou emisi MBS, sami kvalitu portfolia úvěrů kryjících tuto emisi přímo neznají. Jakkoliv je systém v oblasti ratingu relativně komplexní, oddělení poskytnutí úvěru od úvěrového rizika vede částečně k tomu, že jsou poskyvatelé úvěrů „štedřejší“, agresivnější a „inovativnější“ při implementaci nových úvěrových produktů.

Poskyvatelé úvěrů začali po roce 2004 půjčovat i klientům z nejrizikovějších skupin obyvatel, rostl podíl tzv. *sub-prime* trhu na celkové úvěrové bilanci. Dosahuje-li dlužník nízkého skóringu, *DTI* (*debt service-to-income ratio*)² jeho úvěru je vyšší než 55 % a/nebo *LTV* (*loan-to-value ratio*)³ je vyšší než 85 %, pak je dle americké

* Článek byl vytvořen v rámci grantového projektu podpořeného GA ČR pod číslem 403/06/0915 a do tisku byl odevzdán v dubnu 2009.

- 1 Sekuritizace spočívá v možnosti bank poskytujících hypoteční úvěry přenést úvěrové riziko odprodejem pohledávek na sekundárním hypotečním trhu na specializované investiční vehikly, které proti hodnotě pohledávek vydávají nejrůznější cenné papíry (*mortgage-backed securities*) prodávané na kapitálových trzích. Banky díky tomu mohou poskytovat větší objem hypotečních úvěrů, než bez možnosti jejich sekuritizace. Sekuritizace je nejvíce rozšířena v USA, avšak v posledních letech se objevuje stále významněji i v Evropě (například v Nizozemí nebo Velké Británii).
- 2 *DTI* je poměrem měsíční (roční) splátky úvěru k čistému měsíčnímu (ročnímu) příjmu dlužníka (domácnosti dlužníka).
- 3 *LTV* je poměrem výše hypotečního úvěru k odhadní ceně zastavené nemovitosti; ukazuje tedy, jaká část hodnoty (odhadní ceny) zastavené nemovitosti je kryta hypotečním úvěrem.

kých standardů takový hypoteční úvěr zpravidla zařazen do *sub-prime* trhu. Úvěry pro *sub-prime* trh byly dříve z větší části poskytovány či odkupovány státní *Federal Housing Association* (FHA; ještě v roce 1999 více než polovina úvěrů na tomto trhu), avšak z důvodu změny politiky Bushovy administrativy bylo v roce 2005 okolo 90 % úvěrů pro tento segment trhu již poskytnuto privátními aktéry mimo FHA.

Mimo samotný fakt zapojení rizikovější klientely do hypotečního trhu existuje ještě jiná důležitá skutečnost významně přispívající k růstu agregátních tržních rizik, a to forma tohoto zapojení. Prodejci úvěrů zareagovali na růst cen nemovitostí a pokles jejich finanční dostupnosti tím, že „inovativně“ vymysleli tzv. „dostupné hypotéky“ (*affordability products*). Jednalo se převážně o různé „hybridní“ ARM (*adjusted rate mortgage* – po prvním období 1–3 let, kdy je úroková sazba úvěru zafixována, přechází do režimu VRM, *variable rate mortgage*, tj. úroková sazba začne být variabilní) produkty, které měly nastavenou pro první období velmi nízkou úrokovou sazbu (nižší než tržní) a/nebo se pro první období dokonce jednalo o hypoteční úvěry typu „*interest-only*“⁴ nebo „*negative amortization*“⁵. Po uplynutí prvního fixního období se pak klient náhle ocitl v nové, standardní tržní situaci. Největším „podvodem“ těchto produktů byla nejen nízká „zaváděcí“ úroková sazba pro první období, ale fakt, že v prvním období klient vůbec nesplácel jistinu, nýbrž splácel pouze úroky nebo dokonce ještě méně než tyto úroky.

Kombinace růstu podílu „inovativních dostupných“ hypotečních produktů, růstu podílu ARM a VRM na poskytnutých úvěrech a rostoucí LTV s rostoucím podílem *sub-prime* trhu na celkové úvěrové bilanci vedla k náhlému a prudkému růstu problémových úvěrů v roce 2006, růstu nesplácení úvěrů zpravidla po dokončení prvního „výhodného“ období (Kiff a Mills 2007); na začátku roku 2007 vzrostl podíl problémových úvěrů (nesplácených) na *sub-prime* trhu na 10–20%. Za normálních okolností, kdy ceny nemovitostí rostou a úrokové sazby klesají, by problémoví klienti mohli své domy prodat a předčasně splatit své úvěry, nebo své úvěry za nižší úrokové sazby refinancovat, avšak za situace růstu úrokových sazeb a v té době stagnujících či již klesajících cen nemovitostí věřitelům zpravidla nezbylo nic jiného než přestat splácet. Ceny rezidenčních nemovitostí v USA, ale také v mnoha dalších vyspělých zemích, postihl následně i relativně razantní pokles. Jak ovšem vyplývá z výše uvedeného, příčinou prvotního poklesu cen rezidenčních nemovitostí nebyla, jak se někdy uvádí, samotná hypoteční krize, jakkoliv ta mohla negativní procesy urychlit. Příčina se hledá spíše v neudržitelném růstu cen rezidenčních nemovitostí v předcházejícím období, tedy v pravděpodobnosti, že se ceny rezidenčních nemovitostí dostaly do tzv. cenové bubliny.

Autoři studie OECD (Girouard et al. 2006) se podrobně věnovali poslednímu dlouhodobému růstu cen rezidenčních nemovitostí patrnému do konce roku 2006. Ze srovnání trvání jednotlivých cenových cyklů v minulosti vyplynulo, že růst reálných cen rezidenčních nemovitostí v posledním růstovém období, tedy do roku 2006, patřil ve většině sledovaných zemí k historicky rekordním růstovým obdobím. Jak uvádí

4 „*Interest-only*“ hypoteční úvěr je úvěr, při kterém po určité období (či celé období splatnosti) klient bance hradí pouze úroky z úvěru, zatímco jistinu začne splácet později nebo ji splatí až na konci splatnosti úvěru.

5 „*Negative amortization*“ hypoteční úvěr je úvěr, při kterém po určité období klient bance nejen nesplácí jistinu úvěru, ale také hradí jen určitou část úroků z úvěru; o nezaplacenou část úroků se přitom zvyšuje jistina úvěru.

Girouard et al. (2006) i van den Noord (2006), situace mezi roky 2000 a 2006 byla v mnoha ohledech bezprecedentní, zejména pak:

- délkou a mírou růstu cen rezidenčních nemovitostí (délka této růstové fáze překročila délku jakékoliv předcházející růstové fáze od roku 1970 a růst cen v této růstové fázi překročil i mnohonásobně růst cen v jakékoliv předcházející růstové fázi od roku 1970);⁶
- mírou vzájemné podobnosti ve vývoji cen mezi různými vyspělými zeměmi;
- nezávislostí růstu cen nemovitostí na vývoji HDP.

Přestože v mnohých zemích OECD došlo po roce 2000 k oslabení hospodářského růstu, ceny rezidenčních nemovitostí dále rostly rekordními tempy. Pro souhrn zemí OECD tak vývoj cen rezidenčních nemovitostí přestal po roce 2000 odrážet vývoj HDP – to potvrzuje i studie Catte et al. (2004). Míra vzájemné podobnosti ve vývoji cen pravděpodobně odrážela vliv globálních makroekonomických změn (období nízké inflace, nízkých úrokových sazeb a široké dostupnosti hypotečního úvěrování; tedy změn patrných ve všech zemích OECD) i globální citlivost cen na vývoj úrokových sazeb. Skutečnost, že vývoj cen přestal odrážet hospodářský vývoj, však také mohla signalizovat, že se ceny vzdálily od svých dlouhodobě určujících fundamentů a začaly „žít vlastním nevázaným životem“, který je dlouhodobě neudržitelný; příčinou pak může být, mimo jiné, cenová bublina z důvodu rostoucího počtu spekulací (investic) na trhu s rezidenčními nemovitostmi.

Cílem předkládané statě je, na pozadí aktuálních událostí v zahraničí, zhodnotit udržitelnost vývoje cen bytů v České republice, a to za využití statistických indikátorů, ekonometrických modelů a mezinárodního srovnání. Hodnocení vývoje cen bytů je zde logicky doplněno o problematiku tvorby cenových indexů a fungování trhu s rezidenčními nemovitostmi. Cílem autorů je tak odpovědět na otázku, zdali i v naší zemi mohlo dojít k situaci, že se ceny bytů dostaly do tzv. cenové bubliny, kdy ceny bydlení přestaly odrážet vývoj základních socioekonomických fundamentů.

1. Teoretická východiska fungování trhu bytů

V dlouhém období by měly ceny rezidenčních nemovitostí odrážet poptávku a nabídku na daném národním trhu s nemovitostmi; vývoj „rovnovážných“ cen tak odvisí od vývoje hlavních faktorů utvářejících poptávku a nabídku na trhu s rezidenčními nemovitostmi. Pro bližší určení těchto faktorů vyjdeme z předpokladů neoklasické ekonomie (běžné investiční rozvahy): reálná cena domu/bytu se určí jako podíl, kde v čitateli je očekávaný čistý roční příjem z nájemného a ve jmenovateli diskont (úroková sazba). V případě rezidenčních nemovitostí se za diskont často využívají uživatelské náklady vlastnického bydlení – tedy tržní úroková sazba (zpravidla průměrná úroková sazba u nejčastěji poskytovaného typu hypotečního úvěru) snížená

6 Pro vážený průměr za všechny země OECD platí, že reálná cenová apreciacie rezidenčních nemovitostí v posledním období cenového růstu dosáhla více než 100%, zatímco dosahovala v průměru jen okolo 50% v minulých obdobích cenového růstu; délka posledního období cenového růstu (40 čtvrtletí) je téměř dvakrát tak delší než průměrná délka období cenových růstů v minulosti (24 čtvrtletí). Cenová apreciacie v Nizozemí a Irsku byla obzvláště výjimečná – v Nizozemí trvá růstové období 20 let a v Irsku vzrostly ceny v reálných hodnotách o více než 250%.

o možnost daňového odpočtu úroků z úvěrů na bydlení, o míru inflace a očekávané roční reálné zhodnocení cen rezidenčních nemovitostí v budoucnu (tedy očekávaný výnosový „bonus“ z investic do rezidenčních nemovitostí nad úroveň obecné inflace), a zvýšená o průměrnou míru roční depreciační nemovitosti (opotřebení, odpisy určené na správu a údržbu nemovitosti). Formálně lze tento vztah vyjádřit pomocí následující rovnice:

$$g_t^* = \frac{R_t}{[(1 - \theta) \times i_t - \pi_t + \delta - \frac{g^e}{g_t}]}, \quad (1)$$

kde:

- g_t^* - reálná průměrná (mediánová) tržní cena nemovitostí v čase t (dlouhodobá, „rovnovážná“),
- R_t - reálný příjem z nájemného z průměrné (mediánové) nemovitosti v čase t ,
- θ - mezní daňová sazba pro daně z příjmu fyzických osob,
- i_t - tržní úroková sazba v čase t ,
- π_t - míra inflace v čase t ,
- δ - očekávaná míra depreciační (náklady na opravy, údržbu a správu domu/bytu),
- g^e/g_t - očekávané reálné cenové zhodnocení (po zohlednění inflace).

Na výjimky žádný empirický model neodhaduje rovnici (1) přímo a nahrazuje R_t následujícím způsobem:

$$R_t = f[RY_t, W_t, HH_t, H_t], \text{ kde} \quad (2)$$

- RY_t - reálný disponibilní příjem na osobu v čase t ,
- W_t - reálné bohatství domácností v čase t ,
- HH_t - počet domácností v čase t ,
- H_t - objem bytového fondu v čase t .

