

# PŘÍČINY REGIONÁLNÍCH NEROVNOSTÍ VE FINANČNÍ DOSTUPNOSTI BYDLENÍ V ČR

E + M

Petr Sunega, Martina Mikeszová, Martin Lux

## Úvod

Nerovnosti v oblasti bydlení se projevují zejména v oblasti spotřeby, přístupu a dostupnosti bydlení (Lux ed. 2002). Vztah mezi sociálními nerovnostmi a nerovnostmi v oblasti bydlení lze pak nahlížet ze dvou perspektiv. Na jedné straně jsou nerovnosti v přístupu a dostupnosti bydlení nahlíženy jako výsledek sociálních a příjmových nerovností, na straně druhé však mohou být nerovnosti v oblasti bydlení nahlíženy též jako jeden z významných zdrojů sociálních a příjmových nerovností (Ronald 2008). Různá ‚privilegia‘ v přístupu k bydlení a rozdílné pozice na trhu s bydlením chápou mnozí autoři jako hlavní faktor způsobující obecnější sociální nerovnosti (Saunders 1978; Rex, Moore 1967; Malpass a Hamnett citováno v Ronald 2008). Jednou z příčin vytváření a upevňování sociálních nerovností mohou být též regionální nerovnosti v dostupnosti bydlení - rostoucí nerovnosti v této oblasti totiž brání migraci domácností za pracovními příležitostmi a tak prohlubují nejen regionální rozdíly v míře nezaměstnanosti, ale také příjmové nerovnosti ve společnosti obecně (Lux et al. 2006).

Před rokem 1989 existoval v české společnosti poměrně slabý vztah mezi příjmy domácností a jejich bohatstvím, podobně jako mezi osobními příjmy a stupněm dosaženého vzdělání. Jedním z charakteristických znaků ekonomické transformace je však relativně rychlé a výrazné posílení těchto vztahů (Večerník 1998; Machonin et al. 1996). Oblast bydlení prošla od začátku ekonomické transformace do současnosti rozsáhlými proměnami, které měly za následek podstatné kvantitativní i kvalitativní změny v oblasti nabídky bydlení i ve výši a distribuci výdajů domácností na bydlení (např. Lux et al. 2002; Donner 2006; Lux, Sunega 2006; Lux 2007). Relativní výdaje českých domácností na bydlení (definovány jako průměrný podíl výdajů na bydlení na celkových měsíčních výdajích domácnosti) rostly v průběhu

celého transformačního období a po roce 2000 dochází k podstatnému zvyšování nerovností ve výši relativních výdajů na bydlení mezi nejchudšími a nejbohatšími českými domácnostmi (Lux et al. 2005, ČSÚ 2001, ČSÚ 2007). Tento vývoj do velké míry odráží zejména míru státních intervencí v oblasti bydlení. Nerovnosti se po roce 1990 zostřovaly i v oblasti příjmů domácností; nejdříve dochází k jejich prudkému nárůstu (až o 23 - 40 % mezi rokem 1988 a 1996) a od roku 1996 se pak nerovnosti mírněji, i když nadále kontinuálně zvyšují (nárůst o 4 - 6 % mezi rokem 1996 a rokem 2002) (Večerník 2007).

Z regionálního pohledu, již od devadesátých let minulého století můžeme zdokumentovat růst regionálních nerovností ve výši tzv. tržního nájemného a cen vlastnického bydlení (bytů a domů), a to zejména mezi Prahou a zbytkem republiky (Kostecký et al. 1998; Kostecký 2000, Lux et al. 2008). Tento vývoj se logicky promítá do vývoje regionálních rozdílů ve finanční dostupnosti bydlení. Finanční dostupnost bydlení je nejčastěji definována jako „zajištění určitého standardu bydlení za cenu či nájemné, které v očích nějaké třetí strany (zpravidla vlády) nepředstavuje nerozumné zatížení pro domácnosti“ (MacLennan, Williams 1990: 9). Jinými slovy udává, jakou část svých příjmů vynakládají domácnosti na své bydlení, a snaží se měřit, zda-li je tento výdaj udržitelný (tj. bydlení je finančně dostupné) či nikoliv. Vývoj mezd (příjmů) a cen bydlení (nájemného), jak ukážeme dále, přitom zdaleka nejde „ruku v ruce“, což může mít následky na pracovně orientovanou migraci českých občanů a zprostředkovaně sociální nerovnosti ve společnosti. Příkladem může být finanční dostupnost bydlení pro domácnosti manuálních pracovníků - pokud ztratí práci v méně vyspělejších regionech, pak by pro ně, a to i přes větší nabídku zaměstnání i vyšší mzdy, mohlo být stěhování do vyspělejších regionů finančně ztrátové (Lux et al. 2006). Rozhodnutí „zůstat“

pak prohloubí sociální nerovnosti, bude mít negativní dopad na udržitelný ekonomický rozvoj a sociální soudržnost; extrémními důsledky by pak mohl být fenomén sociálního vyloučení či sociální (prostorové) segregace v méně vyspělejších českých regionech (Mareš 2006; Sýkora ed. 2007). Regionální rozdíly v cenách bydlení jsou často provázané s regionálními nerovnostmi v ekonomické výkonnosti, na druhé straně regionální nerovnosti v ekonomické výkonnosti nemusí nutně korelovat s nerovnostmi ve finanční dostupnosti bydlení, a tudíž i s nerovnováhou na trhu práce a bariery pracovním orientované migrace (Rice, Venables 2003).

Dostupné studie ukazují, že regiony v ČR mezi sebou vykazují nerovnosti především v ekonomické výkonnosti (podílu regionů na tvorbě HDP) a vývoji zaměstnanosti, přičemž regionální rozdíly se prohlubovaly zejména v 90. letech (Hampl 2001; Blažek, Csank 2007). Tento vývoj byl způsoben zásadními změnami ve společnosti i v ekonomice, ke kterým došlo během transformačního období, i jako reakce na umělou nivelizační politiku v období před rokem 1989. K dynamickým změnám regionální diferenciace docházelo zejména ve druhé polovině 90. let, po roce 2000 již regionální disparity oscilují kolem dosažené hladiny a dochází ke stabilizaci nové regionální struktury ČR (Blažek, Csank 2007). Obdobnou situaci můžeme nalézt také v ostatních postkomunistických zemích Evropské unie, ve kterých v průběhu devadesátých let docházelo k signifikantnímu růstu regionálních nerovností (Petraikos, Psycharis Kallioras 2005).

Problematické disparit mezi vybranými zeměmi, ale i mezi regiony některých zemí, se věnují např. Sala-i-Martin (1996), Beenstock a Felsenstein (2007) nebo Kangasharju a Pekkala (2004); jejich práce se zabývají otázkou konvergence v hodnotách národních (nebo regionálních) HDP na obyvatele (případně obdobných ukazatelů ekonomické výkonnosti), tedy jedné z klíčových otázek teorií ekonomického růstu. Názory ekonomů na snižování či zvyšování regionálních rozdílů nejsou však zdaleka jednotné. Podle neoklasické ekonomické teorie by v čase mělo docházet k postupnému sblížení regionálních rozdílů v ekonomické výkonnosti (jak mezi zeměmi, tak mezi regiony jedné země), a to s ohledem na „samokorekční“ mechanismy fungující na trhu práce i trhu kapitálu. Podle stoupenců

nové teorie ekonomického růstu (*New Growth Economics*, Beenstock a Felsenstein 2007, 336) nemusí nutně docházet ke konvergenci a rozdíly v bohatství mezi zeměmi/regiony se mohou naopak v čase zvyšovat.

*Nová ekonomická geografie* hovoří o koncentraci výroby do jednoho místa a o tzv. prostorovém modelu „jádro - periferie“ (*core-periphery*) (Krugman 1991; Fujita et al. 2001). Koncentrace výroby do „jádra“ láká subdodavatele, vyšší mzdy zase kvalifikovanou pracovní sílu; takové regiony se zároveň vyznačují snadným přístupem k tržím i inovacím. Na druhé straně vlivem snižování dopravních nákladů a růstu cenové konkurence může docházet k přesunům směrem k periferii, tj. ke konvergenci regionů. Jev spočívající ve zvyšování a následném zmenšování regionálních nerovností v ekonomickém vývoji je popsán již prostorově ekonomickou vývojevou teorií, kterou v 60. letech minulého století zformuloval Friedmann (1966). Hampl (2001) dokonce považuje střídání divergenčních a konvergenčních tendencí ve vývoji regionálních nerovností za jeden z pouhých dvou relativně spolehlivých závěrů, které lze o regionálních nerovnostech v socioekonomické úrovni obyvatelstva na základě empirického výzkumu udělat. První otázkou této statě je, zda-li výše uvedenému „střídání“ odpovídá i vývoj regionálních rozdílů ve finanční dostupnosti bydlení v ČR nebo zda-li je tento vývoj naopak více méně jednosměrný.

Empirické výzkumy zabývající se regionálními nerovnostmi se často také snaží vysvětlit příčiny vývoje těchto nerovností (např. Kangasharju, Pekkala 2004). Tento příspěvek se tudíž snaží rovněž odpovědět na otázku, zda a do jaké míry jsou regionální nerovnosti ve finanční dostupnosti bydlení (a jejich vývoj) způsobeny nerovnostmi v ekonomické výkonnosti regionů (a jejich vývojem). Z důvodů nedostatečné datové báze o příjmech domácností a výdajích na bydlení v jednotlivých regionech České republiky (krajích, NUTS 3) nebylo zmapování vývoje regionálních nerovností ve finanční dostupnosti bydlení v ČR dosud provedeno. Takové zmapování nám umožnil až vývoj alternativního metodického postupu. Smyslem příspěvku navíc není pouze popis vývoje nerovností, ale také hledání jejich příčin; resp. odpovědět na otázku, zda lze tyto nerovnosti vysvětlit z vývoje obecnějších

regionálních ekonomických rozdílů. Za tímto účelem byly testovány následující tři hypotézy:

1. regionální rozdíly ve finanční dostupnosti bydlení jsou větší než regionální rozdíly v ekonomické výkonnosti regionů;
2. úroveň finanční dostupnosti bydlení v jednotlivých regionech lze vysvětlit prostřednictvím úrovně (hodnot) regionálních ukazatelů ekonomické výkonnosti a dalších regionálně specifických faktorů ovlivňujících poptávku po bydlení, resp. nabídku bydlení;
3. regionální rozdíly ve finanční dostupnosti bydlení lze vysvětlit prostřednictvím regionálních rozdílů v ekonomické výkonnosti a v úrovni dalších regionálně specifických faktorů ovlivňujících poptávku po bydlení, resp. nabídku bydlení.

Hlavní pozornost je v příspěvku věnována jak vývoji regionálních nerovností ve finanční dostupnosti „tržního“ nájemního a vlastnického bydlení (v období let 2000-2006), které představují jednu z rovin sociálních nerovností ve spotřebě bydlení a potenciální zdroj obecnějších sociálních nerovností ve společnosti, tak detekci faktorů, které stojí v pozadí tohoto vývoje. V souvislosti s probíhající deregulací nájemného byly regionální rozdíly v sektoru nájemního bydlení analyzovány pouze v modelovém případě, kdy regulované nájemné neexistuje a domácnosti hradí pouze tržní nájemné (regionální rozdíly ve finanční dostupnosti „regulovaného“ nájemního bydlení jsou, mimo to, marginální). V další kapitole příspěvku se zaměříme na popis datových zdrojů a užití metodologie a další dvě kapitoly se pak budou věnovat prezentaci hlavních výsledků statistických analýz týkajících se jak prostého zmapování regionálních nerovností ve finanční dostupnosti bydlení, tak detekce faktorů, které mohou tyto nerovnosti vysvětlit. V poslední kapitole příspěvku jsou pak shrnuty a diskutovány hlavní závěry.

