

Ceny nemovitostí a dlouhodobé úrokové sazby*

Jiří Pour 

UniCredit Bank, Vysoká škola ekonomická v Praze, Praha, Česká republika

E-mail: jiri.pour@unicreditgroup.cz

Abstract

House prices and long-term interest rates

The article deals with the question of whether there is an equilibrium relationship between long-term interest rates and rental yields or real estate prices. In the theoretical part, an arbitrage relationship with the real estate market is shown, emphasizing the importance of nominal interest rates in the house price-setting process. Simplified theoretical relationships are empirically tested on panel data for a number of countries in the world. The results suggest that there is a cointegrating relationship between long-term interest rates and rental yields. Rental yields tend to adjust to interest rates over a long time period dominantly through house price movements, not rent price movements. Furthermore, among other things, we found that house prices are positively influenced by lower investment freedom or higher ratio of people aged 20–34 to people 65+. Finally, a simple model-based outlook for house prices in Czechia is shown, suggesting a “soft landing” of house prices in 2023 and following years.

Keywords: House prices, interest rates, rental yield, panel regression

JEL Classification: E37, E39, E44

Úvod

Rostoucí ceny nemovitostí nejen v České republice jsou horkým tématem společensko-ekonomické debaty posledních několika let a do popředí se dostaly úvahy o míře nadhodnocení nemovitostního trhu v ČR, vlivu mnohaleté extrémně uvolněné měnové politiky na aktuální situaci na trhu bydlení a v neposlední řadě úvahy o budoucím vývoji cen nemovitostí v kontextu razantního růstu úrokových sazeb v roce 2022.

* Vypracováno v rámci projektu IP100040 na katedře Měnové teorie a politiky Vysoké školy ekonomické v Praze.

Cílem tohoto článku je ověřit, zda existuje rovnovážný vztah mezi úrokovými sazbami a výnosností nájemného, resp. cenami nemovitostí, a vyvodit z toho implikace pro budoucí vývoj cen nemovitostí v ČR. V teoretické části budou ukázány teoretické arbitrážní vztahy na trhu nemovitostí, z nichž vyplývá kritická důležitost nominálních úrokových sazeb při cenotvorném procesu. Teoretické vztahy budou podrobeny empirické verifikaci na panelových datech pro množství zemí světa. Empirické odhady vztahů mezi cenami nemovitostí, nájmy a úrokovými sazbami budou nakonec využity k analýze historického vývoje poptávkových tlaků na českém trhu nemovitostí a k nastínění dlouhodobého výhledu vývoje cen nemovitostí v ČR.

1. Rešerše literatury

Plašil, Andrlé (2019) popisují dva přístupy, které Česká národní banka používá k odhadu rovnovážných cen rezidenčních nemovitostí v ČR. *Makroobezřetnostní přístup* přes výpůjční kapacitu domácností je založen na odhadu maximální výše hypotečního úvěru, jakou může domácnost vzhledem k očekávanému vývoji příjmů a nominálních úrokových sazeb bezpečně splatit. K této maximální výši úvěru se připočte určitá výše vlastních zdrojů a výsledkem je cena nemovitosti dosažitelná pro průměrnou domácnost, interpretovaná jako dlouhodobě rovnovážná cena nemovitosti. *Valuační přístup* chápe rovnovážnou cenu nemovitosti jako současnou hodnotu budoucích příjmů z jejího pronájmu. Domácnost nemá subjektivní preferenci bydlení ve vlastním či v nájmu a porovnává čistě finanční výhodnost: platit nájem a pobírat peněžní toky z investovaných úspor, anebo bydlet ve vlastním a splácet hypoteční úvěr. Hybateli rovnovážné ceny nemovitosti jsou v obou přístupech dynamika nominálních úrokových sazeb z úvěrů a dynamika disponibilních příjmů domácností, a v druhém uvedeném přístupu se přidává i výnosnost alternativních investičních aktiv. Dodejme, že odhad rovnovážné úrovně cen nemovitostí je citlivý na arbitrární určení rovnovážných hodnot těchto proměnných.

Úrokové sazby (nominální i reálné) jakožto jeden z klíčových determinujících faktorů cen nemovitostí vyzdvihuje množství empirických studií. Sutton, Mihaljek, Subelyte (2017) prokázali významný negativní vliv krátkodobých i dlouhodobých úrokových sazeb na ceny nemovitostí ve Spojených státech i na panelových datech množství vyspělých a rozvojových zemí světa. Zajímavým zjištěním autorů je dále skutečnost, že vliv úrokových sazeb se do cen nemovitostí pro-sazuje relativně pomalu, resp. že ceny nemovitostí mají značnou setrvačnost. To dává dle autorů centrálním bankám určitou volnost v utahování měnové politiky, aniž by hrozil prudký pokles cen nemovitostí (splasknutí nemovitostní bubliny) a ohrožení finanční stability. Sherlund (2020) odhadl elasticity cen nemovitostí na úrokové sazby na detailních regionálních datech USA a došel k závěru, že růst úrokových sazeb vede v naprosté většině případů k poklesu cen nemovitostí. Autor dále zjistil, že ceny nemovitostí jsou na úrokové sazby citlivější v oblastech, kde je méně

půdy pro výstavbu, více regulací výstavby, a obecně v oblastech s nižší elasticitou nabídky nemovitostí. Hott, Jokipii (2012) na datech 14 zemí OECD našli silnou empirickou souvislost mezi bublinami v cenách nemovitostí (nahodnocení cen oproti rovnováze určené modelem) a příliš nízkými krátkodobými úrokovými sazbami vzhledem k rovnováze definované Taylorovým pravidlem. Autoři argumentují, že udržováním sazeb poblíž úrovní dle Taylorova pravidla mohou centrální banky působit proti fluktuacím v cenách nemovitostí, aniž by se cenami nemovitostí zabývaly přímo. Negativní vliv úrokových sazeb na ceny nemovitostí potvrdili i Iossifov, Čihák, Shanghavi (2008) či Égert, Mihaljek (2007). Nocera, Roma (2017) dokumentují významný vliv měnové politiky na reálné ceny nemovitostí v eurozóně a odhadují, že růst sazeb o 25 bazických bodů snižuje reálné ceny nemovitostí na průměru o 1,6 %. Dieckelmann *et al.* (2023) shrnují odhady v pracích mnoha jiných autorů tak, že růst reálných úrokových sazeb o 1 % vede na průměru k poklesu reálných cen nemovitostí o 3 %. Sami autoři vyzdvihují problém nelinearity, která je v empirických pracích obvykle ignorována, a ukazují, že růst úrokových sazeb z ultra-nízkých úrovní může mít na ceny nemovitostí vliv třikrát až osmkrát silnější.

Specifickým problémem je i potenciálně opačná kauzalita mezi cenami nemovitostí a úrokovými sazbami, protože centrální banka cílující inflaci a pečující o finanční stabilitu může působit proti nadměrnému růstu cen nemovitostí právě zvyšováním svých měnově-politických úrokových sazeb, které se do jisté míry odrazí i v dlouhodobých úrokových sazbách. Ceny nemovitostí sice mají ve spotřebitelské inflaci (která je bodem zájmu centrální banky) jen omezené zastoupení v podobě imputovaného nájemného, avšak mohou se v inflaci projevovat nepřímo působením na ceny nájmu či prostřednictvím *efektu kolaterálu*, kdy dražší nemovitosti s potenciálem sloužit jako kolaterál zvyšují výpůjční kapacitu domácností, a tím podporují poptávkové inflační tlaky (Finocchiaro, Heideken, 2009). Centrální banky mají ovšem v rukou i jiné nástroje, kterými mohou ceny nemovitostí krotit – různé limity na poskytování hypotečních úvěrů v rámci makroobezřetnostní politiky. Význam cen nemovitostí a jejich praktické uchopení v centrálních bankách diskutuje ČNB (2008). ČNB (2022) uvádí, že většina sledovaných centrálních bank reflektuje vývoj cen nemovitostí při svém měnově-politickém rozhodování díky imputovanému nájemnému obsaženému ve spotřebitelské inflaci, avšak mezi jednotlivými centrálními bankami ani akademiky nepanuje shoda, zda by centrální banka měla pomocí měnové politiky na ceny nemovitostí reagovat i nad tento rámec. Autoři shrnují, že dle jednoho proudu literatury by se měnová politika měla zaměřovat pouze na své obvyklé cíle, jelikož její vliv na trh s úvěry i trh nemovitostí je omezený a makroobezřetnostní nástroje jsou považovány za efektnější nástroje pro ovlivnění obou zmíněných trhů. Naopak druhý proud literatury tvrdí, že úroková sazba by měla být používána na zpomalování růstu finančních nerovnováh, protože finanční cykly nemohou být plně zkroceny pouze makroobezřetnostními nástroji a měnová politika by tak měla reagovat na vývoj finančního cyklu společně a koordinovaně s politikou makroobezřetnostní.

Zatímco ohledně negativního vztahu mezi úrokovou mírou a cenami nemovitostí panuje napříč literaturou v zásadě shoda, jsou různé pohledy na to, proč byl v posledních dekáдах (od poloviny 80. let 20. století) pozorován klesající trend reálné úrokové míry, a to až do záporných hodnot². Zde existují dva názorové proudy, které ovšem nemusí být v rozporu, spíše se vzájemně doplňují. Jak shrnují Ferrero, Gross, Neri (2017), jeden názorový proud akcentuje vliv tzv. finančního cyklu, zatímco druhý se soustředí na strukturální ekonomické změny (*teorie sekulární stagnace*). Zastánci teorie finančního cyklu (např. Borio, 2012; Lo, Rogoff, 2015) tvrdí, že v období tzv. *great moderation*, tedy v době snížené makroekonomické volatility v USA od poloviny 80. let do krize v roce 2008, stály za poklesem reálné úrokové míry finanční deregulace, příliš expanzivní měnová politika a celkově optimistická očekávání ohledně budoucích výnosů, jež vedly k excesivnímu růstu nabídky úspor a poklesu rizikových prémie. To umožnilo nadměrnou akumulaci dluhů a alokaci finančních prostředků do málo produktivních aktiv, typicky právě nemovitostí. Po vypuknutí finanční a hospodářské krize se finanční cyklus otočil a došlo k dlouhodobému omezení agregátní poptávky a růstu poptávky po bezpečných investičních aktivech a dalšímu uvolnění měnových politik, což dohromady vedlo k dalšímu poklesu reálné úrokové míry. Ačkoliv finanční cyklus má dlouhodobý charakter, stále je to cyklus, a do budoucna lze proto čekat návrat období vyšší reálné úrokové míry. Naproti tomu zastánci strukturálních ekonomických změn (např. Summers, 2014; Eggertsson, Mehrotra, 2014) vidí za poklesem reálné úrokové míry dlouhodobou globální nerovnováhu mezi relativně nízkou poptávkou po investicích a relativně vysokou nabídkou úspor. Jak shrnují Ferrero, Gross, Neri (2017), příčinou jsou dle tohoto názorového proudu nepříznivé demografické faktory, pokles relativních cen investičních statků, nižší tempo technologických inovací, relativní nedostatek bezpečných aktiv a nárůst příjmové a majetkové nerovnosti. Vysoké objemy volných úspor jsou alokovány do bezpečných investičních aktiv s relativně omezenou nabídkou (např. nemovitosti, státní dluhopisy či zlato), spíše než do tvorby nového produktivního kapitálu. Dle zastánců teorie sekulární stagnace budou strukturální faktory i do budoucna udržovat reálnou úrokovou míru na nízké úrovni.

