

UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE

FAKULTA SOCIÁLNÍCH VĚD

Institut ekonomických studií

Jiří Kolísko

**Vliv deregulace nájemného na ceny bytů v
Praze**

Bakalářská práce

Praha 2015

Autor práce: **Jiří Kolísko**

Vedoucí práce: **PhDr. Mgr. Michal Hlaváček, Ph.D.**

Rok obhajoby: 2015

Bibliografický záznam

KOLÍSKO, Jiří. *Vliv deregulace nájemného na ceny bytů v Praze*. Praha, 2015. 46 s. Bakalářská práce (Bc.) Univerzita Karlova, Fakulta sociálních věd, Institut ekonomických studií. Vedoucí diplomové práce PhDr. Mgr. Michal Hlaváček, Ph.D.

Abstrakt

Proces deregulace nájemného v České republice byl neobvyklý kvůli svému rozsahu, který byl zaviněn velikostí tržní deformace. Ceny na regulovaném trhu byly mnohdy až čtyřikrát nižší než ty na trhu neregulovaném. Nicméně náš výzkum je orientován pouze na pražský trh, neboť distorze zde byly nejzásadnější a zároveň trh s regulovanými byty byl v případě Prahy největší. Naším cílem bylo analyzovat dopad deregulace nájemného na ceny bytů a otestovat tím naši hypotézu, že deregulace by měla zapříčinit nárůst cen bytů. Za těmito účely jsme provedli ekonometrickou analýzu časových řad, k čemuž jsme použili FDL modelu, jenž byl vhodný pro podchycení opožděného efektu deregulace na ceny pražských bytů. Oproti očekávání jsme shledali, že pro naše specifikace deregulace snižuje obecnou hladinu cen bytů. Proto jsme diskutovali různé důvody a příčiny, proč by tomu tak mohlo být. Navíc jsme odhadli hodnotu toho být nájemníkem v regulovaném bytě, protože rozdílné hodnoty tržního a regulovaného nájemného měly i jakousi pomyslnou tržní hodnotu. Výstupy této studie tak umožňují lepší pochopení dopadů liberalizace na regulovaný trh a mohou být užitečné pro vylepšování deregulačních strategií pro vlády a vládní úřady.

Klíčová slova

Deregulace nájemného, cena bytů, pražský trh, časové řady, zákon, liberalizace, dopad

Abstract

The process of deregulation of rents in the Czech Republic was unusual because of its scope caused by huge market deformation, where prices in the regulated market were even four times lower than those in the free one. Nevertheless, we focused our research just on Prague's market, because the distortion there was the most significant and the market of flats with regulated rents was the biggest there. We aimed to analyse the impact of rent deregulation on prices of flats and to test the hypothesis that deregulation should cause an increase in their prices. For these reasons we conducted an econometric analysis of time series using FDL model, which showed us lagged effect of deregulation on flats' prices. Contrary to our expectations, we found out that in our case deregulation decreases general level of flats' prices. Thus we discussed variety of reasons, why it could be the case. Moreover we estimated the value of being a tenant in a regulated flat, as it had its market price due to differences between market and regulated rents. The findings of our study thus provide us with better understanding of impacts of liberalisation on regulated markets and could be helpful for improvements of deregulatory strategies for governments.

Keywords

Deregulation of rents, price of flats, Prague's market, time series, law, liberalization, impact

Rozsah práce: 63 324 znaků včetně mezer

Prohlášení

1. Prohlašuji, že jsem předkládanou práci zpracoval samostatně a použil jen uvedené prameny a literaturu.
2. Prohlašuji, že práce nebyla využita k získání jiného titulu.
3. Souhlasím s tím, aby práce byla zpřístupněna pro studijní a výzkumné účely.

V Praze dne

Jiří Kolísko

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval panu doktorovi Hlaváčkovi, který mi poradil, jakými oblastmi by bylo vhodné se zabývat, a vždy, když bylo potřeba něco osobně zkonzultovat, tak si na mě udělal čas.

Obsah

Úvod	8
1 Regulace nájemného po roce 1990.....	9
2 Teoretické následky regulace nájemného.....	12
3 Zákon č. 107/2006 Sb.	17
4 Hodnota nájemní smlouvy na regulované nájemné	21
5 Empirická studie vlivu deregulace nájemného na ceny bytů v Praze	24
5.1 Motivace.....	24
5.2 Metodologie	25
5.3 Předpoklady	27
5.4 Dataset	29
5.4.1 Cena.....	29
5.4.2 Nájemné	31
5.4.3 HDP.....	33
5.4.4 Inflace	33
5.4.5 Nominální mzda	34
5.5 Model:	34
5.6 Splnění předpokladů:	35
5.7 OLS regrese.....	36
6 Závěr.....	41
7 Přílohy	43
8 Literatura.....	45

Úvod

V průběhu let 2007-2012 došlo (nejen) v Praze k procesu deregulace nájemního trhu s bydlením, který byl z mnoha důvodů regulován státem ještě dlouho po skončení komunistické éry. Tento proces je skutečně pozoruhodný, protože disproporce mezi tržním a regulovaným sektorem byly speciálně v Praze skutečně veliké a za relativně krátké období se měly srovnat. Během tohoto časového rámce tedy mělo dojít k nápravě významné tržní distorze, přičemž porozumění výsledným efektům a jejím příčinám je zajímavé pro širší pochopení deregulačních procesů, které byly po pádu železné opony důležitou součástí politiky většiny postkomunistických vlád. Hlavním cílem této práce je analyzovat právě dopad takto dynamické deregulace na ceny bytů v Praze a pokusit se tento efekt kvantifikovat. Za tímto účelem použijeme ekonometrické analýzy, přičemž výsledný ekonometrický model by nám měl zodpovědět otázku, zdali a jak deregulace ovlivňovala ceny bytů na pražském trhu. Pro sestavení takového modelu je nezbytné prostudovat vývoj deregulace, tedy pochopit samotný princip a metodiku, která byla státem zvolena, abychom pak mohli proces vhodně namodelovat. Proto se budeme podrobněji zabývat zákonem a dalšími vyhláškami upravující proces deregulace a jejich reálným dopadem na celý proces. Zároveň se zaměříme na průběh deregulace v různých pražských čtvrtích s ohledem na rozdílnou výši tržní hodnoty nemovitostí v jednotlivých oblastech, která byla zásadní pro nastavení cílové hodnoty a s tím i tempa deregulování. Kromě toho kvantifikujeme skutečnou nominální hodnotu nájemní smlouvy, jejíž cenu určoval garantovaný rozdíl mezi výší tržního a regulovaného nájemného po určité časové období. Následkem toho byly regulované byty odkupovány pod úrovní tržního nájemného, protože pronajímatel věděl, že po určité období nedosáhne na odpovídající zisk. Vysvětlení všech těchto dílčích procesů je zásadní pro pochopení složité mozaiky, kterou deregulace nájemného nepochybně byla.

1 Regulace nájemného po roce 1990

V České republice platil ještě několik let po revoluci zákon č. 40/1964 Sb., který omezoval liberalizaci nájemního trhu s bydlením. Nájemné stále podléhalo regulaci dle zákona č. 526/1990 Sb. a ačkoliv nebyly ceny určovány direktivně, byly určovány maximální úrovně, které nemohly být překročeny ani dohodou. (Florianová, 2007, s. 11) Tedy i přes mohutnou privatizaci, při které se navrátil velký objem majetku vyvlastněného mezi lety 1948 a 1990, zůstala stále silná ochrana nájemníků, která prakticky odpovídala komunistickému režimu. Potíž byla v tom, že majetek byl sice navrácen, ale jeho využití bylo opět omezováno státem do té míry, že výše nájemného nestačila ani na udržování nemovitosti. (Lux, 2009, s. 103) To byl významný zásah do fungování trhu hlavně ve větších městech, kde byl podíl restituovaného majetku nejvýznamnější. Například v centru Prahy se restituovalo přibližně 70–75% bytů. (Sýkora & Šimoničková, 1994, s. 52) Ke změně zákona č. 40/1964 Sb. došlo vyhláškou Ministerstva financí č. 176/1993 Sb., o nájemném z bytu a úhradě za plnění poskytovaná s užíváním bytu. Zde již docházelo k většímu rozlišování kvality nemovitosti, modernizace, místa a podobně, avšak zmíněná vyhláška stále diskriminuje pronajímatele a je přespříliš „štědrá“ k nájemcům, což vede k rozšiřování pomyslných nůžek mezi tržním a regulovaným sektorem. Vznikají pak distorze a negativní externality, které ovlivňují celý trh. Rozvíjí se například černý trh s regulovanými byty, kdy člověk, který má přístup k regulovanému nájemnému, pronajme byt za o něco nižší cenu, než je výše tržního nájemného, a při tom zaplatí pouze nájemné regulované. Z tohoto příjmu pak není placena žádná daň. Také dochází k umělému naplňování bytů, kdy se nájemníkům v regulovaných bytech vyplácí byt si ponechat, i když v něm nebydlí, protože existuje vidina levného odkoupení bytu. To je do určité míry zaviněno pomyslnou cenou nájemní smlouvy na regulovaný byt, která bude odvozena v kapitole 4.

Z důvodu omezování vlastnických práv, kdy měl být porušen ‘princip rovnosti a právo vlastnit majetek vyplývající z čl. 3 odst. 1 a čl. 11 odst. 1 Listiny základních práv a svobod.’ (Šimr, 2012, s. 32), byl roku 1999 podán návrh na zrušení vyhlášky č. 176/1993 Sb. u Ústavního soudu. Ten ji skutečně shledal protiústavní a ke dni 31. 12. 2001 ji zrušil. Ač dal Ústavní soud vládě poměrně komfortní dobu 1,5 roku na vypracování nových pravidel fungování regulace, ta nedokázala naplnit jeho požadavky

a žádné z navrhovaných řešení nebylo přijato parlamentem České republiky, ani uznáno samotným Ústavním soudem. Situace se tak paradoxně z pohledu vlastníků zhoršila, protože od roku 2002 byla výše nájemného závislá na dohodě obou smluvních stran. Teoreticky již tedy žádná regulace neexistovala, respektive neexistoval žádný právní předpis, který ji upravoval, a jednostranné zvyšování nájemného také nebylo možné. Přesto dochází k zamrznutí výše nájemného na úrovni roku 2001. (Floriová, 2007, s. 26) Změna přišla až v roce 2006, kdy parlament schválil zákon č. 107/2006 Sb., o jednostranném zvyšování nájemného. Tento zákon měl zajistit postupné narovnání trhu, které však nebude likvidační pro současné nájemníky a bude zároveň spravedlivé pro majitele nemovitostí. Ti měli být navíc na základě rozhodnutí Ústavního soudu odškodněni státem za ztráty vzniklé jeho pomalým jednáním a odkládáním problému regulovaného nájemného po roce 2002. (Lux, 2009, s. 105) Zákon vstoupil v účinnost 31. 3. 2006, ale podle §2 odst. 2 daného zákona je pronajímateli povoleno zvyšovat nájemné až od 1. 1. 2007 (Zákon č. 107/2006 Sb.), a to podle jistých pravidel, která jsou dále rozvedena v paragrafu 3. Tento zákon měl platit do 31. 12. 2010 (poté měla být výše nájemného určena dohodou tak, aby odpovídala kvalitě bydlení a výši nájemného v oblasti obvyklého). Ovšem zákon č. 132/2011 Sb. rozšiřuje dobu, ve které se dereguluje řízení. Jedná se též pouze o určité oblasti České republiky, jak uvádí konkrétně Čl. II odst. 5 zákona č. 132/2011 Sb.:

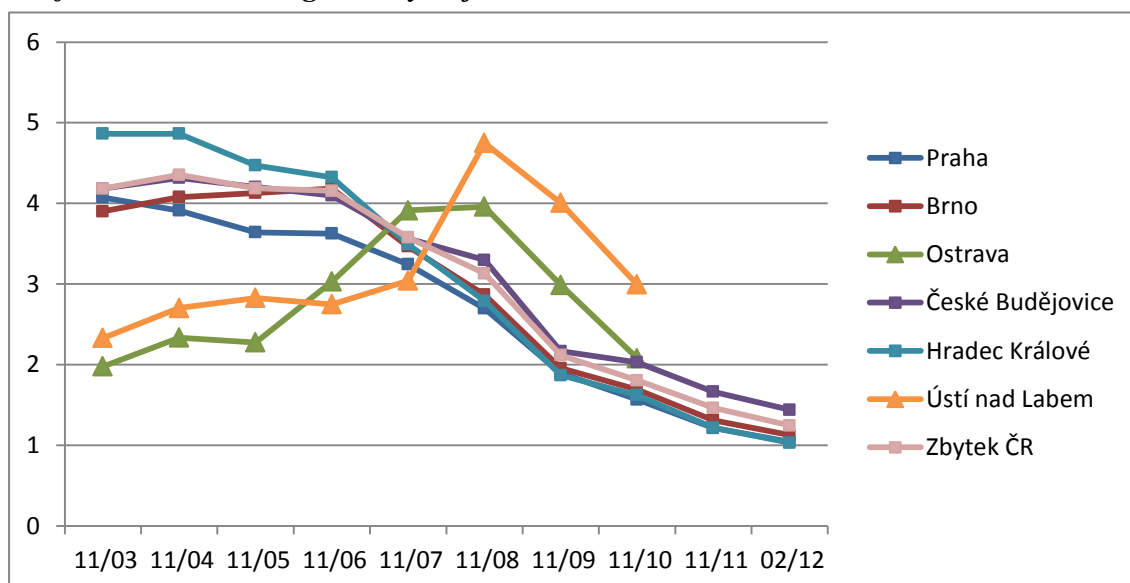
‘U bytů v hlavním městě Praze, v obcích Středočeského kraje s počtem obyvatel k 1. lednu 2009 vyšším než 9 999 a městech České Budějovice, Plzeň, Karlovy Vary, Liberec, Hradec Králové, Pardubice, Jihlava, Brno, Olomouc a Zlín se ustanovení § 696 odst. 2 až 4 občanského zákoníku, ve znění účinném ode dne nabytí účinnosti tohoto zákona, použije od 1. ledna 2013.’ (Zákon č. 132/2011 Sb., Čl. II)

V tomto odstavci je podstatné si všimnout, že platnost ustanovení § 696 odst. 2 až 4 občanského zákoníku pro krajská města a oblasti s větším počtem obyvatel ve Středočeském kraji se posouvá na 1. 1. 2013. Zmiňované odstavce § 696 se zabývají dohodou o ceně nájemného mezi nájemníkem a pronajímatelem. V praxi to tedy znamená, že se v těchto oblastech uvolnění nájemního trhu posouvá až na 1. 1. 2013, kdy je výše nájemného již čistě na dohodě obou stran. Poté se předpokládá, že ‘výsledné nájemné by mělo být ve výši v místě a čase obvyklé, přičemž platí, že pokud se nájemce a pronajímatel bytu nedohodnou, rozhodne o výši nájemného soud. Zákon upravuje nejenom možnost pronajímatele požadovat zvýšení nájemného, ale i možnost

nájemce požadovat jeho snížení.' (Rámiš, 2012) Z toho plyne, že od 1. 1. 2013 by již měla být výše nájemného tvořena tržním mechanismem nabídky a poptávky. Situace je samozřejmě o něco složitější, protože celý proces tvorby ceny je v tomto případě časově náročnější a představa domluvy mezi pronajímatelem, který chce cenu zvýšit, a nájemníkem, který by chtěl naopak platit méně, je poměrně utopická. Proto byly Ministerstvem pro místní rozvoj vytvořeny takzvané mapy nájemného, které měly oběma stranám poskytnout informace o tom, jaká výše nájemného je právě v jejich oblasti obvyklá, a zabránit tím případným sporům a zahlcování soudů přemi o výši nájemného. Z předchozího lze tedy usuzovat, že ve většině oblastí České republiky mělo k narovnání cen dojít již v průběhu roku 2011, zatímco v oblastech určených ve Čl. II odst. 5 zákona č. 132/2011 Sb. bylo narovnávání postupnější.