Z uvedeného je zřejmé, že příjem z nájemného je v modelech aproximován jako funkce reálného disponibilního příjmu, reálného bohatství, počtu domácností a objemu bytového fondu. Namísto uživatelských nákladů vlastnického bydlení se často udává jen výše průměrných nominálních i reálných úrokových sazeb z hypotečních úvěrů. Z pohledu teorie aplikované na konkrétní empirické modely pak na straně poptávky mají na vývoj „rovnovážných“ cen vliv následující fundamentální faktory:

- Disponibilní příjem domácností (popřípadě též související ukazatele jako spotřeba domácností, hrubý domácí produkt nebo odvozený ukazatel jako disponibilní příjem nově utvářených domácností);
- Demografické faktory (počet domácností a počet obyvatel včetně zahrnutí zahraniční imigrace nebo též podíl lidí ve věku 20–50 let na celkové populaci);
- Úroková míra z hypotečních úvěrů;
- Efektivita systému tržního financování bydlení (kompetitivita hypotečního průmyslu), dostupnost úvěrových produktů (nastavení bonitních kritérií) - měřená například nepřímo poměrem výše nesplaceného dluhu domácností z hypotečních úvěrů k celkovému disponibilnímu příjmu domácností.

Na straně nabídky mají na dlouhodobý vývoj cen v některých zemích výzkumem potvrzený významný vliv ceny stavebních prací a materiálů (náklady nové výstavby) v relaci k aktuální tržní cenové hladině starších bytů (srovnání tržní ceny a reprodukčních nákladů aktiv prostřednictvím tzv. Tobinova q) či výše existující nabídky bytů (objem stávajícího bytového fondu a jeho přírůstek, resp. úbytky).

Většina analytiků se přiklání k názoru, že příjmy domácností a demografické faktory jsou hlavními fundamentálními faktory určujícími výši poptávky po bydlení, přičemž příjmům domácností zpravidla přiznávají jistou superioritu nad vším ostatním. Jak uvádí Green a Malpezzi (2003, str. 7): „Mnoho studií předpokládá, že demografická situace primárně určuje počet domácností a tak i poptávku po bydlení, zatímco příjmy určují velikost a kvalitu poptávaných bytů. Avšak velké množství studií ukazuje, že příjmy a ceny bydlení ovlivňují naopak vytváření domácností a teprve takto ovlivněná demografická situace nepřímo poptávku po bydlení.“ Výše reálné i nominální úrokové sazby ovlivňuje dostupnost hypotečních úvěrů⁷ a rozhodnutí domácností, zdali zůstat či nikoliv v nájemním bydlení (prostřednictvím výpočtu uživatelských nákladů vlastnického bydlení). Tobinovo q v tomto případě vychází z předpokladu indiference poptávajících mezi novým a starším bydlením; nová bytová výstavba se tak objeví až ve chvíli, kdy se ceny starších bytů přiblíží cenám pořízení nových bytů. Čím vyšší je přitom nepoměr mezi reprodukčními náklady a tržní cenou starších bytů, tím více zůstává tržní nabídka nových bytů na růst poptávky „hluchá“ a tím více se takový růst odrazí pouze ve zvýšení cen stávajících bytů.

Mnohé studie zabývající se volatilitou (kolísáním) cen na trhu s bydlením zdůrazňují rovněž význam mikroekonomických faktorů, které ovlivňují cenovou elasticitu nabídky.⁸ Reakce nabídky na trhu s bydlením na poptávkové šoky závisí na mnoha faktorech – čase nutném k navržení a postavení nových domů/bytů, konkurenci mezi stavebními firmami, dostupnosti a nákladech kvalifikované pracovní síly, regulatorních opatřeních, systému územního plánování, daňové a dotační politice zejména ve vztahu k nové výstavbě apod. Obecně lze říci, že čím pomaleji nabídka reaguje na změny

7 Je zřejmé, že dostupnost úvěrů se zvyšuje zejména při poklesu reálných úrokových sazeb. Otázkou je, proč i výše nominální úrokové sazby může být pro dostupnost úvěru důležitá. Při pohledu na celé období splatnosti hypotečního úvěru by mohla být domácnost často indiferentní mezi úvěrem za vysokou nebo úvěrem za nízkou nominální úrokovou sazbu, pokud by reálná úroková sazba (po odečtení inflace) byla stejná. Paradoxně by dokonce pro dlužníka mohl být výhodnější úvěr v období vysoké inflace (za vysokou nominální úrokovou sazbu), jelikož často státy v takové situaci vypomáhají při splácení úvěrů prostřednictvím nejrůznějších úrokových dotací a vysoké nominální úroky je možné si též zpravidla odečíst z daňového základu při výpočtu daně z příjmu; to má za následek, že reálné úrokové sazby „po zdanění“ jsou nezfídka v takových situacích i záporné. Problém, který bývá označován jako *problém sklonu* („tilt“), ovšem spočívá v tom, že v případě vysoké inflace a vysokých nominálních úrokových sazeb je dlužník nucen platit relativně vysoké reálné splátky úvěru na začátku jeho splatnosti (poté se reálná hodnota splátek již rychle snižuje), jež nejen mnohé domácnosti odrazuje, ale mnohé objektivně zcela vylučuje z možnosti si o hypoteční úvěr vůbec požádat. Z tohoto důvodu je pro vývoj cen bydlení důležitá nejen reálná, ale též nominální úroková sazba z hypotečních úvěrů (vždy nejlépe „po zdanění“, pokud se ve sledovaném čase měnily pravidla pro odpočet úroků z daňového základu nebo pokud se měnily daňové sazby pro daň z příjmů).

8 Cenová elasticita nabídky udává, jak reaguje nabízené množství bytových služeb na změnu ceny. Přesněji, o kolik procent se změní nabízené množství bytových služeb, změní-li se cena o jedno procento.

v poptávce (tj. čím méně je nabídka cenově elastická), tím větší jsou výkyvy v cenách bydlení. Při zcela neelastické nabídce bydlení se růst poptávky po bydlení projeví pouze růstem cen. Je nutno podotknout, že výzkumy zabývající se nabídkou na trhu s bydlením a faktory, které ji ovlivňují, jsou výrazně méně frekventované (nejznámější je zřejmě Barker, 2003) než studie zkoumající nejrůznější aspekty poptávkové strany trhu s rezidenčními nemovitostmi. Další podrobnosti o působení jednotlivých cenotvorných faktorů jsou uvedeny například v Lux et al. (2008).

2. Datové zdroje o cenách bytů

Abychom mohli analyzovat vývoj cen bydlení v čase, je zapotřebí mít k dispozici spolehlivý cenový index. Existuje několik metod, jak lze sledovat vývoj cen rezidenčních nemovitostí, od nejjednodušších indexů spočívajících ve sledování průměrné či mediánové ceny u všech či pouze u určitým způsobem „standardních“ prodávaných nemovitostí ke složitějším indexům vyrovnávajícím se lépe s problémem rozdílné struktury transakcí v různých obdobích, změny v kvalitě bydlení či změny v implicitní hodnotě jednotlivých atributů bydlení v čase, jako jsou index opakovaných prodejů (*repeat-sales price index*) či hedonický cenový index (*hedonic price index*). V současnosti se zřejmě největší přednost dává *hedonickému cenovému indexu* (poprvé diskutován v Rosen, 1974), který pomocí výpočtu hedonické cenové funkce na celkovém objemu všech transakcí (nebo vzorku náhodně vybraných transakcí) umožňuje vypořádat se jak s problémem velké výběrové chyby, tak s nutností kontrolovat změnu skladby sledovaných vzorků nemovitostí. Cena bytu je dle tohoto přístupu nahlížena jako suma implicitních („skrytých“) cen jeho jednotlivých atributů (například velikosti bytu, stáří bytu, atraktivita lokality a jiné) a tímto způsobem nejlépe nahlíží rezidenční nemovitost jako komplexní ekonomický statek. Hedonická (z latinského významu „skrytá“) cenová funkce je v jádru klasickým vícerozměrným regresním modelem. Výsledky hedonické cenové funkce je relativně snadné interpretovat a aplikovat. Hedonický cenový model má, v nejobecnější formě, podobu následující rovnice:

$$Y = B_s S + B_l L + B_r R + \varepsilon, \text{ kde} \quad (3)$$

- Y - cena (odhadní či kupní) nemovitosti;
- S - strukturální atributy samotné nemovitosti (velikost bytu, počet pokojů, aj.);
- L - lokálně specifické atributy vázané k této nemovitosti (socioekonomická charakteristika lokality, dostupnost do místa zaměstnání aj.);
- R - regionálně specifické atributy vázané k této nemovitosti (vyspělost regionu, zaměstnanost aj.);
- ε - chybová složka modelu (rezidua).

Cena konkrétní nemovitosti je tudíž nahlížena jako suma cen konkrétních atributů charakterizujících tuto nemovitost (parametry modelu udávají vždy jednotkovou cenu atributů nemovitosti). Parametry modelu by se daly též interpretovat jako přírůstek celkové ceny nemovitosti vyvolaný existencí (či zvýšením) atributu nemovitosti o jednotku. Pokud vztahy mezi závislou proměnnou (cenou) a vysvětlujícími proměnnými (faktory) nejsou zřetelně lineární (typickým příkladem je vztah mezi cenou bytu

a jeho velikostí), přistupuje se k matematickým transformacím vysvětlujících proměnných a případně též ke změně funkční formy celého modelu - z lineární na nelineární regresi, v oblasti cenových funkcí nejčastěji na formu loglineární neboli semilogaritmickou, kdy je cena bytu nahrazena jejím přirozeným logaritmem.

Existují v zásadě tři způsoby, jejichž prostřednictvím lze v hedonických modelech následně zohlednit faktor času a zkonstruovat tak cenový index. Zřejmě nejjednodušším, ale také nejvíce kritizovaným způsobem, je tzv. *pooled time-dummy* metoda. Princip této metody spočívá ve výpočtu jediné regresní rovnice na spojeném datovém souboru za více sledovaných období s tím, že vedle jednotlivých atributů nemovitostí a atributů lokality je do rovnice zahrnut čas v podobě tzv. *dummy*-proměnných (proměnné nabývající pouze dvou hodnot, zpravidla nuly a jedné). Druhým přístupem je tzv. *adjacent-period time-dummy* metoda. Princip této metody spočívá v tom, že regresní rovnice je vypočtena na spojeném datovém souboru pouze za dvě po sobě časově bezprostředně následující období. Implicitní ceny jednotlivých atributů nemovitostí by se u obou rovnic lišily, tj. byl by do jisté míry odstraněn rigidní předpoklad, že v čase nedochází ke změnám implicitních cen jednotlivých atributů. Rigidita je však odstraněna jen do určité míry. Třetím, zřejmě nejflexibilnějším přístupem, je pak tzv. *hedonic imputations* metoda. V případě této metody je vypočteno tolik regresních modelů, kolik je období, pro něž má být cenová změna určena. V regresních rovnicích v tomto případě zcela chybí *dummy*-proměnná reprezentující čas a současně je zcela odstraněno omezení týkající se možných změn implicitních cen jednotlivých atributů nemovitostí. Je-li však použita *hedonic imputations* metoda, je nutné zajistit dodatečnou kontrolu případných změn ve struktuře sledovaných nemovitostí mezi těmito obdobími, a to pomocí vážení; jinými slovy, před konečným porovnáním průměrných cen nemovitostí je zapotřebí převážít simulované ceny u co nejvíce variant sledovaných nemovitostí. Průměrné ceny nemovitostí simulované jednotlivými modely pro daná období se po jejich zvážení srovnají prostřednictvím Laspeyresova, Paascheho nebo Fischerova indexu.

V České republice se od konce 90. let minulého století objevilo již několik cenových indexů pro rezidenční nemovitosti. Pomineme-li spíše amatérské pokusy některých realitních kanceláří vycházející z neočištěných průměrů aktuálně nabízených cen, je z hlediska metodologie i sběru dat možné za relevantní považovat tři indexy. Prvním z nich je cenový index publikovaný Českým statistickým úřadem (ČSÚ) každý rok v publikacích *Ceny sledovaných druhů nemovitostí* vycházející z cen (skutečných i odhadních) zjišťovaných pro účel výběru daně z převodu nemovitostí finančními úřady a evidovaných Ministerstvem financí. Druhým je index vytvářený Institutem regionálních informací s.r.o. (IRI), jež byl pro Prahu měsíčně publikován na internetovém severu *iDnes* (jinak pro celou republiku veden ročně) a jež vychází z nabídkových (inzerovaných) cen nemovitostí zjišťovaných monitoringem inzerce. Podobnou metodou (zjišťováním nabídkových cen v inzerci) je saturován i třetí index – cenový index Českého vysokého učení technického (ČVUT) vytvářený týmem vedeným doc. V. Dolanským, CSc., publikovaný měsíčně v časopise *Realit*. Všechny indexy se snaží o standardizaci kvality bytu (v závislosti na sledovaných attributech); hedonický přístup je však v omezené „startovní“ formě využíván od roku 2003 pouze u indexu ČSÚ. Dosud neexistuje žádný spolehlivý veřejně přístupný bankovní index.