### Data a metodologie

Standardně se odlišují tři základní přístupy k analýze finanční dostupnosti bydlení (Garnett 2000): indikátorový přístup, referenční přístup a reziduální přístup. Indikátorový přístup využívá indikátorů měřících zatížení domácností výdaji na bydlení; ty mají obvykle podobu podílu nákladů na bydlení k příjmům domácností. Indikátory se mohou lišit podle způsobu, jakým jsou definovány

náklady na bydlení a příjem domácností. Indikátorem používaným pro hodnocení finanční dostupnosti nájemního bydlení je zejména podíl nájemného nebo výdajů na bydlení na celkových čistých příjmech domácností - tento indikátor nazýváme míra zatížení. Finanční dostupnost vlastnického bydlení se měří především indikátorem *price-to-income ratio* (*P/I*). Indikátor *P/I* poměruje, jak již název naznačuje, ceny a příjmy, představuje tedy podíl ceny vlastnického bydlení na čistých příjmech domácností.

Referenční přístup odkazuje k situaci buď v jiném sektoru bydlení (např. nájemné by mělo být stanoveno na úrovni nájemného v soukromém nájemním bydlení) nebo k nutnosti zajistit bydlení určitým skupinám obyvatel (např. nájemné by mělo být stanoveno tak, aby si ho mohly dovolit domácnosti zaměstnanců s více dětmi a nízkou úrovní mezd). Reziduální přístup pak vychází z hodnocení výše tzv. reziduálního příjmu, který je roven částce celkového čistého příjmu domácnosti sníženého o výdaje na bydlení a o částku životního minima nezbytnou k úhradě ostatních základních životních potřeb jednotlivých členů domácnosti. Např. Grigsby a Rosenberg postulují, že „dostupnost by měla být definována ve vztahu k potřebě adekvátního příjmu postačujícího, po odečtení výdajů na bydlení, k zajištění ostatních základních potřeb členů domácnosti“ (citováno v Hui 2001: 36).

Všechny indikátory používané pro měření, jak je bydlení finančně dostupné pro různé skupiny domácností v různých částech země, se musí vyrovnávat se skutečností, že analýza prostých výdajů na bydlení nezohledňuje dostatečně kvalitu samotného bydlení, velikost užívaného bydlení, ochranu nájemních práv a ostatní s bydlením související náklady (náklady dojížděky). Vysoká míra zatížení (tedy na první pohled problém s finanční dostupností bydlení) u některých domácností bydlících v nájemním bydlení nemusí být způsobena jejich nízkým příjmem nebo obecně vysokou úrovní nákladů na bydlení (Sunega 2003), ale pouze tím, že tyto domácnosti bydlí v příliš luxusních a/nebo příliš velkých bytech neodpovídajících velikosti jejich domácností. Pokud by se takové domácnosti přestěhovaly do „přiměřeného“ bydlení (které nelze než definovat normativně), pak by jejich míra zatížení mohla výrazněji poklesnout na hodnoty, které již nejsou hodnoceny jako neúnosné nebo problémové. Prostý „neupravený“

vypočet míry zatížení tak může podávat zkrácený obraz o tom, kolik domácností je skutečně v nouzi z pohledu finanční dostupnosti bydlení. Indikátory používané pro měření finanční dostupnosti bydlení se s tímto problémem musí vypořádat, jinak odráží spíše defekty na daném trhu s bydlením než skutečné nerovnosti.

V České republice neexistuje takový datový soubor, který by umožnil jednoduchou analýzu regionálních rozdílů ve finanční dostupnosti bydlení, tj. analýzu skutečných regionálních rozdílů na základě znalosti konkrétních domácností s jejich konkrétními výdaji a příjmy. Ačkoliv pro celorepublikovou výpověď je možné využít datového souboru Statistika rodinných účtů (statistické šetření prováděné ČSÚ), vzhledem k velikosti dotázaného vzorku a kvalitě výběru jej není možné použít pro analýzu regionálních rozdílů. Tento nedostatek přitom není jediný. V České republice chybí relevantní data o příjmech domácností; Statistiku rodinných účtů nelze pro tento účel rovněž použít. Nezbyvalo proto než využít jiných datových zdrojů a připravit novou, originální metodu měření.

Jakkoliv neexistují datové zdroje týkající se příjmů celých domácností, k dispozici jsou data o úrovni průměrných hrubých mezd v jednotlivých krajích ČR. Zdroje dat o úrovni hrubých mezd jsou dvojího druhu - podnikové výkaznictví ČSÚ a regionální statistika cen práce (RSCP) Ministerstva práce a sociálních věcí (MPSV). Podnikové výkaznictví ČSÚ poskytuje informace o průměrných mzdách v krajích ČR, jež lze od roku 1993 dále třídit podle firemních charakteristik, např. podle odvětví ekonomické činnosti (OKEČ). Do roku 2001 byly tyto údaje zjišťovány pracovištní metodou, tj. mzdy byly evidovány dle sídla jednotlivých organizačních jednotek podniku až na úrovni okresů; od roku 2002 do roku 2004 se pak postupovalo pouze tzv. podnikovou metodou, tj. mzdy byly evidovány podle sídla vykazujícího ekonomického subjektu včetně provozoven dislokovaných na jiném území. Od roku 2005 se pak začíná opět se zaváděním sídla jednotlivých organizačních jednotek na úrovni krajů.

Jiným zdrojem dat je regionální statistika cen práce (RSCP), jejíž garantem je MPSV. RSCP sbírá od roku 2001 data o mzdách zaměstnanců pomocí výběrového šetření; hlavním cílem zjišťování je určení průměrných regionálních hrubých mezd jednotlivých kategorií zaměstnání podle me-

zinárodní klasifikace zaměstnání (KZAM), a to pro zaměstnance skutečně pracující v jednotlivých krajích (bez ohledu na sídlo zaměstnavatele). Údaje o výši průměrných hrubých mezd podle klasifikace KZAM v jednotlivých krajích ČR za období od roku 1998 do roku 2000 byly zpracovávány na základě podnikového výkaznictví ČSÚ. RSCP je pro analýzu finanční (ne)dostupnosti bydlení vhodnější, jelikož úroveň hrubých mezd je stanovována nikoliv s ohledem na odvětví ekonomické činnosti zaměstnavatele, ale s ohledem na náročnost konkrétního zaměstnání zaměstnance, a navíc je stabilně určována podle místa pracoviště zaměstnance a nikoliv podle místa hlavního sídla podniku. Mimo statistiku hrubých mezd ze zaměstnání je rovněž možné dohledat průměrnou výši starobních důchodů, podpor v nezaměstnanosti a jiných sociálních dávek v jednotlivých krajích ČR; ty jsou od roku 1994 částečně zpracovávány ČSÚ na základě evidence MPSV a částečně samotným MPSV.

Od roku 2000 jsou rovněž k dispozici údaje o výši průměrných tržních nájmu a cen bytů ve vybraných 335 českých městech, a to z databáze Institutu regionálních informací (IRI), jež jsou vážením transformovatelné do podoby regionálních průměrů. Data jsou získána na základě pravidelného monitoringu nabídkových (inzerovaných) cen tržního nájemného a cen bytů; sběr dat je prováděn z lokálních i celostátních inzertních novin a časopisů, průzkumů v terénu a z inzertních nabídek na internetu. V letech 2000-2006 bylo do systému zapsáno více než 50 000 záznamů o cenách bytů a o nájemném; na základě očištěných dat jsou publikovány výstupy v podobě průměrných nájmu a cen a indexů vývoje nájemného a vývoje cen bytů za tzv. standardní byt (starší byt I. kategorie s podlahovou plochou 68 m<sup>2</sup> a s opotřebením ve výši 40%, umístěný v běžné, nikoliv okrajové poloze).

### **Postup při výpočtu indikátorů finanční dostupnosti bydlení**

Jelikož zmapování regionálních rozdílů (disparit) ve finanční dostupnosti bydlení není možné přímo z výběrových šetření, byl použit alternativní postup, a to postup založený na vytvoření typů domácností a typů bydlení, přičemž každému typu domácnosti byl přiřazen „přiměřený“ typ bydlení (podrobná metodika alternativního přístupu je uvedena v Lux, Kuda (eds.) 2008).

Tímto způsobem jsme se vyrovnali s námitkou týkající se zohlednění spotřeby bydlení, tj. skutečnosti, že vysoké výdaje na bydlení mohou být způsobeny i tím, že domácnost užívá „nepřiměřené“ (rozsáhlé, luxusní, nadprůměrné) bydlení. Pokud se analyzují regionální rozdíly ve finanční dostupnosti bydlení pro různé typy domácností ve vyspělých zemích (například v USA, Velké Británii nebo Francii), pak se rovněž sledují výdaje za „přiměřené“ a nikoliv skutečně užívané bydlení; aplikace tohoto postupu v českých podmínkách je tak v souladu s postupy uplatňovanými v zahraničí a umožňuje tak i případné mezinárodní srovnání.

Pomocí zmíněné alternativní metodiky byla vytvořena databáze zahrnující indikátory finanční dostupnosti bydlení (míra zatížení,  $P/I$ ) pro 60 typů domácností ve všech krajích od roku 2000 do roku 2006. Vývoj finanční dostupnosti bydlení byl sledován souhrnně za všechny typy domácností pomocí agregované hodnoty a následně bylo pouze ověřeno, zda je trend toho vývoje shodný i s vývojem finanční dostupnosti bydlení různých skupin domácností. Z toho důvodu byla za pomoci klastrové analýzy nalezeny čtyři shluky domácností, které mají obdobnou mírou zatížení, a čtyři shluky domácností, které se vyznačují podobnou hodnotou  $P/I$ . Agregovaná regionální hodnota míry zatížení a  $P/I$  byla vypočtena jako průměr míry zatížení, resp.  $P/I$ , pro všech 60 typů domácností vážený reálnou mírou zastoupení těchto domácností podle SLDB 2001 (aktuálnost těchto vah byla částečně ověřena na datech ze statistického šetření EU-SILC 2005 prováděném ČSÚ v roce 2005). Míra zatížení (a  $P/I$ ) pro každý jednotlivý shluk domácností odpovídá průměrné míře zatížení ( $P/I$ ) u všech příslušných typů domácností v daném shluku vážené reálným zastoupením daných typů domácností podle SLDB 2001.

Pro vyhodnocení regionálních rozdílů a vývoje regionálních rozdílů ve finanční dostupnosti bydlení byly pak použity statistické míry variability, kterými jsou rozptyl, směrodatná odchylka a variační koeficient; použit byl i ukazatel  $\beta$ -konvergence/divergence. Koeficient  $\beta$ -konvergence/divergence je používán zejména pro srovnávání ekonomik různých států, či regionů, na základě dat o hodnotách reálného HDP/obyv. v jednotlivých státech, či regionech (Barro, Sala-i-Martin 1995; Sala-i-Martin 1997).