Na grafu 1 můžeme pozorovat, že ve městech jako je Ústí nad Labem nebo Ostrava však nebyla deregulace v roce 2010 rozhodně dostatečná a poměr tržních a regulovaných nájmů dosahoval v obou případech hodnot vyšších než 2. Hlavní cíl deregulace tudíž nebyl naplněn. I v případě oblastí, kde se období deregulace rozšířilo až do roku 2012, byly výrazné rozdíly mezi jednotlivými městy. Poměr mezi tržním a regulovaným nájmem¹ byl nejnižší v Hradci Králové a Praze, kde nabýval hodnoty

Graf 1- Poměr tržní/regulovaný nájem



Zdroj: IRI

¹ Podíl tržního a regulovaného nájemného udávaného měsíčně v Kč/m² podlahové plochy standardního bytu v běžné, nikoli okrajové poloze, 68m², 40 % opotřebení. (Data z IRI s.r.o.)

1,03, a nejvyšší v Českých Budějovicích, kde dosahoval tento ukazatel na počátku roku 2012 hodnoty 1,44. Nicméně pro naši další analýzu je podstatné to, že na konci roku 2012 byl tento poměr v Praze na tak nízké úrovni, že můžeme předpokládat, že se podařilo pražský trh deregulovat (liberalizovat) v předepsaném čase (tedy do roku 2013). To je totiž důležité pro určení časového rozpětí, ve kterém by měla mít deregulace vliv na vývoj cen bytů.

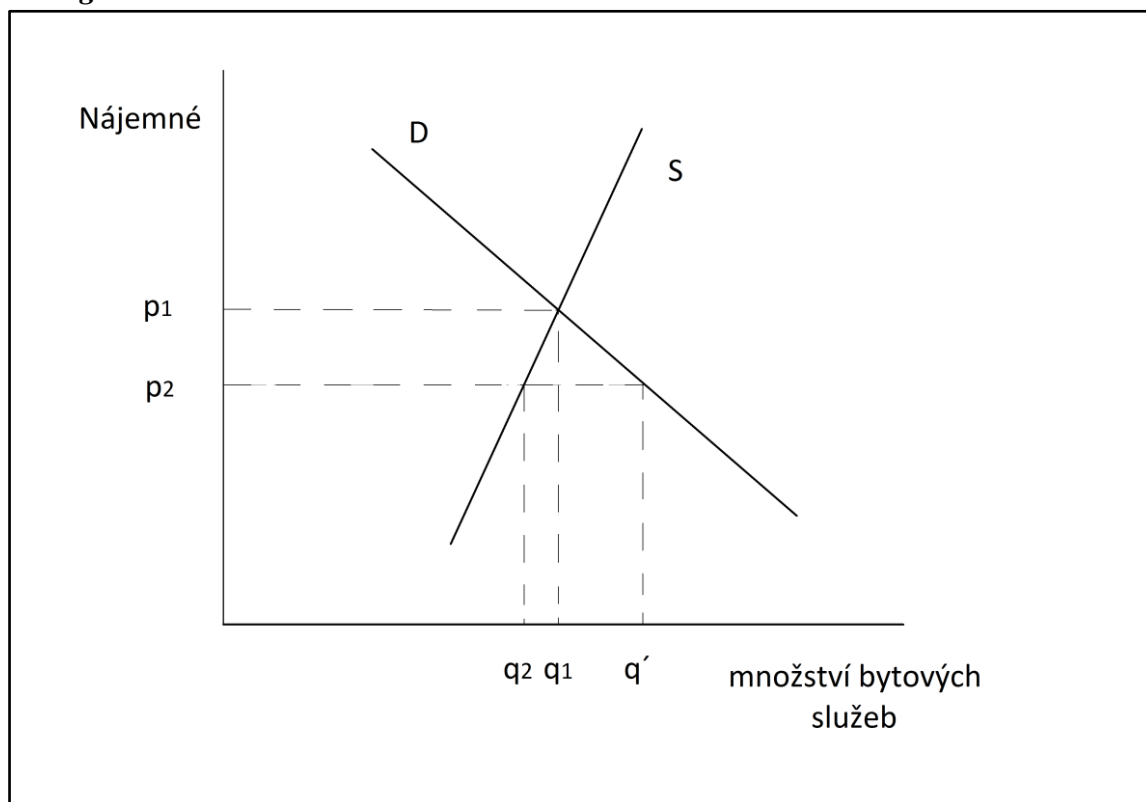
2 Teoretické následky regulace nájemného

Základním principem v ekonomii je, že vysoká poptávka a nízká nabídka určitého statku znamená zvýšení ceny. V oblasti bydlení je tento vývoj z pohledu státu nežádoucí, protože bydlení je bráno jako základní „potřeba“ lidí a jeho (cenová) nedostupnost dopadá hlavně na sociálně slabší občany. Proto se státy v případech, kdy tato situace hrozí, uchylují ke dvěma typům politik. Jedna je zaměřena na dlouhodobější zlepšení situace na straně nabídky bydlení, což znamená, že stát podporuje tvorbu stavebních investičních projektů a výstavbu nových bytů. Toho je obvykle dosažováno různými daňovými úlevami pro investory v oblasti bydlení, přímou finanční podporou projektů (spoluřinancováním) nebo umožněním snazšího přístupu k úvěrům, což má za efekt rozmach výstavby. Jedná se proto o podporu nabídkové strany. (Lux, 2009, s. 59) Druhou politikou, která by měla být ideálně použita jen v krátkém období jako jakési překlenovací opatření, je právě omezení výše nájemného, které přestává být určováno trhem, ale je nastaveno na nějakou úroveň. V tomto případě se dá naopak mluvit o podpoře poptávkové strany. (Lux, 2009, s. 62) V této kapitole chceme pochopit efekty a dopady, které s sebou regulace přináší, neboť kdykoliv se stát či nějaký státní orgán v nějaké oblasti k regulaci uchýlí (na nějakém trhu), má to vždy menší či větší vliv na fungování daného sektoru. Ani trh s nájemním bydlením není výjimkou a je zajímavé studovat, jaké výstupy může toto opatření přinést.

Na diagramu 1 můžeme vidět jednoduchý graf nabídky a poptávky po bydlení. Na ose y je výše nájemného, tedy jakási cena za bydlení, na ose x používáme místo jednoduchého množství bytových jednotek parametr množství bytových služeb. To z důvodu vysoké heterogenity bytů, které se výrazně liší v mnoha veličinách jako je místo, rozloha obytné plochy, interiér, kvalita užitých materiálů, zahrada, garáž a mnoho dalších. (Lux & Sunega, 2003, s. 33) Takto zvolená proměnná je vhodná i z toho

důvodu, že v realitě je investor (respektive majitel bytu) schopen operativně snižovat či zvyšovat množství nabízených bytových služeb v závislosti na ceně. V krátkém období je snazší například vymalovat, koupit novou kuchyň či položit novou podlahu, než postavit nové byty. Hodnota p_1 udává rovnovážnou cenu vytvořenou na volném trhu. Dochází tedy k vyčištění trhu (na této cenové hladině neexistuje ani přebytek ani nedostatek) a množství bytových služeb je q_1 . Nicméně stát může z nějakého důvodu dojít k závěru, že je tato cena příliš vysoká a pro obyvatele neúnosná, a zareaguje nastavením ceny na úroveň p_2 , která je nižší než hodnota p_1 . Množství nabízených bytových služeb s takto vysokou cenou nájemného klesnou na hodnotu q_2 , přičemž poptávka po bytových službách vzroste na hodnotu q' . Z toho vyplývá nedostatek bytových služeb o velikosti $q' - q_2$, který s sebou přinesla regulace výše nájemného. Je také důležité si uvědomit, že v krátkém období je nabídka služeb méně elastická než poptávka po nich², a proto nesou poskytovatelé větší zatížení regulací než spotřebitelé.

Diagram 1

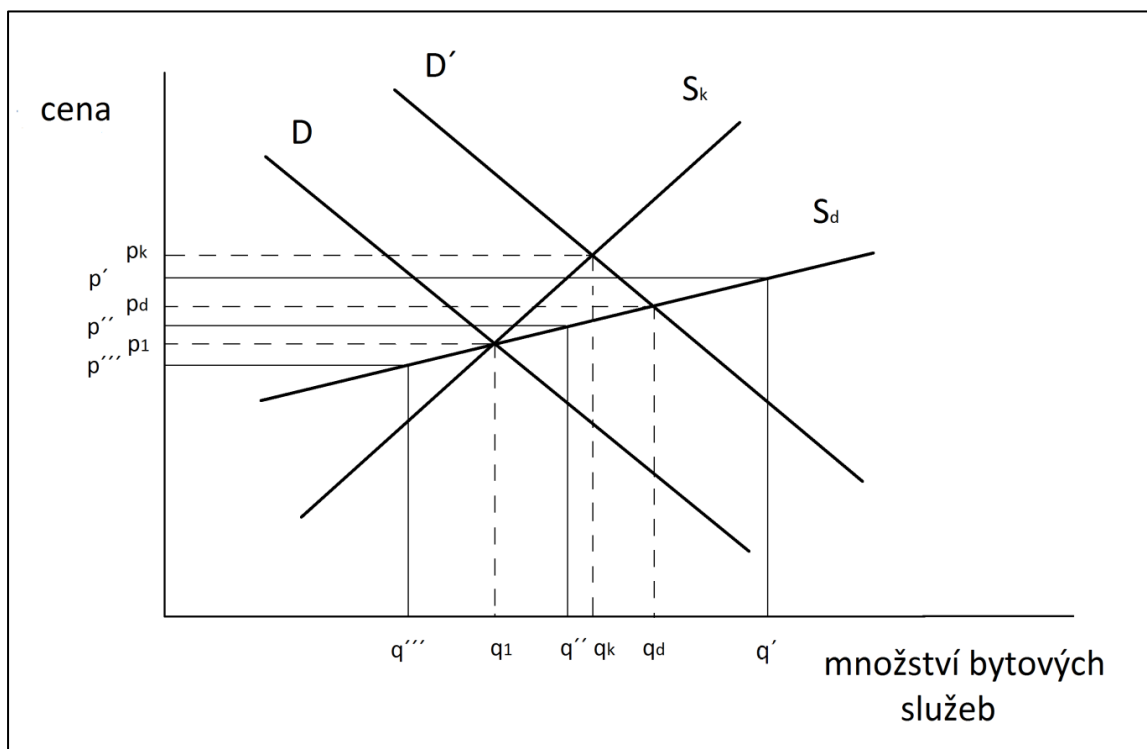


Zdroj: Fallis (1985, s. 203)

² Jak bylo uvedeno ve vysvětlení proměnné bytových služeb, jedná se o různé parametry, které mají vliv na kvalitu daného bydlení. Změna těchto parametrů je často časově neflexibilní a proto v krátkém období rigidní.