Všechny výše uvedené indexy zápasí pravděpodobně s metodologickými pochybeními týkajícími se jak metody indexování, tak výběru vzorku (IRI, ČVUT) nebo rozsahu a kvality dat (ČSÚ). Dostupný datový soubor pro index ČSÚ je neúplným vzorkem realizovaných transakcí a hedonický regresní model obsahuje malé množství atributů bydlení. Postup IRI i ČVUT není zcela otevřený a datový soubor vychází z inzerovaných (nabídkových) a nikoliv skutečných tržních cen. Ve stádiu příprav je vznik hedonického cenového indexu na transakčních datech poskytovatelů hypotečních úvěrů; jeho spuštění je ovšem možné očekávat nejdříve v roce 2010. Metodicky nejpropracovanějším a dosud nejlépe spravovaným indexem vzhledem k výše uvedeným požadavkům prozatím zůstává index ČSÚ zachycující čtvrtletní vývoj cen bytů od roku 1998;⁹ údaje ČSÚ je možné, s určitou mírou opatrnosti, proto použít pro hledání odpovědi na otázku, zdali se ceny bydlení v ČR nachází nad svou rovnovážnou úroveň či nikoliv. Pro naplnění cíle této statě jsme využili údaje o cenách bytů z dat ČSÚ v roce 2002; z tohoto datového souboru byla (po aplikaci stejných filtrů jako používá ČSÚ) vypočtena průměrná cena bytu za rok 2002 a ceny bytů pro ostatní roky (1998–2007) byly dopočteny na základě indexů cen bytů oficiálně publikovaných ČSÚ. Jelikož se ovšem index ČSÚ nezabývá sledováním výše nájemného z bytů, nýbrž pouze sledováním vývoje cen vlastnického bydlení, využili jsme doplňkově též veřejně přístupné údaje o vývoji průměrného tržního nájemného v Praze ze zdrojů IRI.

3. Metodika hodnocení udržitelnosti vývoje cen bytů

Vzhledem k tomu, že vývoj disponibilních příjmů domácností často prokazatelně tvořil hlavní determinantu vývoje cen rezidenčních nemovitostí, vychází mnohá hodnocení vývoje cen bytů pouze z dlouhodobého vývoje ukazatele poměřujícího průměrné (mediánové) ceny bytů s průměrnými (mediánovými) ročními disponibilními příjmy domácností (*price-to-income*, P/I), resp. z analýzy odchylky aktuální hodnoty P/I od její dlouhodobé hodnoty (vytvořené jako geometrický průměr). Nevýhodou ukazatele P/I je skutečnost, že kromě příjmů domácností nebere v úvahu další faktory na straně poptávky i nabídky na trhu s bydlením, které mohou mít na ceny bydlení rovněž významný vliv. Vedle toho předpokládá, že nabídka pružně reaguje na poptávku; pokud je ovšem nabídka nové výstavby omezena státní regulací (územním plánováním, regulací krajiny), pak ukazatel P/I může v čase růst. Je tomu proto, že nová bytová výstavba na zvýšení cen existujících bytů vyvolané například růstem příjmů poptávajících reaguje nejen zpožděně a částečně, ale nereaguje z důvodu plánovacích omezení vůbec. Tento závěr potvrzuje Meen (2002) i Malpezzi (1999).¹⁰

9 Podle metodiky ČSÚ (ČSÚ 2007) jsou údaje o nemovitostech předávány Ministerstvem financí jednou měsíčně a vykazují zpoždění vůči datu prodeje (resp. datu podání příznání k dani) v průměru sedm měsíců. K dispozici jsou jak kupní, tak odhadní ceny nemovitostí. Pro účely tvorby indexu jsou kromě velikosti nemovitosti, geografické lokace (zpravidla kraj, výjimečně okres), velikosti obce a času, zohledňovány též míra opotřebení nemovitosti a koeficient vybavení stavby (další údaje nejsou k dispozici). Cenový index publikovaný ČSÚ je čistý (oproštěný od kvalitativních změn ve struktuře sledovaných nemovitostí) Laspeyresův index s pevnými vahami bazického období.

10 Meen (2002) dokládá, že zatímco P/I v čase má v USA tendenci spíše klesat, ve Velké Británii má naopak tendenci růst. Na základě přesvědčivých analýz dokládá, že je tomu zejména z důvodu nízké cenové elasticity nabídky, tj. pomalé, resp. rigidní, reakce nové bytové výstavby na růst cen existujících rezidenčních nemovitostí

Jiným způsobem, který je standardně používán pro odhad vývoje cen rezidenčních nemovitostí mezi investory (například Holt 2003), je ukazatel *price-to-earnings ratio* (P/E) nebo *price-to-rent ratio* (P/R). Jedná se o obdobu ukazatele, který je běžně užíván na akciových trzích při ohodnocování akcií. Stejně jako v případě akcií i v případě nemovitostí je založen na předpokladu, že cena nemovitosti je funkcí očekávaných budoucích příjmů z této nemovitosti. Příjmem se v případě rezidenčních nemovitostí rozumí diskontované potenciální nájemné (explicitní nebo implicitní). Převrácenou hodnotou ukazatele P/R je ukazatel *rent-to-price ratio*, R/P (používá ho McCarthy a Peach, 2004 i studie OECD), který budeme při hodnocení vývoje cen bytů v naší zemi dále nazývat hrubý příjmový výnos z investic do bytů (HPV) – HPV je vypočten jako podíl průměrné hrubé výše nájemného k průměrné ceně standardního bytu; hrubá výše nájemného je výše nájemného bez odečtu výdajů na údržbu a modernizaci domu (fond oprav), výdajů na údržbu a modernizaci bytu a daně z příjmu či daně z nemovitosti.

Tyto indikátory (P/E , resp. P/R , R/P , HPV) vycházejí z klasického předpokladu investiční úvahy, že nájemné musí dávat investorům do rezidenčních nemovitostí jistý výnos odpovídající výnosu z alternativních investic s podobným rizikem; je-li tento výnos nízký (v poměru k ceně pořízení investice), pak jsou ceny nadhodnoceny a dá se očekávat jejich budoucí pokles. Tyto ukazatele jsou ovšem opět nespolehlivé, zejména pak v krátkém období; v tomto případě proto, že předpokládají, že rezidenční nemovitost je čistým investičním statkem. Zatímco P/I nebere dostatečně v úvahu investiční rozměr vlastnického bydlení, P/R naopak opomíná spotřební rozměr vlastnického bydlení. Oba přístupy navíc nezohledňují ostatní fundamentální faktory.

Ve výzkumu nejrozšířenějším způsobem, jak modelovat (vysvětlit) minulý vývoj cen rezidenčních nemovitostí, je tak *model korekce chyby* (*error correction model*), který při svých cenových analýzách použili například Meen (2002), Hort (1998), Pagés a Maza (2003) a mnoho dalších. Model je fakticky rozdělen do dvou submodelů – submodelu týkajícího se dlouhodobého vývoje „rovnovážných“ cen bydlení predikovaných zejména pomocí fundamentálních faktorů a submodelu týkajícího se krátkodobého vývoje cen bydlení predikovaného na základě změn fundamentálních faktorů, změn cen bydlení v minulých obdobích (odrážející vliv spekulací) a na základě krátkodobé odchylky skutečných cen od cen rovnovážných (korekční koeficient). Zatímco v případě dlouhodobé úrovně je závislou proměnnou průměrná (mediánová) cena bydlení v jednotlivých letech (čtvrtletích, měsících), v případě krátkodobé úrovně je závislou proměnnou první diference cen bydlení – přírůstek/pokles cen bydlení v daném časovém okamžiku oproti situaci v předcházejícím období. Podobně v první rovnici jsou nezávislými proměnnými absolutní hodnoty jednotlivých vstupujících faktorů (příjmů domácností, demografických faktorů apod.), v druhé rovnici jsou nezávislými proměnnými první diference těchto faktorů.

Změna cen rezidenčních nemovitostí v minulém období, například před jedním či dvěma obdobími, zastupuje v druhém submodelu spekulace (adaptivní očekávání) působící jako „tvůrce bubliny“ (*bubble builder*). Postupně, jak se utváří bublina, ceny se v té části modelu, která zachycuje krátkodobou úroveň, začínají stále více odchylkovat od rovnovážné dlouhodobé cenové hladiny predikované v prvním submodelu z vývoje fundamentálních faktorů – míra této deviace následně působí jako „vypouštěč bubliny“ (*bubble burster*) a tlačí ceny dolů k jejich dlouhodobé rovnovážné úrovni.

Pro účel měření rychlosti této korekce stejně jako odhadu výše „prahu“, odkdy bublina praská, slouží korekční koeficient zahrnutý do druhého submodelu.

Prvním krokem v případě modelů korekce chyby je tedy stanovení dlouhodobé „rovnovážné“ ceny rezidenčních nemovitostí; ta je zpravidla zkoumána pomocí následné funkce vycházející z rovnic (1) a (2):

$$\ln g_t^* = f[\ln RY_t, \ln W_t, \ln HH_t, \ln H_t, \ln [(1-t)i_t + \delta - \pi_t - g^e/g_t]] \quad (4)$$

Všechny proměnné jsou (resp. mohou být, je-li vztah mocninný) po logaritmické transformaci vyjádřeny ve formě přirozeného logaritmu; ceny bydlení v jednotlivých sledovaných časových obdobích (závislá proměnná) do modelu vstupují zpravidla vždy ve formě přirozeného logaritmu. Tímto způsobem se konkrétní cenová funkce (rovnice):

$$g_i^* = \beta_0 RY_i^{\beta_1} W_i^{\beta_2} \dots u_i, \quad i = 1, 2, \dots, t \quad (5)$$

kde u_i udává vektor náhodných reziduí, transformuje na lineární regresní model řešitelný metodou nejmenších čtverců:

$$\ln g_i^* = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln RY_i + \beta_2 \ln W_i + \dots + \ln u_i, \quad i = 1, 2, \dots, t \quad (6)$$

V některých modelech bývá objem bytového fondu nahrazen objemem nové bytové výstavby (přírůstkem bytového fondu). Jindy je disponibilní příjem domácností nahrazen disponibilním příjmem na osobu nebo disponibilním příjmem mladých domácností (prvonabyvatelů vlastnického bydlení); v jiných modelech je namísto celkového počtu domácností či obyvatel vložena proměnná udávající počet domácností či obyvatel v určité věkové kategorii nejčastěji poptávajících vlastnické bydlení. V mnohých modelech je údaj týkající se bohatství z důvodu nedostupnosti vynechán a naopak z důvodu razantního poklesu inflace a liberalizace hypotečního trhu jsou přidány proměnné jako marže poskytovatelů hypotečních úvěrů, poměr nesplacené části hypotečních úvěrů k disponibilnímu příjmu domácností nebo jednoduše míra zadlužení domácností hypotečními úvěry. Namísto celkového výpočtu uživatelských nákladů vlastnického bydlení se v praxi využívá jednoduše informace o výši průměrných nominálních i reálných úrokových sazeb z hypotečních úvěrů (po zdanění).