Dalším relevantním tématem z pohledu tohoto článku je vliv měnově-politických úrokových sazeb na ceny nájmu, čemuž se empirická literatura prakticky nevěnuje, jak uvádí Dias, Duarte (2019). Autoři se pokusili tuto mezeru vyplnit a na datech z USA zjistili, že po šoku v podobě utažení měnové politiky následuje zvýšení cen nájmu, pokles podílu volných bytů k pronájmu a pokles míry vlastnického bydlení. To naznačuje, že utažení měnové politiky stimuluje růst nájemního bydlení na úkor bydlení ve vlastním, a má tak deflační účinek na ceny nemovitostí a in-

2 Výnos desetiletého inflačně zajištěného dluhopisu americké vlády (TIPS), jenž je dobrým ukazatelem jinak přímo neměřitelné reálné úrokové míry s daty dostupnými od roku 1997, dosáhl záporných hodnot v letech 2012–2013 a 2020–2021 (minima okolo minus 1 %). Zhruba od května 2022 je výnos kladný a v 1. čtvrtletí 2023 dosahoval průměru 1,36 %.

flační účinek na ceny nájmu. Jak autoři upozorňují, tento efekt má důležité implikace na dynamiku spotřebitelské inflace, protože její odpověď na šok v měnové politice je dána působením dvou protichůdných efektů: na ceny nájmu a ceny ostatního zboží a služeb v ekonomice.

2. Teoretická východiska

Protože nabídková strana trhu nemovitostí je poněkud nepružná, zaměříme se výhradně na poptávkovou stranu problému. Uvažujme jednoduchý model, kdy poptávku po bytech tvoří dva typy investorů: *hypotékáři* a *střadatelé*. Hypotékáři financují nákup bytu ze 100 % na hypotéku, již lze kdykoli bez nákladů splatit a jejich motivací je a) bydlet ve vlastním za účelem ušetření placení nájemného nebo b) vydělat na pronájmu a růstu ceny bytu. Střadatelé oproti tomu kupují nemovitost za hotové, neboť hledají nejlepší zhodnocení svých úspor. **Rovnováha investora** nastává, pokud průměrná očekávaná roční výnosnost z držby nemovitosti $\overline{yield}^e$ pokrývá průměrnou očekávanou roční míru opotřebení bytu $\overline{d}^e$ a průměrnou očekávanou úrokovou sazbu $\overline{IR}^e$, přičemž pro hypotékáře je relevantní dlouhodobá úroková sazba hypoték a pro střadatele výnosnost alternativních bezpečných aktiv, typicky dlouhodobých státních dluhopisů.

$$\overline{yield}^e - \overline{d}^e - \overline{IR}^e = 0. \quad (1)$$

Jinými slovy, rovnováha hypotékářů, resp. střadatelů, směřuje v dlouhém období k nulové nadměrné výnosnosti investic do nemovitostí oproti alternativním příležitostem (tj. k nulovému ekonomickému zisku). Uvažujme roční časovou frekvenci. Míra výnosnosti nájemného v čase t je rovna podílu inkasovaného ročního nájemného R na aktuální tržní ceně nemovitosti P a její průměrná očekávaná hodnota v čase 0 až t závisí na průměrných očekávaných tempech růstu nájmu $\overline{\pi}_1^e$ a tržních cen nemovitostí $\overline{\pi}_2^e$ v čase 0 až t , kdy $t \in (0, 1, \dots, T)$ a je snižována průměrnou roční subjektivní rizikovou premií $\overline{rp}$ a transakčními náklady $\overline{tc}$. Riziková premie zahrnuje riziko, že nemovitost zůstane po část období nevyužita (nebude generovat příjem), pojištění nemovitosti či riziko, že dojde k nečekanému poklesu generovaných příjmů (např. vinou státní regulace nájmu, zvýšení daní či poklesu zájmu o danou lokalitu). Transakční náklady zahrnují poplatky realitním kancelářím za zprostředkování pronájmu (týká se střadatelů) či vynaložené úsilí vlastníka na péči o nemovitost. Střadatelé by dále výnosnost nájemného penalizovali o určitou subjektivní premii za nelikviditu, protože nemovitosti jsou méně likvidní než státní dluhopisy, jež uvažujeme jako alternativní investiční aktivum. Tuto premii si můžeme představit jako součást transakčních nákladů.

Průměrná očekávaná míra výnosnosti z držby nemovitosti odpovídá průměrné očekávané míře výnosnosti nájemného plus průměrné očekávané míře růstu tržní ceny nemovitosti. Míra opotřebení nemovitosti je poměrem ročních reprodukčních nákladů RC nemovitosti ku tržní ceně

nemovitosti P , a její průměrná očekávaná hodnota tak závisí na průměrném očekávaném tempu růstu reprodukčních nákladů π_3^e (stavební práce, materiály) a průměrném očekávaném tempu cen nemovitostí π_2^e . K vyjádření průměru očekávaných měr výnosnosti nájmu a průměru očekávaných měr opotřebení nemovitostí za období 0 až t použijeme vztah pro součet geometrické řady. Rovnici 1 pak můžeme přepsat do podoby:

$$\frac{R_{(0)}}{P_{(0)}} \frac{\frac{(1 + \pi_1^e)^t - 1}{\pi_1^e} (1 - rp)(1 - tc) + \pi_2^e}{\frac{(1 + \pi_2^e)^t - 1}{\pi_2^e}} - \frac{RC_0}{P_0} \frac{\frac{(1 + \pi_3^e)^t - 1}{\pi_3^e}}{\frac{(1 + \pi_2^e)^t - 1}{\pi_2^e}} - \overline{IR}^e = 0. \quad (2)$$

Při zavedení zjednodušujícího předpokladu, že ceny bytů, nájmy a reprodukční náklady rostou dlouhodobě na průměru stejným tempem $\pi_1^e = \pi_2^e = \pi_3^e$ a že úrokovou sazbu lze na celé období zafixovat sazbou $IR_{(0)}^{fix}$ známou v základním období 0, tak poté je prvek očekávání ve většině případů eliminován a rovnováhu investora lze psát:

$$\frac{R_{(0)}}{P_{(0)}} - rp \frac{R_{(0)}}{P_{(0)}} - tc \frac{R_{(0)}}{P_{(0)}} - d_{(0)} + \pi_2^e - IR_{(0)}^{fix} = 0. \quad (3)$$

Jako neznámé tak zůstávají průměrné očekávané zhodnocení nemovitosti, subjektivní riziková prémie a transakční náklady. Předpokládejme, že riziková prémie a transakční náklady jsou dlouhodobě stabilní, stejně jako míra znehodnocení nemovitosti a dohromady tvoří konstantu H . Pak dostaneme zjednodušenou rovnováhu investora:

$$\frac{R_{(0)}}{P_{(0)}} - H + \pi_2^e - IR_{(0)}^{fix} = 0. \quad (4)$$

Pokud by vztah (4) nabýval např. kladné hodnoty, investoři by preferovali investice do nemovitostí, zvýšenou poptávkou působili na růst cen, případně i na pokles nájmu či růst úrokových sazeb, čímž by postupně došlo k nápravě nerovnováhy.

Rovnováhu investora jakožto individuálního subjektu nelze zaměňovat za rovnováhu systému jakožto celku, protože může být tvořena specifickou kombinací nerovnovážných veličin. Pokud definujeme systémově rovnovážnou úrokovou míru a rovnovážné tempo růstu cen nemovitostí (jemuž pak odpovídá i rovnovážné očekávané tempo růstu cen nemovitostí), lze rovnovážnou výnosnost nájemného psát jako:

$$\left(\frac{R}{P} \right)^* = H - \pi_2^* + IR^{fix*}, \quad (5)$$

kde $*$ značí systémově rovnovážné veličiny. Odchytky pozorovaných hodnot od rovnováhy v období 0 lze vyjádřit jako:

$$\left[\frac{R_{(0)}}{P_{(0)}} - \left(\frac{R}{P} \right)^* \right] = \left[IR_{(0)}^{fix} - IR^{fix*} \right] + \left[\pi_2^* - \overline{\pi_2^e} \right]. \quad (6)$$

Míra výnosnosti nájemného je oproti rovnováze tím nižší, čím nerovnovážně nižší je úroková sazba a čím „přehnaně“ optimistický je očekávaný růst cen nemovitostí. Jinými slovy, „bublina“ na cenách nemovitostí je spojena s nerovnovážně nízkými úrokovými sazbami a příliš optimistickým očekáváním budoucího růstu cen nemovitostí.

Rovnováhu investora (rovnice (4)) lze dále zjednodušit a použít k praktické ilustraci probíhajících poptávkových cenových tlaků na trhu rezidenčních nemovitostí. Lze předpokládat, že investory očekávané průměrné tempo růstu cen nemovitostí $\overline{\pi_2^e}$ má určitý dlouhodobě stabilní základ – ať už podpořený dlouhodobými fundamenty (makroekonomickým modelem stálého stavu), či dlouhodobou empirickou zkušeností – který investor považuje za rovnovážný, tedy π_2^* . Oproti této stabilní „rovnovážné“ složce očekávání osciluje v závislosti na aktuální ekonomické situaci a dalších přechodných, např. psychologických a jiných faktorech v . Subjektivně vnímanou rovnováhu v očích investora v aktuálním čase 0 pak lze psát:

$$\frac{R_{(0)}}{P_{(0)}} - H + \pi_2^* + v_{(0)} - IR_{(0)}^{fix} = 0. \quad (7)$$

Pokud ponecháme stranou tranzitivní složku v , pak zbývá v rámci praktické ilustrace rovnováhy investora (a z ní vyplývajících poptávkových či nabídkových tlaků na trhu nemovitostí) odhadnout pouze souhrnnou velikost veličin, o kterých jsme zavedli předpoklad, že jsou v čase konstantní, tedy $H + \pi_2^*$. Odhad prezentujeme v části 3.2 (tabulka 2).

Podmínka rovnováhy investora neříká nic o kauzalitě mezi jednotlivými veličinami. Vztah mezi výnosností nájemného a úrokovými sazbami je teoreticky oboustranný. Dlouhodobá nominální úroková míra působí pozitivně na výnosnost nájemného následujícím mechanismem: pokles úrokové míry pod míru výnosnosti nájemného (očištěnou o výše zmíněné konstantní faktory) učiní z nemovitostí relativně výnosné aktivum. Investoři ve zvýšené míře poptávají nemovitosti, jejich cena roste a výnosnost nájemného klesá. A naopak růst úrokové míry vede k odlivu kapitálu z nemovitostí do alternativních investičních aktiv, cena nemovitostí klesá a výnosnost nájemného roste. Na druhou stranu opačný směr kauzality může mít následující teoretické odůvodnění: V době volného mezinárodního pohybu kapitálu je nominální úroková míra v jednotlivých ekonomikách navázána na světovou reálnou úrokovou míru, a dále reflektuje individuální rizikové prémie a inflační očekávání. Světová úroková míra je nepochybně exogenní pro malé otevřené ekonomiky, a i všeobecně lze argumentovat pro její exogenitu tak, že rovnováha mezi globální nabídkou úspor a poptávkou po investicích reflektuje exogenní faktory jako demografické trendy či technologický pokrok (viz část 1). Borio *et al.* (2017) oproti tomu s využitím velmi dlouhých časových řad argumentují, že skutečným determinantem světové úrokové míry je globálně domi-

nující režim měnové politiky, který je ale rovněž dán exogenně. Druhá důležitá složka domácí nominální úrokové míry (pokud ponecháme stranou rizikovou prémii) je inflační očekávání, které již ale vůči výnosnosti nájemného být exogenní nemusí: ceny nájmu jsou v indexech spotřebitelských cen zastoupeny přímo a s vyšší váhou než ceny nemovitostí. Růst cen nájmu tak za jinak neměnných okolností zvyšuje výnosnost nájemného a zároveň inflaci, resp. inflační očekávání, a pozitivně tak působí na nominální úrokovou míru v ekonomice (včetně sazeb centrální banky). Na druhou stranu rychlejší růst cen nemovitostí oproti cenám nájmu vede sice k poklesu výnosnosti nájemného, ale inflační očekávání může rovněž stimulovat směrem vzhůru. V takovém případě bychom pak pozorovali negativní vliv výnosnosti nájemného na úrokové sazby. Další teoretický argument ve prospěch endogenity úrokové míry vůči výnosnosti nájemného může být, že dle standardního modelového přístupu je úroková míra na makroekonomické úrovni funkcí mezního produktu kapitálu, jehož klíčovou součástí je poměr produktu ku kapitálu (output-capital ratio). Protože nemovitosti jsou součástí kapitálové zásoby a nájemné součástí produktu, mohou pohyby výnosnosti nájemného do určité míry ovlivňovat mezní produkt kapitálu, potažmo reálnou úrokovou míru. Problému vzájemné kauzality mezi úrokovou mírou a výnosností nájemného se dotkneme v empirické části.