V praxi je pak proces regulace dynamický a logicky ovlivňuje očekávání účastníků na trhu. Z toho důvodu je dobré studovat, jaký efekt má regulace nájmu na trh v dlouhodobém hledisku. Na diagramu 2 je vidět, že v krátkém období se trh vyčistil na množství bytových služeb q_1 s cenou p_1 , což je i hodnota dlouhodobé rovnováhy (jak naznačuje průnik křivky dlouhodobé nabídky S_d s poptávkovou křivkou D). Tento rovnovážný stav je však narušen posunem poptávkové křivky D na D' , který může nastat vlivem mnoha faktorů, jako například zvýšením příjmů či přírůstkem obyvatelstva. Cena se zvýší na hodnotu p_k a vrostе i množství nabízených služeb na q_k . Stát se rozhodne intervenovat a snížit nově vzniklou rovnovážnou cenu p_k nejčastěji z důvodu, aby ochránil obyvatelstvo před nárůstem cen nájemného. Nabízí se ovšem otázka, jaká úroveň je ideální. V diagramu máme vyznačena tři různá východiska (nepředpokládáme, že by stát cenu ještě zvýšil). Pokud bude cena nastavena na hodnotu p' , tedy mezi cenu krátkodobého a dlouhodobého rovnovážného stavu, bude nabídka na úrovni q' a poptávka bude pod úrovní dlouhodobého rovnovážného množství q_d . Ovšem z pohledu spotřebitele se nebude jednat o velký pokles oproti dlouhodobému stavu. Když stát určí hodnotu pod úrovní dlouhodobé rovnováhy, pak je již efekt opačný než

Diagram 2



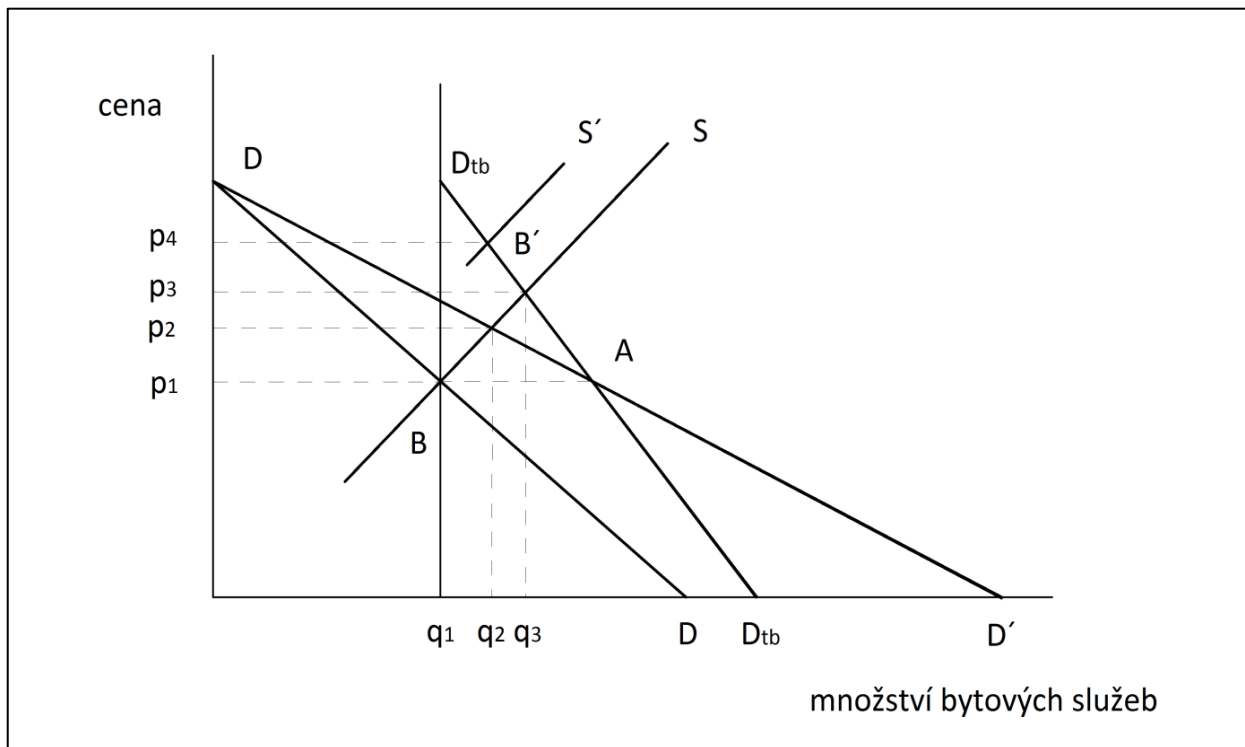
Zdroj: MacLennan (1982, s. 217)

v minulém příkladu, a při dané ceně bude na trhu nedostatek bytových služeb. To je dáno faktem, že se investorům a majitelům nevyplatí poskytovat tolik bytových služeb, protože jim poklesne potenciální zisk vlivem nižší ceny. Nicméně je vidět, že množství bytových služeb vzroste oproti rovnovážnému stavu před posunem poptávky z hodnoty q_1 na q'' . Ve třetím, extrémním případě, kdy je cena p''' stanovena ještě pod původní rovnovážnou cenu, již dochází k trvalé nerovnosti na trhu, vysokému převisu poptávky nad nabídkou a dlouhodobé disbalanci.

Jak je jasně zřetelné na diagramu 2, nově nastavená cena nájemného má zásadní dopad na dlouhodobou nabídku bytových služeb. Základní motivací pro regulaci je ochránění (alespoň části) obyvatelstva před vysokými cenami, které v případě nájemného hrají významnou roli v rozpočtech domácností. Avšak stát v žádném případě nestojí o snižování a omezování nabídky bydlení, která by měla v dlouhodobém hledisku velmi negativní dopady. Proto jsme často svědky vytvoření jakýchsi dvou oddělených trhů. Jednoho s regulovanou cenou, kde se cena volně nepohybuje, ale je určena, a druhého, na kterém je cena určována tržními mechanismy a který je tedy více otevřený investičním projektům. Tyto dva oddělené trhy se též nazývají privilegovaným a neprivilegovaným, protože na privilegovaném (regulovaném) trhu získává spotřebitel od státu jisté privilegium užívat levnějšího bydlení. (Lux, 2008) Situace dvou rozdílných typů trhů je zobrazena na diagramu 3, kde bod B značí rovnovážný stav při ceně p_1 a množství q_1 . Opět dochází k posunu poptávkové křivky z D na D' , k čemuž může dojít například přílivem imigrantů na daný trh. (Lux & Sunega, 2003, s. 35) Stát se rozhodne ochránit stávající obyvatele před předpokládaným zvýšením ceny z p_1 na p_2 , a proto pevně určí (zakotví) cenu nájemného. Z regulace však vyjme novou výstavbu (tím pádem vlastně poskytuje ochranu výhradně svým původním obyvatelům, kteří již pravděpodobně nějaký byt obývají). Na trhu vzniká převis poptávky, který je v diagramu 3 vyznačen body AB. Z toho důvodu je množství bytových služeb na regulovaném trhu q_1 a vzniká jakási pomyslná nová osa y pro cenu na neprivilegovaném trhu. Předpokládáme zde tedy, že všichni imigranti musí hledat bydlení v tržním sektoru. Poptávkovou křivku po tržním bydlení v diagramu 3 udává křivka D_{tb} D_{tb} , pro kterou platí rovnost $D_{tb} D_{tb} = DD' - DD$ ³ a nabídkovou křivkou je křivka S od bodu B.

³ To plyne z toho, že křivka DD' je křivkou agregátní poptávky na daném trhu, která se rozdělí na spotřebitele konzumujícího na privilegovaném trhu (křivka DD) a spotřebitele na neprivilegovaném trhu (křivka $D_{tb} D_{tb}$). V podstatě se jedná o tvar $DD' = DD + D_{tb} D_{tb}$. Pro naše účely zde používáme předpoklad

Diagram 3



Zdroj: (Fallis, 1985, s. 204)

Zatímco v případě, že by stát nijak nezasahoval do výše nájemného, by cena stoupla na hodnotu p_2 , tak v případě oddělení nepriviléžovaného trhu se cena dostane až na hodnotu p_3 , která je větší než p_1 i p_2 . Celkové množství bytových služeb na neregulovaném trhu tedy bude $q_3 - q_1$ a neregulované nájemné v tomto segmentu bude nejen vyšší než to regulované, ale dokonce vyšší než nájemné určené bez zásahu státu. Toto je důležitý efekt, který s sebou přináší regulace pouze jedné části trhu, neboť cílem regulace bývá ochrana nějakého segmentu obyvatelstva a z pohledu sociálního státu je důležité zabezpečit nejpotřebnější (nejchudší) vrstvu obyvatelstva. Proto je nanejvýš žádoucí, aby se tato „priviležovaná“ skupina nedostala na volný trh, kvůli tamní výrazně vyšší ceně. Rozdílná výše ceny je také předpokladem pro vznik a rozmach černého trhu. Dochází ke „kšeftování“ s regulovanými byty, protože rozdíl v cenách je tak výrazný. Lux a Sunega (2003, s. 36) uvádějí ještě extrémnější situaci, ve které na trhu panují obavy, že se regulovaný trh rozšíří i na další části trhu neregulovaného.

stejně struktury a požadavků imigrující skupiny jako původních obyvatel, aby nedošlo například k situaci, že křivka D_{tb} D_{tb} bude odpovídat v bodě q_1 vyšší ceně, než je maximální cena na křivce DD , tj. maximální ceny jsou pro všechny křivky shodné.

Proto se posune nabídková křivka doleva z S na S', neboť se pro investory zvyšuje riziko a ti z trhu buď odchází, nebo požadují vyšší čistou současnou hodnotu budoucích výnosů z investice. Výsledkem je další zvýšení ceny na nepriviligovaném trhu na hodnotu p_4 . Nejdůležitějším závěrem takto provedené analýzy je to, že spotřebitelé vyřazení z privilegovaného trhu nejen platí vyšší cenu, než je ta regulovaná, ale dokonce platí vyšší cenu, než by byla ta rovnovážná bez regulačních opatření.

3 Zákon č. 107/2006 Sb.

Tento zákon o jednostranném zvyšování nájemného byl schválen v polovině roku 2006 po dlouhé době, kdy regulace prakticky zamrzla a nedocházelo k upravování výše regulovaného nájemného ani o inflaci. To byl problém jednak z toho důvodu, že pronajímatelé neměli dostatečné příjmy na obnovu a udržování bytového fondu podléhající regulaci, ale také proto, že docházelo k rozmachu negativních externalit zmiňovaných v předchozí části práce. Musíme si uvědomit, co je vlastně cílem této řízené deregulace. Cílem je uvolňovat regulované nájemné tak, aby se v určitém časovém období dostalo na úroveň tržního, a k úplné liberalizaci má dojít až za tohoto stavu. Proto bylo nutné zvolit předem nějakou cílovou hodnotu nájemného, které by se mělo to regulované postupně přibližovat. Tato cílová hodnota je zavedena v příloze zákona č. 107/2006 Sb. následovně:

‘Cílová hodnota měsíčního nájemného (CN) za 1 m² podlahové plochy bytu vyjádřená v Kč/m² se vypočítá podle vzorce

$$CN = \frac{1}{12} * p * ZC, \quad (1)$$

kde ZC je základní cena za 1 m² podlahové plochy bytu a p je koeficient vyjadřující podíl ročního nájemného na základní ceně bytu. (Zákon č. 107/2006 Sb.)

U většiny oblastí a bytů má koeficient p hodnotu 0,05, což odpovídá tomu, že roční nájemné by mělo mít výši 1/20 ceny daného bytu. Zjednodušeně řečeno, by mělo cílové měsíční nájemné odpovídat 1/240 základní ceny bytu. Zákon myslí i na to, že základní cena některých bytů, které podléhaly regulaci, je natolik vysoká, že by mohlo být pro

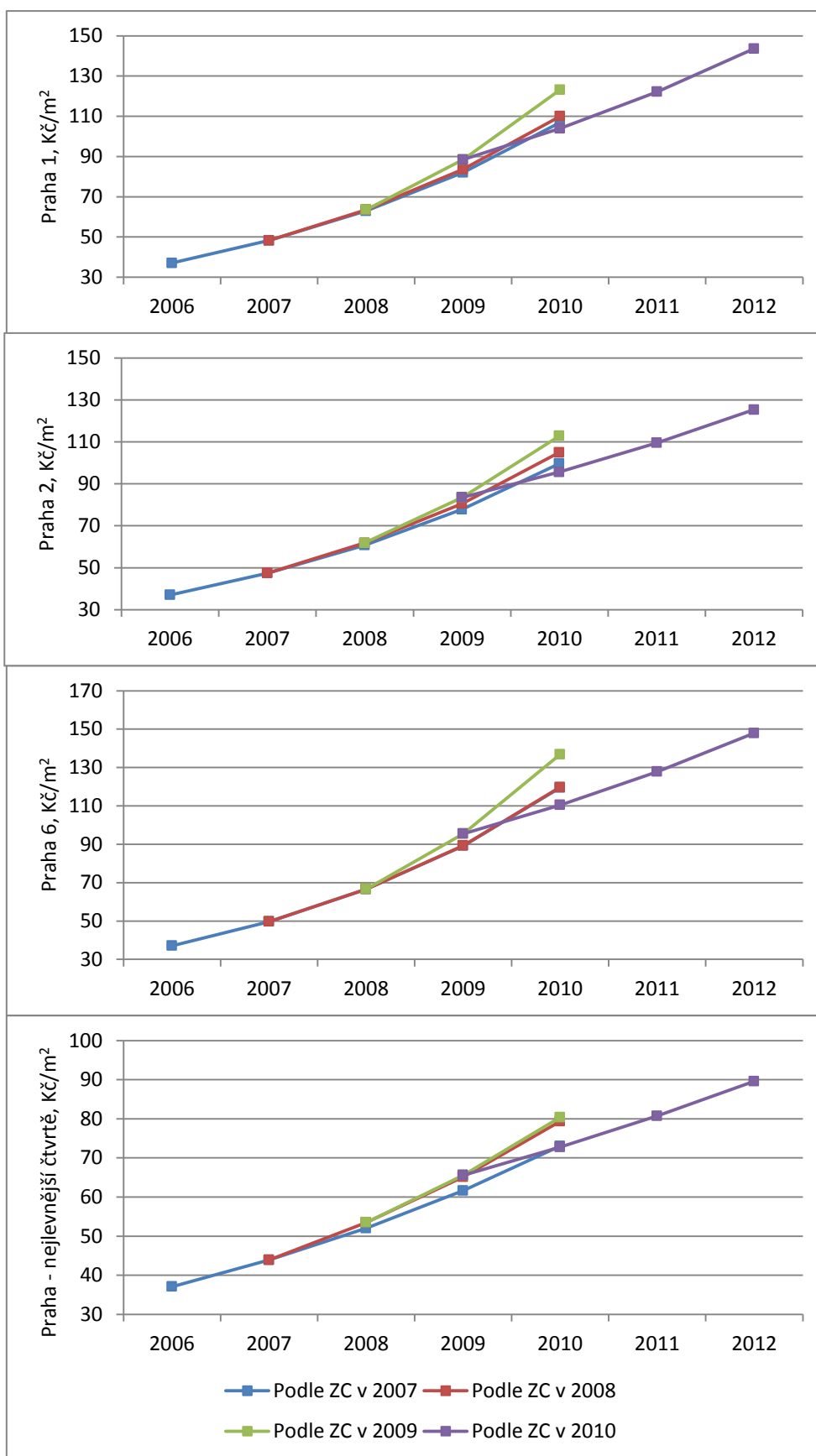
stávající nájemníky likvidační, pokud by se jejich nájemné skokově navýšilo o sumu, která by měla určovat právě tento zákon. Proto jsou pro jisté oblasti koeficienty p nižší, což snižuje i finální cílovou hodnotu. Kompletní seznam hodnot koeficientu p je v příloze, ovšem vymezují se prakticky pouze tři pražské čtvrtě – Praha 1, Praha 2 a Praha 6, kde jsou nemovitosti nejdražší. Pro výpočet cílové hodnoty měsíčního nájemného tedy ještě potřebujeme znát základní cenu. Tu dle § 4 daného zákona vyhláší a zveřejní Ministerstvo pro místní rozvoj formou sdělení ve Sbírce zákonů vždy s účinností od 1. července kalendářního roku. Spolu s ní uvádí v tomto sdělení i cílové hodnoty měsíčního nájemného za 1 m² podlahové plochy bytu vypočtené podle vzorce (1) a maximální přírůstky měsíčního nájemného, na které se vztahuje následující vzorec,