Jak jsme uvedli, skutečný pohyb cen je daleko variabilnější než vývoj cen „rovnovážných“. Výše uvedený model se proto doplňuje o druhý submodel obsahující první diference závislé i nezávislých proměnných, tedy změny hodnot proměnných (například cen) oproti hodnotám v předcházejícím sledovaném období:

$$\ln \Delta g_i = \ln \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln RY_i + \beta_2 \ln \Delta W_i + \ln u_i, \quad i = 1, 2, \dots, t \quad (7)$$

kde, například:

$$\Delta g_i = g_i - g_{i-1}$$

Jelikož ceny rezidenčních nemovitostí mohou vykazovat v čase autokorelaci, přidávají se do druhého submodelu též změny cen rezidenčních nemovitostí v minulých obdobích. Pokud, například, ovlivňuje aktuální změnu ve výši cen změna ve výši cen

v předcházejících dvou obdobích (tedy cenové zhodnocení z minulých dvou let či čtvrtletí), pak rovnici rozšíříme následujícím způsobem:

$$\ln \Delta g_i = \ln \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln RY_i + \beta_2 \ln \Delta W_i + \beta_3 \ln \Delta g_{i-1} + \beta_4 \ln \Delta g_{i-2} + \dots + \ln u_i, i = 1, 2, \dots, t \quad (8)$$

Pro účel zahrnutí korekce cenovou bublinou „vychýlených“ cen na dlouhodobou rovnovážnou úroveň (tedy efektu prasknutí cenové bubliny) přidáváme do rovnice následně též korekční koeficient sledující odchylku skutečné ceny od ceny rovnovážné:

$$\ln \Delta g_i = \ln \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln RY_i + \beta_2 \ln \Delta W_i + \beta_3 \ln \Delta g_{i-1} + \beta_4 \ln \Delta g_{i-2} + \beta_5 (g_{i-1} - g_{i-1}^*) + \dots + \ln u_i, i = 1, 2, \dots, t \quad (9)$$

kde

$$g_{i-1} - g_{i-1}^*, i = 1, 2, \dots, t$$

je korekční koeficient udávající odchylku skutečné (pozorované) mediánové (průměrné) ceny nemovitostí v předcházejícím období od „rovnovážné“ ceny nemovitostí predikované pro předcházející období z prvního submodelu.

Aby mohl být model relevantně odhadnut (a predikce byla kvalitní), existuje požadavek, aby byl konstruován z časových řad proměnných vyhovujících požadavku stacionarity. Stacionarity lze pak dosáhnout buď zahrnutím trendu do regresního modelu (tzv. trendově stacionární model) nebo první diferencí všech do modelu zahrnutých časových řad (tzv. diferencně stacionární model). Ačkoliv většina makroekonomických časových řad je nestacionárních, většina těchto řad je ovšem také diferencně stacionárních, tj. nahrazení absolutní hodnoty proměnných vstupujících do predikčního modelu jejich prvními diferencemi je běžný způsob při ekonometrických analýzách. Jelikož však první část submodelu je tvořena s největší pravděpodobností nestacionárními proměnnými, museli bychom na měření rovnovážné hladiny cen standardními statistickými postupy rezignovat. Díky teorii kointegrace vyvinuté Grangerem (1981) a rozpracované Englem a Grangerem (1987) to však možné je, pokud jsou závislá i nezávislé proměnné (časové řady v modelu) integrované řádu jedna (tedy diferencně stacionární) a pokud rezidua z jejich lineární kombinace (tedy chybová složka submodelu vysvětlujícího vývoj rovnovážné hladiny cen) je stacionární (integrovaná řádu nula). Pokud a jen pokud jsou tedy všechny časové řady zahrnuté do modelu diferencně stacionární (integrované řádu jedna) a chybová složka z jejich lineární kombinace (tedy u_i z prvního submodelu) je stacionární (integrovaná řádu nula), pak jsou časové řady kointegrované a lze s pomocí lineárního regresního modelu (metody nejmenších čtverců) relevantně vypočítat model vývoje dlouhodobých „rovnovážných“ cen i model vývoje krátkodobých cen (oba výše zmíněné submodely).

4. Aplikace metodiky ve vyspělých zemích

Podle dat OECD došlo, s výjimkou Japonska a Německa, mezi roky 2000 a 2006 k růstu hodnoty P/I téměř ve všech sledovaných vyspělých zemích (tedy k nerovnoměrnému vývoji cen a příjmů ve prospěch rychlejšího růstu cen); nejprudčeji P/I vzrostl za dané období ve Španělsku (o 60 %), Francii (o 55 %), Austrálii (41 %), Velké Británii (41 %) a Dánsku (jen od roku 2003 o 39 %); naopak v Německu poklesl za stejné

období o 15% a v Japonsku dokonce o více než 20%. V zemích, které zaznamenaly největší růst cen rezidenčních nemovitostí, překračovala hodnota P/I v roce 2006 geometrický průměr vypočtený na hodnotách indikátoru od roku 1970 („rovnovážnou hodnotu“) o více než 40%; konkrétně v Irsku o 57%, ve Velké Británii o 43%, ve Španělsku o 64%, v Nizozemí o 75%, na Novém Zélandu o 55% a v Austrálii o 47%. Pod úrovní „rovnovážné“ hodnoty indikátoru P/I byla v roce 2006 naopak hodnota indikátoru v Japonsku (32%), Německu (31%) a Švýcarsku (19%). Jak vyplývá z námi získaných dat z jednotlivých národních zdrojů (podrobnosti v Lux et al. 2008), v Irsku jen v druhé polovině 90. let vzrostl P/I z hodnoty blízké 4 na hodnotu blízkou 7, ve Velké Británii obdobně vzrostl z hodnoty blízké 4 na hodnotu překračující 7 (k roku 2004) a v Nizozemí „absolvoval“ indikátor P/I podobný vývoj za období od začátku 90. let do roku 2004.

Dle dat OECD, s výjimkou Japonska a Německa rostla rovněž hodnota indikátoru P/R (odrážející nerovnoměrný vývoj cen a nájmu u rezidenčních nemovitostí ve prospěch rychlejšího růstu cen) po roce 2000 ve všech analyzovaných zemích; nejvíce pak ve Španělsku (do roku 2006 o 73%), Francii (o 68%), Austrálii (o 55%), Kanadě (o 53%), Švédsku (o 51%), Dánsku (o 49%) a Velké Británii (o 48%); naopak v Japonsku hodnota indikátoru poklesla po roce 2000 o 28% a v Německu o 10%. Podobně jako P/I také P/R dosáhl ve většině zemí rekordních hodnot – v Irsku a Španělsku byla v roce 2006 hodnota indikátoru o 100% vyšší než „rovnovážná hodnota“; ve většině ostatních zemí, zejména pak v zemích anglosaských a skandinávských, byla hodnota P/R sice nižší, ale stále překračovala o více než 50% „hodnotu rovnovážnou“ (v Kanadě o 84%, v Austrálii o 77%, Nizozemí o 68%, Dánsku o 65%, Švédsku o 62%, Norsku o 59%, na Novém Zélandu o 59%, Finsku o 57%, Francii o 57% a Velké Británii o 52%). I Evropská centrální banka (ECB 2006), jakkoliv tehdy optimistická v závěrech, přiznala, že na základě hodnocení indikátoru P/R „jsou ceny rezidenčních nemovitostí 15–25% nad svým historickým průměrem“ (str. 69).

I přes tuto skutečnost se všechny studie OECD vydané až do roku 2007 překvapivě přikláněly k názoru, že „na většině trhů (zemí OECD – pozn. aut.) ceny rezidenčních nemovitostí nejsou až tak vzdálené od linie určované ekonomickými fundamenty“ (Girouard et al., 2006, 3). Spíše „optimistické“ závěry studií OECD vycházely z následujících důkazů:

- přestože úroveň ukazatele P/I z důvodu rekordního růstu cen rezidenčních nemovitostí dosáhla rekordně vysokých hodnot, pokud se hodnotí dostupnost bydlení mírou zatížení splátkami úvěrů na pořízení průměrného bydlení (tedy indikátorem srovnávajícím příjmy domácností se splátkou úvěru potřebného ke koupi průměrné nemovitosti), pak bychom díky poklesu úrokových sazeb a větší dostupnosti úvěrových produktů zjistili, že se dostupnost bydlení nezhoršila, resp. že se v mnoha zemích i přes rekordní růst cen bydlení naopak zlepšila;
- přestože úroveň ukazatele P/R rovněž často dosáhla rekordně vysokých hodnot, tedy příjmový výnos z investic do rezidenčních nemovitostí se prudce snížil, tato změna odpovídala snížení úrokových sazeb a příjmových výnosů z alternativních méně rizikových investic (například investic do státních obligací);
- přestože některé studie aplikující model korekce chyby poukázaly na to, že ceny nemovitostí jsou nad dlouhodobou rovnovážnou hladinou, pokud bychom do těchto modelů nezahrnuli jako ekonomický fundament čistě úrokovou sazbu z hypotečních úvěrů, ale celé tzv. uživatelské náklady vlastnického bydlení, pak by naopak

výsledky těchto modelů ukázaly, že ceny jsou nadhodnocené jen v relativně malém počtu vyspělých zemí (Irsko, Španělsko, Velká Británie), a to nikterak dramaticky.

Dnes je zřejmé, že ve studiích OECD mohlo dojít k určitému „znásilnění“ modelových přístupů ve snaze získat optimističtější závěry, a to z následujících důvodů:

1. Finanční dostupnost bydlení měřená výší splátky úvěru nutného na pořízení průměrné nemovitosti k průměrnému příjmu domácnosti se mohla sice díky snížení úrokových sazeb, snížení marží u poskytovatelů hypotečních úvěrů a zvýšení doby splatnosti úvěrů zlepšit, avšak to neznamená, že domácnosti zaplatí za své bydlení méně. Domácnosti totiž budou muset pořízení svého bydlení hradit mnohem delší dobu, než bylo obvyklé dříve (a tím zvyšují riziko, že nastane v budoucnu situace, kdy nebudou schopny úvěrovým závazkům dostát) a z důvodu nízké inflace je bude splátka úvěrů v budoucnu finančně zatěžovat daleko více, než byla obvyklá finanční zátěž v průběhu splatnosti úvěru dříve (v obdobích vyšší inflace reálná hodnota splátky úvěru díky samotné inflaci rychle klesá, takže finanční zátěž ze „starých“ úvěrů se relativně rychle snižuje). Mimo to, lepší dostupnost bydlení je podmíněna udržením rekordně nízké úrovně úrokových sazeb.¹¹
2. Jakkoliv příjmový výnos z pronájmu rezidenčních nemovitostí logicky poklesl jako důsledek snížení úrokových sazeb a výnosů z jiných bezrizikových investic (státních obligací), tento pokles neodráží podstatná rizika, která plynou z pronájmu nemovitostí. Jinými slovy, u pronájmu nemovitostí existuje jistá hraniční hodnota příjmového výnosu, pod kterou je bez cenového zhodnocení investice do takové nemovitosti ztrátová – pronajímané nemovitosti je potřeba udržovat v dobrém stavu, provádět pravidelný management a kontrolu (tedy souvisí s ní nemalé dodatečné náklady) a zejména pak existují zřetelná rizika plynoucí ze špatného chování nájemníků. Jinými slovy, existuje riziko, že pronajímaný byt bude nějakou dobu prázdný. Je-li ovšem výnos z investice založen pouze na cenovém zhodnocení a investor se spokojí s minimálním příjmem z nájemného, je to typická situace „budování cenové bubliny“.
3. Základními složkami uživatelských nákladů vlastnického bydlení jsou úroková sazba z hypotečních úvěrů (či ušlý úrok z vlastních investovaných prostředků) a očekávané roční cenové zhodnocení kupované nemovitosti v budoucnu. Zahnutí cenových očekávání do ekonometrických modelů korekce chyby ve studiích OECD je, podle našeho názoru, chybou. Cenová očekávání jsou zpravidla do modelů zahrnována jako klouzavý průměr ročních cenových zhodnocení v minulých letech. Je logické, že pokud ceny v minulých letech rostly rekordními tempy, může se dokonce stát, že míra očekávané cenové apreciacie předčí úrokovou sazbu z úvěrů, ale výsledky modelu v takovém případě jen přispívají k falešnému obrazu, že jsou taková očekávání oprávněná. Cenová očekávání nejsou ekonomickým fundamentem a je také otázkou, zdali za fundament z pohledu vývoje trhu bydlení můžeme považovat samotnou úrokovou sazbu.

11 V této souvislosti je vhodné zdůraznit, že zvýšení úrokových sazeb z vyššího základu (např. z 6% na 9%) není z hlediska marginální finanční zátěže věřitele stejné jako v procentních bodech stejné zvýšení úrokových sazeb z nižšího základu (např. z 2% na 5%) – ve druhém případě se úroková splátka více než zdvojnásobí. Je velmi pravděpodobné, že tyto skutečnosti jsou často laicky a nakonec i odborníky opomíjeny, přestože jsou velmi zásadní.