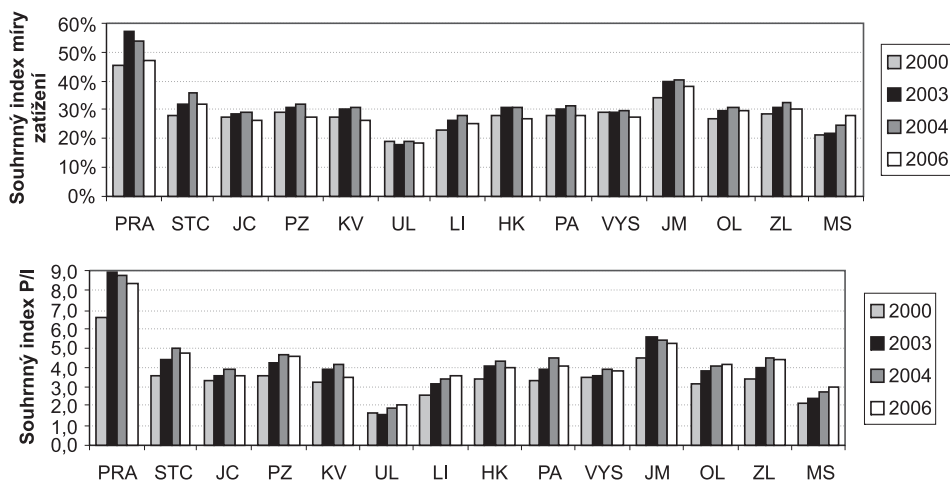
### Testování hypotéz

Testování první hypotézy o „velikosti“ regionálních nerovností ve finanční dostupnosti bydlení v porovnání s rozdíly v ekonomické výkonnosti regionů obecně bylo založeno na jednoduchém porovnání hodnot variačních koeficientů vypočtených z průměrných hodnot míry zatížení tržním nájemným (resp. průměrných hodnot  $P/I$ ) s variačními koeficienty zjištěnými pro vybrané regionální ukazatele ekonomické výkonnosti. Vyšší hodnota variačního koeficientu znamená i větší regionální rozdíly v hodnotách sledovaného ukazatele; vzhledem ke skutečnosti, že variační koeficient je bezrozměrnou veličinou, bylo možno porovnat hodnoty variačních koeficientů pro míru zatížení tržním nájemným (resp.  $P/I$ ) s hodnotami variačních koeficientů pro vybrané ukazatele ekonomické výkonnosti (včetně jejich vývoje v jednotlivých letech sledovaného období).

Data pro účely testování v pořadí druhé hypotézy měla charakter cross-sectional dat, kde závislou proměnnou představovala míra zatížení (resp.  $P/I$ ), která se lišila s ohledem na region (kraj, NUTS 3) a rok; variabilita závislé proměnné byla zjišťována (vysvětlována) pak sadou nezávislých proměnných dostupných opět pro jednotlivé regiony a roky sledovaného období. Pro účely testování bylo abstrahováno od časové složky, tj. bylo předpokládáno, jako by údaje za určitý kraj v jiném roce reprezentovaly jakýsi další hypotetický kraj. Data zahrnovala celkem 98 pozorování (14 krajů  $\times$  7 let). Mezi nezávislé (vysvětlující) proměnné bylo vybráno několik základních ekonomických ukazatelů zveřejňovaných pravidelně ČSÚ (například registrovaná míra nezaměstnanosti, HDP na obyvatele) a některé další proměnné (potenciálně) ovlivňující poptávku po bydlení (resp. nabídku bydlení), například podíl obyvatel ve věku 20-34 let a podíl obyvatel starších 15 let s vysokoškolským vzděláním (dále jen VŠ).

Pro testování v pořadí třetí výše uvedené hypotézy byly použity tytéž proměnné jako pro testování druhé hypotézy. Pro účely zjištění regionálních rozdílů (disparit) ve finanční dostupnosti bydlení však byly transformovány, a to následujícím způsobem: pro každý rok sledovaného období (tj. 2000 - 2006) byly pro každou dvojici krajů zjištěny hodnoty variačního koeficientu pro hodnoty průměrné míry zatížení (resp.  $P/I$ ) i nezávislých proměnných. Závislou (vysvětlovanou) proměnnou tak v každém roce představovalo 91 hodnot

Obr. 1: Vývoj míry zatížení a P/I v jednotlivých krajích ČR ve vybraných letech



Zdroj: IRI, Regionální statistika cen práce (RSCP), ČSÚ, vlastní výpočty.

(počet dvojic krajů, pro něž byly hodnoty variačních koeficientů zjišťovány) variačních koeficientů míry zatížení tržním nájemným (resp.  $P/I$ ) a stejný počet variačních koeficientů nezávislých (vysvětlujících proměnných). Účelem této transformace dat bylo získat údaje o regionálních rozdílech v hodnotách jednotlivých sledovaných ukazatelů (finanční dostupnosti bydlení i nezávislých proměnných). Ačkoliv nejjednodušším způsobem zjištění míry regionálních rozdílů mezi kraji by byl výpočet variačního koeficientu (nebo obdobné míry variability) za všechny kraje pro jednotlivé roky sledovaného období, výsledkem by bylo pouze sedm hodnot (pro každý rok jedna hodnota variačního koeficientu), což by byl příliš nízký počet pro zkoumání závislosti mezi regionálními rozdíly ve finanční dostupnosti bydlení a rozdíly v ekonomické výkonnosti regionů za využití pokročilejších statistických metod.

Pro účely testování druhé výše uvedené hypotézy byla hlavní použitou metodou regresní analýza (OLS regrese), jejímž prostřednictvím byla hodnota míry zatížení (resp.  $P/I$ ) vysvětlována hodnotami ukazatelů ekonomické výkonnosti a dalších faktorů ovlivňujících poptávku po bydlení, resp. nabídku bydlení. Pro testování třetí výše uvedené hypotézy byla hlavní užitou metodou opět regresní analýza (OLS regrese), jejímž prostřednictvím byla sledována závislost mezi regionálními rozdíly v míře zatížení tržním nájemným (resp.  $P/I$ )

a regionálními rozdíly v ekonomické výkonnosti regionů. V tomto případě byly regresní modely konstruovány pro jednotlivé roky sledovaného období, proto nebylo třeba zohledňovat faktor času zahrnutím tzv. dummy proměnných do modelů. Sledovány byly rovněž potenciální závislosti mezi závislou proměnnou a nezávislými proměnnými zpožděnými v čase (uvažováno bylo maximálně čtyřleté zpoždění).

### Regionální nerovnosti ve finanční dostupnosti bydlení

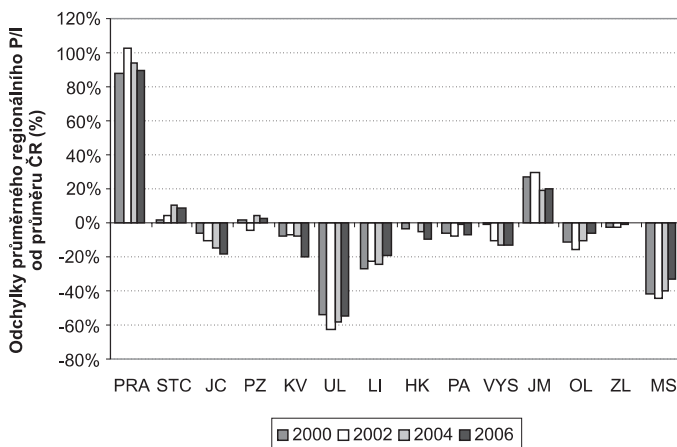
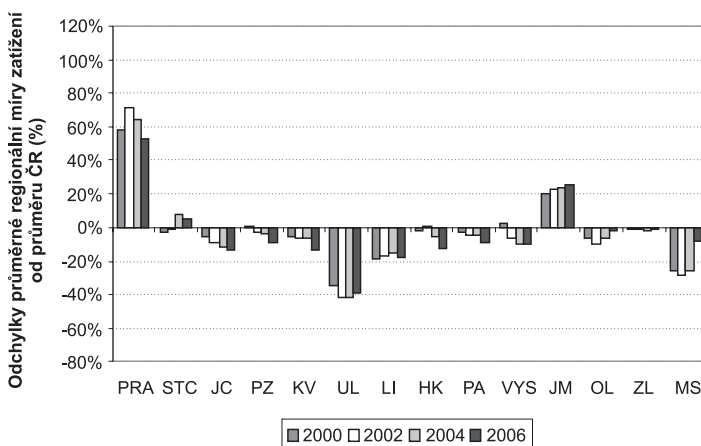
Vývoj agregované hodnoty míry zatížení ukázal (obr. 1), že nejvyšší míra zatížení výdaji na tržní nájemné byla patrná u pražských domácností (46,7 % v roce 2006), které pak následují domácnosti jihomoravské (38,1 % v roce 2006). Naopak nejnižší míru zatížení najdeme u domácností v Ústeckém kraji. Míra zatížení v ostatních českých regionech je zhruba uprostřed rozpětí mezi mírou zatížení v Jihomoravském kraji a v Ústeckém kraji; křivky téměř splývají. Z hlediska vývoje v čase rostla míra zatížení od roku 2000 do roku 2004 ve všech krajích kromě Prahy, mezi roky 2004 a 2005 spíše zůstává ve všech krajích kromě Prahy na stejné úrovni a od roku 2005 do roku 2006 míra zatížení klesala ve všech krajích kromě Moravskoslezského kraje. V Praze se míra zatížení zvyšovala pouze do roku 2003 a pak již začala klesat. Průběh křivky míry zatížení pro Moravsko-

slezský kraj se odlišuje od ostatních regionů až v roce 2005; domácnosti v tomto kraji měly do té doby jednu z nejnižších měr zatížení, avšak v roce 2006 je již průměrná míra zatížení domácností v tomto kraji pátá nejvyšší.

Vývoj finanční dostupnosti vlastnického bydlení v jednotlivých regionech ČR v letech 2000 až 2006 měl částečně obdobný průběh jako vývoj finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení. Agregovaná hodnota  $P/I$  rostla ve většině regionů od roku 2000 do roku 2004, v roce 2005 hodnota  $P/I$  stagnovala a v roce 2006 opět začala růst. Z hlediska vývoje regionálních rozdílů, v období od roku 2000 do roku 2003 regionální

rozdíly rostly, avšak v roce 2003 se tento trend obrátil a regionální rozdíly začaly prudce klesat a pokles pokračoval i v roce 2005. Tento pokles byl zejména způsoben odlišným vývojem hodnot  $P/I$  v Praze a Jihomoravském kraji oproti ostatním krajům. Zatímco hodnota  $P/I$  pro většinu typů domácností v Praze a Jihomoravském kraji klesala, v ostatních krajích ještě v roce 2004 rostla (obr. 1). Od roku 2004 do roku 2005 ceny bytů v regionech s vysokou úrovní cen (Praha, Jihomoravský kraj) již nerostly tak výrazně jako v předchozích letech, zatímco v ostatních regionech došlo mezi roky 2003 a 2004 k prudkému růstu cen.