3. Empirická analýza vzájemných vztahů mezi cenami nemovitostí, nájem a úrokovými sazbami

V této části si klademe dvě otázky: zaprvé, existuje rovnovážný vztah mezi výnosností nájemného a dlouhodobými úrokovými sazbami, jak jej naznačuje teoretická podmínka rovnováhy investora (7)? Zadruhé, jakým způsobem se ceny nemovitostí, nájem a úrokové sazby vzájemně ovlivňují?

3.1 Data

Empirickou analýzu provedeme s využitím panelových dat z více zemí světa. Použití panelových dat je v podobných situacích vhodné, protože mnoho zemí včetně České republiky nemá dostatečně dlouhé časové řady, jež by zachycovaly vícero finančních a hospodářských cyklů, a odhady na datech jedné země by byly proto značně nespolehlivé. U panelových dat lze předpokládat, že variabilita veličin v čase (přičemž některé země mají dostupné velmi dlouhé časové řady) a variabilita napříč zeměmi (které se mohou nacházet v různých fázích hospodářského cyklu) výrazně zvyšuje přesnost odhadu dlouhodobých vztahů. Na druhou stranu odhad na panelových datech zamlžuje specifika jednotlivých zemí a předpokládá, že odhadované vztahy jsou pro všechny země stejné.

Databáze OECD nabízí čtvrtletní data sezónně očištěného bazického **indexu cen nemovitostí** pro 46 zemí (plus eurozónu proměnlivého složení, eurozónu 17 zemí a země OECD jako celek), přičemž nejstarší údaje jsou dostupné pro Japonsko od roku 1960. Bazický **index cen nájmu** je k dispozici pro 40 zemí světa (plus eurozónu jako celek) a nejstarší dostupné údaje jsou pro Nový

Zéland od roku 1956. Indexy cen nájmu v databázi OECD jsou brány z podrobného členění spotřebních košů v rámci indexu CPI, a reflektují tak ceny celého portfolia nájmu, nikoliv pouze nové smlouvy, které by byly pro náš účel vhodnější. Dlouhodobé **úrokové sazby** jsou v databázi OECD reprezentovány výnosy desetiletých vládních dluhopisů a čtvrtletní data jsou dostupná pro 40 zemí (plus eurozónu 19 zemí) a nejdelší řadu mají Spojené státy od roku 1953. Sazby hypoték jsou mnohem hůře dostupnou statistikou, a budu proto pracovat pouze s výnosy vládních dluhopisů. Tím analýzu omezím výhradně na problematiku rovnováhy střadatelů. Pro konstrukci řad roční výnosnosti nájemného bylo nutno dostupné bazické indexy pro množství zemí světa transformovat do cen, resp. nájmu vyjádřených ve stejné měně. K tomu jsem použil databázi NUMBEO, která sbírá od příspěvatelů z celého světa data o cenách různých výrobků a služeb včetně nájmu a cen bytů. Výhodou je široké pokrytí zemí, nevýhodou krátké časové řady. Dlouhé časové řady cen bytů a nájmu jsem proto konstruoval s využitím peněžně vyjádřené hodnoty cen bytů a nájmu z NUMBEO pro zvolený základní rok 2020 a temp růstu bazických indexů z databáze OECD. Roční procentní výnosnost nájemného³ pak byla spočítána jednoduše jako dvanáct měsíčních nájmu ku ceně nemovitosti. Konkrétní měna, ve které jsou všechny veličiny vyjádřeny, je irelevantní, důležité je, že z časových řad jsou eliminovány pohyby měnových kurzů (data v našem případě jsou ve stálých českých korunách roku 2020). V rámci empirické analýzy dále pracujeme s těmito proměnnými: **Index spotřebitelských cen** z databáze OECD (sezónně očištěno programem EViews), **demografické proměnné** z databáze United Nations – World Populations Prospects (v roční frekvenci, předpokládáme stejnou hodnotu pro všechna čtvrtletí roku), **index investiční svobody** od Heritage Foundation (rovněž v roční frekvenci) a ceny ropy Brent z databáze Macrobond (čtvrtletní průměry).

Vzorek zemí členíme na:

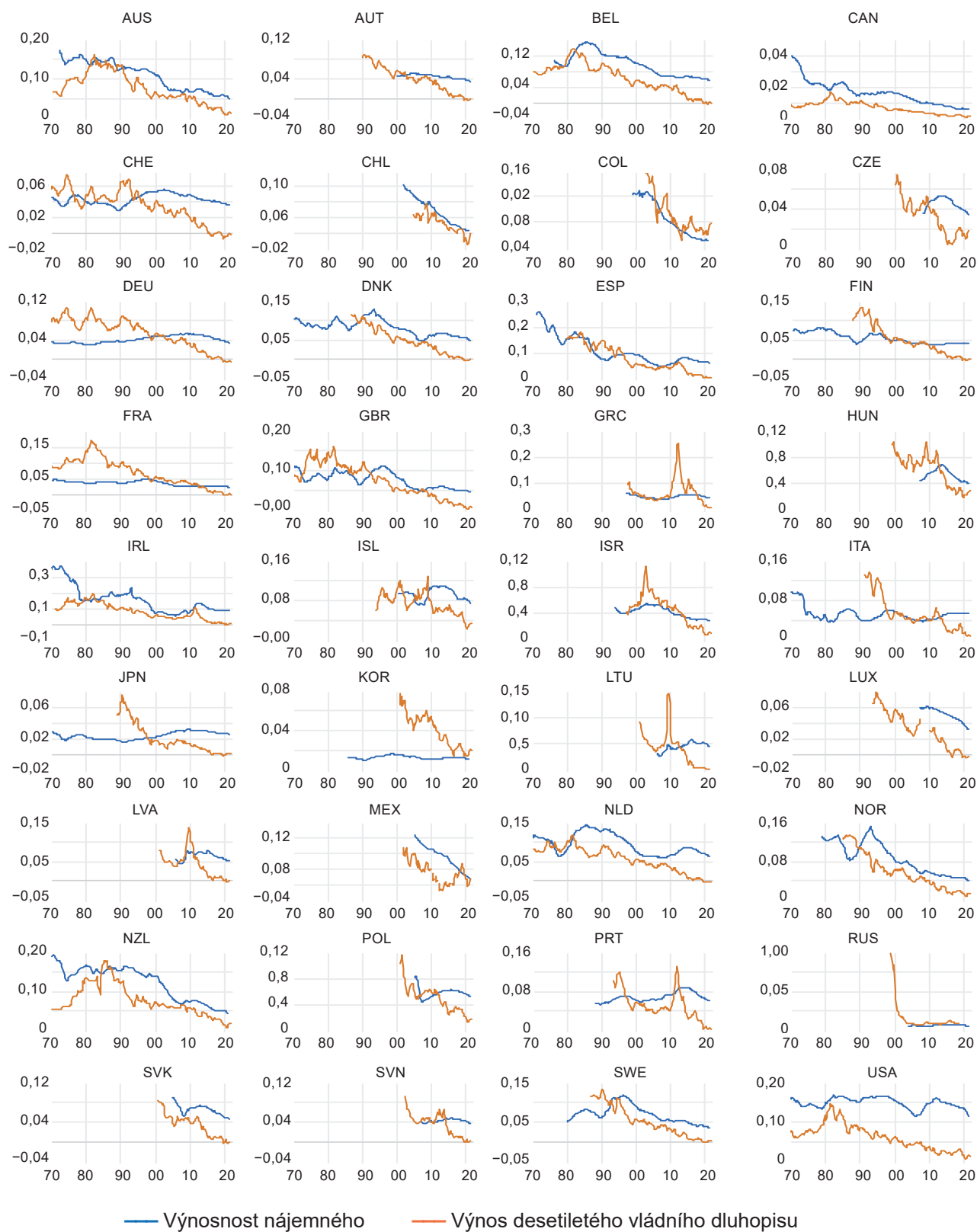
- a) **všechny dostupné země:** Austrálie (AUS), Rakousko (AUT), Belgie (BEL), Kanada (CAN), Švýcarsko (CHE), Čile (CHL), Kolumbie (COL), Česko (CZE), Německo (DEU), Dánsko (DNK), Španělsko (ESP), Finsko (FIN), Francie (FRA), Spojené království (GBR), Řecko (GRC), Maďarsko (HUN), Irsko (IRL), Island (ISL), Israel (ISR), Itálie (ITA), Japonsko (JPN), Korea (KOR), Litva (LTU), Lucembursko (LUX), Lotyšsko (LVA), Mexiko (MEX), Nizozemsko (NLD), Norsko (NOR), Nový Zéland (NZL), Polsko (POL), Portugalsko (PRT), Rusko (RUS), Slovensko (SVK), Slovinsko (SVN), Švédsko (SWE), Spojené státy (USA);
- b) **země střední a východní Evropy (CEE):** Česko, Litva, Lotyšsko, Polsko, Rusko, Slovensko, Slovinsko;
- c) **země západní Evropy:** Rakousko, Belgie, Švýcarsko, Německo, Dánsko, Španělsko, Finsko, Francie, Spojené království, Irsko, Island, Itálie, Lucembursko, Nizozemsko, Norsko, Portugalsko, Švédsko.

Popisná statistika datového souboru je uvedena v tabulce 3 v Appendixu A-1.

3 Databáze OECD nabízí i hotové poměry cen nemovitostí a nájmu, avšak opět se jedná pouze o bazické indexy.

3.2 Empirická verifikace rovnovážného vztahu mezi výnosností nájemného a úrokovými sazbami

Časové řady výnosnosti nájemného a výnosů desetiletých vládních dluhopisů ukazuje obrázek 1. Z obrázků je zřejmé, že u některých zemí lze dlouhodobý vztah mezi oběma veličinami pozorovat velmi snadno, zatímco u jiných není patrný vůbec. To není překvapivé, neboť historicky hrálo roli mnoho faktorů, jež mohly rovnováhu v různých zemích narušovat, jako jsou regulace/deregulace nájmu, překážky v pohybu mezinárodního kapitálu, skokové změny veličin, jež v teorii předpokládáme jako konstantní (riziková a likviditní premie, očekávaný rovnovážný růst cen nemovitostí, případně míra opotřebení), ale i problémy statistického měření cen nemovitostí a nájmu. Výhodou dlouhých panelových dat pro dostatečně velké množství zemí světa je ovšem schopnost tyto nedostatky „na průměru“ vykompenzovat a poskytnout přibližný obrázek o rovnovážných vztazích, jež dlouhodobě na průměru platí.

Obrázek 1: Roční výnosnost nájemného a desetiletých vládních dluhopisů

Zdroj: vlastní výpočty

Panelové testy jednotkového kořene implementované v programu EViews (tabulka 4 v Appendixu A-1) potvrzují, že časové řady výnosnosti nájemného a výnosnosti desetiletých vládních dluhopisů jsou nestacionární (integrovány stupněm jedna). Kointegrační vztah mezi oběma veličinami byl testován pomocí tří používaných panelových testů, z nichž dva jeho existenci prokázaly: Kaův test a Johansenův–Fisherův test (tabulka 1). Pedroniho test uvedený vztah neprokázal (není reportováno). Výsledek je dle našeho názoru postačující k tomu, abychom hypotézu o existenci dlouhodobého rovnovážného vztahu mezi výnosností nájemného a úrokovými sazbami mohli považovat na mezinárodní úrovni za platnou.

Tabulka 1: Kaův a Johansenův–Fisherův panelový test kointegrace mezi výnosností nájemného a výnosy desetiletých vládních dluhopisů

Kao	t-stat.		p-hodnota	kointegrace	
Kompletní vzorek zemí	−7,020		0,000	ano	
Země CEE	0,172		0,432	ne	
Země západní Evropy	−4,659		0,000	ano	
Johansen–Fisher	Trace test		Max-eigen value test		kointegrace
	Fisher stat.	p-hodnota	Fisher stat.	p-hodnota	
Kompletní vzorek zemí	190,400	0,000	163,900	0,000	ano
Země CEE	42,460	0,000	38,320	0,001	ano
Země západní Evropy	84,470	0,000	75,640	0,000	ano

Poznámka: Nulovou hypotézou je neexistence kointegračního vztahu.