Ačkoliv spíše optimistické závěry studií OECD odpovídaly i závěrům jiných tehdejších studií European Central Bank (ECB, 2006), Bank for International Settlements (Stephansen, Koster, 2006; Case, Wachter, 2005) nebo závěrům nezávislých studií Himmelberga et al. (2005) či Camerona et al. (2006), již tehdy, a ještě více pak dnes, mnozí výzkumníci dospívali k závěrům právě opačným (například Barrel et al., 2004; Baker, Rosnick, 2005 či autoři komentářů v časopise *The Economist*). Při hodnocení vývoje cen rezidenčních nemovitostí v ČR je proto nutné vzít v úvahu možná metodologická pochybení, vedoucí k pravděpodobně falešným optimistickým výkladům.

5. Aplikace metodiky v České republice

Graf 1 znázorňuje čtvrtletní vývoj nominálních a reálných cen bytů a rodinných domů v České republice mezi rokem 1998 a 2007 dle ČSÚ. Z grafu je zřejmé, že podle ČSÚ ceny bytů rostly až do 3. čtvrtletí 2003, kdy nastal vrchol cenové bubliny související pravděpodobně s očekávaným vstupem ČR do EU. Počínaje 4. čtvrtletím 2003 nastala cenová korekce a nominální ceny bytů se vrátily na úroveň 3. čtvrtletí 2003 až na konci roku 2006 (v reálných hodnotách pak teprve na začátku roku 2007). Podle revidovaných hodnot indexu za 2. pololetí 2006 a podle odhadů na rok 2007 je z grafu patrný velmi prudký růst cen bytů v průběhu roku 2007 (meziročně za celou ČR o více než 29 % v porovnání s rokem 2006).¹² Ceny rodinných domů v porovnání s cenami bytů nevykazovaly tak výrazné turbulence, jejich vývoj byl mnohem pozvolnější. Nicméně i v případě rodinných domů je patrné zastavení cenového růstu na přelomu let 2003 a 2004 a následná stagnace, resp. mírný pokles cen, v dalších letech. V nominálním vyjádření se ceny rodinných domů vrátily na úroveň 3. čtvrtletí 2003 také až na konci roku 2006 (v reálném vyjádření teprve ve 2. čtvrtletí 2007). Podobně jako v případě cen bytů i pro rodinné domy ČSÚ odhadoval pro rok 2007 výrazný cenový růst (nicméně jedná se meziročně „jen“ o 12,2 %).

Pro hodnocení udržitelnosti vývoje cen bytů jsme standardně použili indikátory *price-to-income (P/I)*, *price-to-rent (P/R, HPI)* a doplňkově též indikátor srovnávací výši čistého nájemného s užitelskými náklady vlastnického bydlení. Na závěr jsme vypočetli model korekce chyby; z něj jsme zjistili odhadovanou „rovnovážnou“ dlouhodobou úroveň cen a definovali model vysvětlující krátkodobé odchylky od rovnovážné úrovně.

Hodnota *P/I* v ČR vzrostla z 2,0 v roce 1998 na 3,7 v roce 2007, tedy za celé sledované období o 80 % a od roku 2000 o 54 %.¹³ Z hlediska mezinárodního srovnání, jež máme k dispozici pouze za období let 2000–2006, byl růst *P/I* průměrný, a to díky

12 Údaje pro rok 2007 byly v době sepsání této statě stále ještě odhady. Je možné, že ČSÚ v následujících měsících či letech bude tyto údaje ještě korigovat na základě dodatečných dat od Ministerstva financí, avšak míra této korekce by již velmi pravděpodobně neměla mít žádný zásadní vliv na konečná zjištění uvedená v této stati. Na druhou stranu neaktuálnost dat ČSÚ poukazuje na nutnost nalézt jinou, spolehlivější a aktuálnější formu sledování vývoje cen bytů v naší zemi.

13 Disponibilní (čisté) roční příjmy domácností byly zjištěny z údajů *Statistiky rodinných účtů* ČSÚ (jedná se o průměrné celkové čisté roční příjmy všech domácností), jakkoliv není tento přístup metodologicky správný, jelikož respondenti výzkumu nejsou vybíráni náhodným výběrem a příjem domácností je jedním z kvótních znaků (jiný zdroj o příjmech domácností u nás v časové řadě však dostupný není). Příjmy domácností byly následně využity pro srovnání s průměrnými cenami bytů prostřednictvím ukazatele *P/I*.

propadu hodnoty indikátoru P/I v ČR v letech 2004–2005 (v roce 2003 byla hodnota P/I již 3,36); avšak je nutné mít na paměti, že sledované období opomíjí prudký růst cen bytů v roce 2007, tedy růst P/I by mohl být z hlediska mezinárodního srovnání finálně hodnocen jako nadprůměrný. Z hlediska absolutní hodnoty indikátoru P/I v roce 2007 patřila Česká republika v mezinárodním srovnání k relativně „levným“ zemím (jako Rakousko nebo Finsko), jakkoliv je toto mezinárodní srovnání z důvodu špatné dostupnosti dat brát s jistou opatrností. V roce 2007 byla hodnota indikátoru P/I nad svou „rovnovážnou“ úroveň; odchylka hodnoty P/I od geometrického průměru za období 1998–2007 dosáhla 31 %, což by byla nejvyšší kladná odchylka za celé sledované období. I z hlediska mezinárodního srovnání se jedná o vysokou hodnotu odchylky; je však nutné brát v úvahu, že geometrický průměr byl pro ČR počítán na daleko kratší časové řadě údajů než pro ostatní srovnávané země. Rovněž je třeba podotknout, že v roce 2006 se odchylka P/I od geometrického průměru pohybovala ještě jen kolem 9 %; růst cen v roce 2007 byl tedy extrémní, avšak tento růst se omezil pouze na jeden rok.

Vývoj hodnoty P/R jsme byli schopni zachytit pouze pro byty v Praze; ze zdrojů IRI se nám podařilo získat časovou řadu o vývoji průměrného tržního nájemného i cen u jimi sledovaných „standardních“ bytů mezi roky 2000 a 2007 v Praze (investoři se v naší zemi ostatně ponejvíce soustředí na hlavní město). Hodnota P/R zde vzrostla mezi roky 2000 a 2007 z 13,7 na 22,7; nelze ji však hodnotit bez ohledu na vývoj obecných úrokových sazeb určujících náklady obětované příležitosti (výnosy z alternativních investic). Tabulka 1 udává vedle indikátoru P/R také HPV i výnos ze státních pětiletých a desetiletých dluhopisů v letech 2000 až 2007. Pokud se podíváme na vývoj rozdílu mezi HPV a hrubým výnosem z dluhopisů mezi roky 2001 a 2007 (poslední dva řádky tabulky), pak zjistíme, že v roce 2007 došlo k výraznému snížení tohoto rozdílu a hodnota rozdílu v roce 2007 byla nejnižší za sledované období. Průměrný výnos z nájemného se tudíž v roce 2007 dostal na kriticky nízkou hodnotu.

Srovnání nájemného a cen bytů v Praze bylo doplňkově ověřováno prostřednictvím dalšího indikátoru – a to srovnáním čistého nájemného (po odečtu odhadovaných výdajů na údržbu a modernizaci domu a bytu z výše hrubého nájemného) s uživatelskými náklady vlastnického bydlení. Toto srovnání zachycuje graf 2; užity byly opět pouze údaje IRI. Poměřována je zde výše ročního čistého nájemného a výše čistých uživatelských nákladů vlastnického bydlení pro uživatele bytu v Praze. Uživatelské náklady vlastnického bydlení byly vypočteny jako roční úrokové¹⁴ náklady na pořízení průměrného pražského bytu (při zohlednění možnosti daňové úspory);¹⁵ v souladu se zjištěními uvedenými v úvodu jsme při detekci tržní rovnováhy předpokládali nulové cenové zhodnocení nemovitostí v čase. Tučně znázorněná osa x v grafu 2 procházející bodem 1 (na ose y) představuje „indiferenční úsečku“ – body na této křivce představují situaci, kdy výše nájemného odpovídá výši uživatelských nákladů vlastnického bydlení a domácnosti jsou z čistě finančního hlediska indiferentní mezi tím, zda v Praze poptávat nájemní nebo vlastnické bydlení. Pokud se křivka nachází nad touto „indife-

14 Úroková sazba z nově poskytnutých hypotečních úvěrů na bydlení byla pro roky 2000–2002 určena z dat šetření Hypoteční úvěry v ČR (realizoval Sociologický ústav AV ČR v polovině roku 2005), od roku 2003 se jedná o průměrnou úrokovou sazbu z nově poskytnutých hypotečních úvěrů publikovanou Fincentrum Hypoindex.

15 Při nejvyšší mezní daňové sazbě ve výši 32%.

renční úsečkou“, znamená to, že je nájemné vyšší než užitelské náklady vlastnického bydlení, a domácnostem se tak vyplatí poplácávat byty do vlastnictví. Naopak, je-li křivka pod „indiferenční úsečkou“, pak to znamená, že je nájemné nižší než užitelské náklady vlastnického bydlení a racionálně se chovající domácnosti by z čistě finančního hlediska měly preferovat nájemní bydlení před bydlením vlastnickým – v takovém případě jsou ceny bytů „příliš“ vysoké, resp. vyšší, než jaké by měly být v případě rovnováhy. Křivka spojuje body poměřující výši nájemného a výši užitelských nákladů vlastnického bydlení za předpokladu očekávaného nulového cenového zhodnocení. Ukazuje se, že za tohoto předpokladu by bylo v roce 2007 již výhodnější byt si v Praze pronajmout, než si jej koupit; jinými slovy, ceny bytů v Praze byly v roce 2007 při srovnání s aktuální výší nájemného dle uvedeného porovnání mírně nadhodnocené.

S využitím čtvrtletních dat ČSÚ o vývoji cen nemovitostí jsme zkonstruovali i dvoustupňový model korekce chyby. V prvním kroku byla nejprve odhadnuta „rovnovážná“ cenová hladina s využitím vybraných makroekonomických fundamentů. Formálně lze rovnici výsledného „rovnovážného“ modelu zapsat následujícím způsobem:

$$\ln P_t = 3,040 + 0,779 * \ln Y_t^{SA} - 0,307 * \ln PRIBOR_t - 0,550 * \ln NEZAM_t \quad (10)$$

kde:

- $\ln P_t$ - logaritmus reálné ceny bytu ve čtvrtletí t ;
- $\ln Y_t^{SA}$ - logaritmus reálného čistého disponibilního důchodu domácností ve čtvrtletí t , po sezónním očištění;
- $\ln PRIBOR_t$ - logaritmus nominální úrokové sazby (jednorozční PRIBOR) ve čtvrtletí t ;
- $\ln NEZAM_t$ - logaritmus počtu nezaměstnaných (v tis.) ve čtvrtletí t .

Z výše uvedené rovnice je zřejmé, že do modelu z velké škály nezávislých proměnných vstoupil logaritmus sezónně očištěného čistého disponibilního důchodu domácností v reálném vyjádření, počet nezaměstnaných osob a nominální úroková sazba (v podobně jednorozční PRIBOR).¹⁶ Výsledný koeficient determinace (R^2) modelu je velmi vysoký – model dokázal vysvětlit 96,2% variance logaritmu čtvrtletních cen bytů. Z hodnot standardizovaných koeficientů beta vyplynulo, že proměnnou s nejsilnějším vlivem na ceny bytů se ukázala být úroková sazba těsně následovaná výší reálného čistého disponibilního důchodu domácností. Tento výsledek, z hlediska hlavního cíle této statě, není příliš uspokojivý. Uvedli jsme výše, že hlavní faktory poptávky na trhu bydlení tvoří faktory demografické a příjem domácností; úroková sazba může být maximálně korektorem vývoje, nikoliv jeho dominantním faktorem. Jinými slovy, pokles úrokové sazby při klesajícím příjmu domácností by velmi pravděpodobně nevedl k růstu cen bytů; výše uvedené výsledky tak do velké míry odrážejí nedostatek dat, resp. skutečnost, že máme k dispozici jen příliš krátkou časovou řadu nezahrnující skutečnou krizi trhu bydlení.