$$MP = \left(\sqrt[4-k+1]{\frac{CN}{AN}} - 1 \right) * 100, \quad (2)$$

kde ‘MP je maximální přírůstek nájemného určeného v %, CN je cílová hodnota jako u vzorce (1), AN je aktuální hodnota nájemného za 1 m² podlahové plochy bytu vyjádřená v Kč/m² a $k = 1$ pro rok 2007, $k = 2$ pro 2008, $k = 3$ pro 2009 a $k = 4$ pro 2010.’ (Zákon č. 107/2006 Sb.) Vzorec není nic jiného než formulka na složenou roční míru růstu, která udává konstantní roční tempo růstu pro dosažení hodnoty CN při aktuální hodnotě AN. MMR se tímto snaží zpřehlednit situaci pro občany a zároveň udržet růst nájemného v rozumných mezích z pohledu nájemníků.

Ministerstvo pro místní rozvoj tedy každý rok určovalo cílové hodnoty nájemného v jednotlivých oblastech na základě jím určených základních cen bytů. Ty byly určovány podle statistiky kupních cen nemovitostí, kterou spravuje Ministerstvo financí. Dle § 4 daného zákona se jedná o střední hodnoty kupních cen nemovitostí vycházejících ze statistiky cen. Na následující straně je graficky vyobrazen vývoj deregulace v několika vybraných pražských čtvrtích, jejíž tempo se měnilo právě vzhledem ke změnám cílových hodnot a která se lišila také mezi jednotlivými částmi města. Pro detailnější analýzu tohoto vývoje jsme vybrali všechny čtvrtě, které byly zákonem č 107/2006 Sb. brány jako speciální případy, tedy Prahu 1, Prahu 2 a Prahu 6, a navíc jsme přidali nejlevnější pražské čtvrtě, ve kterých probíhala deregulace shodně, jedná se o Prahu 13, 16, 17, 22–25, 27 a 28. Podrobné údaje jsou uvedeny v příloze. První podstatná věc, které si musíme povšimnout, je počáteční cena nájemného v roce

Graf 2 – Vývoj předpokládaných hodnot nájemného v Pražských čtvrtích



Zdroj: MMR, vlastní výpočty

2006. Pro všechny části města byla výše nájmu stejná na úrovni 37,07 Kč/m². To ovšem neplatilo pro ceny nemovitostí, ve kterých se dané byty nacházely, a proto bylo již předem jasné, že deregulace bude muset být v absolutních hodnotách rychlejší v dražších čtvrtích. To proto, že hodnota cílového nájemného vycházela ze základní ceny bytu, která odrážela jeho skutečnou tržní cenu. Když porovnáme situaci na Praze 1 a v nejlevnějších čtvrtích, tak cílová hodnota nájemného pro Prahu 1 určena sdělením MMR v polovině roku 2006 byla 107 Kč/m², zatímco v případě levných čtvrtí to bylo pouze 73,04 Kč/m², přičemž cílová hodnota nájemného na Praze 1 je ještě navíc snižována nízkým koeficientem p. Další zajímavý výstup, který můžeme na těchto grafech pozorovat, je viditelný v roce 2010. V tomto roce měla totiž skončit řízená deregulace nájemného (tedy možnost pronajímatelů jednostranně zvyšovat nájemné bez dohody s nájemníkem), a proto jednotlivá sdělení MMR určující cílové hodnoty pro následující roky počítala s koncem deregulace právě tohoto roku. Na našich grafech je tedy jasně zřetelný vývoj cílových hodnot nájemného v čase, protože ty byly profilovány na rok 2010. Je dobře vidět, že hodnota předpokládaného cílového nájemného pro Prahu 1, 2 a 6 roste v čase (pro levnější čtvrtě není tento vývoj až tak znatelný, ale lze ho také vypožorovat). Důvod je ten, že až do roku 2008 (kdy bylo vydáno sdělení MMR pro roky 2009 a 2010) byla cena bytů v Praze na vzestupu (viz graf 4, str. 30). To muselo být samozřejmě reflektováno ve vývoji základních cen vydávaných MMR, a tím pádem i cílových hodnotách nájemného. Při roční frekvenci určování cílové hodnoty se relativně dařilo reagovat na změny cen vztažných nemovitostí, kdy docházelo k navyšování nájemného při nárůstu cen nemovitostí. Nicméně pořád za stavu, kdy ceny nemovitostí rostly a zároveň nedocházelo k odpovídajícímu navyšování nájemného v průběhu roku, trápili majitelé, kteří nemohli kvůli regulaci navyšovat cenu podle tržních podmínek. Situace se ukázala být lehce problematickou v případě prodloužení doby deregulace až do roku 2012, protože poslední sdělení MMR bylo vydáno roku 2009 a mělo obsáhnout léta 2010–2012 (na grafech se jedná o fialovou křivku). Když se opět zaměříme na graf 4 zobrazující vývoj cen bytů v Praze, vidíme, že ceny nabývají maxima někdy na přelomu let 2008 a 2009, přičemž od té doby klesají až do roku 2012. To mělo za efekt, že hodnota cílového nájemného pro roky 2010–2012 byla podle dat z roku 2009 nastavena na vysokou úroveň, které pak odpovídalo i postupné navyšování nájemného v těchto letech. Zde naopak získávali pronajímatelé, kteří mohli díky rychlé deregulaci získat více peněz z nájemného.

Při hodnocení zákona č. 107/2006 Sb. musíme mít na paměti cíle, kterých měl dosáhnout. Hlavním cílem bylo narovnat regulované nájemné, aby pak došlo k plynulému přechodu na tržní mechanismus. To se nepodařilo během předpokládaných čtyř let, avšak další dva roky řízené deregulace pomohly nastavit poměrně podobnou výši regulovaného a neregulovaného nájemného. Pořád existovaly rozdíly v efektivitě zákona č. 107/2007 Sb. mezi jednotlivými regiony a městy, což je zřetelné na grafu 1, ovšem konkrétně v Praze můžeme proces deregulace brát jako úspěšný, neboť se v období mezi lety 2007–2012 podařilo dostat poměr tržního a regulovaného nájemného až na hodnotu 1,03.

4 Hodnota nájemní smlouvy na regulované nájemné

Není pochyb, že bydlet v bytě s regulovaným nájemným bylo cenově velmi výhodné. Před rokem 2007 byl poměr tržního a regulovaného v mnoha oblastech 4:1, což znamenalo významné privilegium pro nájemníky v regulovaných bytech, jejichž majitelé nemohli požadovat nájemné, které by odpovídalo kvalitě bydlení. Proto byly regulované byty často prodávány pod jejich tržní hodnotou, neboť majitel neměl výhledově šanci na odpovídající příjem. V této kapitole se tedy pokusíme odhadnout hodnotu nájemní smlouvy na regulovaný byt v Praze, která pak hrála roli při odkupu bytu nájemníkem.

Nejdříve musíme udělat několik předpokladů, které nám umožní kvantifikovat současnou hodnotu smlouvy. Počítáme s obdobím 2006–2012, přičemž předpokládáme, že již v 1. čtvrtletí roku 2006 je známý koncept deregulace a rovnou se počítá s jejím trváním až do roku 2012, kdy se regulované a tržní nájemné budou rovnat. Tím pádem pracujeme s 28 čtvrtletími. S těmito předpoklady odhadneme hodnotu nájemní smlouvy h_t v čase t následovně

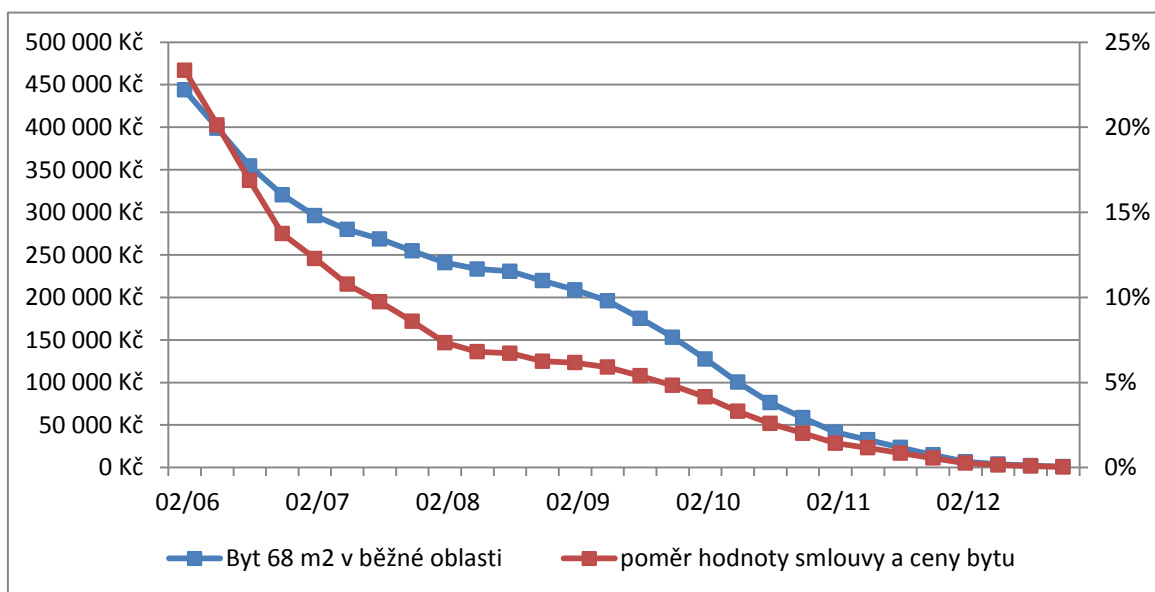
$$h_t = x * [(29 - t)\overline{TN}_t - \sum_{i=t}^{28} RN_i] * 3 * (1 + r)^{29-t},$$

kde $t=1, 2, 3, \dots, 28$, x je výměra daného bytu v m^2 , \overline{TN}_t je průměrná výše tržního nájemného daného bytu v předcházejících 4 čtvrtletích za m^2 (tedy průměr z období $t-$

3,..., t). Zde dochází k dalšímu zjednodušení, neboť cena není konstantní v čase, ovšem my ji zde fixujeme na základě předchozích období. RN_i je výše regulovaného nájemného v daném čase pro daný byt za m^2 . Koeficient 3 je v rovnici z toho důvodu, že pracujeme se čtvrtletími, ovšem nájemné se platí měsíčně, tudíž bez vynásobení výsledku tímto koeficientem bychom dostali nesprávně podhodnocený odhad. Diskontní faktor $(1+r)$, kde r je průměrný čtvrtletní výnos desetiletých státních dluhopisů pro zvolené období, používáme k umocnění efektu, že majiteli se vyplatí prodat daný byt dříve, neboť poté může volné prostředky využít jinak.

Na grafu 3 je zobrazen výsledek simulace provedené pro pražský byt v běžné oblasti o výměře $68 m^2$. Hodnoty TN_t a RN_t jsou zobrazeny v grafu 5 na straně 31. Za r jsme dosadili hodnotu 0,01, neboť průměrný výnos desetiletých státních dluhopisů mezi lety 2006 a 2012 byl v průměru lehce přes 4 % (www.kurzy.cz, 2015). Je vidět, že na počátku roku 2006 měla nájemní smlouva pro tento typ nemovitosti hodnotu přibližně 450 000 Kč, což představovalo skoro 25 % ceny bytu. Ta klesala v čase kvůli navyšování regulovaného nájemného a zpomalení toho poklesu v letech 2007–2009 je dáno růstem cen bytů v Praze a s tím i růstem tržního nájemného, které tím pádem jaksi „utíkalo“ deregulaci. Je nutné podotknout, že před rokem 2006 existovalo ještě přibližně čtyřleté období, ve kterém se regulované nájemné neupravovalo ani o inflaci, a při za-

Graf 3 - Hodnota nájemní smlouvy v čase t



Zdroj: IRI, vlastní výpočty

počítání tohoto období do našeho modelu bychom se dostali na podstatně vyšší částku. Z toho plyne, že být nájemníkem v bytě s regulovaným nájemným znamenalo značné privilegium. To se často zpeněžilo při odkupu bytu nájemníkem, kdy se obývaný byt prodal hluboko pod současnou tržní cenou, neboť se muselo vzít v potaz, že pronajímatel v určitém časovém horizontu nedosáhne na odpovídající zisk. Tato možnost byla hojně užívána obcemi, které byly významným vlastníkem bytů na regulovaném trhu. (Lux, 2003) Docílilo se tím jednak privatizace bytového fondu, ale také sejmutí břemena nákladného pečování o regulované byty z obecního rozpočtu.