**Obr. 2: Regionální disparity ve finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení a vlastnického bydlení (bytů) v letech 2000, 2002, 2004 a 2006**

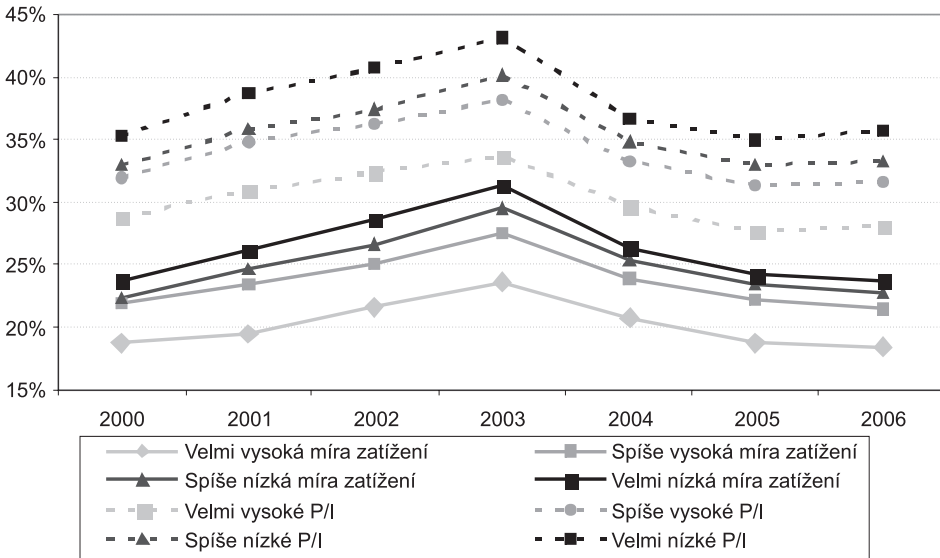


Zdroj: IRI, Regionální statistika cen práce (RSCP), ČSÚ, vlastní výpočty.

Obr. 2 znázorňuje regionální nerovnosti ve finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení (první graf) a ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení (druhý graf); pro větší přehlednost pouze ve vybraných letech období 2000-2006. Sloupce v levém grafu vyjadřují odchylku průměrné míry zatížení v daném kraji a daném roce od celo-

dostupnosti vlastnického bydlení ( $P/I$ ) v čase přibližovaly nebo naopak vzdalovaly celorepublikovému průměru. Platí, že čím vyšší sloupec, tím větší vzdálenost od republikového průměru, *vice versa*. Z grafu je tak dobře patrný výše popsáný trend „přibližování“ Prahy, Moravskoslezského a Ústeckého kraje k celorepublikovému průmě-

**Obr. 3: Vývoj variačních koeficientů míry zatížení a  $P/I$  pro různé shluky domácností**



Zdroj: IRI, Regionální statistika cen práce (RSCP), ČSÚ, vlastní výpočty.

republikového průměru v procentních bodech. Analogicky sloupce v pravém grafu vyjadřují odchylku průměrného  $P/I$  v daném kraji a daném roce od celorepublikového průměru v procentních bodech. Z grafů je na první pohled zřejmé, že regionální nerovnosti ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení (měřené prostřednictvím ukazatele  $P/I$ ) jsou větší, než regionální nerovnosti ve finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení (měřené prostřednictvím ukazatele míry zatížení). Jestliže například průměrná hodnota  $P/I$  byla v Praze v roce 2002 o více než 100 % nad úroveň celorepublikové hodnoty  $P/I$  (viz pravý graf), průměrná míra zatížení v Praze ve stejném roce byla „jen“ o zhruba 70 % nad úroveň průměrné míry zatížení za celou ČR (viz levý graf). Z grafu je rovněž patrné, jak se regionální hodnoty ukazatelů finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení (míry zatížení) a finanční

ru v letech 2004 a 2006 a naopak „vzdalování“ jiných krajů (např. Jihočeský, Karlovarský) od celorepublikového průměru.

Agregovaná hodnota míry zatížení či  $P/I$  může zkruslovat podstatné rozdíly mezi různými typy domácností, na druhé straně by bylo velmi komplikované porovnávat rozdíly v míře zatížení pro všech 60 typů domácností zvlášť. Za pomoci klastrové analýzy byly proto nalezeny čtyři shluky domácností s obdobnou finanční dostupností bydlení, s obdobnou mírou zatížení a obdobnou hodnotou  $P/I$ . Mezi skupinu domácností s nejvyšší dostupností bydlení můžeme zařadit zejména domácnosti vedoucích a řídicích pracovníků, naopak mezi domácnosti s velmi nízkou dostupností bydlení logicky patří hlavně domácnosti závislé na sociálních dávkách či samoživitelé z řad méně kvalifikovaných pracovníků. Obr. 3 zobrazuje vývoj regionálních rozdílů právě u těchto čtyř shluků



domácností v segmentu vlastnického i tržního nájemního bydlení. Vývoj regionálních rozdílů vykazuje obdobný trend u všech zkoumaných typů domácností. Do nerovnosti v míře zatížení i  $P/I$  u jednotlivých shluků domácností se promítají zejména regionální nerovnosti v příjmech. U vyšších kategorií zaměstnání (manažeři, specialisté, odborníci) jsou nerovnosti v příjmech mezi regiony významně vyšší, než je tomu u kategorií zaměstnání nižších. Lze tedy říci, že domácnosti manažerů vydávají relativně obdobnou část svých příjmů na bydlení, ať již žijí a pracují v Praze nebo v Pardubicích, ovšem u domácností manuálních pracovníků, provozních, prodavaček jsou rozdíly mezi kraji výrazně vyšší.

Trend vývoje regionálních nerovností od roku 2000 do roku 2006 byl nejen téměř shodný pro všechny typy domácností, ale byl velmi obdobný i pro vlastnické a tržní nájemní bydlení. Od roku 2000 do roku 2003 dochází ke zvětšování regionálních rozdílů a od roku 2003 do roku 2006 se regionální rozdíly naopak snižují. Jelikož z hlediska vývoje regionálních rozdílů ve finanční dostupnosti bydlení v čase neexistují velké odlišnosti mezi jednotlivými shluky domácností, byly regionální rozdíly dále zkoumány již pouze souhrnně za všechny typy domácností. Pro vlastnické i tržní nájemní bydlení platí, že v letech 2000-2003 byly hodnoty  $\beta$ -koeficientu konvergence/divergence

rovněž ukazuje tabulka 1, naopak docházelo ke snižování regionálních rozdílů.

### Faktory v pozadí regionálních nerovností ve finanční dostupnosti bydlení

Pro testování hypotézy o „velikosti“ regionálních rozdílů v ekonomické výkonnosti regionů v porovnání s diferencemi ve finanční dostupnosti bydlení byl použit variační koeficient. V obr. 4 jsou uvedeny hodnoty variačních koeficientů v jednotlivých letech sledovaného období pro průměrnou míru zatížení výdaji na tržní nájemné, průměrné  $P/I$ , HDP na obyvatele, čistý disponibilní důchod na obyvatele, míry nezaměstnanosti a tvorbu hrubého fixního kapitálu na obyvatele. Z grafu je zřejmé, že hodnoty variačního koeficientu všech ekonomických ukazatelů s výjimkou čistého disponibilního důchodu domácností na obyvatele jsou vyšší než hodnoty variačního koeficientu u míry zatížení výdaji na tržní nájemné. Jinými slovy, regionální rozdíly v ekonomické výkonnosti (s výjimkou čistého disponibilního důchodu na osobu) jsou větší než regionální rozdíly ve finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení. Regionální rozdíly ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení (měřené prostřednictvím ukazatele  $P/I$ ) jsou naopak vyšší než regionální rozdíly v ekonomické výkonnosti s výjimkou regionálních rozdílů v míře nezaměstnanosti a tvorbě

**Tab. 1: Koeficienty  $\beta$ -konvergence/ $\beta$ -divergence pro míru zatížení tržním nájmem a indikátor  $P/I$  v letech 2000 - 2006**

	$\beta$ -koeficienty								
	2000/ 2001	2001/ 2002	2002/ 2003	2003/ 2004	2004/ 2005	2005/ 2006	2000/ 2003	2003/ 2006	2000/ 2006
míra zatížení	0,5409*	0,5894*	0,7221**	-0,7818**	-0,6149*	-0,2083	0,7774**	-0,5875*	-0,1684
$P/I$	0,5916*	0,4159	0,3262	-0,7489**	-0,4966*	-0,0982	0,6884**	-0,6964**	-0,1860

Pozn. \* hodnoty korelačního koeficientu jsou signifikantní na hladině významnosti 0,05, \*\* hodnoty korelačního koeficientu jsou signifikantní na hladině významnosti 0,01.

Zdroj: IRI, Regionální statistika cen práce (RSCP), ČSÚ, vlastní výpočty.

záporné a relativní přírůstky míry zatížení (přírůstky hodnoty  $P/I$ ) v jednotlivých regionech významně korelovaly s hodnotami míry zatížení (hodnotami  $P/I$ ) v daných regionech v předcházejícím roce (tabulka 1); docházelo ke zvyšování regionální disparit. V letech 2003 až 2006, jak

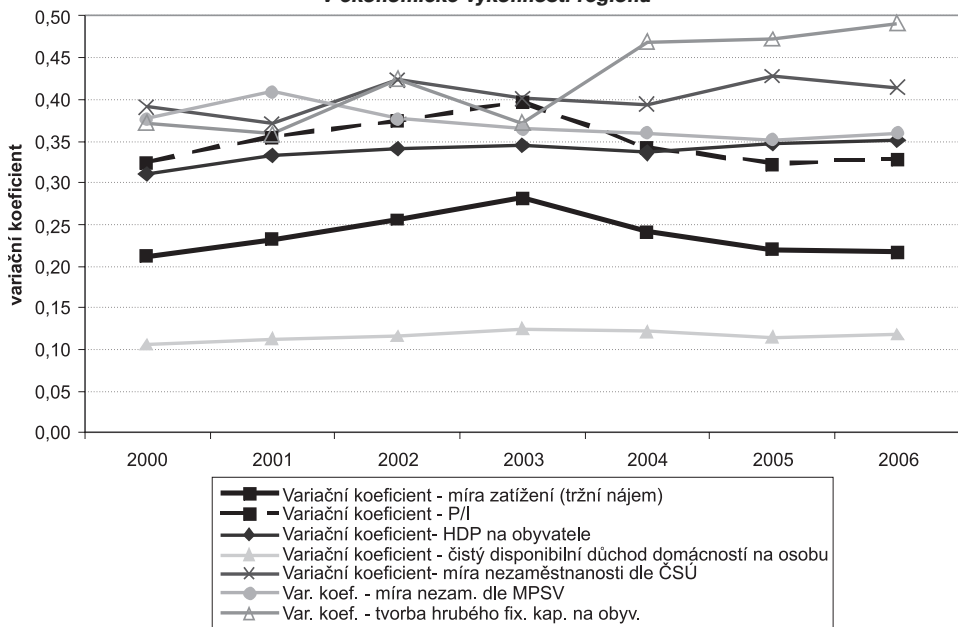
hrubého fixního kapitálu na obyvatele (a v letech 2005 a 2006 i regionálních rozdílů v hodnotě HDP na osobu). Lze tedy říci, že regionální rozdíly ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení jsou větší než regionální rozdíly v ekonomické výkonnosti regionů (s výjimkou rozdílů v míře ne-

zaměstnanosti a tvorbě hrubého fixního kapitálu). V případě nájemního bydlení pak platí opak.