16 Významná byla i úroková sazba z nově poskytnutých úvěrů s dobou splatnosti nad 4 roky (od roku 2004 z důvodu změny metodiky ČNB nahrazená úrokovou sazbou z nově poskytnutých hypotečních úvěrů domácnostem), ale model byl schopen vysvětlit významně menší část variability závislé proměnné (než v případě zařazení nominální jednorozční PRIBOR). Obě sazby nemohly být do modelu zařazeny současně z důvodu vysoké multikolinearity.

Ve druhém kroku jsme se proto snažili, a to i za cenu nižšího koeficientu determinace, definovat takový „rovnovážný“ model, který by mohl být z dlouhodobého pohledu spolehlivější. Z hodnot standardizovaných koeficientů beta je v tomto případě zřejmé, že proměnnou s nejsilnějším vlivem na ceny bytů se ukázal být počet přistěhovalých (imigrantů) na obyvatele (kladný vliv na ceny) následovaný výší reálného čistého disponibilního důchodu domácností (kladný vliv na ceny) a s „větším odstupem“ nominální úrokovou sazbou z dlouhodobých úvěrů (negativní vliv na ceny).¹⁷ Formálně lze rovnici takového modelu zapsat následovně:

$$\ln P_t = 1,888 + 0,689 * \ln Y_{rt}^{SA} + 0,143 * \ln IMIGROB_t - 0,201 * \ln In_t \quad (11)$$

kde:

- $\ln P_t$ - logaritmus reálné ceny bytu ve čtvrtletí t ;
- $\ln Y_{rt}^{SA}$ - logaritmus reálného čistého disponibilního důchodu domácností ve čtvrtletí t , po sezónním očištění;
- $\ln IMIGROB_t$ - logaritmus počtu přistěhovalých (imigrantů) na obyvatele ve čtvrtletí t ;
- $\ln In_t$ - logaritmus nominální úrokové sazby (úrokové sazby z poskytnutých dlouhodobých úvěrů, resp. úvěrů na bydlení) ve čtvrtletí t .

Výsledky modelu jsou detailně uvedeny v tabulce 2. V grafu 3 je zachycen skutečný vývoj cen bytů (resp. vývoj jejich přirozeného logaritmu) mezi rokem 1998 a 2007 podle informací ČSÚ (tmavší křivka) a modelem predikované „rovnovážné“ ceny. Opět se ukazuje, že časová řada je pro reliabilní výsledky modelování stále ještě krátká (pouze 40 pozorování) a že se tudíž vliv jednotlivých faktorů může při dalším modelování podstatněji změnit; výsledky je proto nutné brát pouze jako orientační. Tento orientační výstup nicméně ukazuje na to, že ve druhé polovině roku 2007 vykazovaly ceny bytů¹⁸ určitou známku nadhodnocení (pohybovaly se nad úroveň „rovnovážných“ cen).

Ve druhé fázi model vysvětluje krátkodobý vývoj cen, přičemž zohledňuje i odchylky skutečných pozorování od „dlouhodobě rovnovážných“ cen (rezidua z prvního modelu). Formálně lze výsledný model zapsat jako:

$$\Delta \ln P_t = 0,010 + 0,874 * \Delta RESID_t + 0,102 * \Delta \ln Y_{r,t-2} + 0,139 * \Delta \ln IMIGR_t - 0,159 * \Delta \ln In_t \quad (12)$$

kde:

- $\Delta \ln P_t$ - přírůstek logaritmu reálné ceny bytu v čase t ;
- $\Delta RESID_t$ - korekční koeficient (přírůstek reziduí z rovnice dlouhodobé rovnováhy) v čase t .
- $\Delta \ln Y_{r,t-2}$ - přírůstek logaritmu reálného disponibilního důchodu domácností v čase $t-2$;

17 Je třeba poznamenat, že uvedené proměnné se ukázaly jako statisticky významné i při zařazení proměnné reprezentující časové hledisko (pořadí jednotlivých čtvrtletí v období 1998–2007). Proměnná reprezentující čas se naopak ukázala jako statisticky nevýznamná (proto na tomto místě uvádíme model bez zařazení „časové“ proměnné).

18 Přesněji odhady cen bytů ČSÚ. Je možné, že ČSÚ bude cenový růst za rok 2007 ještě určitým způsobem korigovat.

- $\Delta \ln IMIGR_t$ - přírůstek logaritmu počtu přistěhovaných (imigrantů) v čase t ;
 $\Delta \ln In_t$ - přírůstek logaritmu nominální úrokové sazby z dlouhodobých úvěrů (úvěrů na bydlení domácnostem) v čase t .

Druhý model (bližší specifikace je uvedena rovněž v tabulce 2) dokázal vysvětlit 79,8 % variability závislé proměnné (přírůstku logaritmu reálných cen bytů). Z hodnot standardizovaných koeficientů beta vyplývá, že závislá proměnná byla v největší míře vysvětlena přírůstky reziduí z modelu „dlouhodobé“ rovnováhy, dále přírůstky logaritmu počtu přistěhovaných (ve čtvrtletí t), přírůstky logaritmu nominální úrokové sazby z dlouhodobých úvěrů (úvěrů na bydlení) ve čtvrtletí t a konečně přírůstky logaritmu reálného disponibilního důchodu domácností po sezónním očištění (zpožděné o dvě čtvrtletí). Z grafu 4 je zřejmé, že diferenčně stacionární (přírůstkový) model poměrně věrně kopíruje křivku skutečně pozorovaných přírůstků logaritmu cen bytů, s výjimkou několika období (přelomu let 1999 a 2000, přelomu let 2001 a 2002 a počátku roku 2006).

Demografické faktory se ukázaly jako významné pro určení rovnovážné hladiny cen bytů jen zčásti – v podobě počtu přistěhovaných (imigrantů). Provedena proto byla ještě dodatečná separátní analýza dalších demografických faktorů (zejména vývoje počtu osob tvořících z hlediska věku pravděpodobně největší část koupěschopné poptávky na trhu). Graf 5 udává vývoj cen bytů a vývoj podílu obyvatel ve věku 20–44 let (resp. 30–44 let) na celkovém počtu obyvatel dle ČSÚ mezi roky 1998–2007; graf 5 rovněž uvádí odhad (populační prognózu) vývoje podílu obyvatel v daných věkových kategoriích mezi roky 2005 a 2030. Z grafu je zřejmé, že podíl obyvatel ve věku 30–44 let začal po roce 2001 narůstat a tento růst by měl pokračovat až do roku 2015 (jakkoliv by měl být po roce 2010 již pozvolnější); růst podílu obyvatel ve věku 20–44 let je z důvodu výrazných proměn demografického chování po roce 1990 mnohem pozvolnější a měl by se „zlomit“ v pokles už v roce 2010. Na druhou stranu je zřejmé, že spíše pozvolný vývoj demografických faktorů neodpovídá dynamickému vývoji cen bytů; růst cen bytů je daleko razantnější. Je možné, že i z důvodu státních intervencí (daňová reforma, hrozba zvýšení DPH na novou bytovou výstavbu) realizovali prvonabyvatelé bytů svou poptávku po bydlení již v roce 2007 a tudíž pozitivní vliv demografických faktorů „vyprchal“ již v roce 2007. Podíl objemu zůstatku poskytnutých hypotečních úvěrů na bydlení obyvatelstvu k HDP sice v roce 2007 po rekordním přírůstku poskytnutých úvěrů dosáhl hodnoty 14,5 %, stále je však ve srovnání s vyspělými státy možné jej považovat za relativně nízký.

Závěr

Hypoteční krize v USA, jejíž příčiny byly v textu popsány, nastala po poměrně dlouhém a velmi rychlém růstu cen nemovitostí, který bylo možno zaznamenat prakticky ve všech vyspělých zemích po roce 2000. V souvislosti s bezprecedentní délkou období cenového růstu a stejně tak tempem růstu cen rezidenčních nemovitostí se řada studií věnovala otázce, nakolik je vývoj cen rezidenčních nemovitostí dlouhodobě udržitelný. Zastánci hypotézy o nadhodnocených cenách stejně jako jejich odpůrci vznášeli poměrně přesvědčivé argumenty podporující své teorie, nicméně v dostupné literatuře (zejména pak studiích OECD) bylo patrné spíše mírně optimistické hodnocení.

O to větším překvapením byla následná hypoteční krize v USA a její dalekosáhlé důsledky v dalších sektorech ekonomiky a globální dopady. Nabízí se proto otázka, co bylo příčinou „selhání“ těch, kteří byli přesvědčeni o souladu mezi vývojem cen rezidenčních nemovitostí a ekonomických fundamentů, z jakého důvodu nebyly i relativně sofistikované ekonometrické modely schopny odhalit možnost potenciální krize.

V této stati jsme se proto nejprve věnovali fungování trhu rezidenčních nemovitostí z teoretického hlediska, a to se zaměřením na faktory (na straně nabídky i poptávky), které jsou obvykle v zahraničních studiích považovány za určující z hlediska determinace „rovnovážných“ cen na trhu. Domníváme se, že problematičnost určení faktorů, které ještě lze považovat za skutečné ekonomické fundamenty, a faktorů, které by za ně již považovány být neměly, do jisté míry vysvětluje výše zmíněné „selhání“ v podobě neschopnosti odhalit rizika blížící se krize. Sporným je z tohoto hlediska zejména faktor úrokové sazby a zahrnutí cenových očekávání do ekonometrických modelů.

S ohledem na skutečnost, že bez spolehlivých informací o skutečném vývoji cen rezidenčních nemovitostí nejsou jakékoliv analýzy prakticky realizovatelné, věnovali jsme pozornost rovněž způsobu konstrukce cenových indexů, a to s důrazem na kritické zhodnocení existujících cenových indexů v ČR. V neposlední řadě byly popsány vybrané metodické přístupy k hodnocení udržitelnosti vývoje cen rezidenčních nemovitostí používané v zahraničí a ty byly následně aplikovány i v podmínkách ČR; do té míry, do jaké to existující datové zdroje umožňují, a se zohledněním výše uvedených zjištění. S využitím indikátorů *price-to-income* (*P/I*), *price-to-rent* (*P/R*) (resp. *R/P*, *HPI*) a doplnkově též indikátoru srovnávajícího výši čistého nájemného s uživatelskými náklady vlastnického bydlení a modelu korekce chyby jsme se pokusili zhodnotit, zda se ceny bytů v ČR v roce 2007 nacházely nad nebo pod různě definovanou „rovnovážnou“ cenou.

Z provedených analýz vyplynulo, že z hlediska hodnoty indikátoru *P/I* patří ČR z pohledu mezinárodního srovnání mezi země s relativně cenově dostupným bydlením. Na druhou stranu tento indikátor v posledním období rostl, a to opět z hlediska mezinárodního srovnání, spíše nadprůměrným tempem, a pokud bychom dlouhodobou „rovnovážnou“ hladinu poměru cen bytů a příjmů domácností určili jako geometrický průměr hodnot ukazatele *P/I* za celé sledované období (1998–2007), pak hodnota *P/I* v roce 2007 byla vysoko nad takto definovanou „rovnovážnou“ (z důvodu odhadovaného prudkého růstu cen v roce 2007 dle údajů ČSÚ; meziroční růst cen bytů o 29 %).

Z hlediska indikátoru *P/R*, jehož hodnota mohla být s ohledem na omezené datové zdroje zjištěna pouze pro Prahu (za období let 2000–2007) vyplývá, že průměrný hrubý příjmový výnos z nájemného se v průběhu celého sledovaného období snižoval a v roce 2007 byl nejnižší za celé sledované období. V roce 2007 se hrubý příjmový výnos z nájemného velmi přiblížil výnosu z alternativních aktiv, za která byly považovány státní dluhopisy (pohyboval se na úrovni průměrného výnosu do splatnosti 10letých dluhopisů).

Prostřednictvím porovnání tzv. uživatelských nákladů vlastnického bydlení a výše průměrného nájemného v Praze bylo sledováno, zda by se z čistě finančního hlediska domácnostem v roce 2007 vyplatilo pořídit si vlastní byt nebo raději setrvat v nájmu. Pokud bychom do výpočtu uživatelských nákladů vlastnického bydlení nezahrnuli žádné potenciální cenové zhodnocení z prodeje vlastní nemovitosti (bytu) v budoucnu,

pak by se v roce 2007 domácnostem vyplatilo spíše setrvat v nájmu než odejít do vlastního bydlení; i z toho úhlu pohledu byly ceny bytů mírně nadhodnocené.