5 Empirická studie vlivu deregulace nájemného na ceny bytů v Praze

5.1 Motivace

Motivací této empirické studie je pozorovat a studovat vliv deregulace nájemného na ceny bytů v hlavním městě České republiky. Hned několik výzkumníků se zabývalo problémem určení rovnovážného nájemného na regulaci deformovaném trhu s nájemním bydlením, například Martin Lux a Petr Sunega (2003), či širší analýzou Českého trhu s nájemním bydlením a predikcí vývoje v budoucnu, Petr Zemčík (2011). Ovšem ani jeden z těchto vědců se nezabývá přímo otázkou, zdali samotný proces deregulace jako takové měl dopad na ceny bytů či nikoliv a v jakém rozsahu. Tvorba ceny je nepochybně velice komplexní a složitý proces, který je založen nejen na aktuální ekonomické situaci, ale i na mnoha různých očekáváních o budoucích ziscích a podobně. Právě zde by totiž vývoj deregulace mohl sehrát důležitou roli. Cílem této studie je tedy ověřit hypotézu, zda měla deregulace skutečně dopad na vývoj cen bytů a popřípadě jaký. Obecně se dají očekávat tři možné výstupy. Jedním je zvyšování cen bytů v závislosti na deregulaci z důvodu zvýšení výnosnosti pronájmu a s tím i větší poptávky po tomto druhu investice. Druhým je naopak snížení cen bytů, neboť dle ekonomické teorie dochází při regulaci pouze části trhu k nárůstu cen na trhu neregulovaném (viz. kapitola o teoretických následcích deregulace), přičemž při deregulaci konvergují ceny na obou trzích (privilegovaném a nepriviligovaném) k rovnovážné ceně na liberalizovaném trhu. Právě zde může nastat situace, kdy pokles cen na neregulovaném trhu „převáží“ nárůst cen na deregulovaném trhu, a tím pádem dojde k agregátnímu poklesu výnosnosti a poklesu cen. Deregulace může mít navíc vliv na rozhodnutí domácností, zda není výhodnější zajistit si vlastní bydlení, což by mělo také vliv na poptávku po bytech⁴. Třetím možným výstupem je zjištění, že deregulace neměla žádný podstatný dopad na vývoj cen.

S pomocí dostupných dat tedy vytvoříme ekonometrický model, který by měl naši hypotézu otestovat a poskytnout nám informaci, který z nastíněných scénářů jsme mohli

⁴ Zde samozřejmě opět není jasné, jaký konečný vliv by to mělo mít na poptávku po bytech, protože vlastnické bydlení mohou být i byty, jejichž cenu zkoumáme (při deregulaci by se tak po nich mohla zvýšit poptávka a i jejich cena). Nicméně se dá předpokládat, že jistá část domácností se rozhodne přestěhovat mimo město a zamění bydlení v bytech za vlastní dům.

pozorovat na pražském trhu s byty. Hypotézu bychom měli být schopni pomocí modelu nejen ověřit, ale také tento efekt deregulace kvantifikovat.

5.2 Metodologie

Pro naše účely budeme analyzovat časové řady několika proměnných a jejich dopad právě na vývoj ceny bytů na pražském trhu. V této práci budeme používat metodu OLS⁵ a sestavíme FDL model⁶, který je jedním z regresních modelů užívaných právě k analýze časových řad a který je pro tento typ analýzy vhodný hned z několika důvodů. Jednoduchý FDL model je dán ve tvaru

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1,t} + \beta_1 x_{1,t-1} + \dots + \beta_q x_{1,t-q} + u_t, \quad t = 1, \dots, n, \quad (3)$$

kde y_t je závisle proměnná, x_1 je nezávisle proměnná, $\beta_0 \dots \beta_q$ jsou koeficienty a q je nějaké přirozené číslo, které udává maximální zpoždění proměnné x_1 , které ještě ovlivňuje proměnnou y .⁷ Tento jednoduchý model však v praxi není příliš užitečný, protože připouští pouze jednu proměnnou, i když i s opožděním, a takových procesů nevidáme v našem světě mnoho. Proto, když se analyzuje nějaký proces pomocí FDL modelů, tak se užívá obecnější verze rovnice (3), která připouští více nezávislých proměnných a zároveň i jejich opoždění. Obecný vzorec pro FDL model by byl poněkud rozsáhlejší, tak zde uvedeme jeho formu v maticovém zápisu

$$Y_t = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_q X_{t-q} + u_t, \quad t = 1, \dots, n; \quad q \in \mathbf{N}, \quad (4)$$

kde Y_t je endogenní proměnná, X_t je matice plánu (matice exogenních proměnných) a β_0, \dots, β_q jsou matice koeficientů pro jednotlivé proměnné a jednotlivá časová zpoždění, přičemž u_t je reziduum v čase t . Pro detailnější popis modelu čtěte Wooldridge (2003) nebo Němec (2012). Je důležité si uvědomit, že i v tomto modelu je připuštěno pouze konečné množství opoždění, které je dáno koeficientem q , a tedy závisle proměnnou Y v čase t ovlivňují nanejvýš hodnoty nezávisle proměnné v čase $t-q$, dřívější hodnoty nemají vliv na závisle proměnnou v čase t . Je též vhodné poznamenat, že když obecný model aplikujeme a zkoumáme libovolný reálný jev, u kterého je tento typ analýzy

⁵ Ordinary least squares

⁶ Finite distributed lag model

⁷ Podstatné je, že q je konečné (z toho důvodu „finite distributed lag“)

vhodný, nemusí se v něm vyskytovat všechny exogenní proměnné se všemi časovými zpožděními (tedy $t-1, t-2, \dots, t-q$), ale připouští se efekt jednotlivých proměnných s různými zpožděními. To znamená, že když nějaká nezávisle proměnná ovlivňuje závisle proměnnou až s odstupem tří období (to můžou být hodiny, dny nebo třeba měsíce), tak bude daný model ve tvaru

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-3} + u_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (5)$$

Stejně jako při analýze průřezových údajů (dat) je i při analýze časových řad, konkrétně v modelu (4), možno použít pro jednotlivé proměnné různé funkční formy či formální proměnné. (Wooldridge, 2003, s. 337) Díky tomu je možné sestavit model, který nám poskytne (prostřednictvím odhadnutých výsledných koeficientů) informaci o elasticitě dané proměnné. Můžeme tedy na obou stranách rovnice použít funkci přirozeného logaritmu, nebo využít kvadratické formy při podezření na klesající či rostoucí mezní dopad nezávislé proměnné. Formální proměnné jsou při analyzování časových řad užitečné nejen v případě, že je používáme například pro zachycení nějakého momentálního stavu v daném čase⁸, ale hlavně pro zachycení takzvané sezónnosti. V případě časových řad jsme často svědky toho, že je daná proměnná ovlivněna sezónními vlivy. Typickým příkladem je například hrubý domácí produkt, který vykazuje nejvyšší hodnoty na konci kalendářního roku, kdy je období Vánoc a lidé utrací více než v jiných čtvrtletích. Dalším příkladem by mohla být sezónní nezaměstnanost, která je zaviněna tím, že některá zaměstnání lze vykonávat pouze v určitých obdobích v roce - instruktor lyžování, raftingu, pronajímatel lyží, bruslí, zmrzlinář... Dalším jevem, který není v případě časových řad nijak neobvyklý, je existence určitého časového trendu. Rozpoznání toho, že se v datech nachází časový trend, je klíčové pro správně provedenou analýzu. Wooldridge, (2003, s. 345) uvádí dva nejpodstatnější časové trendy, které jsou schopny pokrýt poměrně širokou škálu jevů a jdou i jistou parametrizací vhodně upravovat. Tím prvním a zároveň nejjednodušším je lineární trend, o kterém se mluví v případě, že posloupnost $\{y_t\}$ odpovídá následujícímu modelu

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (6)$$

⁸ Jak uvádí Wooldridge, (2003, s. 338) na příkladu z USA, může jít třeba o politické prostředí. Formální proměnná může mít pak hodnotu 1 pro období, ve kterém byl v Bílém domě demokrat, a hodnotu 0 pro období, ve kterém byl prezidentem liberál.

kde u_t je i.i.d. posloupnost, $E(u_t) = 0$ a $\text{Var}(u_t) = \sigma_u^2$. Jak ukazuje rovnice (6), tak v tomto případě se jedná o lineární nárůst v závislosti na časové proměnné. Druhou, o něco složitější formou trendu je takzvaný exponenciální trend, který je pozorovatelný u řad, které mají stejnou průměrnou míru růstu v každém období. Ten je modelován následovně:

$$\log(y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (7)$$

Oproti modelu (6) je zde nutné splnit předpoklad $y_t > 0$, kvůli definičnímu oboru funkce log. Pokud má některá z proměnných trend a my jej nezahrneme do našeho modelu, s nejvyšší pravděpodobností to negativně ovlivní věrohodnost našich výsledků. Jednak může dojít k situaci, kdy najdeme vztah mezi dvěma proměnnými jen díky tomu, že obě mají trend, což se nazývá falešnou regresí. Dalším problémem je to, že když vynecháme časový trend (v případě že má být v modelu zahrnut), tak tím vynecháváme důležitou proměnnou, a náš odhad je tak vychýlený. (Wooldridge, 2003, s. 348) Kvůli tomu je tato část modelování (svým způsobem přípravná, protože se snažíme vystavit vhodný model) důležitou součástí i našeho FDL modelu, který pracuje výhradně s časovými řadami.

5.3 Předpoklady

K tomu, abychom mohli naše odhadnuté koeficienty brát jako relevantní a správné, musí náš model splňovat jisté předpoklady. Tyto předpoklady omezují, respektive určují, jaké by měl mít vybudovaný model vlastnosti a jaká kritéria by měly splňovat jednotlivé proměnné. Cílem je zajistit, abychom po aplikování OLS metody na náš model obdrželi nevychýlené⁹ („unbiased“) a hlavně konzistentní¹⁰ odhady. Tyto předpoklady je možno najít detailně popsané například v *Introductory Econometrics* (Wooldridge, 2003, s. 329-332, 365-368). Předpoklady pro nevychýlenost OLS estimatorů pro časové řady jsou tři. Předpoklad linearity v parametrech, nulové střední hodnoty náhodných složek a žádné perfektní kolinearit proměnných. Dle Gauss-Markovova teorému je při splnění těchto tří podmínek výsledný OLS estimator

⁹ Pro dané koeficienty platí $E(\hat{\beta}) = \beta$

¹⁰ S růstem množství pozorování dochází k upřesňování odhadu, to znamená, že klesá rozptyl hodnot odhadovaných koeficientů.

nevychýlený. (Teorém 10.1., Wooldridge, (2003, s. 332)) To znamená, že námi sestavený model je schopen vygenerovat odhady, pro které platí: $E(\hat{\beta}) = \beta$. Předpoklady pro konzistentnost OLS estimátorů pro časové řady jsou ve většině případů podstatnější, protože jsou jakýmsi uvolněním předpokladů pro nevychýlenost odhadů a kladou podmínky na jednotlivé proměnné, které pak mohou být upraveny tak, aby odpovídaly požadavkům předpokladů. Prvním předpokladem je linearita a slabá závislost, kdy je předpoklad linearity stejný jako v případě předpokladu pro nevychýlenost. Ještě však musíme předpokládat, že proces $\{(x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}, y_t): t=1,2,\dots, n\}$ je slabě závislý¹¹. Předpoklad nulové střední hodnoty náhodných složek je uvolněn na pouze jedno dané období (pro všechna t platí, $E(u_t | x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}) = 0$), není tedy tak striktní jako předpoklad pro nevychýlenost. Poslední předpoklad žádné perfektní kolinearity mezi proměnnými je totožný. Splnění těchto tří předpokladů je postačující pro získání konzistentních OLS estimátorů¹² (Teorém 11.1., Wooldridge (2003, s. 366)). Konzistence odhadů je praktická z mnoha důvodů - například není nutné, aby naše odhady byly nevychýlené, ale pokud se nám podaří sesbírat dostatečné množství pozorování, tak to není zásadní problém, neboť odhady konvergují ke správným hodnotám.

Navrch k uvedeným předpokladům je pro platnou práci s t-testy a F-testy nutné přidat další dva předpoklady. Jedním je předpoklad homoskedasticity, tedy konstantního rozptylu reziduí, a druhým je nulová sériová korelace reziduí. K ověření těchto dvou předpokladů se dají použít různě postavené testy a existují postupy, kterými se případné nedostatky dají vhodně opravit. Aby mohly být závěry vyvozované z OLS regrese platné, je nutné, aby model a užití proměnné splňovaly všechny z pěti uvedených předpokladů.

¹¹ Pro definici slabé závislosti čtěte Wooldridge. (2003, s. 361)

¹² Konzistencí rozumíme plim $\hat{\beta}_j = \beta_j, j=0,1,\dots,k$, tedy že naše odhady jsou asymptoticky správné. V praxi to znamená, čím větší počet pozorování (dat), tím přesnější by měl odhad být.