K hodnotám variačních koeficientů v obr. 4 je třeba podotknout, že se regionální rozdíly v ukazatelích ekonomické výkonnosti regionů ve sledovaném období (2000 - 2006) jeví jako relativně stabilní v čase (z grafu nejsou patrná významnější vychýlení v jednotlivých letech, snad s výjimkou tvorby hrubého fixního kapitálu na obyvatele). Do jisté míry je „hladký“ průběh křivek spojujících hodnoty variačních koeficientů rovněž ovlivněn přepočtem jednotlivých proměn-

V tabulce 2 jsou uvedeny hodnoty variačních koeficientů proměnných, které byly použity zejména pro testování druhé a třetí hypotézy. Jedná se o proměnné, o kterých předpokládáme, že ovlivňují nabídku bydlení nebo poptávku po bydlení. Z údajů v tabulce je patrné, jak se měnily regionální rozdíly v hodnotách jednotlivých ukazatelů v průběhu sledovaného období - významný růst rozdílů mezi kraji je patrný například u počtu dokončených bytů na 1 000 obyvatel; naopak v případě podílu obyvatel ve věku 20-34 let (předpokládáme, že tato skupina zahrnuje

**Obr. 4: Regionální rozdíly ve finanční dostupnosti bydlení a regionální rozdíly v ekonomické výkonnosti regionů**



Poznámka: hodnoty uvedené v grafu představují hodnoty variačních koeficientů spočtených pro hodnoty příslušného ukazatele mezi kraji ČR (NUTS 3).

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty.

ných na obyvatele kraje („na hlavu“). Regionální rozdíly v hodnotách vybraných ukazatelů ekonomické výkonnosti ve druhé polovině 90. let výrazněji rostly, zatímco od roku 2000 v zásadě oscilují kolem dosažené úrovně (v případě většiny ukazatelů), došlo tedy k určité stabilizaci, jež odpovídá závěrům statí Hampl (2001), Blažek, Csank (2007).

hlavní část koupěschopné poptávky), podílu obcí do 4 999 obyvatel (tato mez byla zvolena proto, že podle oficiální statistiky je 5 000 obyvatel hranicí, od které se jedná o město a nikoliv obec) nebo počtu registrovaných ekonomických subjektů na obyvatele k žádným významnějším změnám v čase nedocházelo. K výraznějšímu snížení regionálních rozdílů mezi roky 2000 a 2006 došlo

**Tab. 2: Regionální rozdíly dle vybraných indikátorů ekonomické výkonnosti regionů a faktorů potenciálně ovlivňujících poptávku po bydlení, resp. nabídku bydlení**

Rok	Dokončené byty na 1000 ob.	Zahájené byty na 1000 ob.	Podíl obyvatel 20-34 let	Podíl obyvatel 65+ let	Podíl obcí do 4 999 obyvatel	Podíl VŠ	Registrovaných ekonom. subjektů na ob.	Registrovaných ekon. subjektů – f.o. na obyvatele
2000	0,472	0,253	0,408	0,080	0,279	0,459	0,191	0,138
2001	0,445	0,239	0,406	0,076	0,279	0,458	0,189	0,135
2002	0,523	0,323	0,408	0,074	0,279	0,465	0,185	0,136
2003	0,631	0,363	0,412	0,070	0,279	0,451	0,182	0,131
2004	0,732	0,407	0,416	0,065	0,279	0,455	0,182	0,127
2005	0,749	0,514	0,420	0,059	0,279	0,414	0,183	0,125
2006	0,737	0,374	0,424	0,055	0,279	0,407	0,186	0,123

Zdroj: vlastní výpočty, ČSÚ.

u zastoupení obyvatel ve věku nad 65 let; podle údajů publikovaných oficiální statistikou se snížily i regionální rozdíly v podílu obyvatel s VŠ vzděláním na celkové krajské populaci.

Nabízí se otázka, zda regionální rozdíly ve finanční dostupnosti bydlení (nájemního i vlastnického) a regionální rozdíly v ekonomické výkonnosti spolu statisticky významně souvisí, tj. do jaké míry lze snížení (zvýšení) regionálních rozdílů v dostupnosti bydlení vysvětlit snížením (zvýšením) regionálních rozdílů v ekonomické výkonnosti. Ačkoliv tato otázka bude předmětem podrobnější analýzy v rámci testování třetí hypotézy (viz dále), odpověď je částečně patrná již z obr. 4, z něhož je zřejmé, že hodnoty variačních koeficientů finanční dostupnosti bydlení a variačních koeficientů ukazatelů ekonomické výkonnosti nevykazují společný vývoj v čase.

Při testování druhé hypotézy jsme se s využitím OLS regresních modelů pokusili vysvětlit

hodnoty ukazatelů finanční dostupnosti bydlení (míry zatížení a  $P/I$ ) prostřednictvím hodnot výše zmíněných proměnných ekonomické výkonnosti a dalších proměnných ovlivňujících poptávku po bydlení, resp. nabídku bydlení. Z korelační analýzy bylo zjištěno, že relativně silná lineární závislost je zřejmá mezi průměrnou mírou zatížení a podílem osob starších 15 let s VŠ vzděláním (pozitivní závislost), mezi průměrnou mírou zatížení tržním nájemným a HDP na obyvatele (pozitivní závislost), mezi průměrnou mírou zatížení a tvorbou hrubého fixního kapitálu na obyvatele (rovněž pozitivní závislost), dále mezi průměrnou mírou zatížení tržním nájemným a podílem osob ve věku 65 a starších na celkovém počtu obyvatel kraje (pozitivní závislost), průměrnou mírou zatížení a počtem registrovaných ekonomických subjektů na obyvatele (pozitivní závislost). Velmi silná je rovněž korelace mezi průměrnou mírou zatížení a čistým disponibilním důchodem domácností

**Tab. 3: Specifikace proměnných regresního modelu vysvětlujícího výši míry zatížení tržním nájemným**

	B	Beta	t	Významnost	VIF
Konstanta	0,2224782		9,790	0,000	
HDP v běžných cenách na obyvatele (Kč)	0,0000005	0,649	9,873	0,000	1,328
Míra nezaměstnanosti dle MPSV (%)	-0,0063473	-0,288	-4,384	0,000	1,328

Zdroj: vlastní výpočty, ČSÚ.

Tab. 4: Specifikace proměnných regresního modelu vysvětlujícího výši P/I

	B	Beta	t	Významnost	VIF
Konstanta	2,4282912		6,784	0,000	
HDP v běžných cenách na obyvatele (Kč)	0,0000108	0,686	12,807	0,000	1,328
Míra nezaměstnanosti dle MPSV (%)	-0,1373882	-0,323	-6,025	0,000	1,328

Zdroj: vlastní výpočty, ČSÚ.

na obyvatele (pozitivní závislost), mezi průměrnou mírou zatížení a podílem obcí do 4 999 obyvatel z celkového počtu obcí v kraji (negativní závislost). Relativně silné a statisticky signifikantní závislosti se prokázaly i mezi mírou zatížení a dalšími nezávislými proměnnými.

Problémem je skutečnost, že výše zmíněné ukazatele jsou korelovány nejen s průměrnou mírou zatížení (závislou proměnnou), ale i vzájemně mezi sebou, takže nemohou být zařazeny do modelu současně (s ohledem na vysokou multikolinearitu). Jinými slovy, i když některá z výše uvedených proměnných nebyla nakonec zařazena do výsledného regresního modelu, neznámá to automaticky, že by nebyla významná; jen nemohla být do modelu zařazena z metodických důvodů, přičemž její významnost byla slabší než významnost té proměnné, která do modelu zařazena byla. Specifikace výsledného regresního modelu je uvedena v tabulce 3. Vysvětlené procento variability závislé proměnné prostřednictvím modelu (měřené prostřednictvím upraveného koeficientu determinace *Adjusted R<sup>2</sup>*) činí 68,4 % (hodnota F statistiky činí 106,1, F-test je významný na 99% hladině významnosti).

Z údajů v tabulce 3 je patrné, že nejsilnější vliv na výši míry zatížení v nájemním bydlení má HDP v běžných cenách na obyvatele (pozitivní vliv) a míra nezaměstnanosti (negativní vliv). Jinými slovy, průměrná hodnota míry zatížení je vyšší v krajích s vyšším HDP na obyvatele a naopak je průměrná míra zatížení nižší v lokalitách, kde je vysoká míra nezaměstnanosti. Výsledný model lze rovněž interpretovat tak, že přírůstek HDP na obyvatele například o 20 000 Kč povede k růstu míry zatížení tržním nájemným o zhruba o 1,1 procentního bodu (při ostatních podmínkách nezměněných). Obdobně lze říci, že zvýšení míry nezaměstnanosti o jeden procentní bod by podle výsledků modelu vedlo ke snížení míry zatížení tržním nájemným zhruba o 0,6 procentního bodu.

Výše popsané závislosti, které platí pro vztah mezi průměrnou mírou zatížení v segmentu nájemního bydlení a vybranými nezávislými proměnnými, platí téměř identicky i pro ukazatel P/I. Specifikace výsledného regresního modelu, jehož prostřednictvím je vysvětlována závislost mezi výší P/I a sadou indikátorů ekonomické výkonnosti, je uvedena v tabulce 4. Vysvětlené procento variability závislé proměnné prostřednictvím modelu (měřené prostřednictvím upraveného koeficientu determinace *Adjusted R<sup>2</sup>*) činí 79,1 % (hodnota F statistiky činí 184,0, F-test je významný na 99% hladině významnosti).

I v případě ukazatele P/I platí, že nejsilnější (pozitivní) vliv na průměrné P/I má výše HDP v běžných cenách na obyvatele a naopak negativní vliv míra nezaměstnanosti. Lokality s vysokým HDP na obyvatele jsou zároveň lokalitami s vysokým průměrným P/I a lokality s vysokou mírou nezaměstnanosti jsou zároveň lokalitami s relativně nízkým průměrným P/I. Výsledné koeficienty (parametry) modelu uvedené v tabulce 4 lze interpretovat následovně. Zvýší-li se HDP v běžných cenách na osobu například o 10 000 Kč, povede to k růstu ukazatele P/I o přibližně 0,11 (jestliže by výchozí hodnota P/I byla například 5,79,

Tab. 5: Charakteristiky regresních modelů vysvětlujících regionální rozdíly ve finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení

Rok	Adj. R <sup>2</sup>	N	F	Významnost
2000	76,7	91	99,923	0,000
2001	77,0	91	101,640	0,000
2002	73,4	91	83,857	0,000
2003	85,0	91	170,547	0,000
2004	76,2	91	145,134	0,000
2005	68,7	91	99,798	0,000
2006	63,2	91	78,187	0,000

Zdroj: vlastní výpočty.

zvýší se v důsledku navýšení HDP na obyvatele o 10 000 Kč na 5,9). Zvýšení míry nezaměstnanosti o jeden procentní bod by pak naopak dle výsledků modelu vedlo ke snížení hodnoty ukazatele  $P/I$  o 0,14 (jestliže výchozí hodnota ukazatele  $P/I$  v určitém kraji byla např. 5,79, zvýšení míry nezaměstnanosti o jeden procentní bod povede ke snížení  $P/I$  na úroveň 5,66).

Rozdíly v hodnotě parametrů mezi modelem pro tržní nájmní bydlení a modelem pro vlastnické bydlení, tedy velikost vlivu závislých proměnných na výši  $P/I$ , potvrzuje výše uvedená zjištění o vyšších regionálních rozdílech v hodnotě  $P/I$  než v hodnotě míry zatížení. Ekonomická výkon-

nost regionů (HDP, zaměstnanost) tak má větší vliv na vývoj dostupnosti vlastnického bydlení než na vývoj dostupnosti tržního nájmního bydlení. Uvedený rozdíl je patrný z porovnání hodnot standardizovaných  $\beta$  koeficientů uvedených v tabulkách 3 a 4. Hodnoty standardizovaného  $\beta$  koeficientu jsou vyšší v modelu pro  $P/I$  v porovnání s modelem pro míru zatížení v nájmním bydlení jak pro HDP v běžných cenách na obyvatele, tak pro míru nezaměstnanosti, přičemž větší rozdíl je patrný u koeficientu pro míru nezaměstnanosti.