Model korekce chyby, jehož výsledky lze však s ohledem na zatím stále ještě příliš krátkou časovou řadu považovat pouze za orientační, ukázal, že v roce 2007 se odhadované realizované ceny bytů (dle ČSÚ) pohybovaly nad rovnovážnou úrovní určenou ekonomickými fundamenty prvního submodelu. Model ukázal, že dlouhodobá rovnovážná cena je ovlivňována zejména počtem imigrantů, výší reálného čistého disponibilního důchodu domácností a nominální úrokovou sazbou (z poskytnutých dlouhodobých úvěrů, resp. úvěrů na bydlení). Ačkoliv se demografické trendy mají „zvrátit“ v negativní vývoj až v nejbližších letech, existuje určitá pravděpodobnost, že mnoho prvonabyvatelů vlastního bydlení realizovalo koupi náhle a pod tlakem možných změn již v roce 2007.

Většina použitých indikátorů a měření tak poukázala na to, že se v roce 2007 s jistou pravděpodobností dostaly ceny bytů nad svou rovnovážnou úroveň. Vzhledem ke stále relativně nízké hodnotě P/I (vyplývající z mezinárodního srovnání) a také vzhledem k tomu, že k vychýlení stabilního vývoje došlo až v posledním roce, tedy roce 2007, stejně jako vzhledem k závěrům modelu korekce chyby je ovšem možné očekávat, že nadhodnocení cen bytů nebylo výrazné a rozhodně nebylo dlouhodobé. Nebezpečí, že se ceny bytů v ČR dostaly do podobné cenové bubliny, jakou dnes zjišťujeme v mnoha jiných vyspělých zemích, tak bylo zpochybněno. Na druhou stranu, dojde-li ke zpomalení hospodářského růstu nebo dokonce recesi, je logické, že se ceny bytů rovněž i výraznějším způsobem sníží – tento vývoj však bude odpovídat vývoji ekonomických fundamentů a nikoliv „splasknutí“ cenové bubliny. K takovému poklesu cen, jak ukazuje analýza cyklického vývoje cen bytů ve vyspělých zemích, přitom dochází již přibližně čtyři čtvrtletí před samotnou ekonomickou recesí a tento pokles pokračuje v průměru ještě další čtyři čtvrtletí poté, co se hospodářství začne z recese zotavovat. Během tohoto poklesu cen, kterému se vzhledem k očekávanému vývoji českého hospodářství možná nevyhneme, by ceny bytů mohly „ztratit“ na hodnotě vše, co „získaly“ během rekordního roku 2007.

Literatura

- AMBROSE, B.; NOURSE, H. 1993. Factors influencing capitalization rates. *Journal of Real Estate Research*. 1993, Vol. 8, No. 2, pp. 221–237.
- BAKER, D.; ROSNICK, D. 2005. *Will a bursting bubble trouble bernanke? The evidence for a housing bubble*. Washington, D.C.: Center for Economic and Policy Research. Dostupné na http://www.cepr.net/documents/publications/housing_bubble_2005_11.pdf.
- BARKER, K. 2003. *Review of Housing Supply. Interim Report – Analysis*. London: HM Treasury. ISBN 0-947819-78-9. Dostupné na http://www.hm-treasury.gov.uk/consult_barker_background.htm.
- BARREL, R.; KIRBY, S.; RILEY, R. 2004. The current position of UK house prices. *National Institute Economic Review*, Vol. 189, No. 1, pp. 57–60. ISSN 0027-9501.
- CAMERON, G.; MUELLBAUER, J.; MURPHY, A. 2006. Was there a British house price bubble? Evidence from a regional panel. [Economics Series Working Papers No. 276]. Oxford: University of Oxford, 2006. <http://www.economics.ox.ac.uk/Research/wp/pdf/paper276.pdf>.
- CASE, B.; WACHTER, S. 2005. Residential real estate price indexes as financial soundness indicators: methodological issues. [BIS Papers No. 21]. Basel: Bank for International Settlements, 2005. <http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap21o.pdf>

- CATTE, P. et al. 2004. Housing markets, wealth and the business cycle. [OECD Economics Department Working Papers, No. 394]. Paris: OECD Publishing. <http://fiordiliji.sourceoecd.org/vl=28247398/cl=46/nw=1/rpsv/cgi-bin/wppdf?file=5lgsjhvj7vq6.pdf>.
- ČSÚ 2007. *Ceny sledovaných druhů nemovitostí v letech 2004–2006*. Praha: ČSÚ, 2007. <http://www.czso.cz/csu/2007edicniplan.nsf/p/7009-07>.
- ENGLE, R.; GRANGER, C. 1987. Co-integration and error correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 1987, Vol. 55, No. 2, pp.251–276. ISSN: 00129682.
- EUROPEAN CENTRAL BANK 2006. Assessing House Price Developments in the Euro Area. *Monthly Bulletin February 2006*. Frankfurt am Main: ECB, 2006. <http://www.ecb.int/pub/pdf/mobu/mb200602en.pdf>.
- GIROUARD, N. et al. 2006. *Recent house price developments: the role of fundamentals*. [Economics Department Working Papers No. 475]. Paris: OECD Publishing. [http://www.oecd.org/olis/2006/doc.nsf/2533e770464b9bc0c125685e00562845/857e92111575744fc1257106002d97b6/\\$FILE/JT00197301.PDF](http://www.oecd.org/olis/2006/doc.nsf/2533e770464b9bc0c125685e00562845/857e92111575744fc1257106002d97b6/$FILE/JT00197301.PDF).
- GRANGER, C. 1981. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*. 1981, Vol. 16, No. 1, pp. 121–130. ISSN: 0304-4076.
- GREEN, R.K.; MALPEZZI, S. 2003. *A Primer on U.S. Housing Markets and Housing Policy*. Washington: Urban Institute Press, 2003. 226 s. ISBN 0-87766-702-0.
- HIMMELBERG, C., et al. 2005. Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 4, pp. 67–92.
- HOLT, D. 2003. *What is a house worth?* RBC Financial Group (www.rbc.com/economics).
- HORT, K. 1998. The determinants of urban house price fluctuations in Sweden 1968–1994. *Journal of Housing Economics*. Vol. 7, No. 2, pp. 93–120. ISSN: 1051-1377.
- LUX, M.; SUNEGA, P.; MIKESZOVÁ, M.; KOSTELECKÝ, T. 2008. *Standardy bydlení 2007/2008: Faktory vysokých cen vlastnického bydlení v Praze*. 1. vydání, 2008. Praha: Sociologický ústav AV ČR. ISBN 978-80-7330-140-8.
- MALPEZZI, S. 1999. A simple error correction model of house prices. *Journal of Housing Economics*. Vol. 8, No. 1, pp. 27–62. ISSN: 1051-1377.
- MCCARTHY, J.; PEACH, R.W. 2004. Are Home Prices the Next “Bubble”? *FRBNY Economic Policy Review*. December 2004. <http://www.ny.frb.org/research/epr/04v10n3/0412mcca.pdf>.
- MEEN, G. 2002. The time-series properties of house prices: a transatlantic divide? *Journal of Housing Economics*. Vol. 11, No. 1, pp. 1–23. ISSN: 1051-1377.
- MILLS, P.; KIFF, J. 2007. Money for Nothing and Checks for Free: Recent Developments in U. S. Subprime Mortgage Markets. [IMF Working Papers 07/188], červenec 2007. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07188.pdf>.
- NOORD, P. 2006. Are house prices nearing a peak? A probit analysis for 17 OECD countries. [Economics Department Working Paper No. 488]. Paris: OECD Publishing. [http://www.oecd.org/olis/2006doc.nsf/8d00615172fd2a63c125685d005300b5/b13939bc2de608f0c1257186003d3b5c/\\$FILE/JT03209987.PDF](http://www.oecd.org/olis/2006doc.nsf/8d00615172fd2a63c125685d005300b5/b13939bc2de608f0c1257186003d3b5c/$FILE/JT03209987.PDF).
- PAGÉS, J.; MAZA, L. 2003. Analysis of House Prices in Spain. [Working Paper No. 0307]. Madrid: Banco de Espana. ISSN 1579-8666. <http://www.bde.es/informes/be/docs/dt0307e.pdf>.
- ROSEN, S. 1974. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*. Vol. 82, No. 1, pp. 34–55. ISSN 0022-3808.
- STEPHANSEN, K., KOSTER, M. 2006. Housing valuations: no bubble apparent. [BIS Papers No. 21]. Basel: Bank for International Settlements. <http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap21i.pdf?noframes=1>.
- WACHTER, S.; MALPEZZI, S. 2002. The Role of Speculation in Real Estate Cycles. [Zell/Lurie Center Working Papers No. 401]. Wharton School Samuel Zell and Robert Lurie Real Estate Center: University of Pennsylvania. <http://ideas.repec.org/p/wop/pennzl/401.html>.

THE SUSTAINABILITY OF HOUSE PRICE TRENDS IN THE CZECH REPUBLIC

Martin Lux, Petr Sunega, Sociologický ústav AV ČR, v. v. i. , Jílská 1, CZ – 110 00 Praha 1
(martin.lux@soc.cas.cz, petr.sunega@soc.cas.cz).

Abstract

On the background of current global mortgage crisis the article discusses the housing market theory and particularly the methods and indicators used for the evaluation of long-term sustainability of house price trends. The authors provide the time series of such indicators for selected OECD countries, critically examine the past research studies evaluating pre-crisis house price development and argue that house price falls present in many developed countries are more the causes than the consequences of mortgage crisis. The change in house price trends in 2007 in many developed countries could be thus interpreted as the result of the previous record house price growth, often labeled as a price bubble. In view of this hypothesis the authors try to assess the sustainability of house price development in the Czech Republic, using several indicators, error correction models and different data sources. The methods for construction of reliable house price indices are also discussed here. The results show that house prices in the Czech Republic could be above their “equilibrium” levels at the end of 2007 but this deviation was far lower than in countries like UK, Spain, Netherlands or Ireland.

Keywords

house prices, housing market, house price indices, transition economies, asset pricing

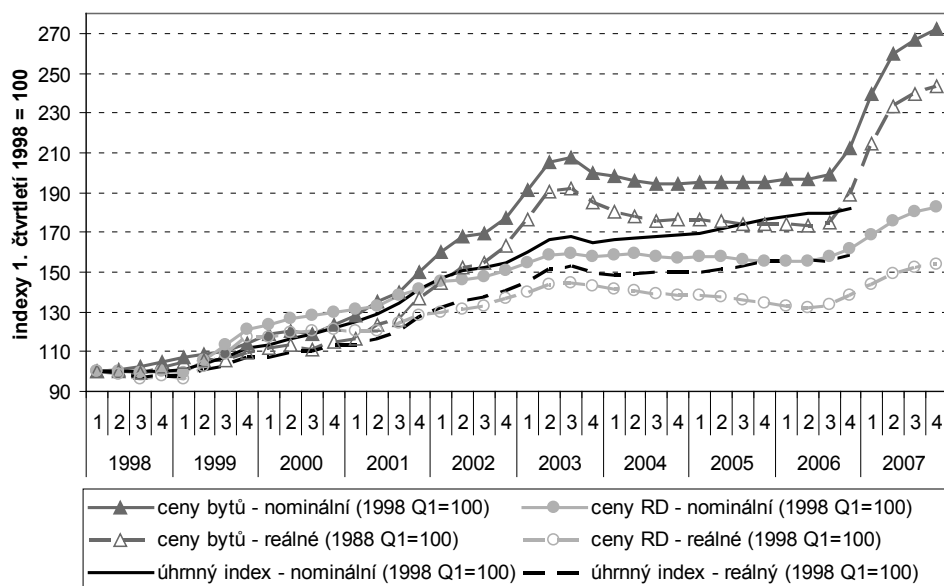
JEL Classification

R21, R31, G12, P22

Přílohy

Graf 1

Vývoj nominálních a reálných cen bytů a rodinných domů v ČR (1998–2007), (1. čtvrtletí 1998 = 100), dle ČSÚ



Poznámka: údaje za rok 2007 jsou odhady ČSÚ.