Zdroj: vlastní výpočty

Následně konstruuje panelové modely korekce chyby (VECM) pro obě endogenní veličiny. Kompletní specifikace modelu a související testy jsou prezentovány v Appendixu A-2 (tabulky 5–7). V praxi je pro čtvrtletní data často doporučováno pracovat se zpožděním čtyř nebo osmi čtvrtletí, přičemž je hledán rozumný kompromis mezi odstraněním autokorelace reziduí a případných sezónních faktorů a počtem stupňů volnosti. Náš model zahrnuje 8 zpoždění endogenních veličin a oprávněnost zahrnutí jednotlivých zpoždění dokládáme Waldovými testy (tabulka 8). Stacionaritu modelů dokládáme pomocí kořenů charakteristického polynomu (tabulka 9). Zde se zaměříme pouze na odhadnutou rovnici dlouhodobé rovnováhy (korekce chyby), kterou lze chápat jako empirický odhad rovnováhy investora z teoretické části (rovnice (7)). Rovnice má pro zpoždění $t - 1$ a zemi i tvar:

$$EC_{i,t-1} = yield_{i,t-1} - \beta_0 - \beta_1 gov10_{i,t-1}, \quad (8)$$

kde *yield* je roční výnosnost nájemného, *gov10* je výnos 10letého vládního dluhopisu, β_0 je odhad souhrnných konstantních faktorů (v rovnici (7) jde o součet $H + \pi_2^*$) a β_1 je parametr, jenž by měl dle rovnice (7) teoreticky nabývat -1 . Odhadnuté parametry zachycuje tabulka 2. Odhad konstantních veličin β_0 se pohybuje v závislosti na zkoumaném vzorku zemí v intervalu $-0,022$ až $-0,030$. Je zajímavé, že tato čísla jsou blízká odhadům roční míry opotřebení nemovitostí, jež se dle ECB (2006) pohybuje okolo $2,0\%$, přičemž odhady jiných autorů se pohybují v rozmezí $1,5$ – $2,5\%$ (jak shrnují Plašil, Andrle, 2019). Pokud bychom považovali zhruba 2% roční míru opotřebení nemovitostí za danou, pak ostatní složky námi odhadnuté cca 2% regresní konstanty by musely být v součtu prakticky nulové, tedy se vzájemně kompenzovat. To by konkrétně znamenalo, že očekávané rovnovážné (udržitelné) tempo růstu cen nemovitostí je dlouhodobě na průměru kompenzováno rizikovou a likviditní premií a transakčními náklady (v širokém pojetí, viz definice v části 2). Odhad parametru β_1 neodpovídá teoreticky očekávané hodnotě -1 , a dosáhl hodnot $-0,78$ na kompletním vzorku zemí, $-0,79$ u zemí CEE a $-0,57$ u zemí západní Evropy. V prvních dvou případech není tento parametr od -1 příliš vzdálen a je možné, že při jiných metodách odhadu by se teoretické jednotkové elasticitě ještě více přiblížil (v Appendixu A-3 v tabulce 10 prezentujeme alternativní model PMG pro kompletní vzorek zemí, kde odpovídající parametr dosáhl hodnoty $-1,17$ a konstanta $-0,012$). Tyto poznatky využijeme v části 4.1 pro ilustraci historického vývoje rovnováhy investora, resp. poptávkových tlaků na českém trhu nemovitostí.

Tabulka 2: Odhady dlouhodobých parametrů a parametru korekce chyby modelu VECM

		β_0 (konstanta)	β_1	parametr korekce chyby (rovnice pro výnosnost nájemného)
Kompletní vzorek zemí	parametr	$-0,0223$	$-0,7750$	$-0,0102$
	směr. chyba	0,0062	0,0883	0,0008
	t-statistika	$-3,580$	$-8,777$	$-12,397$
	p-hodnota	0,001	0,000	0,000
Země CEE	parametr	$-0,0240$	$-0,7864$	$-0,0151$
	směr. chyba	0,0091	0,1864	0,0038
	t-statistika	$-2,645$	$-4,219$	$-4,004$
	p-hodnota	0,009	0,000	0,000
Země západní Evropy	parametr	$-0,0296$	$-0,5727$	$-0,0139$
	směr. chyba	0,0063	0,0877	0,0014
	t-statistika	$-4,728$	$-6,528$	$-10,195$
	p-hodnota	0,000	0,000	0,000

Poznámka: Pro kompletní specifikaci modelů viz tabulky 5–7 v appendixu.

Zdroj: vlastní zpracování

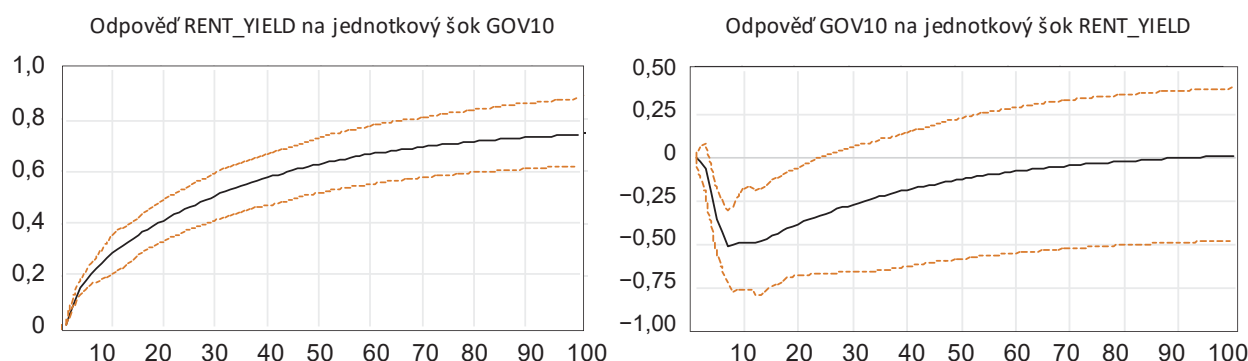
Otázku vzájemné kauzality mezi výnosností nájemného a úrokovou mírou můžeme zkoumat pomocí funkce impulzu a odezvy (obrázek 2). Jednotkové zvýšení výnosu vládních dluhopisů se pomalu, ale spolehlivě promítá do růstu výnosnosti nájemného, zatímco zvýšení výnosnosti nájemného vede nejprve (do dvou let) dokonce k poklesu výnosu vládních dluhopisů, a následně k jejich návratu zpět na výchozí úroveň, a to v dlouhém období a při poměrně širokém intervalu spolehlivosti⁴.

Skutečnost, že pozitivní šok výnosnosti nájemného nepůsobí na růst výnosu vládních dluhopisů znamená, že rovnováha mezi oběma veličinami je nastolována výhradně pomocí výnosnosti nájemného, což potvrzuje i statisticky nevýznamný člen korekce chyby v rovnici pro výnos vládního dluhopisu v tabulkách 5–7. Z tohoto důvodu je možné vztah mezi oběma veličinami chápat i jako pouze jednostranný (od výnosu dluhopisů k výnosnosti nájemného), a tento poznatek ospravedlňuje konstrukci jednorovnicového modelu PMG, jenž využíváme v části 4.2. „Paradoxně“ negativní vliv výnosnosti nájemného na úrokové sazby lze interpretovat tak, že dominantní hybnou silou výnosnosti nájemného jsou ceny nemovitostí ve jmenovateli, nikoliv roční nájem v čitateli⁵. Např. pokles cen nemovitostí, k němuž obvykle dochází v ekonomické krizi či recesi, tak na jednu stranu zvyšuje výnosnost nájemného, ale zároveň je spojen i s dočasným poklesem úrokových sazeb a s deflačními tlaky, jež jsou této fáze hospodářského cyklu součástí.

4 Snížení počtu zahrnutých zpoždění v modelu VECM zkracuje dobu, po kterou funkce odezvy výnosu vládního dluhopisu klesá (v reakci na jednotkový šok ve výnosnosti nájemného). Naproti tomu funkce odezvy výnosnosti nájemného na šok ve výnosech dluhopisů zůstává počtem zahrnutých zpoždění prakticky nedotčena.

5 Hypotézu dále podporuje fakt, že směrodatná odchylka meziročního tempa růstu cen nemovitostí v tabulce 3 je cca o polovinu vyšší, než je tomu v případě nájmů (v letech, kdy jsou pro jednotlivé země dostupné oba indikátory zároveň). Rovněž jsme pracovníě odhadli panelové regrese vysvětlující pohyby výnosnosti nájemného buď pomocí pohybů cen nemovitostí, anebo pomocí pohybů cen nájmů. Ty ukázaly, že pomocí pohybů cen nemovitostí lze vysvětlit zhruba čtyřnásobně více variability výnosnosti nájemného než pomocí pohybů cen nájmů (není reportováno).

Obrázek 2: Funkce impulzu a odezvy pro výnosnost nájemného a výnos desetiletého vládního dluhopisu dle modelu VECM pro kompletní vzorek zemí



Poznámka: Horizontální osa zachycuje počet čtvrtletí.

Zdroj: vlastní výpočty

3.3 Vzájemné vztahy mezi cenami nemovitostí, nájmy a úrokovými sazbami

Pro podrobné vyšetření vztahů mezi cenami nemovitostí, nájmy a úrokovými sazbami konstruuje me panelový model korekce chyby VECM, v němž figurují další kontrolní endogenní a exogenní proměnné. Mezi endogenní veličiny jsme zařadili index spotřebitelských cen, jenž reprezentuje cenový cyklus. Jako exogenní proměnné jsme zahrnuli mezičtvrtletní změny cen ropy Brent v amerických dolarech (diference přirozených logaritmu, veličina stejná pro všechny země) reprezentující krátkodobé zahraniční nabídkové cenové tlaky. Index investiční svobody zachycuje institucionální vyspělost dané země a lze očekávat, že zlepšení investiční svobody znamená jednodušší výstavbu nových residenčních budov (vyšší elasticitu nabídkové křivky), a tedy nižší tlaky na ceny nemovitostí. Demografické vlivy zachycuje poměr počtu obyvatel ve věku 20–34 let ku počtu obyvatel ve věku 65 let a více. Věkové kohorty 20–34 let v čitateli reprezentují především stranu poptávky: lidé dokončili studium, zakládají rodiny a ve zvýšené míře poptávají nové bydlení. Věkové kohorty 65 a více let reprezentují naopak částečně stranu nabídky, protože lidé v důchodovém věku se mohou z různých důvodů stěhovat do menších bytů, do pečovatelských domů či část svých „příliš velkých“ nemovitostí nabízet k pronájmu. Čím vyšší je podíl kohort byty „poptávajících“ oproti kohortám „nabízejících“, tím vyšší by měly být cenové tlaky na trhu residenčních nemovitostí. Je možné konstruovat obdobné relevantní demografické ukazatele, po určitém experimentování se nám tento ukazatel jevil jako nejlepší, co se týče zlepšení vysvětlovací schopnosti modelu. Negativní vliv stárnutí populace na ceny nemovitostí ukázala na OLG modelu např. Gevorgyan (2019), na srovnání Anglie a Skotska tento efekt ukázali Levin, Montagnoli, Wright (2009) a na německých regionálních datech Hiller, Lerbs (2016).

Nejprve jsme provedli panelové testy stacionarity proměnných (tabulka 4 v Appendixu A-1). Všechny veličiny (s výjimkou mezičtvrtletních změn cen ropy) se ukázaly být panelově nestacionární (integrovány řádu 1). Detaily odhadnutého modelu a související testy jsou reportovány v Appendixu A-4. Panelové testy kointegrace prokázaly, že mezi čtyřmi uvažovanými endogenními proměnnými existuje kointegrační vztah (tabulka 11). Jako vhodný počet zpoždění modelu VECM jsme zvolili 4 čtvrtletí a výsledný model byl shledán stacionárním pomocí testu kořenů charakteristického polynomu (tabulka 13).