5.4 Dataset

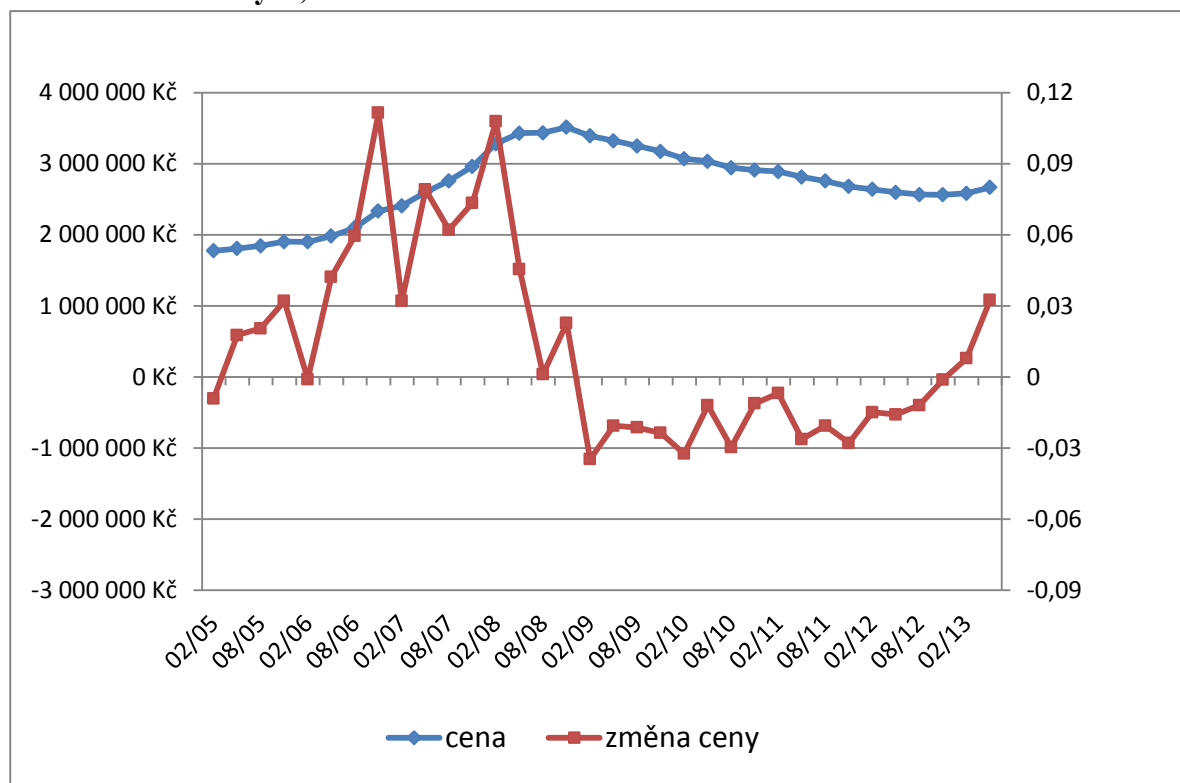
Jak bylo již zmíněno v úvodu do problematiky, kvůli zákonu č. 107/2006 Sb. začala deregulace nájemného jako taková 1. 1. 2007, kdy měli pronajímatelé právo jednostranně navýšit nájem o určitou částku, která byla ovšem státem omezena jistou maximální hodnotou. Avšak o zmíněném zákonu se vedla diskuze již před tím, než vešel v platnost v polovině roku 2006, což je jeden z důvodů, proč jsme se rozhodli užít pro analýzu časové řady s počátkem v prvním čtvrtletí roku 2005. Dalším důvodem je, že pro jednotlivé řady jsme museli zvolit čtvrtletní frekvenci pozorování, a proto nejsou příliš rozsáhlé. Každé období navíc pak při takovém počtu pozorování obsahuje důležitou informaci. Tuto frekvenci jsme zvolili hlavně z důvodu nedostupnosti podrobnějších zdrojů, neboť sběr údajů pro vytvoření námi užitých proměnných je velice pracný a soukromé subjekty je poskytují pouze za peníze (například IRI s. r. o.). Konec role státu v procesu určování výše nájemného můžeme ohraničit rokem 2013, kdy skončila platnost zákona č. 132/2011 Sb., který prodlužoval dobu, kdy mohlo docházet k jednostrannému navyšování cen ze strany pronajímatelů. Pro naši analýzu je podstatná skutečnost, že v posledním čtvrtletí roku 2012 byla hodnota podílu tržního a regulovaného nájemného v Praze na úrovni 1,03, což implikuje prakticky totožnou výši tržního a regulovaného nájemného. Z těchto důvodů je pro naše účely vhodné a dostačující použít časové řady od 1. čtvrtletí 2005 do 2. čtvrtletí 2013, kdy by mělo již dojít k úplnému narovnání. V našem FDL modelu tedy budeme pracovat s následujícími časovými řadami: cena bytů, nájemné, HDP, inflace a průměrný plat. Jejich podrobnější popis následuje.

5.4.1 Cena

Cena je v našem modelu zásadní, neboť se jedná o endogenní proměnnou, a my budeme zkoumat, na které vlivy reaguje a jak. Při práci s cenami nemovitostí je nezbytné si uvědomit, že výše ceny je závislá na velkém množství faktorů, jako jsou místo, kvalita bydlení, míra opotřebení, rozměry a mnoho dalších. Z toho plyne, že práce s cenami jednotlivých bytů je extrémně složitá, protože výzkumník musí podchytit mnoho vlivů, které spoluvytváří výslednou cenu. Proto je pro naši analýzu nezbytné

použit data, která jsou nějakým způsobem standardizovaná, abychom se mohli zaměřit na obecnější faktory ovlivňující cenu, než jsou parametry bydlení. Proměnnou cen bytů v Praze tedy zavádíme jako průměrné údaje cen za jednotlivá čtvrtletí s uzávěrkou v uvedeném měsíci a roce v Kč za standardní byt v běžné, nikoli okrajové poloze, podlahová plocha 68m², 40 % opotřebení (dle metodiky IRI, která je zároveň zdrojem našich dat). Touto standardizací sice ztratíme jistou část informace, ale omezíme faktory ovlivňující cenu bytu tak, abychom se již nemuseli zabývat nuancemi ve vlastnostech jednotlivých nemovitostí, jako je místo, velikost, kvalita, opotřebení... Vývoj časové řady zachycující cenu od počátku roku 2005 do poloviny roku 2013 je zobrazen v grafu 4. Protože chceme analyzovat vliv deregulace na ceny, rozhodli jsme se pracovat s proměnnou, která bude ve tvaru čtvrtletních změn, tedy ve tvaru $\left(\frac{cena_t}{cena_{t-1}} - 1\right)$. Při regresi pak budeme zjišťovat, jak změny v nezávisle proměnných ovlivňují změnu ceny. Takto definovaná cenová proměnná je opět zachycena v grafu 4.

Graf 4 – cena bytů, Praha



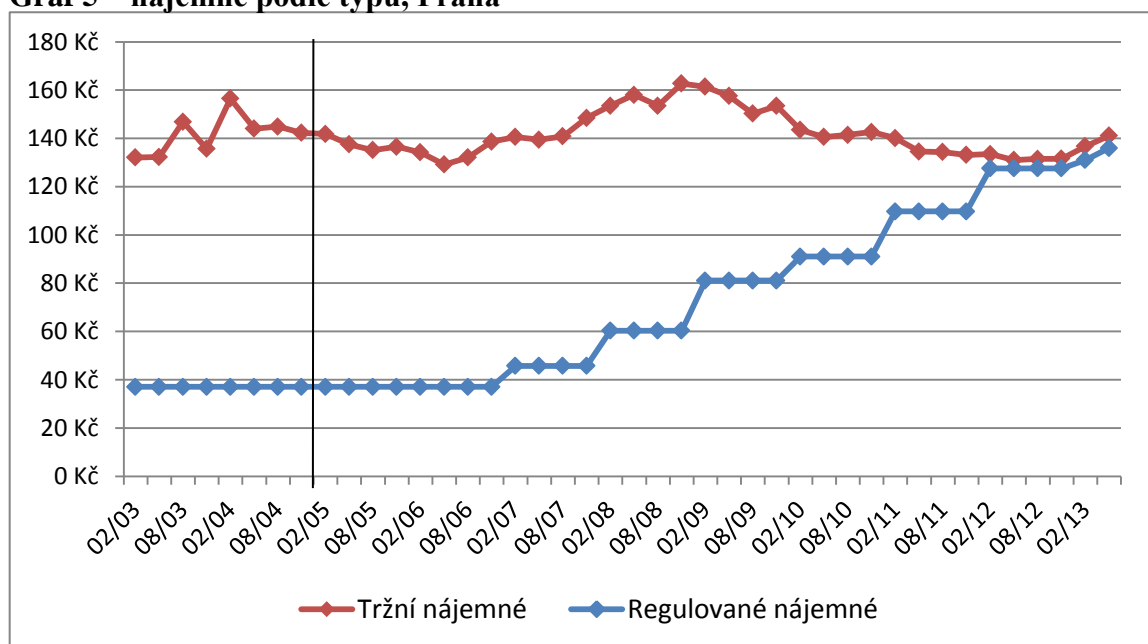
Zdroj: IRI s. r. o., vlastní výpočty

5.4.2 Nájemné

Protože chceme zkoumat vliv deregulace nájemného na ceny, tak je proměnná vztažená k nájemnému naší klíčovou nezávisle proměnnou. I v případě nájemného je potřeba z mnoha důvodů, které byly uvedeny již u proměnné ceny, použít standardizace. Námi užitá data pro pražské byty jsou tedy průměrné údaje výše nájemného za jednotlivá čtvrtletí s uzávěrkou v uvedeném měsíci a roce v Kč pro standardní byt v běžné, nikoli okrajové poloze, podlahová plocha 68m², 40 % opotřebení. Jak je pozorovatelné na grafu 5, jedná se o dvě časové řady, kdy jedna zachycuje tržní nájemné a druhá regulované. Pro názornost jsme zde rozšířili časovou osu i na údobí před rokem 2005 (odděleno černou přímkou v grafu), aby bylo zřetelné období, ve kterém nedocházelo k žádné úpravě regulovaného nájemného (ani o inflaci).

Tržní nájemné není nutné příliš komentovat, je ovšem zajímavé porovnat grafy 4 a 5, kde je vidět provázanost ceny bytu s nájemným. Vývoj těchto dvou proměnných samozřejmě není totožný, protože nedochází k okamžité úpravě nájemného podle výše ceny nemovitosti, avšak podobnost je znatelná. Pokud bychom měli k dispozici pouze graf 5, tak bychom mohli dojít k závěru, že ekonomická teorie diskutována výše je platná a při deregulaci skutečně dochází ke snižování nájemného na volném trhu. Tento

Graf 5 – nájemné podle typu, Praha



Zdroj: IRI s. r. o.

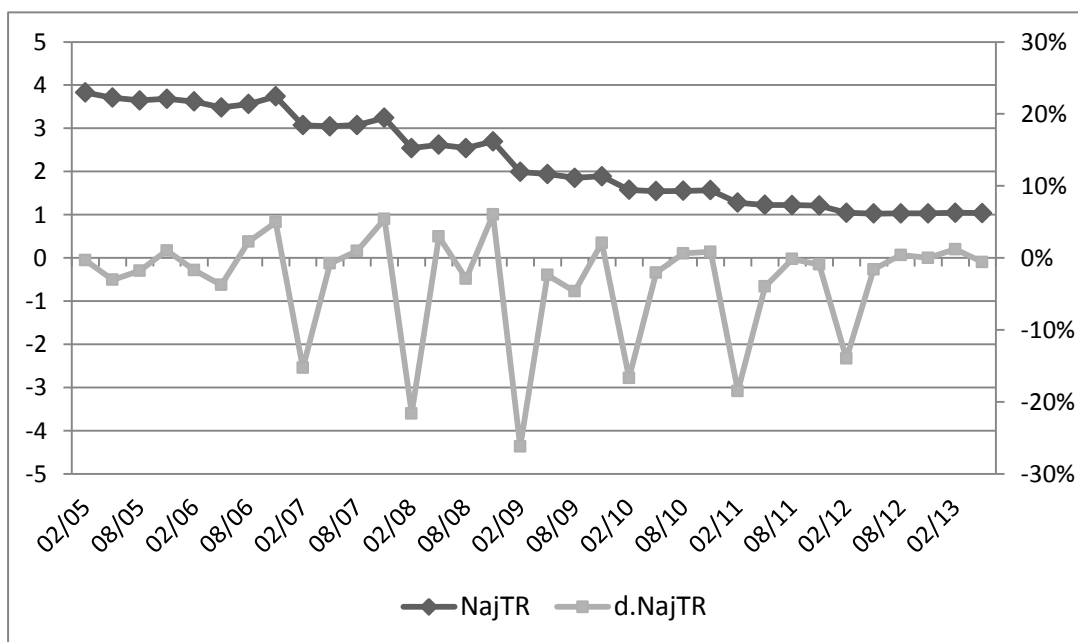
závěr ovšem v tomto případě není stoprocentně správný, neboť při poklesu tržního nájemného pravděpodobně sehrála významnou roli hospodářská krize, kterou je nezbytné vzít v potaz.

Samotné regulované nájemné a jeho vývoj v čase není vhodná proměnná pro regresi. Obsahovala by totiž mnoho nulových hodnot (konstant), protože výše regulovaného nájemného byla fixována vždy na jeden rok. Proto jsme pro naše účely vytvořili novou proměnnou, která vhodně zachycuje vývoj deregulace a zároveň není konstantní v žádném období. Tato proměnná vyjadřuje podíl tržního a regulovaného nájemného v daném roce, tedy

$$NajTR = \frac{NajT_t}{NajR_t},$$

kde $NajT_t$ je hodnota tržního nájemného v čase t a $NajR_t$ je hodnota regulovaného nájemného rovněž v čase t . Vývoj proměnné NajTR můžeme vidět na grafu 6. Z grafu je patrné, že na počátku zvoleného období se tržní nájemné pohybovalo na úrovni čtyřnásobku toho regulovaného a postupně klesá až na úroveň jedničky, která značí stejnou výši regulovaného a neregulovaného nájemného. Neboť chceme studovat vliv čtvrtletních změn na cenu, musíme proměnnou NajTR ještě upravit, abychom získali

Graf 6 – poměr tržního a regulovaného nájemného a jeho vývoj



Zdroj: IRI s. r. o., vlastní výpočty

její finální tvar pro regresi. Tuto finální proměnnou označíme $d.NajTR$ a definujeme:

$$d.NajTR = \frac{\frac{NajT_t}{NajR_t}}{\frac{NajT_{t-1}}{NajR_{t-1}}} - 1.$$

Na grafu 6 vidíme vývoj $d.NajTR$, který vypadá poměrně specificky. To je dáno schodovitým růstem regulovaného nájemného určeného na základě zákona č. 107/2006 Sb., kdy každý rok v letech 2007–2012 došlo v prvním čtvrtletí daného roku k jeho skokovému navýšení. Podařilo se nám tak definovat proměnnou, která zachycuje vývoj deregulace v Praze a je proto vhodná pro užití v našem modelu.