Zdroj: ČSÚ (publikace Ceny sledovaných druhů nemovitostí), vlastní výpočty.

Tabulka 1
Vývoj výše hrubého příjmového výnosu z investic do bytů v Praze v letech 1998–2007 podle údajů IRI

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 |
|--|-------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Průměrné místné obvyklé nájemné (Kč/m ² /měsíc) | 94,04 | 99,9 | 104,40 | 110,68 | 124,16 | 150,76 | 145,49 | 135,35 | 134,40 | 136,00 |
| Průměrné místné obvyklé nájemné (index 2000=100) | 90,08 | 95,69 | 100,00 | 106,01 | 118,93 | 144,41 | 139,36 | 129,65 | 128,74 | 130,27 |
| Nabídková cena standardního bytu (Kč) | | | 1 166 000 | 1 252 000 | 1 437 000 | 1 843 000 | 1 855 000 | 1 809 000 | 2 047 000 | 2 517 000 |
| Nabídková cena standardního bytu (index 2000=100) | | | 100,00 | 107,38 | 123,24 | 158,06 | 159,09 | 155,15 | 175,56 | 215,87 |
| Hrubý příjmový výnos (HPV, v %) | | | 7,31 | 7,21 | 7,05 | 6,68 | 6,40 | 6,11 | 5,36 | 4,41 |
| Hrubý P/R | | | 13,69 | 13,86 | 14,18 | 14,98 | 15,63 | 16,38 | 18,67 | 22,68 |
| Hrubý P/R (index 2000=100) | | | 100 | 101 | 104 | 109 | 114 | 120 | 136 | 166 |
| Výnos dluhopisu 5r - ČR (ČNB) | | | | 5,53 | 4,07 | 3,14 | 3,82 | 2,64 | 3,27 | 3,72 |
| Výnos dluhopisu 10r - ČR (ČNB) | | | | 6,22 | 4,82 | 4,08 | 4,73 | 3,47 | 3,83 | 4,40 |
| Rozdíl HPV a výnosu dluhopisu 5r (proc. body) | | | | 1,68 | 2,98 | 3,53 | 2,58 | 3,47 | 2,09 | 0,69 |
| Rozdíl HPV a výnosu dluhopisu 10r (proc. body) | | | | 1,00 | 2,23 | 2,60 | 1,67 | 2,64 | 1,53 | 0,01 |

Poznámka: Hrubý příjmový výnos z investic do rezidenčních nemovitostí je vypočten jako podíl hrubé výše nájemného k ceně bytu. Hrubá výše nájemného je výše nájemného bez odečtu výdajů na údržbu a modernizaci domu (fond oprav), údržbu a modernizaci bytu a daň z příjmu či nemovitosti.

Zdroj: IRI, vlastní výpočty.

Graf 2

„Výhodnost“ vlastnického bydlení v porovnání s nájemním bydlením (poměr výše čistých nájmů a uživatelských nákladů vlastnického bydlení) v Praze v letech 2000–2007

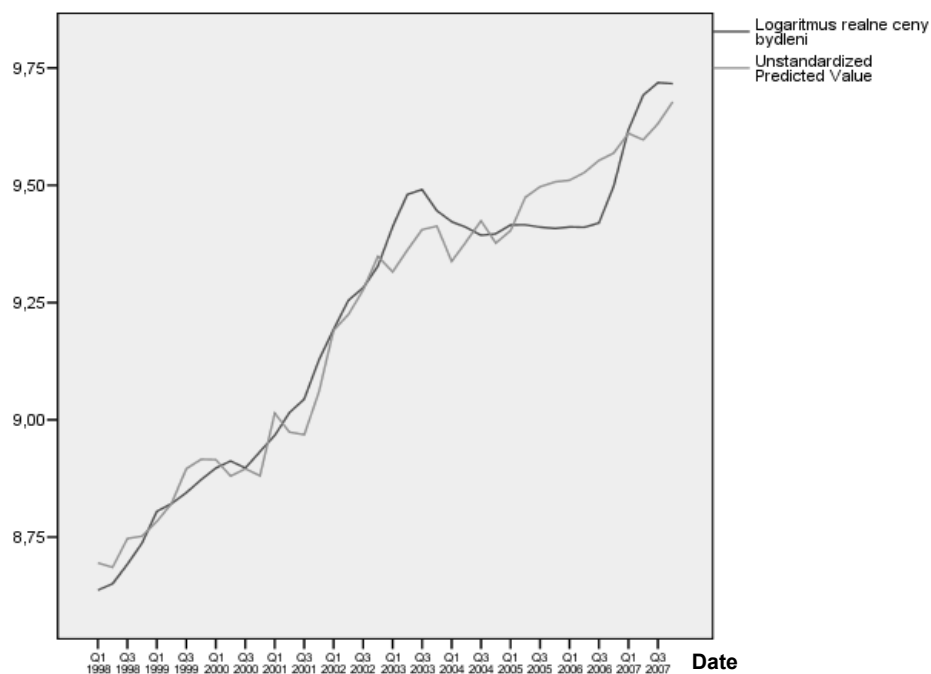


Zdroj: vlastní výpočty, IRI.

Pozn.: Čistá výše nájemného je výše hrubého nájemného po odečtu výdajů na údržbu a modernizaci domu (fond oprav) a údržbu a modernizaci bytu. Výše hrubého nájemného byla snížena o průměrné roční reprodukční náklady odhadnuté STÚ-e u panelových domů ve výši 620 Kč/m²/rok (tj. 3.513 Kč/měsíc pro standardní byt o rozloze 68 m²).

Graf 3

Skutečný vývoj logaritmu cen bytů a modelem predikované rovnovážné ceny bytů v ČR



Zdroj: vlastní výpočty, data ČSÚ.

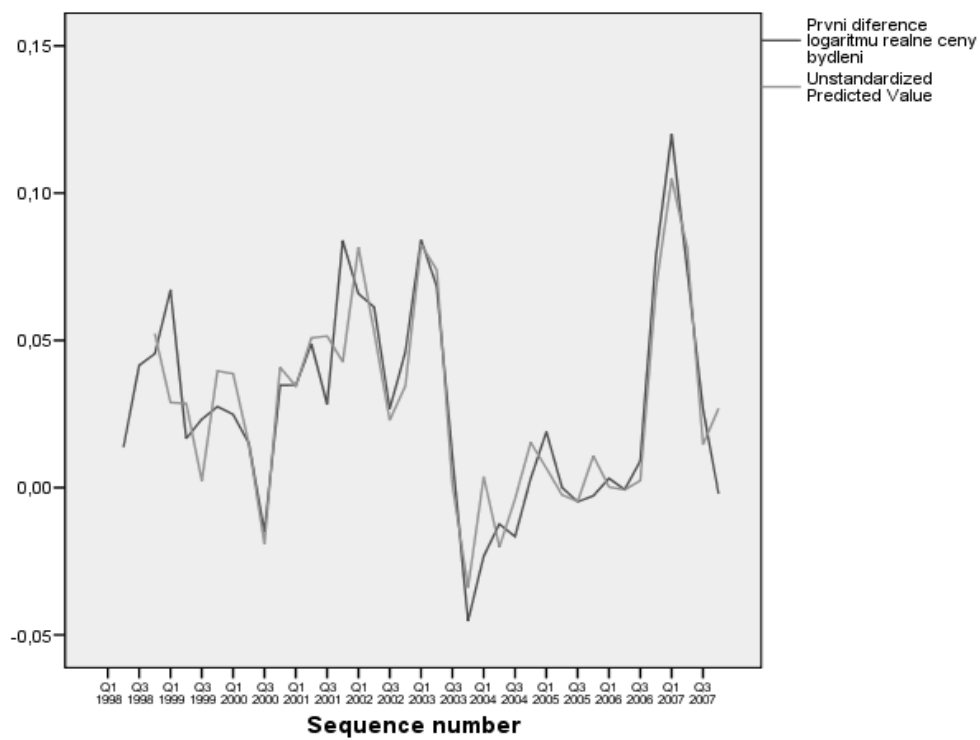
Tabulka 2

Parametry modelu korekce chyby

| Parametry modelu určujícího dlouhodobou rovnovážnou cenovou hladinu | | | |
|--|----------------------------------|--------|------------|
| | Standardizované Beta koeficienty | t | Významnost |
| Konstanta | | 0,655 | 0,517 |
| Sezónně očištěný čistý disponibilní důchod domácností v reálném vyjádření | 0,355 | 3,271 | 0,002 |
| Přirozený logaritmus počtu přistěhovaných (imigrantů) na obyvatele | 0,426 | 5,525 | 0,000 |
| Přirozený logaritmus nominální úrokové sazby u poskytnutých úvěrů na bydlení | -0,236 | -2,704 | 0,010 |
| Parametry modelu vysvětlujícího krátkodobý vývoj cen | | | |
| Konstanta | | 2,935 | 0,006 |
| První diference reziduí z modelu „dlouhodobé rovnováhy“ v čase t | 1,243 | 10,832 | 0,000 |
| První diference logaritmu čistého disponibilního důchodu v reálném vyjádření ve čtvrtletí $t-2$ | 0,156 | 1,906 | 0,066 |
| První diference logaritmu počtu přistěhovaných (imigrantů) v čase t | 0,977 | 9,363 | 0,000 |
| První diference logaritmu nominální úrokové sazby z dlouhodobých úvěrů (úvěrů na bydlení) v čase t | -0,367 | -4,469 | 0,000 |

Zdroj: vlastní výpočty, data ČSÚ.

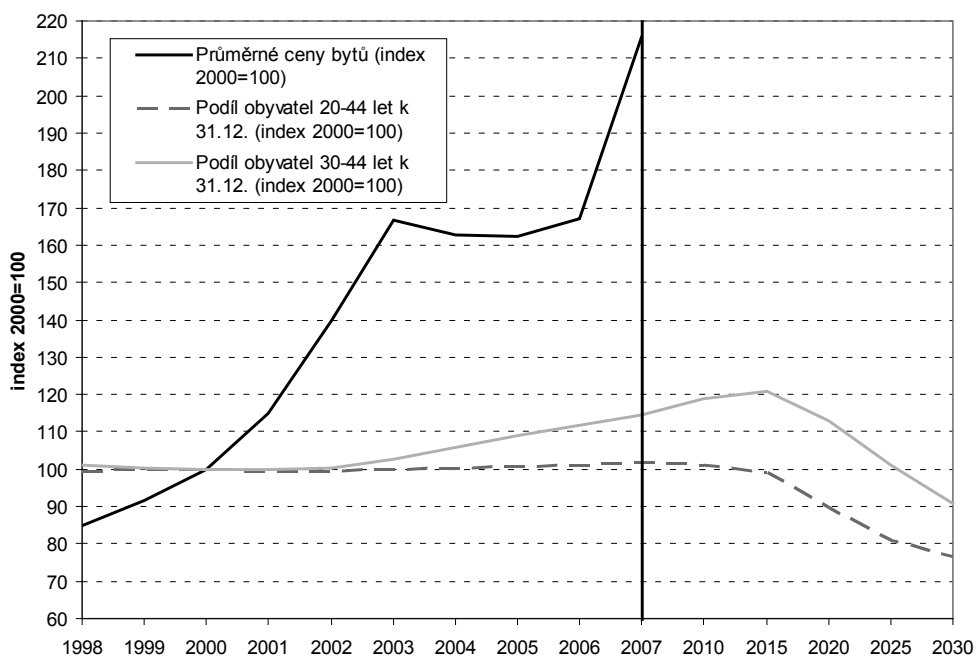
Graf 4
Skutečný vývoj přírůstků logaritmu cen bytů a modelem predikovaných hodnot přírůstků logaritmu cen bytů v ČR



Zdroj: vlastní výpočty, data ČSÚ.

Graf 5

Vývoj cen bytů a podílu obyvatel ve věku 20–44 a 30–44 let v ČR v období 1998–2007 a prognóza vývoje podílu obyvatel ve věku 20–44 a 30–44 let v ČR do roku 2030



Poznámka: údaje o počtu a věkové struktuře obyvatel v letech 2010 – 2030 vycházejí z populační prognózy ČR publikované ČSÚ (<http://www.czso.cz/csu/2004edicniplan.nsf/p/4025-04>).
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.