Vliv exogenních veličin zjistíme při pohledu na odhadnuté parametry modelu (tabulka 12). Index investiční svobody má dle očekávání negativní a statisticky významný vliv na ceny nemovitostí. Podíl věkových kohort 20–34 let na kohortách 65 let a více má statisticky významně pozitivní vliv na ceny nemovitostí, ceny nájmu, ceny spotřebitelů i výnosy vládních dluhopisů. Pozitivní vliv na všechny endogenní proměnné v modelu mají i změny cen ropy. Korelační matice exogenních veličin naznačuje, že zde není zásadní problém s multikolinearitou (tabulka 14), i když zdrojem určitého zkreslení by mohla být 28,5% korelace zmíněné demografické proměnné s indexem investiční svobody.

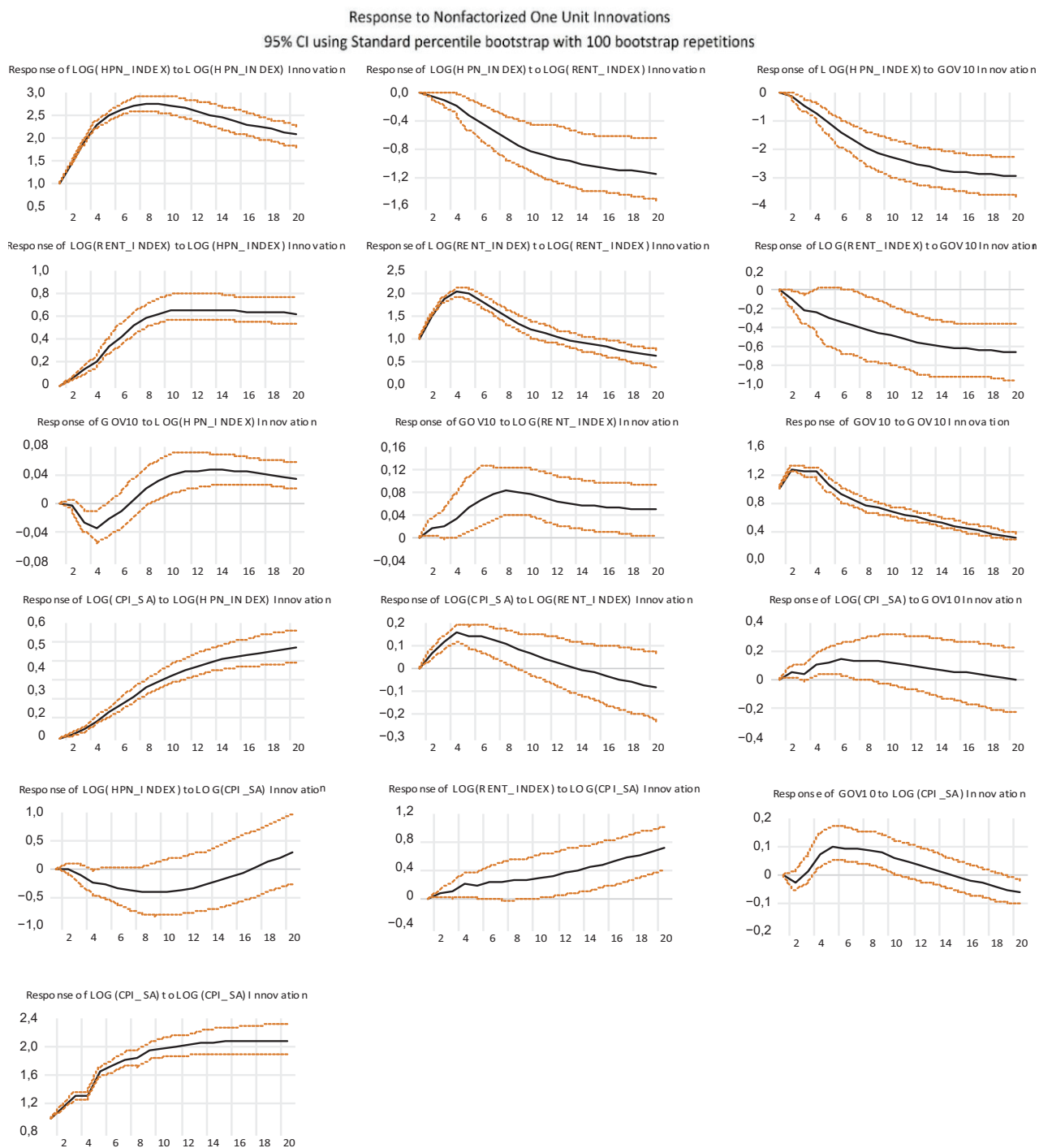
Předmětem našeho zájmu jsou především vztahy mezi endogenními veličinami modelu. Prozkoumáme je podrobněji pomocí funkcí impulzu a odezvy modelu pro kompletní vzorek zemí (obrázek 3). Ačkoliv k plnému promítnutí šoku (nastolení rovnováhy) dochází v celém systému ve velmi dlouhém období, zaměříme se na pětiletý časový horizont. Skokové zvýšení výnosu vládních dluhopisů (uvažujme jeden procentní bod) se projevuje jednoznačným poklesem cen nemovitostí, a to o 2,9 %⁶ do čtyř let. Efekt růstu výnosu vládních dluhopisů na ceny nájmu je podstatně slabší (0,7 % do čtyř let). Skutečnost, že úrokové sazby působí negativně na ceny nemovitostí i ceny nájmu (avšak v prvním případě čtyřikrát silněji), naznačuje, že přizpůsobování výnosnosti nájemného úrokovým sazbám (doložené v předchozí části textu) probíhá typicky pomocí pohybů cen nemovitostí, nikoliv pohybů cen nájmu. Vliv dlouhodobých úrokových sazeb na inflaci se jeví jako pozitivní. Tento kontra intuitivní výsledek má jednoduché vysvětlení: modely VAR či VECM nemodelují skutečné kauzální vztahy mezi veličinami, pouze je aproximují pomocí zpoždění. Výnosy dlouhodobých vládních dluhopisů již předem reflektují inflační očekávání, a modelový výstup pak neříká nic jiného než, že po růstu výnosu vládních dluhopisů následuje růst inflace. To v tomto případě nelze interpretovat jako kauzální vztah, ale jako projev racionálních očekávání. Inflace má dle očekávání pozitivní vliv na ceny nájmu, zatímco ceny nemovitostí reagují na inflační šok nejprve negativně, a pozitivní efekt se dostaví až po více letech.

6 Tato odhadovaná elasticita je prakticky identická s průměrem odhadů napříč literaturou, jak jej shrnují Dieckelmann *et al.* (2023). Citované odhady se ale týkají reálných úrokových sazeb a reálných cen nemovitostí.

Tento poznatek naznačuje, že na rozdíl od cen nájmu se ceny nemovitostí řídí jinými faktory než inflací, a to investičním rozhodováním. Vyšší inflace je spojena s vyššími nominálními úrokovými sazbami, a ty působí na ceny nemovitostí negativně, jak již bylo popsáno. Ceny nemovitostí působí pozitivně na ceny nájmu, a to s odhadovanou elasticitou okolo 0,6–0,7 do dvou až tří let. Jde o očekávatelný výsledek, protože zdražení nemovitostí snižuje jejich dostupnost, a zvyšuje tak poptávku po nájemním bydlení. V kontextu našeho dalšího zkoumání je důležitý poznatek, že růst cen nemovitostí nevede k růstu nájmu s elasticitou blízkou jedné, protože v takovém případě by si nemovitosti automaticky zajišťovaly konstantní výnosnost nájemného, a přišly by tak o důležitou brzdu růstu svých cen. Vliv nájmu na ceny nemovitostí se jeví jako negativní. To rovněž není překvapivé, protože ceny nájmu působí pozitivně na inflaci potažmo na nominální úrokové sazby, a ty způsobují ochlazování cen nemovitostí.

Prezentované výsledky jsou v souladu s výše citovanou literaturou, kde autoři rovněž ukázali negativní vliv úrokových sazeb, či stárnutí populace na ceny nemovitostí.

Obrázek 3: Funkce impulzu a odezvy na jednotkový šok v jednotlivých proměnných. Model VECM pro kompletní vzorek zemí



Poznámka: HPN_INDEX – index nominálních cen nemovitostí, RENT_INDEX – index cen nájmu, GOV10 – výnos desetiletého vládního dluhopisu, CPI – index spotřebitelských cen. Obrázek obsahuje 95% interval spolehlivosti.

Zdroj: vlastní výpočty

4. Aplikace poznatků na příkladu České republiky

V této části textu provedeme nejprve jednoduchou ilustraci historického vývoje poptávkových tlaků na českém trhu nemovitostí pomocí rovnováhy investora odvozené v teoretické části textu. Dále se pokusíme získané poznatky využít ke konstrukci výhledu budoucího vývoje cen nemovitostí v ČR.

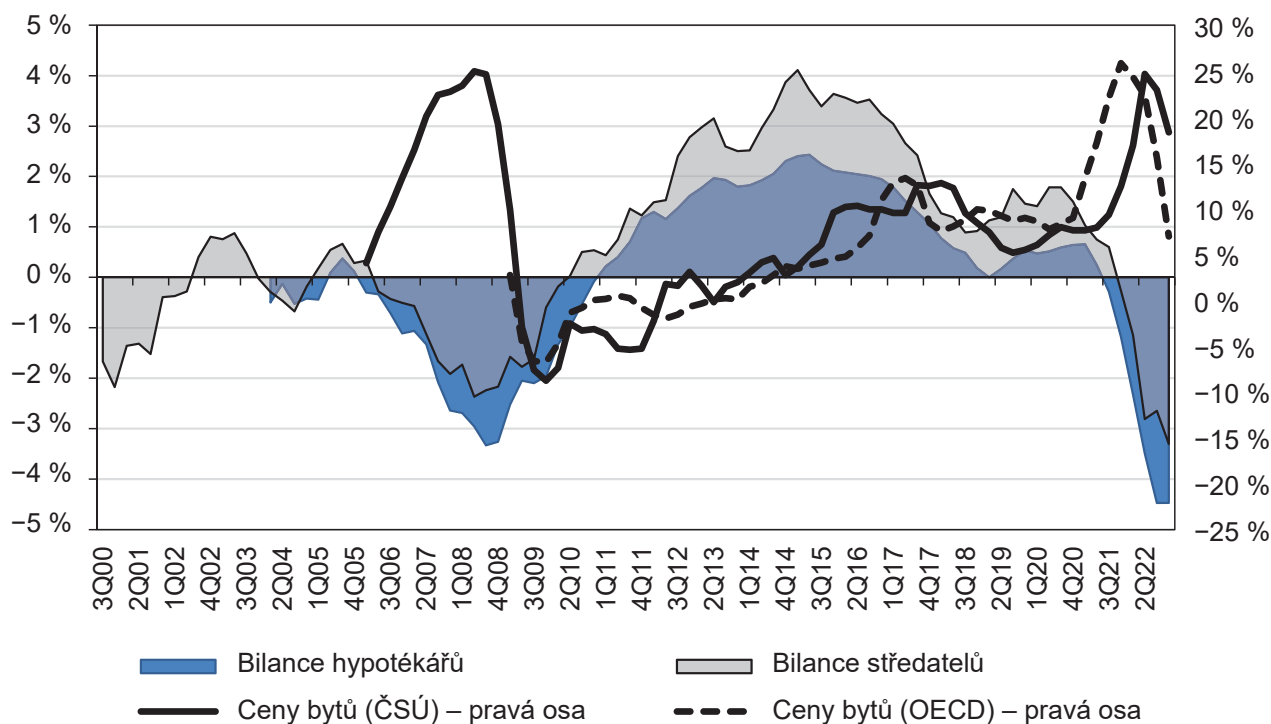
4.1 Ilustrace poptávkových tlaků na trhu nemovitostí pomocí rovnováhy investora

V části 3.2 jsme odhadli parametry teoretické podmínky rovnováhy investora. Ukázali jsme, že odhad velikosti souhrnných konstantních faktorů na panelových datech se pohybuje okolo 2 %, což je zároveň údaj blízký oficiálním odhadům míry ročního opotřebení nemovitostí. Na základě tohoto poznatku byla uvedena hypotéza, že zbývající konstantní veličiny se vzájemně kompenzují (jsou na úhrnu rovny nule), konkrétně, že očekávané rovnovážné tempo růstu cen nemovitostí je kompenzováno rizikovou a likviditní premií a dalšími náklady souvisejícími s držbou nemovitosti. Dále bylo diskutováno, že elasticita výnosnosti nájemného na výnosy desetiletých vládních dluhopisů by se teoreticky měla rovnat jedné, jak vyplývá z rovnice (7), avšak empirický odhad vyšel okolo 0,8. Byl ale zmíněn i alternativní odhad ve výši 1,17 naznačující, že jednotkovou elasticitu vyplývající z teorie nemůžeme vyloučit.