Jestliže se tudíž zvýší regionální rozdíly v ekonomické výkonnosti, projeví se tento vývoj více ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení a méně

**Tab. 6: Specifikace regresních modelů vysvětlujících regionální rozdíly ve finanční dostupnosti tržního nájmního bydlení**

Rok	Proměnné	B	Beta	t	Význ.	VIF
2000	Konstanta	-0,012		-1,365	0,176	
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,262	0,443	6,967	0,000	1,561
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,224	0,361	5,747	0,000	1,525
	Podíl obyvatel ve věku 65+	0,696	0,258	3,980	0,000	1,623
2001	Konstanta	-0,019		-1,910	0,059	
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,299	0,450	6,956	0,000	1,638
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,254	0,382	6,315	0,000	1,437
	Podíl obyvatel ve věku 65+	0,715	0,232	3,546	0,001	1,671
2002	Konstanta	-0,020		-1,760	0,082	
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,340	0,450	6,628	0,000	1,558
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,266	0,377	5,537	0,000	1,573
	Podíl obyvatel ve věku 65+	0,707	0,204	2,839	0,006	1,751
2003	Konstanta	-0,026		-2,638	0,010	
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,543	0,716	14,117	0,000	1,538
	Míra nezaměstnanosti dle ČSÚ	0,280	0,324	7,436	0,000	1,140
	Podíl obyvatel ve věku 65+	0,442	0,112	2,121	0,037	1,663
2004	Konstanta	0,001		0,053	0,958	
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,428	0,646	10,360	0,000	1,471
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,236	0,330	5,286	0,000	1,471
2005	Konstanta	0,013		1,290	0,200	
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,392	0,603	8,083	0,000	1,601
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,207	0,314	4,202	0,000	1,601
2006	Konstanta	0,017		1,638	0,105	
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,465	0,693	8,537	0,000	1,610
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,099	0,158	1,946	0,055	1,610

Poznámka: v tabulce uvedené proměnné vstupovaly do regresních modelů v podobě variačních koeficientů vypočtených pro hodnoty příslušné proměnné mezi všemi dvojicemi krajů (NUTS 3) v ČR v příslušném roce.

Zdroj: vlastní výpočty, ČSÚ.

ve finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení. Navíc lze říci, že je segment vlastnického bydlení v porovnání se segmentem nájemního bydlení citlivější na regionální diference v míře nezaměstnanosti (co se týče citlivosti na změny v HDP na obyvatele nejsou rozdíly tak velké). Toto zjištění je důležité s ohledem na směřování budoucí bytové politiky v naší zemi, která nyní ve větší míře finančně podporuje vstup do vlastnického bydlení (Lux 2007).

Třetí testovanou hypotézou bylo, zda regionální rozdíly ve finanční dostupnosti bydlení lze vysvětlit prostřednictvím regionálních diferencí v ekonomické výkonnosti, případně v dalších regionálně specifických faktorech ovlivňujících poptávku po bydlení, resp. nabídce bydlení. Transformace dat pro účely testování této hypotézy byla popsána výše, metodou použitou pro účely testování byla opět OLS regrese, kde závislou proměnnou byly variační koeficienty v míře zatížení tržním nájemným (resp.  $P/I$ ) spočtené mezi všemi kombinacemi dvojic krajů a nezávislými proměnnými pak variační koeficienty výše zmíněných vysvětlujících proměnných rovněž spočtené mezi všemi dvojicemi krajů (případně zpožděné v čase až o čtyři roky). Regresní modely byly budovány zvlášť pro jednotlivé roky sledovaného období. Souhrnné charakteristiky modelů pro tržní nájemní bydlení jsou uvedeny v tabulce 5. Z údajů je zřejmé, že explanační síla modelů (měřená prostřednictvím ukazatele Adj. R<sup>2</sup>) je relativně uspokojivá, s výjimkou roku 2006, kdy došlo k výraznému snížení procenta vysvětlené variability závislé proměnné.

V tabulce 6 jsou uvedeny ty nezávislé proměnné, které se v regresních modelech ukázaly jako statisticky významné (na 95% hladině významnosti), včetně odpovídajících hodnot nestandardizovaných koeficientů (B), standardizovaných koeficientů beta, hodnot *t*-statistik a odpovídajících hladin významnosti, a v neposlední řadě též hodnot VIF (variance-inflation factor) indikujících případné problémy s multikolinearitou. Z údajů v tabulce 6 je zřejmé, že v letech 2000 až 2002 je struktura vysvětlujících proměnných, které se ukázaly být významné, v zásadě stejná. V letech 2003 a 2004 dochází k určitým změnám, které zřejmě odpovídají skutečnosti, že v roce 2003 dosahuje hodnota míry zatížení svého vrcholu v Praze, v roce 2004 pak tohoto vrcholu dosahují hodnoty míry zatížení ve většině ostatních krajů. Zatímco do roku 2004 se regionální rozdíly v hod-

notách míry zatížení mezi kraji zvyšovaly, po roce 2004 naopak dochází k jejich snižování; změna trendu vedla tak pravděpodobně i k mírné změně struktury hlavních faktorů, které ovlivňují regionální rozdíly ve finanční dostupnosti bydlení.

Při interpretaci parametrů modelu je třeba upozornit, že proměnné vstupovaly do modelů v transformované podobě (jako variační koeficienty vypočtené z hodnot příslušných ukazatelů mezi všemi dvojicemi krajů); pro větší přehlednost textu tato skutečnost nebude dále zmiňována (tj. bude uváděn pouze „název“ proměnné). Transformovaná podoba proměnných má však samozřejmě dopad na interpretaci výsledků - pozitivní vliv nezávislé proměnné na závislou proměnnou (tj. kladné znaménko u nezávislé proměnné) lze interpretovat tak, že jestliže byly patrné větší (menší) regionální

**Tab. 7: Charakteristiky regresních modelů vysvětlujících regionální rozdíly ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení**

Rok	Adj. R <sup>2</sup>	N	F	Významnost
2000	70,9	91	74,024	0,000
2001	70,4	91	72,198	0,000
2002	65,1	91	57,027	0,000
2003	79,0	91	113,910	0,000
2004	71,4	91	75,736	0,000
2005	72,1	91	78,516	0,000
2006	72,6	91	80,371	0,000

Zdroj: vlastní výpočty.

rozdíly v hodnotách nezávislé proměnné, byly patrné rovněž větší (menší) regionální rozdíly v míře zatížení tržním nájemným. Například, jestliže se zvýšily regionální rozdíly v hodnotě HDP na obyvatele (měřené prostřednictvím variačního koeficientu mezi dvojicemi krajů), zvýšily se i rozdíly v míře zatížení tržním nájemným. Nebo naopak, pokud se regionální rozdíly v HDP na obyvatele snížily, snížily se i regionální rozdíly v míře zatížení. Regionální rozdíly v hodnotách nezávislé (nezávislých) a závislé proměnné se pohybovaly stejným směrem. Negativní vliv nezávislé proměnné na hodnoty závislé proměnné (záporné znaménko u nezávislé proměnné) lze interpretovat tak, že se regionální rozdíly v hodnotách nezávislé a závislé proměnné se pohybovaly opačným směrem.

Tabulka 6 ukazuje, že nejsilnějším faktorem vysvětlujícím regionální rozdíly v míře zatížení byly ve všech letech sledovaného období (s výjimkou roku 2002) regionální rozdíly v počtu vysokoškoláků na obyvatele. Je rovněž velmi důležité zmínit, že ačkoliv další proměnné nejsou v tabulce 6 uvedeny, a do modelů nakonec nebyly zařazeny, neznamená to, že by nebyly významné (přesněji, že by nebyly významně korelovány s regionálními rozdíly v míře zatížení). Problémem však byla opět multikolinearita mezi vysvětlujícími proměnnými. Konkrétně například rozdíly v HDP na

obyvatele by byly významnou proměnnou vysvětlující diference v míře zatížení, ale modely, kde byl zařazen místo kompozitního ukazatele HDP na obyvatele podíl vysokoškoláků reprezentující zastoupení příjmově nejsilnější (nejvzdělanější) části populace v daném regionu (příjmy osob s VŠ vzděláním jsou v průměru obvykle vyšší než příjmy osob s nižším stupněm dosaženého vzdělání), vykazovaly lepší výsledky. Lze tedy říci, že čím větší bude koncentrace vysokoškoláků v určitých krajích v porovnání s jinými kraji, tím větší bude toto nerovnoměrné zastoupení

**Tab. 8: Specifikace regresních modelů vysvětlujících regionální rozdíly ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení**

Rok	Proměnné	B	Beta	t	Význ.	VIF
2000	Konstanta	-0,016		-1,056	0,294	
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,442	0,467	6,656	0,000	1,525
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,251	0,280	3,934	0,000	1,561
	Podíl obyvatel ve věku 65+	1,114	0,272	3,750	0,000	1,623
2001	Konstanta	-0,023		-1,355	0,179	
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,492	0,490	7,117	0,000	1,437
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,274	0,273	3,710	0,000	1,638
	Podíl obyvatel ve věku 65+	1,192	0,255	3,436	0,001	1,671
2002	Konstanta	-0,020		-1,075	0,285	
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,597	0,537	6,906	0,000	1,558
	Podíl obyvatel ve věku 65+	1,186	0,233	2,828	0,006	1,751
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,192	0,185	2,370	0,020	1,573
2003	Konstanta	-0,032		-2,000	0,049	
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,620	0,599	9,992	0,000	1,538
	Míra nezaměstnanosti dle ČSÚ	0,473	0,401	7,785	0,000	1,140
	Podíl obyvatel ve věku 65+	0,803	0,149	2,390	0,019	1,663
2004	Konstanta	-0,011		-0,687	0,494	
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,394	0,396	5,533	0,000	1,610
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,338	0,368	4,886	0,000	1,778
	Podíl obyvatel ve věku 65+	1,236	0,243	3,326	0,001	1,678
2005	Konstanta	-0,015		-1,019	0,311	
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,418	0,448	6,231	0,000	1,668
	Podíl obyvatel ve věku 65+	1,651	0,313	4,683	0,000	1,440
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,244	0,265	3,528	0,001	1,825
2006	Konstanta	-0,017		-1,160	0,249	
	Míra nezaměstnanosti dle MPSV	0,412	0,465	6,587	0,000	1,636
	Podíl osob s VŠ vzděláním	0,277	0,292	3,798	0,000	1,944
	Podíl obyvatel ve věku 65+	1,525	0,268	4,002	0,000	1,474

Poznámka: v tabulce uvedené proměnné vstupovaly do regresních modelů v podobě variačních koeficientů vypočtených pro hodnoty příslušné proměnné mezi všemi dvojicemi krajů (NUTS 3) v ČR v příslušném roce.

Zdroj: vlastní výpočty, ČSÚ.

vytvářejí regionální rozdíly v míře zatížení tržním nájemným. Naopak, čím rovnoměrnější bude zastoupení vysokoškoláků v regionech ČR, tím menší budou i regionální rozdíly v míře zatížení tržním nájemným. Jedná se opět o závěr, který je podstatný z hlediska případného směřování hospodářské politiky země.