5.4.3 HDP

Proměnná hrubého domácího produktu $d.HDP$ je použita jako měřítko obecného stavu ekonomiky v České republice. Má tedy zachytit makroekonomické změny v jejím výkonu, hlavně pro krizové období. Dle našeho předpokladu by měl mít tento stav vliv na cenu bytů a její vývoj, a proto jsme ji zvolili jako hlavní makroekonomický ukazatel. Jedná se opět o proměnnou ve tvaru mezičtvrtletní změny. Vývoj proměnné pro náš časový úsek je zachycen v grafu 7.

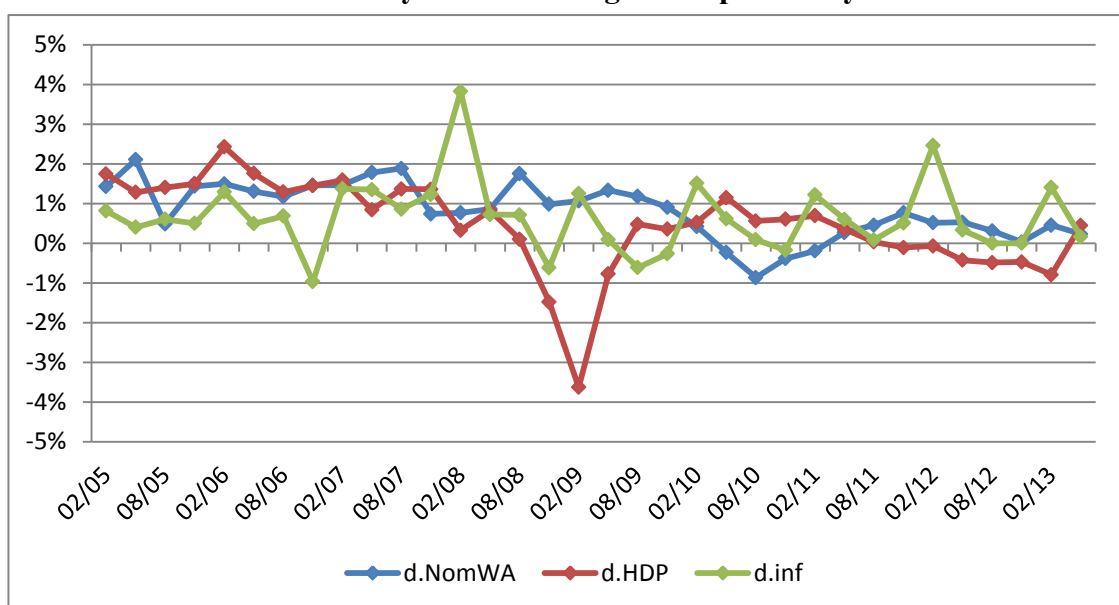
5.4.4 Inflace

Proměnná $d.inf$ je definována jako inflace v čase t . Inflace je změnou cenové hladiny, a proto je v podstatě jako jediná z námi doposud užitých proměnných hned v požadovaném tvaru čtvrtletních změn. Inflace je klíčovým ukazatelem při formování očekávání a zároveň podchycuje obecný nárůst či pokles cen produktů a služeb, které pak mohou mít vliv na nastavení ceny nemovitosti. Vývoj proměnné je zachycen v grafu 7.

5.4.5 Nominální mzda

Mzda je klíčovým faktorem kupní síly obyvatelstva, a proto je zásadní při rozhodnutí zda koupit či nekoupit nějaký statek. Z toho důvodu se dá předpokládat, že bude mít vliv na tvorbu ceny právě skrz poptávkovou stranu, která je do jisté míry určena kupní silou obyvatel. Proměnná d.NomWA je zavedena jako mezičtvrtletní změna v nominální mzdě v České republice. Tato proměnná je sezónně upravena pomocí klouzavých průměrů pro čtyři po sobě jdoucí období. Vývoj proměnné je zachycen v grafu 7.

Graf 7 – mezičtvrtletní změny ostatních exogenních proměnných



Zdroj: ČNB

5.5 Model:

Při stavbě modelu jsme museli důmyslně zvážit všechna pro a proti FDL modelů, která by mohla mít vliv na naši analýzu. Zásadním faktorem byla délka časových řad, které jsme měli k dispozici. Významnou nevýhodou je pro nás totiž snižování stupňů volnosti v případě, že se zvyšuje počet zpoždění, které v modelu používáme. Jelikož náš dataset obsahuje pouze 34 pozorování, tak musíme se zpožděními pracovat skutečně obezřetně. Navíc je nezbytné při analýze takovýchto časových řad užít jen omezený počet

proměnných. S každou další proměnnou přidanou do modelu se totiž snižuje počet pozorování připadajících na jednu proměnnou, což může mít v případě malého vzorku pozorování negativní dopad na kvalitu modelu. Naši analýzu tedy provedeme na modelu (8):

$$dcena_t = \beta_0 + \beta_1 dNajTR_{t-1} + \beta_2 dNomWA_{t-2} + \beta_3 dHDP_{t-1} + \beta_4 dinf_{t-1} + u_t \quad (8)$$

Počet zpoždění u jednotlivých proměnných jsme v první řadě určili na základě teorie adaptivních očekávání, při kterých předpokládáme, že cena bytu je určena čistě hodnotami z předchozích období pomocí očekávání. Za druhé jsme užili kombinaci informačních kritérií AIC, HQIC, SBIC¹³, které jsou dostupné v ekonometrickém software STATA a užívají se k teoretickému určení vhodného výběru zpoždění. U proměnné *dNomWA* je zvoleno opoždění o dvě období, neboť při změně nominální mzdy nejdříve dochází k obměně životního stylu ve formě kvality potravin, oblékání, poptávaných služeb apod., a k nákupu či prodeji nemovitosti, který pak dopadá na její cenu, dochází až po určitém období, kdy jednotlivec začne uvažovat v dlouhodobějším horizontu a které jsme v našem případě určili na půl roku. Kvůli problematice kolinearit proměnných jsme také do modelu zahrnuli vždy jen jeden časový posun pro každou proměnnou, neboť multikolinearita by narušovala předpoklady o nevyčýlenosti a konzistenci odhadů. Do modelu jsme nezahrnuli ani sezónní formální proměnné ani trendovou proměnnou. Hlavním důvodem je, že na vývoji proměnné *dcena* (jak je vykresleno v grafu 4) nepozorujeme žádné výrazné sezónní výkyvy ani žádný trend, který by musel být při regresi zohledněn. Dalším důvodem je udržení menšího počtu vysvětlujících proměnných kvůli omezením diskutovaným výše.

5.6 Splnění předpokladů:

Co se týká předpokladů diskutovaných v kapitole o metodologii, již při volbě modelu a proměnných jsme cíleně postupovali tak, abychom je splnili. V případě nevyčýlenosti odhadů prakticky není možné otestovat ani nijak rigorózněji ověřit, zda jsou

¹³ Akaike's information criterion (AIC), Schwarz's Bayesian information criterion (SBIC) a Hannan and Quinn information criterion (HQIC)

předpoklady splněny, ale musíme se spoléhat na zkušenost a osobní úsudek. Proto je rozumné zajistit alespoň konzistentnost odhadů, která je při analyzování časových zásadní a lze ji zajistit úpravou proměnných či vhodným nastavením modelu. Pro konzistentnost je nezbytné, aby všechny stochastické procesy (proměnné) v modelu byly stacionární¹⁴, čehož jsme docílili právě tím, že užíváme mezičtvrtletní změny. Navíc ani jedna z proměnných není konstantní a zároveň není perfektní lineární kombinací ostatních proměnných, což vychází z podstaty proměnných samotných. Abychom mohli cokoliv říct o homoskedasticitě či sériové korelaci reziduí, musíme nejdříve provést OLS regresi, po které již bude možno otestovat zbylé dva předpoklady. Nicméně ani heteroskedasticita ani sériová korelace reziduí by při naší analýze neměla způsobovat větší potíže, protože oba nedostatky umíme napravit upravením modelu.

5.7 OLS regrese

Výsledky OLS regrese jsou zobrazeny v tabulce 1. Odhady vypadají poměrně přesvědčivě, hned dvě proměnné jsou signifikantní na 1% hladině, avšak p-hodnota proměnné $dNajTR$ je 0,107, což s velikostí daného koeficientu naznačuje nepříliš významný vliv deregulace na ceny bytů v Praze. Když se podíváme na koeficienty u ostatních proměnných, můžeme konstatovat, že mají očekávaná znaménka. Kladné hodnoty koeficientů u $dNomWA$, $dHDP$ a $dinf$ znamenají, že když vzrostou hodnoty jednotlivých proměnných, tak to bude mít pozitivní dopad na ceny bytů. Tento efekt bude ovšem opožděný a tedy 1% růst HDP v minulém čtvrtletí by měl znamenat 1,131% nárůst cen bytů ve čtvrtletí současném. Zápornou hodnotu u konstanty bychom mohli interpretovat jako klesající cenu bytu v čase vlivem jeho užívání a zastarávání. Nicméně jsme ještě neověřili, jestli je rozptyl reziduí konstantní (tedy předpoklad homoskedasticity platí) a jestli nejsou rezidua sériově korelovaná. Jako závažnější problém se bere korelace reziduí, neboť 'má obvykle větší vliv na standartní chyby a účinnost estimátorů než heteroskedasticita' (Wooldridge, 2003, s. 418). Ke zjištění heteroskedasticity jsme použili Breusch-Paganův test. Nulová hypotéza u tohoto testu je, že rozptyly reziduí jsou konstantní. Výsledná hodnota χ^2 je 1,12 s p-hodnotou 0,29,

¹⁴ Pro definici stacionarity Wooldridge (2003, s. 361)

Tabulka 1, OLS odhady¹⁵

Proměnné	(1) Dcena
L.dNajTR	0.155 (0.0932)
L2.dNomWA	2.283*** (0.771)
L.dHDP	1.131** (0.516)
L.dinf	2.229*** (0.788)
Constant	-0.0207** (0.00910)
Pozorování	32
R ²	0.555

kteřá znamená, že nemůžeme odmítnout nulovou hypotézu a můžeme předpokládat, že heteroskedasticita by neměla být v našem datasetu přítomna. Nicméně při tomto typu testu je nutné, aby byl splněn i předpoklad o sériově nekorelovaných reziduiích (Wooldridge, 2003, s. 414). Proto musíme zjistit, zda je tento předpoklad skutečně splněn a náš test je validní či nikoliv. Pro otestování přítomnosti sériové korelace reziduií jsme zvolili Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci vyšších stupňů. Metodologie a teorie k tomuto testu popisuje např. Powel (2006, s. 4-7) nebo Wooldridge (2003, s. 400-402). Nulovou hypotézou je žádná sériová korelace reziduií. Při tomto testu jsme již však dostali výslednou statistiku χ^2 rovnou 5,041 s p-hodnotou 0,025, a můžeme tudíž odmítnout nulovou hypotézu na poměrně signifikantní úrovni. Sériová korelace reziduií je tedy problém, kterým se musíme zabývat. Navíc kvůli tomu nemůžeme brát provedený Breusch-Paganův test jako validní a musíme brát otázku heteroskedasticity jako nevyřešenou. Pro účel opravení těchto nedostatků použijeme Prais-Winstenovu metodu, která užívá dosažitelných zobecněných nejmenších čtverců k odhadu parametrů v lineárních modelech se sériově korelovanými reziduii. Detailní popis metody uvádí například Wooldridge (2003, s. 404-408). Výsledky této regrese pro robustní formu (pro ošetření heteroskedsticity) jsou shrnuty v tabulce 2. Je nutné podotknout, že výsledky její robustní i klasické varianty jsou prakticky stejné a nedo-

¹⁵ Stadartní chyby jsou v závorkách, p-hodnoty: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabulka 2, P-W odhady¹⁶

Proměnné	(1) dcena
L.dNajTR	0.0829 (0.0738)
L2.dNomWA	1.580 (0.952)
L.dHDP	0.602 (0.704)
L.dinf	1.715** (0.757)
Constant	-0.0107 (0.0108)
Pozorování	32
R ²	0.296

cháží ke změnám v signifikanci jednotlivých proměnných. Z toho plyne, že úvodní Breusch-Paganův test byl pravdivý a předpoklad homoskedasticity byl splněn. Když porovnáme odhady z OLS regrese a P-W regrese, tak si můžeme všimnout výrazných rozdílů, což je nutné přičíst různým metodám odhadování. Zatímco v prvním případě byly skoro všechny odhady signifikantní alespoň na 5% úrovni, tak ve druhém případě je signifikantní už jen proměnná inflace. Ještě proměnná dNomWA by mohla být brána jako relativně signifikantní, protože p-hodnota u tohoto odhadu činí 0,105, což není daleko alespoň od 10% úrovně signifikance. Ovšem Wooldridge (2003, s. 407) uvádí ‘když jsou rozdíly mezi OLS a FGLS¹⁷ odhady výrazné, je těžké rozhodnout, zdali jsou tyto rozdíly statisticky signifikantní’. To je přesně náš případ, a proto si musíme povšimnout, že ani u jednoho koeficientu nedošlo při P-W metodě ke změně znaménka, ale pouze ke zmenšení vlivu jednotlivých proměnných na změnu ceny (tedy ke zmenšení absolutní hodnoty koeficientů). Navíc pro koeficienty je k určení jejich velikosti nutné splnit jen první tři předpoklady zmiňované výše, a pak jsou odhady konzistentní popřípadě nevychýlené. Heteroskedasticita popřípadě sériová korelace reziduí má poté vliv pouze na platnost t-statistik a F-statistik. Interpretace koeficientů je tedy v obou případech obdobná, přičemž nejdůležitějším výstupem je stále signifikantní

¹⁶ Stadartní chyby jsou v závorkách, p-hodnoty: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

¹⁷ Feasible General Least Squares

efekt inflace. Při jejím 1% nárůstu v minulém čtvrtletí by tak dle našeho modelu mělo dojít k přibližně 1,7% nárůstu ceny ve čtvrtletí současném. Ostatní proměnné se zdají být nesignifikantní, avšak jak bylo diskutováno výše, problém určení signifikance jednotlivých proměnných je v našem případě náročný, protože rozdíly mezi oběma metodami jsou velké (když jde o konfidenční intervaly pro jednotlivé odhady).