Ponechme nyní tyto problémy stranou a ilustrujme historický vývoj rovnováhy obou typů investorů (*hypotékářů* a *střadatelů*) za zjednodušujícího předpokladu jednotkové elasticity výnosnosti nájemného na dlouhodobé úrokové sazby a souhrnné výši konstantních faktorů 2 %. Odchylku od rovnováhy investora nazvěme kladnou či zápornou „bilanci“ a definujme ji vzhledem k uvedenému zjednodušení jako aktuální roční výnosnost nájemného minus aktuální fixní úroková sazba minus konstanta 2 %. Pro *hypotékáře* je relevantní fixní nabídková úroková sazba hypoték (reprezentuje Fincentrum Hypoindex) a pro *střadatele* relevantní sazbu reprezentuje výnos desetiletého vládního dluhopisu (z databáze Macrobond). Průběh obou ukazatelů⁷ ilustruje obrázek 4. Kladná „bilance“ investora znamená, že investoři jsou motivováni investovat do nemovitostí oproti alternativním bezpečným aktivům či preferovat vlastnické bydlení na úkor nájemního. Abychom ilustrovali co nejdelší časové období, tak časová řada výnosnosti nájemného byla mezi lety 2000–2004 doplněna na základě ročních dat Institutu Regionálních Informací (Kaldarová *et al.*, 2009)⁸.

7 Oba ukazatele tvoří v poměru 1:1 tzv. *Indikátor napětí na trhu nemovitostí* publikovaný bankou UniCredit (na měsíční bázi s využitím dat realitních kanceláří z portálu Realitymix.cz).

8 Na základě dat z krajů počítáme vážený průměr ČR, kde vahami je počet obyvatel v jednotlivých krajích.

Obrázek 4: Balance hypotékářů a střadatelů a dynamika cen nemovitostí v ČR (2000–2022)

Zdroj: vlastní výpočty na základě dat OECD, ČSÚ, Realitymix, Fincentrum, IRI a NUMBEO

Bilance investorů se na obrázku 4 jeví jako dobrý předstihový ukazatel růstu či poklesu meziroční dynamiky cen nemovitostí. Vidíme, že záporné bilance hypotékářů a střadatelů před krizí 2008 signalizovaly nemovitostní bublinu a předznamenávaly tak ochlazení nemovitostního trhu (nemovitosti se staly vzhledem k nájůmům a úrokovým sazbám příliš drahými). Naopak zhruba od roku 2012, kdy oba ukazatele indikovaly výhodnost investic do nemovitostí v očích obou typů investorů, započalo období systematického zrychlování dynamiky cen nemovitostí, které mělo oporu v nízkých úrokových sazbách. Zhruba v polovině roku 2021 se „výhodnost“ nákupu nemovitostí překlápila opět do záporných hodnot s tím, jak klesala výnosnost nájemného a rostly úrokové sazby. Pokračující zrychlování dynamiky cen nemovitostí tak ztratilo fundamentální oporu a bylo evidentně živeno vírou v pokračující růst cen a (oprávněnými) obavami z dalšího zhoršování dostupnosti bydlení, a vývoj lze tedy nazvat cenovou „bublinou“. Tato situace nemohla trvat věčně a zhruba od poloviny roku 2022 začaly být patrné známky ochlazování trhu nemovitostí, když meziroční dynamika cen nemovitostí začala zpomalovat a průměrný objem nově poskytnutých hypoték ve druhém pololetí 2022 se propadl meziročně o 75 %⁹. Hypotékářům se snížila motivace či dostupnost bydlení ve vlastním a vlastníky úspor začaly lákat jiné investiční příležitosti.

⁹ Viz data „Hypomonitor“ České bankovní asociace.

4.2 Model cen nemovitostí v České republice

V závěrečné části článku se pokusíme využít získaných poznatků k tvorbě predikce dlouhodobého vývoje cen nemovitostí v ČR. Zde je potřeba se vypořádat s několika problémy. Zaprvé, jak již bylo uvedeno, data za ČR nemají dostatečně dlouhou historii pro robustní odhad tak dlouhodobých rovnovážných vztahů, jako je vztah mezi výnosností nájemného a dlouhodobými úrokovými sazbami. Z tohoto důvodu jsme v tomto článku prováděli odhady na panelových datech a tyto odhady chceme nyní aplikovat na příklad ČR. Zadruhé, odhadnuté modely korekce chyby v částech 3.2 a 3.3 odhalují určité všeobecné ekonomické procesy či zákonitosti, které dlouhodobě „na průměru“ platí, ale na druhou stranu postrádají informace specifické pro jednotlivé země v krátkodobějším časovém horizontu. Z tohoto důvodu je predikční schopnost těchto modelů pro případ ČR velmi slabá (testováno na období 2015–2022). Hledáme tedy určitou kombinaci modelových rovnic, která vhodným způsobem skloubí všeobecné zákonitosti se specifiky jednotlivých zemí (ČR). Možností, jak se k problému postavit, je celá řada a po určitém experimentování jsme se rozhodli pro následující postup.

V rámci modelu předpokládáme, že ceny nájmů jsou dlouhodobě navázány na vývoj ostatních nominálních ekonomických veličin, např. indexu spotřebitelských cen (CPI), zatímco ceny nemovitostí by měly být funkcí investičních rozhodování, a vyvíjet se tak vzhledem k indexu CPI poměrně nezávisle. Princip predikčního modelu je následující:

- 1) Výnosnost nájemného se dlouhodobě přizpůsobuje úrokovým sazbám, avšak rychlost přizpůsobování se může napříč zeměmi lišit. Tento mechanismus popíšeme modelem PMG prezentovaným v Appendixu A-3 (tabulka 10). Metoda PMG odhaduje pro všechny země společný dlouhodobý regresní parametr, ale krátkodobé parametry včetně rychlosti nápravy nerovnováhy odhaduje pro každou zemi individuálně, a tím respektuje odlišnosti mezi zeměmi.

$$\frac{R_t}{P_t} = yield_t = f_1(yield_{t-1}; \dots; yield_{t-j}; IR_t; \dots; IR_{t-j}) \quad (9)$$

- 2) Nájem se přizpůsobuje se zpožděním indexu spotřebitelských cen. Za tímto účelem jsme konstruovali jednoduchý model VECM (viz Appendix A-5, tabulka 15) pro ceny nájmů a spotřebitelů na panelových datech zemí střední a východní Evropy (CEE). Panelová data volíme s cílem získat robustnější vztah mezi oběma veličinami oproti odhadu založenému pouze na datech jedné země, a země CEE si jsou zároveň ekonomicky i kulturně relativně blízké, což činí výsledný odhad použitelný pro modelování vývoje v ČR. Z tohoto modelu extrahujeme pouze odhadnutou rovnici pro ceny nájmů, a ceny spotřebitelů tak exogenizujeme.

$$R_t = f_2(R_{t-1}; \dots; R_{t-j}; CPI_{t-1}; \dots; CPI_{t-j}) \quad (10)$$

3) Ceny nemovitostí v čase t jsou pak prostým podílem obou odhadnutých veličin.

$$P_t = \frac{R_t}{R_t / P_t} \quad (11)$$

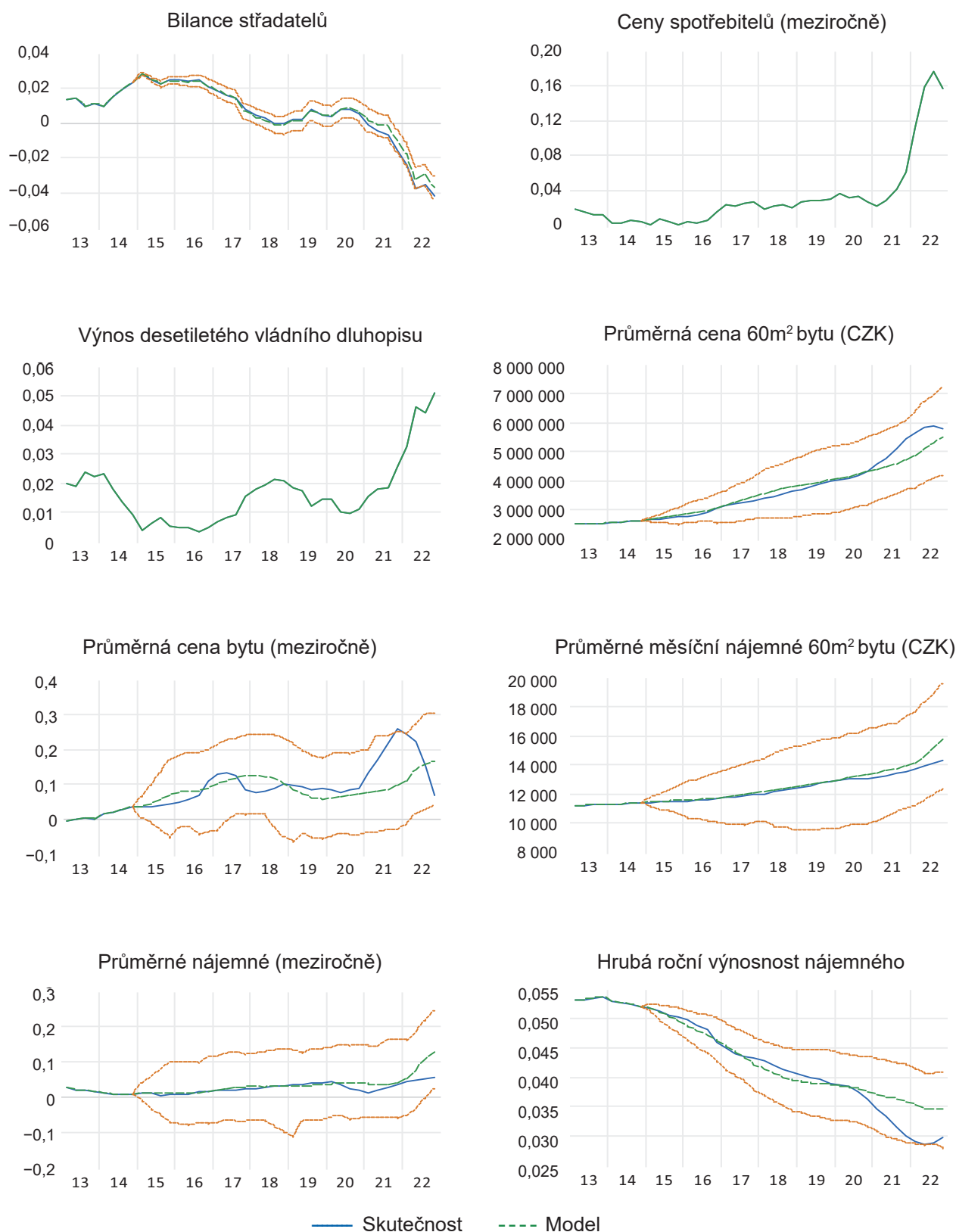
Index spotřebitelských cen a výnos desetiletého vládního dluhopisu jsou v tomto cvičení považovány za exogenní veličiny, a jejich vývoj do roku 2030 je nastaven v souladu se základním scénářem UniCredit Bank k březnu 2023 (tj. inflace se během roku 2026 ustálí na rovnovážné hodnotě 2,6 % meziročně a výnos 10letého vládního dluhopisu se během roku 2024 stabilizuje na 3,5 %).