Dalšími významnými proměnnými vysvětlujícími regionální rozdíly v míře zatížení tržním nájemným se ukázaly být míra nezaměstnanosti (s kladným znaménkem, tj. větší rozdíly v míře nezaměstnanosti se odrazily i ve větších rozdílech v míře zatížení) a difference v podílu obyvatel ve věku 65 let a starších na celkovém počtu obyvatel (opět s kladným znaménkem, tj. větší rozdíly v zastoupení obyvatel ve věku 65 let a starších se projeví ve větších rozdílech v míře zatížení tržním nájemným). Důvod je zřejmý - věkovou skupinu osob ve věku 65 let a starších reprezentují zejména domácnosti důchodců, jejichž (potenciální) míra zatížení tržním nájemným je vzhledem k nízkým příjmům (důchodům) v průměru relativně velmi vysoká - jejich větší zastoupení v určitém kraji vůči kraji jinému proto zpravidla znamená i větší diferenciaci v hodnotách průměrné míry zatížení.

Z tabulky 5 lze rovněž vyčíst, že od roku 2004 došlo ke snížení procenta vysvětlené variability závislé proměnné, což patrně souvisí se změnou trendu ve vývoji regionálních rozdílů v míře zatížení v roce 2004 (do roku 2003 včetně se regionální rozdíly v míře zatížení zvětšovaly, od roku 2004 naopak snižovaly). V souvislosti se změnou trendu ve vývoji regionálních rozdílů v míře zatížení došlo i k určité změně v množině nezávislých proměnných vysvětlujících regionální rozdíly v míře zatížení tržním nájemným. Regionální rozdíly v zastoupení osob ve věku 65 let a starších přestaly být významným faktorem, a to i při zohlednění případných zpoždění v čase. Důvodem je zřejmě skutečnost, že podíl osob ve věku 65 let a starších se od roku 2004 ve většině krajů vyvíjel jinak než míra zatížení tržním nájemným. Zatímco s výjimkou Prahy se podíl obyvatel starších 65 let v letech 2000 - 2006 zvyšoval (přičemž významnější přírůstek je patrný zejména v roce 2006), míra zatížení tržním nájemným dosáhla svého vrcholu ve většině krajů v roce 2004 (v Praze již v roce 2003, v Moravskoslezském kraji rostla s mírným poklesem v roce 2005 kontinuálně až do roku 2006), ale v následujících letech se snižovala. Do roku 2003 tedy obě pro-

měnné vykazovaly společný trend, zatímco od roku 2004 trend opačný. Další proměnné (např. HDP na obyvatele, čistý disponibilní důchod domácností na obyvatele, tvorba hrubého fixního kapitálu na obyvatele apod.) se i přes pokusy o jejich zařazení do modelu neukázaly jako statisticky významné.

V tabulce 7 jsou uvedeny souhrnné charakteristiky regresních modelů vysvětlujících závislost regionálních rozdílů ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení (měřené prostřednictvím ukazatele  $P/I$ ) na množině nezávislých proměnných popsanych výše. Explanační síla modelů (měřená prostřednictvím ukazatele  $Adj. R^2$ ) je relativně uspokojivá, v porovnání s modely pro míru zatížení tržním nájemným dokonce mírně lepší.

V tabulce 8 jsou uvedeny proměnné, které se v regresních modelech ukázaly jako statisticky významné, včetně odpovídajících hodnot nestandardizovaných koeficientů ( $B$ ), standardizovaných koeficientů  $\beta$ , hodnot  $t$ -statistik a odpovídajících hladin významnosti, a v neposlední řadě hodnot VIF. Z porovnání tabulek 6 a 8 je zřejmé, že regresní modely pro míru zatížení tržním nájemným i  $P/I$  jsou si velmi podobné. Mezi nejvýznamnější proměnné vysvětlující regionální rozdíly ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení patřily míra nezaměstnanosti (přesněji regionální rozdíly v míře nezaměstnanosti, obdobně i pro další proměnné), podíl osob s vysokoškolským vzděláním a zastoupení obyvatel ve věku 65 let a starších. V porovnání s modely vysvětlujícími regionální rozdíly v míře zatížení tržním nájemným je však podstatné, že dominantní nezávislou proměnnou pro modely vysvětlující regionální rozdíly v hodnotě  $P/I$  je míra nezaměstnanosti a podíl osob s VŠ vzděláním má podstatně slabší vliv. Jinými slovy, regionální rozdíly ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení ovlivňují zejména obecnější podmínky na pracovním trhu v daném kraji (míra nezaměstnanosti); koncentrace lidí s vysokoškolským vzděláním nemá již tak silný vliv (s výjimkou roku 2003, kdy představovala nejsilnější vysvětlující faktor), jako tomu bylo v případě regionálních rozdílů ve finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení. Regionální rozdíly v zastoupení obyvatel ve věku 65 let a starších byly v modelech vysvětlujících rozdíly ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení významné ve všech letech (na rozdíl od modelů vysvětlujících regionální rozdíly v míře zatížení) a jejich vliv byl zpravidla i silnější.



## Závěr

Výsledky analýzy vývoje regionálních nerovností ve finanční dostupnosti nájemního i vlastnického bydlení ukazují, že regionální rozdíly jsou patrné zejména u příjmově slabších domácností. Od roku 2000 do roku 2003 se tyto rozdíly stávaly stále významnějšími, v roce 2003 se však tento trend zastavil a v roce 2006 se regionální rozdíly v dostupnosti nájemního i vlastnického bydlení snížily. Přestože se regionální nerovnosti ve finanční dostupnosti snižují, stále poměrně velké regionální rozdíly mohou mít negativní důsledky pro trh práce, vytvářet bariéru pracovně orientované migrace a prohlubovat sociální nerovnosti v české společnosti obecně.

Cílem příspěvku bylo zjistit, jaký je původ těchto nerovností; prostřednictvím testování tří hypotéz odhalit, jak vývoj regionálních nerovností ve finanční dostupnosti bydlení souvisí s vývojem nerovností v ekonomické výkonnosti regionů. První hypotéza se týkala „velikosti“ regionálních rozdílů ve finanční dostupnosti bydlení v porovnání s „velikostí“ regionálních rozdílů v ekonomické výkonnosti regionů. S využitím dostupných dat o vybraných indikátorech ekonomické výkonnosti regionů byly v jednotlivých letech období 2000 - 2006 porovnávány regionální rozdíly (měřené prostřednictvím variačních koeficientů) v míře zatížení tržním nájemným a v hodnotách ukazatele  $P/I$  s regionálními rozdíly vybraných indikátorů ekonomické výkonnosti. Z uvedeného srovnání bylo zjištěno, že regionální rozdíly ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení jsou zpravidla větší než regionální rozdíly v ekonomické výkonnosti (s výjimkou rozdílů v míře nezaměstnanosti a tvorbě hrubého fixního kapitálu). V případě tržního nájemního bydlení platil opak, tj. regionální rozdíly v ekonomické výkonnosti regionů (s výjimkou čistého disponibilního důchodu na osobu) byly větší než regionální rozdíly ve finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení.

Druhá testovaná hypotéza postulovala, že lze úroveň finanční dostupnosti bydlení v jednotlivých regionech v průběhu sledovaného období (2000-2006) vysvětlit prostřednictvím hodnot regionálních ukazatelů ekonomické výkonnosti, případně dalšími regionálně specifickými faktory ovlivňujícími poptávku po bydlení, resp. nabídku bydlení. Podařilo se vytvořit regresní modely s relativně uspokojivou explanační silou (vysvětlující kolem 70 % variability závislé proměnné), přičemž

nejvýznamnějšími vysvětlujícími proměnnými se staly HDP na obyvatele v běžných cenách a míra nezaměstnanosti dle údajů MPSV. Podle očekávání byly vysoké hodnoty HDP na obyvatele spojeny s vysokou mírou zatížení (resp. vysokou hodnotou ukazatele  $P/I$ ), zatímco vztah mezi mírou nezaměstnanosti a indikátory finanční dostupnosti bydlení byl nepřímý (vysoká míra nezaměstnanosti implikuje nízkou míru zatížení, resp. nízkou hodnotu ukazatele  $P/I$ ).

Z modelu vysvětlujícího nerovnosti ve finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení (měřené prostřednictvím ukazatele míry zatížení) vyplynulo, že přírůstek HDP na obyvatele například o 20 000 Kč povede k růstu míry zatížení tržním nájemným o zhruba o 1,1 procentního bodu (při ostatních podmínkách nezměněných). Obdobně lze říci, že zvýšení míry nezaměstnanosti o jeden procentní bod by podle výsledků modelu vedlo ke snížení míry zatížení tržním nájemným zhruba o 0,6 procentního bodu.

Z modelu vysvětlujícího regionální rozdíly ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení (měřené prostřednictvím ukazatele  $P/I$ ) vyplynulo, že zvýšili se HDP v běžných cenách na osobu například o 10 000 Kč, povede to k růstu ukazatele  $P/I$  o přibližně 0,11. Zvýšení míry nezaměstnanosti o jeden procentní bod pak naopak podle výsledků modelu povede ke snížení hodnoty ukazatele  $P/I$  o 0,14. Další proměnné do modelů nevstoupily z důvodu problémů s multikolinearitou (vzájemnou provázaností nezávislých proměnných). Ačkoliv část variability v ukazatelích finanční dostupnosti bydlení zůstala nevysvětlena (pravděpodobně zejména z důvodu absence proměnných postihujících některé další podstatné okolnosti ovlivňující finanční dostupnost v jednotlivých regionech), větší část variability se podařilo vysvětlit a druhou hypotézu tak lze do značné míry považovat rovněž za prokázanou.

Poslední hypotéza se týkala vysvětlení regionálních rozdílů ve finanční dostupnosti bydlení prostřednictvím regionálních rozdílů v ekonomické výkonnosti, případně v dalších regionálně specifických faktorech ovlivňujících poptávku po bydlení, resp. nabídku bydlení. Provedené analýzy ukázaly, že ve všech letech sledovaného období existovala relativně silná závislost mezi regionálními rozdíly ve finanční dostupnosti nájemního bydlení a regionálními rozdíly v podílu osob s vysokoškolským vzděláním. Z uvedeného

vyplývají určité implikace pro hospodářskou politiku země. Je pravděpodobné, že pokud by se podařilo vytvořit takové podmínky na pracovním trhu, které by působily proti koncentraci vysokoškolsky vzdělané populace v určitých regionech, ale naopak k jejímu rovnoměrnějšímu rozmístění, mělo by to zřejmě pozitivní vliv i na výši regionálních nerovností ve finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení. Ukázalo se rovněž, že struktura vysvětlujících faktorů je v čase relativně stabilní, nicméně k určitým změnám přesto došlo. V období poklesu regionálních rozdílů (po roce 2003) přestávají být významným vysvětlujícím faktorem rozdíly v zastoupení obyvatel starších 65 let. Regionální nerovnosti ve finanční dostupnosti vlastnického bydlení ovlivňují pak ve všech letech zejména obecnější podmínky na pracovním trhu v daném kraji (míra nezaměstnanosti); koncentrace lidí s vysokoškolským vzděláním nemá již tak silný vliv.

S jistotou dávkou opatrnosti lze tedy říci, že třetí hypotézu se rovněž podařilo prokázat a regionální nerovnosti ve finanční dostupnosti nájemního i vlastnického bydlení lze relativně uspokojivě vysvětlit prostřednictvím regionálních rozdílů ve specifických faktorech ovlivňujících poptávku po bydlení, resp. nabídku bydlení; na druhou stranu vliv samotných regionálních rozdílů v ekonomické výkonnosti je patrný zejména v případě finanční dostupnosti vlastnického bydlení (vliv úrovně nezaměstnanosti), zatímco v případě finanční dostupnosti tržního nájemního bydlení se tento vliv soustředil zejména na diference v zastoupení nejméně vzdělanější (a tudíž také příjmově nejsilnější) části populace, která zřejmě tvoří rovněž hlavní poptávku v oblasti nájemního bydlení.