P-hodnota u naší klíčové exogenní proměnné je pro oba typy odhadů větší než 0,10, což znamená, že není signifikantní ani na 10% úrovni. Zároveň je velikost koeficientu u $dNajTR$ v obou případech kladná a jen lehce nad nulou (hodnoty 0,16 a 0,08). Z tohoto důvodu bychom mohli interpretovat proměnnou $dNajTR$ jako nevýznamnou pro tvorbu ceny a vyvozovat z toho, že deregulace nájemného skutečně na vývoj ceny nemovitostí vliv neměla. U velikosti odhadů si ovšem musíme uvědomit rychlost, s jakou se deregulace vyvíjela. Na grafu 6 je zřetelné, že procentní změny o velikosti 5–20 % nebyly žádnou výjimkou. U 10% poklesu proměnné zachycující vývoj deregulace v období $t-1$ (což odpovídá nárůstu regulovaného nájemného) pak dochází v případě druhého modelu k 0,8% poklesu ceny v období t . U prvního modelu je tento efekt ještě větší. To již rozhodně není zanedbatelný vliv a takový výsledek odpovídá teoretickému scénáři o poklesu tržních nájmu při deregulaci privilegovaného trhu, diskutovanému v kapitole 3. V případě, že je dostatečně velký nepriviligovaný trh, nemusí nárůst regulovaného nájemného převážit pokles neregulovaného, a výsledný efekt bude pokles cen.¹⁸ Dopad může mít také odcházení lidí z regulovaných bytů, u kterých se nájemné zvýšilo na úroveň, kterou si již nemohou dovolit a musí se stěhovat do levnějších lokalit. Pravděpodobně dojde k růstu počtu lidí, kteří se odstěhují do vlastního někam mimo město, protože splátky na pořízení vlastního domu nemusí mít při nárůstu výše nájemného až tak rozdílnou hodnotu oproti původnímu nájmu. Všechny tyto faktory mohou znamenat uvolňování bytových jednotek, které přinesou zvýšenou nabídku na trhu bytů, což s konstantní nebo dokonce nižší poptávkou implikuje pokles cen.

Při interpretaci výstupů z naší analýzy musíme být však velice obezřetní, protože její významnou nevýhodou je malý počet pozorování. Při takto malém vzorku, jako jsme měli k dispozici my, můžeme obtížně důvěryhodně určit velikosti jednotlivých

¹⁸ To může být dáno například poměrem regulovaného a neregulovaného trhu, kdy ten regulovaný může být menší

koeficientů a signifikanci odhadů, neboť výsledné konfidenční intervaly bývají velké a snadno může dojít k nesprávné interpretaci nějakého vlivu. Naše tvrzení o dopadu deregulace na ceny by bylo tedy potřeba podložit silnějšími argumenty, než je naše analýza s 34 pozorováními. Proto by pro potvrzení nebo vyvrácení tohoto tvrzení bylo vhodné rozšířit užití časové řady na měsíční data, a poté provést analýzu znovu.

6 Závěr

Po dlouhém období regulace na trhu s nájemním bydlením bylo nevyhnutelné, aby se tato disproporce narovнала, protože docházelo k významným tržním i sociálním nerovnostem. Ukázali jsme, že být nájemníkem na privilegovaném trhu mělo svou nemalou tržní hodnotu ve formě hodnoty nájemní smlouvy, kterou jsme na počátku procesu deregulace pro standartní byt o výměře 68m² odhadli přibližně na 450 000 Kč. V průběhu deregulace proto docházelo k prodeji bytů vysoko pod tržní hodnotou nemovitosti, což nepochybně ovlivňovalo jak vlastnický tak i nájemní trh.

Při analyzování samotného procesu deregulace a jejího vývoje jsme zjistili, že v případě Prahy se podařilo v předepsaném období 2007–2012 výši tržního a regulovaného nájemného prakticky vyrovnat, takže pak mohlo dojít k plynulému přechodu na plně liberalizovaný trh. Zásluhy však nelze přisuzovat výhradně vhodně zvolenému postupu. Jak jsme ukázali, důležitým faktorem byl také fakt, že vyhláška MMR pro určení výše regulovaného nájemného pro roky 2010–2012 byla vydána v polovině roku 2009, kdy byly ceny nemovitostí na pražském trhu na svém maximu. To znamenalo rychlejší růst regulovaných nájmů oproti nájmům tržním, které klesaly zároveň s poklesem cen bytů. Proto se mohly tyto dvě veličiny prakticky vyrovnat.

Hlavním cílem naší analýzy však bylo prostudovat vliv procesu deregulace na ceny bytů v Praze. Vyšlo nám, že deregulace měla negativní dopad na cenu, a s rostoucími regulovanými nájmy tedy obecně klesá cena bytů. Výstup se může zdát relativně překvapivý, nicméně ve prospěch výsledků našeho rozboru hraje fakt, že při rozdělení trhu na regulovaný a neregulovaný dochází k umělému navýšení nájemného na trhu neregulovaném, které se poté snižuje zároveň s deregulací (tedy zvyšováním cen) v privilegovaném segmentu trhu. To bylo detailněji popsáno v teoretické části práce. Také dochází k odchodu nájemníků do vlastního či mimo město, protože zvýšení nájemného mění spotřební rozhodnutí jednotlivců a pro některé z nich je vlastní bydlení preferovaným východiskem. Tyto faktory mohou mít za následek vyšší nabídku bytů na trhu nemovitostí, což se stálou poptávkou značí pokles cen bytů.

Na závěr je tedy nutné dodat, že i když je výsledek našeho zkoumání poměrně dobře odůvodnitelný, neboť není obtížné najít hned několik realistických scénářů, které odpovídají efektům, jež jsme odkryli, je nezbytné mít na paměti, že výstup je

samozřejmě ovlivněn omezeným obdobím deregulace, které pro nás znamenalo kratší časové řady (čtvrtletní frekvence). Statistická signifikance našich odhadů je proto kvůli omezenému množství pozorování relativně slabá a k utvrzení výsledků by bylo dobré provést analýzu s časovými řadami o měsíční frekvenci dat.

Zajímavým předmětem dalšího výzkumu by mohla kvantifikace finančních dopadů regulace výhradně na pronajímatele na privilegovaném trhu, kteří ztratili jednak díky maximální výši nájemného určovaného státem, ale na základě námi provedené analýzy i kvůli snižování ceny nemovitostí při deregulaci. To je samozřejmě opět další nejednoduchý problém, přičemž není naším cílem ho zde nějak detailněji rozebírat. Jako výzkumná otázka se nicméně jeví velice zajímavě.

7 Přílohy

Příloha č. 1:

	2007		2008		2009		2010-2012	
	ZC (Kč)	CN (Kč)	ZC (Kč)	CN (Kč)	ZC (Kč)	CN (Kč)	ZC (Kč)	CN (Kč)
Praha 1	44 275	107,00	45 537	110,05	50978	123,20	59423	143,61
Praha 2	32 759	99,64	34 518	104,99	37091	112,82	41215	125,36
Praha 3	23 895	99,56	26 430	110,13	29561	123,17	35354	147,31
Praha 4	19 985	83,27	22 534	93,89	27909	116,29	30612	127,55
Praha 5	23 895	99,56	27 372	114,05	29028	120,95	33845	141,02
Praha 6	31 175	119,50	31 249	119,79	35705	136,87	38584	147,91
Praha 7	23 895	99,56	28 045	116,85	28502	118,76	32335	134,73
Praha 8	23 895	99,56	24 791	103,30	26431	110,13	29822	124,26
Praha 9	21 524	89,68	24 460	101,92	27379	114,08	33984	141,60
Praha 10	21 524	89,68	23 193	96,64	26578	110,74	30521	127,17
Praha 11	23 895	99,56	23 791	99,13	26174	109,06	31723	132,18
Praha 12	21 524	89,68	23 507	97,95	24639	102,66	28175	117,40
Praha 13	17 529	73,04	20 210	84,21	19289	80,37	21496	89,57
Praha 14	19 985	83,27	20 210	84,21	25729	107,20	31808	132,53
Praha 15	19 985	83,27	20 210	84,21	25729	107,20	31808	132,53
Praha 16	17 529	73,04	19 045	79,35	19289	80,37	21496	89,57
Praha 17	17 529	73,04	19 045	79,35	19289	80,37	21496	89,57
Praha 18	21 524	89,68	23 507	97,95	24639	102,66	28175	117,40
Praha 19	21 524	89,68	23 507	97,95	24639	102,66	28175	117,40
Praha 20	23 895	99,56	27 062	112,76	30692	127,88	35991	149,96
Praha 21	19 985	83,27	23 507	97,95	24639	102,66	28175	117,40
Praha 22	17 529	73,04	19 045	79,35	19289	80,37	21496	89,57
Praha 23	17 529	73,04	19 045	79,35	19289	80,37	21496	89,57
Praha 24	17 529	73,04	19 045	79,35	19289	80,37	21496	89,57
Praha 25	17 529	73,04	19 045	79,35	19289	80,37	21496	89,57
Praha 26	21 524	89,68	20 323	84,68	19723	82,18	21015	87,56
Praha 27	17 529	73,04	19 045	79,35	19289	80,37	21496	89,57
Praha 28	17 529	73,04	19 045	79,35	19289	80,37	21496	89,57

Příloha č. 2:

Hodnota p	Oblast a typ nemovitosti
0,026	byty se sníženou kvalitou umístěny na území Prahy 1 vymezené sdělením
0,0325	byty se sníženou kvalitou umístěny na území Prahy 2 vymezené sdělením
0,041	byty se sníženou kvalitou umístěny na území Prahy 6 vymezené sdělením
0,045	všechny ostatní byty se sníženou kvalitou
0,029	ostatní byty umístěny na území Prahy 1 vymezené sdělením
0,0365	ostatní byty umístěny na území Prahy 2 vymezené sdělením
0,046	ostatní byty umístěny na území Prahy 6 vymezené sdělením
0,05	všechny ostatní byty

8 Literatura

Česká republika. Zákon č. 107/2006 Sb., O jednostraném zvyšování nájemného. In: *Sbírka zákonů*. 2006.

Česká republika. Zákon č. 132/2011 Sb.. In: *Sbírka zákonů*. 2011. Dostupné z: <http://www.mmr.cz/getmedia/9eb109c1-5748-409d-87d8-4e2847478ad0/OZ-najem-bytu-po-novele-132.pdf>

FALLIS, George. *Housing economics*. 1. vyd. Boston: Butterworths, c1985, 241 p. ISBN 04-098-2940-4

FLORIANOVÁ, Iva. *Tendence vývoje nájmu bytu od roku 1990*. Brno, 2007. 64 l. Diplomová práce. Právnická fakulta Masarykovy univerzity.

KOL, Ivan Bičík a. *Druhé bydlení v Česku*. 1. vyd. Praha: Univerzita Karlova, Přírodověcká fakulta, Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje, 2001. ISBN 978-802-3870-022.

LUX, Martin. *Regionální rozdíly v dostupnosti bydlení v České republice*. 1. vyd. Editor František Kuda. Praha: Sociologický ústav Akademie věd ČR, 2008, 193 s. ISBN 978-807-3301-491.

LUX, Martin. *Housing policy and housing finance in the Czech Republic during transition: an example of the schism between the still-living past and the need of reform*. 1st ed. Editor Martin Lux. Netherlands: Delft University of Technology, c2009, 284 p. ISBN 16-075-0058-2.

LUX, Martin a Petr SUNEKA. Modelování rovnovážné úrovně nájemného a důsledky aplikace vybraných nástrojů bytové politiky. *Finance a úvěr*. Praha: Karlova univerzita v Praze, 2003, 1-2. Dostupné z: <http://journal.fsv.cuni.cz/mag/article/show/id/921>

Housing policy: an end or a new beginning?. 1st ed. Editor Martin Lux. Budapest: Local Government and Public Services Reform Initiative, 2003, xvii, 461 s. ISBN 96-394-1946-X.

MACLENNAN, Duncan. *Housing economics: an applied approach*. 1. vyd. New York: Longman, 1982, iv, 300 p. ISBN 05-824-4381-4

DANIEL, Němec (překl.). 2012. *Základy ekonometrie* [online]. [cit. 2015].

POWEL, James L. *Models, Testing, and Correction of Serial Correlation* [online]. 2006 [cit. 2015-05-05]. Dostupné z: http://eml.berkeley.edu/~powell/e240b_sp06/sernotes.pdf

RÁMIŠ, Vladan. *Finance.idnes. Deregulace nájemného od 1.1.2013* [online]. 2012 [cit. 2015-04-06]. Dostupné z: http://finance.idnes.cz/deregulace-najemneho-od-1-1-2013-dp8-/pravo.aspx?c=A121109_122949_pravo_vr

SÝKORA, L. a I. ŠIMONÍČKOVÁ. *Development and administration of Prague: From totalitarian urban managerialism to a liberalized real estate market*. Editor Max Barlow, Petr Dostál, Martin Hampl. Amsterdam: Department of human geography, 1994, 170 s. ISBN 90-699-3086-2. Dostupné z:

http://web.natur.cuni.cz/~sykora/pdf/SykoraSimonickova_1994_Pragues%20transformations_In%20BarlowDostalHAMPL.pdf

ŠIMR, Lukáš. 2012. *Právní úprava regulace nájmu bytu – regulované nájemné*. Praha. Diplomová práce. Univerzita Karlova v Praze, Právnická fakulta.

Výnos desetiletého státního dluhopisu (maastrichtské kritérium) - ekonomika ČNB [online]. 2015. [cit. 2015-05-12]. Dostupné z: <http://www.kurzy.cz/cnb/ekonomika/vynos-desetileteho-statniho-dluhopisu-maastrichtske-kriterium/>

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory econometrics: a modern approach*. 2nd ed. Cincinnati, Ohio: South-Western College Pub., c2003, xxvii, 863 p. ISBN 0324113641.

ZEMČÍK, Petr. Is There a Real Estate Bubble in the Czech Republic?. *Finance a úvěr*. Praha: Karlova univerzita v Praze, 2011, č. 1. Dostupné z: <http://journal.fsv.cuni.cz/mag/article/show/id/1204>