Predikční schopnost modelu nejprve otestujeme konstrukcí dynamické předpovědi v letech 2015–2022. To znamená, že model se „odrazí“ od reality na začátku roku 2015 a následujících 7 let „predikuje“ na základě známého průběhu exogenních veličin (tedy inflace a výnosu vládního dluhopisu). Řešení takto definovaného modelu zachycuje obrázek 5. Vidíme, že model navzdory své jednoduchosti a značně širokým intervalům spolehlivosti relativně obstojně popisuje realitu vývoje cen nemovitostí cca do poloviny roku 2021. Následný prudký růst cen nemovitostí už model vysvětlit nedokáže, což naznačuje existenci cenové bubliny na trhu nemovitostí, jak ji popisujeme v předchozí části textu.

Modelový výhled na roky 2023–2030 (obrázek 6) ukazuje pro ceny nemovitostí spíše scénář „měkkého přistání“ než nějakého hlubokého propadu. V případě absence jiných šoků by měly ceny bytů během roku 2023 oproti poslednímu čtvrtletí předchozího roku klesnout o 2 %. Obdobně by tomu mohlo být v roce 2024 a pro rok 2025 je predikován pokles cen nemovitostí o 1 %. V následujících letech je predikována stagnace či pomalý růst cen nemovitostí pod dynamikou inflace, čímž by pokračovalo pomalé vyfukování nemovitostní bubliny cestou poklesu reálných cen nemovitostí. Roční výnosnost nájemného bude dle modelu postupně stoupat a k téměř úplnému vyrovnání záporné bilance střadatelů by mělo dojít do roku 2030.

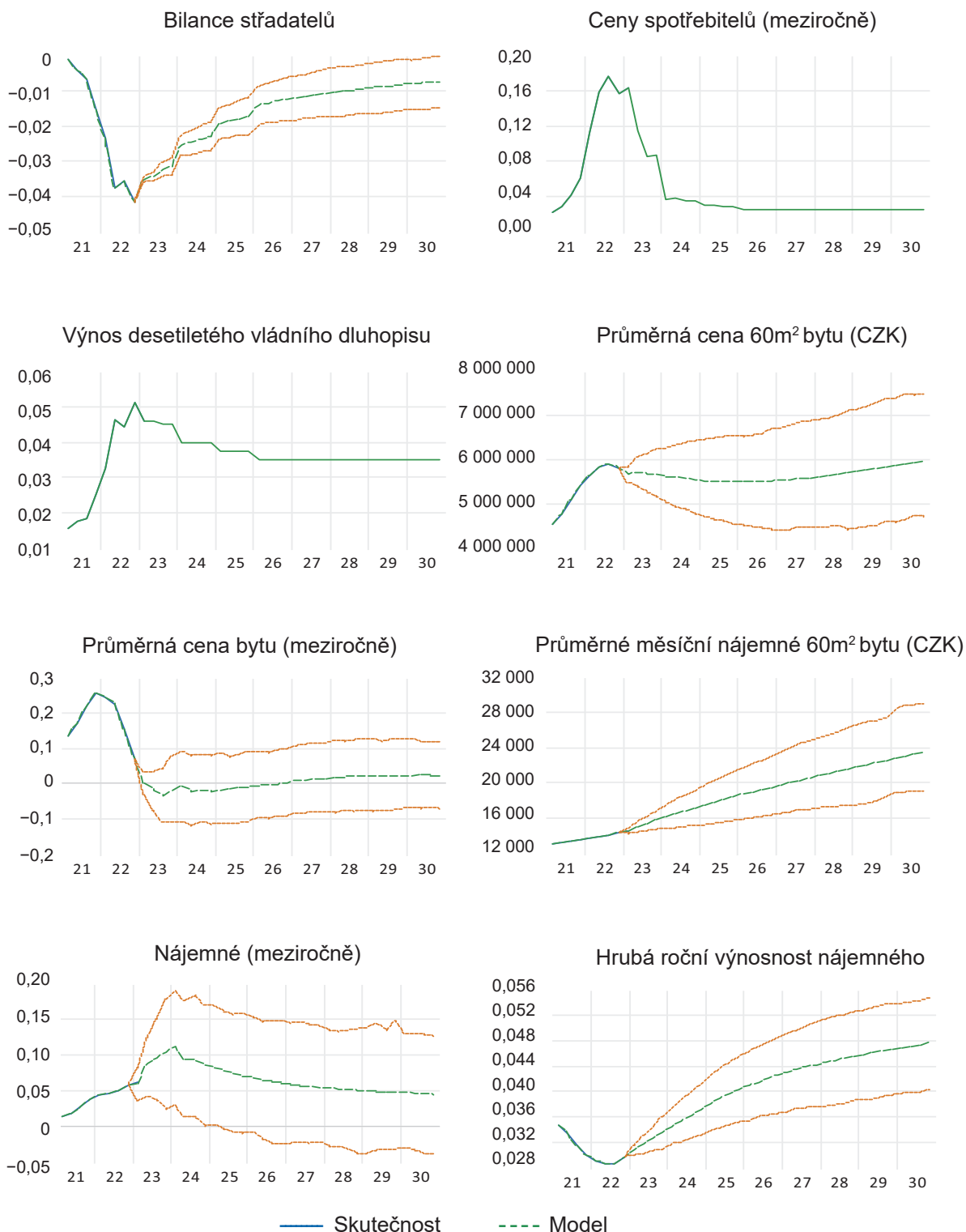
Je nutné si uvědomit, že odhadnuté vztahy zachycují všeobecné či „průměrné“ vlastnosti rovnováhy systému a že v praxi budou působit další faktory či šoky, jež mohou vést k odlišnému vývoji. V Česku máme v rámci krátkých časových řad jen jeden historický příklad (vraťme se k obrázku 4). Před finanční krizí roku 2008 docházelo k boomu cen nemovitostí, jenž byl spojen s poklesem odhadované bilance střadatelů do záporu počínaje rokem 2006. Tomuto boomu ovšem nepředcházelo nijak významné období, kdy by se investice do nemovitostí z finančního hlediska vyplácely (bilance hypotékářů byla záporná a bilance střadatelů jen krátkou dobu kladná), což samo o sobě předznamenávalo, že růst cen nemovitostí měl charakter iracionální „bubliny“, a nemohl tak mít sám o sobě dlouhého trvání. Šok v podobě ekonomické krize ovšem způsobil poměrně prudký návrat k „rovnováze“ a bilance střadatelů vystoupala na nulu už během roku 2010. Lze spekulovat, že v případě absence finanční krize by k nápravě nerovnováhy na trhu nemovitostí

docházelo mnohem delší dobu. Aktuální situace je odlišná: ceny nemovitostí byly osm až devět let v kuse podporovány finanční výhodností do nich investovat (pozitivní bilance hypotékářů i střadatelů v kontextu bezprecedentně nízkých úrokových sazeb) a tato příležitost vymizela až během roku 2021. Ceny nemovitostí tak měly v porovnání s předkrizovým obdobím mnohem delší dobu, aby se etablovaly jako výhodné investiční aktivum a tato skutečnost může návrat k rovnováze brzdit. Uspíšit by jej naopak mohla ekonomická krize (prudký propad koupěschopné poptávky) či masivní odliv investorů do rizikovějších investičních aktiv, vedoucí k náhlému splasknutí cenové bubliny na trhu nemovitostí. Nelze ale vyloučit ani scénář výraznějšího růstu nájmu či poklesu úrokových sazeb, což by ceny nemovitostí naopak podpořilo. Specifickým rizikem, kterým se v tomto textu nezabýváme (podobně jako naprostá většina jiných autorů), je existence nelineárních závislostí, kterou akcentují Dieckelmann *et al.* (2023). Autoři varují, že růst úrokových sazeb z ultra nízkých úrovní může mít na ceny nemovitostí třikrát až osmkrát silnější dopad, než jsou běžně uváděné odhady.

Obrázek 5: Dynamická předpověď modelu v letech 2015–2022

Zdroj: vlastní výpočty

Obrázek 6: Modelový výhled vývoje cen nemovitostí a nájmu v České republice pro období 2023–2030



Poznámka: Ceny spotřebitelů (inlace) a výnos desetiletého dluhopisu jsou považovány za exogenní a kopírují základní scénář UniCredit (březen 2023). 95% intervaly spolehlivosti jsou vypočítané metodou Monte Carlo.

Zdroj: vlastní výpočty

Závěr

Cílem článku bylo ověřit, zda existuje rovnovážný vztah mezi úrokovými sazbami a výnosností nájemného, potažmo cenami nemovitostí, a vyvodit z toho implikace pro budoucí vývoj cen nemovitostí v ČR. V teoretické části byly ukázány teoretické arbitrážní vztahy na trhu nemovitostí, z nichž vyplývá kritická důležitost nominálních úrokových sazeb při cenotvorném procesu: investor porovnává roční výnosnost nájemného s výnosností alternativních investičních aktiv (desetiletých vládních dluhopisů), přičemž bere dále v potaz roční míru opotřebení nemovitosti, rizikovou a likviditní prémii, transakční náklady a očekávané tempo růstu cen nemovitostí. Teoretické vztahy byly po zjednodušení podrobeny empirické verifikaci na panelových datech pro množství zemí světa pomocí několika modelů VECM a jednoho modelu PMG. Výsledky naznačují, že mezi dlouhodobými úrokovými sazbami a výnosností nájemného existuje dlouhodobý kointegrační vztah a že přizpůsobování výnosnosti nájemného úrokovým sazbám probíhá typicky pomocí pohybů cen nemovitostí, nikoliv pohybů cen nájmu. Jinými slovy byl ukázán negativní vliv úrokových sazeb na ceny nemovitostí (v souladu s ostatními citovanými autory). Dále bylo mimo jiné ukázáno, že ceny nemovitostí jsou pozitivně ovlivňovány vyšším podílem počtu obyvatel ve věku 20–34 let ku obyvatelům ve věku 65 a více let) či nižší mírou investiční svobody.

Poznatky byly aplikovány na příkladu České republiky. Nejprve jsme provedli ilustraci historického vývoje poptávkových tlaků z pohledu rovnováhy dvou typů investorů – „hypotekářů“ a „střadatelů“. Bylo ukázáno, že od roku 2012 oba ukazatele indikovaly výhodnost investic do nemovitostí v očích obou typů investorů a započalo období systematického zrychlování dynamiky cen nemovitostí, které mělo oporu v nízkých úrokových sazbách. Zhruba v polovině roku 2021 se „výhodnost“ nákupu nemovitostí překloupila opět do záporných hodnot s tím, jak klesala výnosnost nájemného a rostly úrokové sazby. Pokračující zrychlování dynamiky cen nemovitostí tak ztratilo fundamentální oporu a bylo živeno vírou v pokračující růst cen či obavami z dalšího zhoršování dostupnosti bydlení. Tím docházelo k nafukování cenové bubliny. Od poloviny roku 2022 začaly být patrné známky ochlazení trhu nemovitostí.

Možný budoucí vývoj cen nemovitostí ČR jsme se pokusili nastínit pomocí jednoduchého modelu, který předpokládá, že ceny nájmu jsou dlouhodobě navázány na vývoj ostatních nominálních ekonomických veličin, zde konkrétně indexu spotřebitelských cen, zatímco ceny nemovitostí jsou funkcí investičních rozhodování, a mohou se tak vyvíjet k indexu CPI poměrně nezávisle. Modelový výhled na roky 2023–2030 ukazuje pro ceny nemovitostí spíše scénář „měkkého přistání“. V případě absence jiných šoků by měly ceny bytů během roku 2023 oproti poslednímu čtvrtletí předchozího roku klesnout o 2% a během let 2024 a 2025 o další 2 %, resp. 1 %. Celkově by tedy během let 2023–2025 měly ceny bytů ztratit nominálně 5%. V následujících letech je predikována stagnace či pomalý růst cen nemovitostí pod dynamikou inflace, čímž by pokračovalo

pomalé vyfukování nemovitostní bubliny cestou poklesu reálných cen nemovitostí. Proti scénáři měkkého přistání stojí na jedné straně riziko v podobě např. vypuknutí hlubší ekonomické krize, kdy by mohlo dojít k náhlému splasknutí nemovitostní bubliny, a na druhé straně nelze vyloučit výrazné zrychlení dynamiky cen nájmu či větší pokles úrokových sazeb (oproti základnímu scénáři), což by ceny nemovitostí naopak podpořilo. Specifickým rizikem, kterým se v tomto textu nezabýváme (podobně jako naprostá většina jiných autorů), je existence nelineárních závislostí, kterou akcentují Dieckelmann *et al.* (2023). Autoři varují, že růst úrokových sazeb z ultra nízkých úrovní může mít na ceny nemovitostí třikrát až osmkrát silnější dopad, než jsou běžně uváděné odhady.