#### Identifikace výzkumného projektu:

GA ČR č. 403/09/1915 „Sociální nerovnosti a tržní rizika vyplývající ze spotřeby bydlení. Aktuální a žádoucí reakce fiskální a monetární politiky státu“.

#### Literatura:

- [1] BARRO, R., SALA-I-MARTIN, X. *Economic Growth*. 1st ed. Boston MA: McGraw Hill, 1995. ISBN 0-07-003697-7.  
 [2] BEENSTOCK, M., FELSENSTEIN, D. *Mobility and Mean Reversion in the Dynamics*

of Regional Inequality. *International Regional Science Review*, 2007, roč. 30, č. 4, s. 335-361. ISSN 1552-6925.

[3] BLAŽEK, J., CSANK, P. Nová fáze regionálního rozvoje v ČR? *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 2007, roč. 43, č. 5, s. 945-965. ISSN 0038-0288.

[4] BRAMLEY G. An Affordability Crisis in British Housing: Dimensions, Causes and Policy Impact. *Housing Studies*, 1994, roč. 9, č. 1, s. 103 - 125. ISSN 1466-1810.

[5] ČSÚ *Příjmy, vydání a spotřeba domácností statistiky rodinných účtů*. Kód: 3001-01 [online]. Praha: ČSÚ, 2001. [cit. 2009-01-05]. Dostupné z: <[http://www.czso.cz/csu/2001edicniplan.nsf/publ/3001-01-za\\_rok\\_2000](http://www.czso.cz/csu/2001edicniplan.nsf/publ/3001-01-za_rok_2000)>.

[6] ČSÚ *Vydání a spotřeba domácností statistiky rodinných účtů za rok 2006*. Kód: 3001-07 [online]. Praha: ČSÚ, 2007. [cit. 2009-01-05]. Dostupné z: <<http://www.czso.cz/csu/2007edicniplan.nsf/s/2007-3>>.

[7] DONNER, CH. *Housing Policies in Central Eastern Europe*. 1st ed. Vienna: Christian Conner, 2006. ISBN 3-9500 417-6-1.

[8] FRIEDMANN, J. *Regional Development Policy: A Case Study of Venezuela*. 1st ed. Cambridge: MIT Press, 1966. ISBN 0262060132.

[9] FUJITA, M., KRUGMAN, P., VENABLES, A.J. *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*. 1st ed. Cambridge: MIT Press, 2001. ISBN 0262561476.

[10] GARNETT, D. *Housing Finance*. 1st ed. London: The Chartered Institute of Housing, 2000. ISBN 1900396831.

[11] HUI, C. M. E. Measuring Affordability in Public Housing from Economic Principles: Case Study of Hong Kong. *Journal of Urban Planning and Development*, 2001, roč. 127, č. 1, s. 34-49. ISSN 1943-5444.

[12] HULCHANSKI, D. The Concept of Housing Affordability: Six Contemporary Uses of the Housing Expenditure-To-Income Ratio. *Housing Studies*, 1995, roč. 10, s. 471-492. ISSN 1466-1810.

[13] KANGASHARJU, A., PEKKALA, S. Increasing Regional Disparities in the 1990s: The Finnish Experience. *Regional Studies*, 2004, roč. 38, č. 3, s. 255-267. ISSN 1360-0591.

[14] KOSTELECKÝ, T. Housing and Its Influence on the Development of Social Inequa-

- lities in the Post-Comunist Czech Republic. *Czech Sociological Review*, 2000, roč. 8, č. 2, s. 177-193. ISSN 0038-0288.
- [15] KOSTELECKÝ, T., NEDOMOVÁ, A. VAJDOVÁ, Z. *Trh s bydlením a jeho sociální souvislosti - situace v Praze a Brně*. Working Papers, 1998, č. 1, Praha: Sociologický ústav AV ČR. ISBN 80-85950-43-X.
- [16] KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 1991, roč. 99, s. 483-489. ISSN 0022-3808.
- [17] LUX, M. (ed). *Bydlení věc veřejná*. 1. vyd. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2002. ISBN 80-86429-12-1.
- [18] LUX, M., KUDA, F. (eds.) *Regionální rozdíly v dostupnosti bydlení v České republice*. 1. vyd. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2008. ISBN 978-80-7330-149-1.
- [19] LUX, M., SUNEGA, P., MIKESZOVÁ, M., KOSTELECKÝ, T. *Standardy bydlení 2007/2008. Faktory vysokých cen vlastnického bydlení v Praze*. 1. vyd. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2008. ISBN 978-80-7330-140-8.
- [20] LUX, M., SUNEGA, P., KOSTELECKÝ, T., ČERMÁK, D., MONTAG, J. *Standardy bydlení 2004/2005. Financování bydlení a regenerace sídlišť*. 1. vyd. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2005. ISBN 80-7330-075-3.
- [21] LUX, M., SUNEGA, P. Vývoj finanční dostupnosti nájemního a vlastnického bydlení v průběhu transformace českého hospodářství v České republice (1991 - 2003). *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 2006, roč. 42, č. 5, s. 851-881. ISSN 0038-0288.
- [22] LUX, M. The Quasi-normative Approach to Housing Affordability: The Case of the Czech Republic. *Urban Studies*, 2007, roč. 44, s.1109-1124. ISSN 0042-0980.
- [23] LUX, M., SUNEGA, P., MIKESZOVÁ, M., J. VEČERNÍK, J., MATYÁŠ, F. *Analýza opatření bytové politiky směřujících k podpoře flexibility práce v ČR. 2. díl - výsledky empirických šetření*. 1. vyd. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2006. ISBN 80-7330-108-3.
- [24] HAMPL, M. (ed.) *Regionální vývoj: specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. 1. vyd. Praha: Karlova univerzita, 2001. ISBN 80-902686-6-8.
- [25] MACLENNAN, D., WILLIAMS, R. *Affordable Housing in Europe*. 1st ed. York: Joseph Rowntree Foundation, 1990. ISBN 1872470165.
- [26] MACHONIN, P., TUČEK, M. (eds.) *Česká společnost v transformaci*. 1. vyd. Praha: SLON, 1996. ISBN 80-85850-17-6.
- [27] MAREŠ, P. *Faktory sociálního vyloučení*. 1. vyd. Praha: VÚPSV, 2006. ISBN 80-87007-15-8.
- [28] PETRAKOS, G., PSYCHARIS, Y., KALLIORAS, D. Regional Inequalities in the EU Enlargement Countries: An Analysis of Small Versus Large New Member States. In FELSENSTEIN, D. PORTNOV, B. A. (eds.) *Regional Disparities in Small Countries*. 1. vyd. Berlin: Springer. 2005, s. 233-247. ISBN 3-540-24303-8.
- [29] REX, J.A., MOORE, R. *Race, Community and Conflict: A Study of Sparbrook*. 1st ed. London: Oxford University Press, 1967. ISBN 0192181629.
- [30] RICE, P., VENABLES, A. Equilibrium Regional Disparities: Theory and British Evidence. *Regional Studies*, 2003, roč. 37, č. 6,7, s. 675-686. ISSN 1360-0591.
- [31] RONALD, R. *The Ideology of Home Ownership. Homeowner Societies and the Role of Housing*. 1st ed. London: Palgrave Macmillan, 2008. ISBN 1-4039-8945-1.
- [32] SALA-I-MARTIN, X. The Classical Approach to Convergence Analysis. *Economic Journal*, 1996, roč. 106, č. 437, s. 1019-1036. ISSN 0013-0133.
- [33] SAUNDERS, P. Domestic Property and Social Class. *International Journal of Urban and regional Research*, 1978, roč. 2, s. 233-251. ISSN 1468-2427.
- [34] SUNEGA, P. Objektívni a subjektívni hodnotení finanční dostupnosti bydlení v ČR v průběhu 90. let. *Sociologické texty/ Sociological Papers SP 03*, č. 5. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2003. ISBN 80-7330-038-9.
- [35] SÝKORA, L. (ed.) *Segregace v české republice: Stav a vývoj, příčiny a důsledky, prevence a náprava. Závěrečná editovaná zpráva projektu: WA-014-05-Z01* [online]. Praha: PřF UK, 2007. [cit. 2009-01-05]. Dostupné z: <<http://web.natur.cuni.cz/segregace/>>.

[36] VEČERNÍK, J. *Občan a tržní ekonomika. Příjmy, nerovnosti a politické postoje v české společnosti*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství Lidové noviny, 1998. ISBN 80-7106-235-9.

[37] VEČERNÍK, J. *Czech Labour Market: Changing Structures and Work Orientations. Sociologické texty/Sociological Papers SP 07*, č. 4. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2007. ISBN 978-80-7330-132-3.

[38] VEČERNÍK, J., MATĚJŮ, P. (eds). *Zpráva o vývoji české společnosti 1989-1998*. 1. vyd. Praha: Academia, 1998. ISBN 80-200-0703-2.

[39] WHITEHEAD, Ch. *From Need to Affordability: An Analysis of UK Housing Objectives. Urban Studies*, 1991, roč. 28, s. 871-887. ISSN 0042-0980.

**Ing. Petr Sunega**

**Mgr. Martina Mikeszová**

**Mgr. Ing. Martin Lux**

Sociologický ústav AV ČR, v.v.i.

Jilská 1, 110 00 Praha 1

petr.sunega@soc.cas.cz

martina.mikeszova@soc.cas.cz

martin.lux@soc.cas.cz

Doručeno redakci: 13. 1. 2009

Recenzováno: 4. 3. 2009; 16. 3. 2009

Schváleno k publikování: 6. 4. 2009

**ABSTRACT****THE FACTORS OF REGIONAL INEQUALITIES IN HOUSING AFFORDABILITY IN THE CZECH REPUBLIC****Petr Sunega, Martina Mikeszová, Martin Lux**

*The aim of the article is to map the trend of one of dimensions of social inequalities in the consumption of housing - the trend of regional inequalities in housing affordability in the Czech Republic in the period 2000 - 2006. Due to the lack of relevant data file(s) on household incomes and housing expenditures, the authors developed a new method of the housing affordability indicators calculation. The method makes it possible to describe the trend of regional inequalities in housing affordability of owner-occupied housing and rental housing form 2000 to 2006 using the official regional wage statistics (RSCP - Regional Wage Statistics) as well as price and rent statistics (using the price and rent monitoring system of the Institute of Regional Information, Ltd). From 2000 to 2003 the inequalities between regions grew in significance, but since 2003 these regional inequalities in housing affordability have decreased. The second part of the paper focuses on the reasons of the specific development in regional inequalities concerning housing affordability in the Czech Republic. Using the statistical testing of hypotheses, the authors try find to what measure the trend of regional inequality in housing affordability reflected the trend of regional inequality in economic performance in general (as well as the trend of other regional specific factors affecting the demand of housing and the supply of housing). The following three hypotheses were tested: (1) regional differences in housing affordability are bigger than the regional differences in economic performance; (2) the value of housing affordability indicators depends on the values of the specific factor indicators; and (3) regional differences in housing affordability can be described by regional differences in values of the specific factors indicators.*

**Key Words:** regional inequality, economic performance, housing affordability, social inequality.

**JEL Classification:** R1, Z13.