Appendix

A-1: Charakteristika datového souboru

Tabulka 3: Popisná statistika datového souboru

Kompletní vzorek zemí, individuální	Ceny nemovitostí (meziročně)	Ceny nájmu (meziročně)	Výnosnost nájemného (p. a.)	Výnos 10Y dluhopisu (p. a.)	Inflace (meziročně)	Podíl 20–34letých na 65+	Investiční svoboda
Průměr	6,7 %	7,6 %	7,8 %	6,1 %	12,5 %	231,5 %	72,2
Medián	5,8 %	3,8 %	6,3 %	5,5 %	3,7 %	179,2 %	70,0
Maximum	90,0 %	477,4 %	39,7 %	98,2 %	3089,6 %	733,1 %	95,0
Minimum	–42,5 %	–40,1 %	1,0 %	–0,8 %	–6,1 %	51,7 %	25,0
Směr. Odchylka	9,1 %	19,6 %	5,0 %	4,5 %	68,2 %	146,1 %	13,1
Počet pozorování	5 424	6 719	5 228	5 466	8 447	9 880	4 108
Kompletní vzorek zemí, společný	Ceny nemovitostí (meziročně)	Ceny nájmu (meziročně)	Výnosnost nájemného (p. a.)	Výnos 10Y dluhopisu (p. a.)	Inflace (meziročně)	Podíl 20–34letých na 65+	Investiční svoboda
Průměr	4,8 %	2,8 %	6,6 %	4,2 %	2,2 %	155,8 %	73,1
Medián	4,7 %	2,3 %	5,8 %	4,2 %	1,9 %	131,0 %	70,0
Maximum	79,7 %	67,2 %	23,6 %	25,4 %	17,7 %	596,5 %	95,0
Minimum	–42,3 %	–40,1 %	1,1 %	–0,8 %	–6,1 %	52,7 %	25,0
Směr. Odchylka	7,6 %	4,9 %	3,1 %	2,8 %	2,1 %	88,9 %	13,2
Počet pozorování	3 124	3 124	3 124	3 124	3 124	3 124	3 124
Země CEE, individuální	Ceny nemovitostí (meziročně)	Ceny nájmu (meziročně)	Výnosnost nájemného (p. a.)	Výnos 10Y dluhopisu (p. a.)	Inflace (meziročně)	Podíl 20–34letých na 65+	Investiční svoboda
Průměr	6,0 %	5,7 %	5,4 %	4,8 %	3,9 %	141,7 %	65,3

Tabulka 3: pokračování

Medián	5,1 %	3,4 %	5,3 %	4,4 %	2,7 %	135,8 %	70,0
Maximum	79,7 %	67,2 %	9,0 %	50,2 %	25,4 %	214,6 %	85,0
Minimum	−42,3 %	−29,0 %	2,7 %	−0,4 %	−3,8 %	74,7 %	25,0
Směr. Odchylka	13,2 %	9,3 %	1,2 %	4,3 %	4,2 %	35,5 %	15,8
Počet pozorování	422	585	438	566	609	609	588
Země CEE, společný	Ceny nemovitostí (meziročně)	Ceny nájmů (meziročně)	Výnosnost nájemného (p. a.)	Výnos 10Y dluhopisu (p. a.)	Inflace (meziročně)	Podíl 20–34letých na 65+	Investiční svoboda
Průměr	5,1 %	4,9 %	5,5 %	4,0 %	3,2 %	135,0 %	67,0
Medián	4,6 %	2,9 %	5,3 %	3,8 %	2,3 %	123,1 %	70,0
Maximum	79,7 %	67,2 %	8,1 %	14,5 %	17,7 %	212,5 %	85,0
Minimum	−42,3 %	−29,0 %	2,7 %	−0,4 %	−3,8 %	78,7 %	25,0
Směr. odchylka	13,1 %	9,8 %	1,1 %	3,1 %	3,6 %	35,6 %	17,4
Počet pozorování	386	386	386	386	386	386	386
Západní Evropa, individuální	Ceny nemovitostí (meziročně)	Ceny nájmů (meziročně)	Výnosnost nájemného (p. a.)	Výnos 10Y dluhopisu (p. a.)	Inflace (meziročně)	Podíl 20–34letých na 65+	Investiční svoboda
Průměr	6,5 %	5,1 %	7,5 %	5,7 %	5,0 %	155,7 %	77,2
Medián	5,5 %	3,6 %	6,2 %	5,2 %	2,9 %	152,0 %	75,0
Maximum	90,0 %	37,7 %	37,2 %	19,3 %	95,4 %	288,6 %	95,0
Minimum	−21,2 %	−40,1 %	2,2 %	−0,8 %	−6,1 %	66,1 %	50,0
Směrodatná odchylka	8,8 %	5,4 %	4,5 %	3,7 %	6,7 %	42,9 %	11,2
Počet pozorování	2 976	3 551	2 943	2 983	4 094	4 199	1 732
Západní Evropa, společný	Ceny nemovitostí (meziročně)	Ceny nájmů (meziročně)	Výnosnost nájemného (p. a.)	Výnos 10Y dluhopisu (p. a.)	Inflace (meziročně)	Podíl 20–34letých na 65+	Investiční svoboda
Průměr	4,6 %	2,5 %	6,2 %	3,6 %	1,8 %	124,1 %	77,2
Medián	4,5 %	2,2 %	5,6 %	3,9 %	1,7 %	118,5 %	75,0
Maximum	32,6 %	37,4 %	17,0 %	13,2 %	17,1 %	244,0 %	95,0
Minimum	−21,2 %	−40,1 %	2,3 %	−0,8 %	−6,1 %	67,2 %	50,0
Směr. odchylka	6,3 %	3,9 %	2,3 %	2,4 %	1,6 %	32,6 %	11,3
Počet pozorování	1 634	1 634	1 634	1 634	1 634	1 634	1 634

Poznámka: Vzorky s označením „společný“ zahrnují průnik časových období, kdy jsou pro danou zemi dostupné všechny indikátory zároveň, zatímco „individuální“ vzorky zahrnují maximální délku časového období pro každý indikátor zvlášť.

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 4: Panelové testy stacionarity časových řad

Časové řady v úrovních	Levin, Lin, Chu (společný jednotkový kořen)		Im, Pesaran, Shinn (individuální jednotkový kořen)		Stacionární
	Testové kritérium	p-hodnota	Testové kritérium	p-hodnota	
Výnos 10letého vládního dluhopisu	−0,846	0,199	−0,685	0,247	ne
Výnosnost nájemného	−2,274	0,011	0,201	0,580	ne
Ceny nemovitostí	11,057	1,000	19,754	1,000	ne
Ceny nájmů	−0,022	0,491	7,877	1,000	ne
Index spotřebitelských cen	5,485	1,000	12,208	1,000	ne
Podíl 20–34letých na 65+	−0,465	0,147	5,827	0,462	ne
Investiční svoboda	−1,047	0,321	−0,094	1,000	ne

Časové řady v 1. diferencích	Levin, Lin, Chu		Im, Pesaran, Shinn		Integrováno řádu
	Testové kritérium	p-hodnota	Testové kritérium	p-hodnota	
Výnos 10letého vládního dluhopisu	−49,448	0,000	−49,690	0,000	I(1)
Výnosnost nájemného	−19,856	0,000	−26,155	0,000	I(1)
Ceny nemovitostí	−1,229	0,109	−10,222	0,000	I(1)
Ceny nájmů	−7,032	0,000	−17,058	0,000	I(1)
Index spotřebitelských cen	9,861	1,000	−11,551	0,000	I(1)
Podíl 20–34letých na 65+	38,125	0,000	−7,053	0,000	I(1)
Investiční svoboda	−47,546	1,000	−43,160	0,000	I(1)

Poznámka: Nulovou hypotézou je přítomnost jednotkového kořene.

Zdroj: vlastní výpočty

A-2: Modely VECM pro výnosnost nájemného a dlouhodobé úrokové sazby

Tabulka 5: Model VECM pro kompletní vzorek zemí

Kointegrační rovnice		CointEq1		D(GOV10(−1))	0,03062 −0,00632 [4.84558]	0,342675 −0,01562 [21.9354]									
RENT_YIELD(−1)		1													
GOV10(−1)		−0,77501 −0,0883 [−8.77679]													
C		−0,02228 −0,00622 [−3.58043]													
Krátkodobé parametry		D(RENT_YIELD)	D(GOV10)		D(GOV10(−2))	0,020138 −0,00667 [3.02091]	−0,09444 −0,01648 [−5.73081]								
CointEq1		−0,01024 −0,00083 [−12.3971]	0,000489 −0,00204 [0.23930]												
D(RENT_YIELD(−1))		0,386297 −0,01536 [25.1577]	−0,01821 −0,03796 [−0.47966]												
D(RENT_YIELD(−2))		0,114248 −0,01638 [6.97603]	−0,03002 −0,04049 [−0.74145]												
D(RENT_YIELD(−3))		0,132328 −0,01622 [8.15774]	−0,10636 −0,0401 [−2.65238]		D(GOV10(−3))	0,004677 −0,00667 [0.70076]	0,076007 −0,0165 [4.60644]								
D(RENT_YIELD(−4))		−0,15396 −0,01634 [−9.42149]	−0,06463 −0,0404 [−1.59989]												
D(RENT_YIELD(−5))		−0,00164 −0,01624 [−0.10113]	0,028214 −0,04015 [0.70264]												
D(RENT_YIELD(−6))		0,141964 −0,01607 [8.83403]	−0,03797 −0,03973 [−0.95581]												
D(RENT_YIELD(−7))		0,020958 −0,01604 [1.30678]	0,044618 −0,03965 [1.12534]		D(GOV10(−4))	−0,01685 −0,00667 [−2.52502]	−0,11662 −0,0165 [−7.06810]								
D(RENT_YIELD(−8))		−0,07358 −0,01478 [−4.97813]	−0,02608 −0,03654 [−0.71380]												
									D(GOV10(−5))	0,007717 −0,00664 [1.16240]	−0,02294 −0,01641 [−1.39790]				
													D(GOV10(−6))	0,003168 −0,00657 [0.48238]	−0,01126 −0,01624 [−0.69356]
					D(GOV10(−7))	0,007227 −0,00653 [1.10683]	0,030296 −0,01614 [1.87690]								
									R-squared	0,330784	0,124385				
													Adj. R-squared	0,328185	0,120984
					Sum sq. resids	0,018501	0,113068								
									F-statistic	127,2784	36,57889				
													Log likelihood	19608,96	15864,61
					Akaike AIC	−9,47158	−7,6614								
									Mean dependent	−0,00036	−0,00057				
													S.D. dependent	0,002585	0,005588

Poznámka: 4 137 pozorování. Pro každý odhadnutý parametr reportujeme (v pořadí shora): velikost parametru, směrodatnou chybu a příslušnou t-statistiku. RENT_YIELD – roční výnosnost nájemného, GOV10 – výnos 10letého vládního dluhopisu.

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 6: Model VECM pro země CEE

Kointegrační rovnice	CointEq1			D(GOV10(−1))	−0,01629 −0,0135 [−1.20673]	0,347643 −0,05488 [6.33416]
RENT_YIELD(−1)	1			D(GOV10(−2))	−0,01062 −0,01431 [−0.74241]	−0,05207 −0,05817 [−0.89504]
GOV10(−1)	−0,78635 −0,18636 [−4.21949]			D(GOV10(−3))	−0,01821 −0,01422 [−1.28014]	0,142645 −0,05783 [2.46659]
C	−0,02399 −0,00907 [−2.64549]			D(GOV10(−4))	−0,00245 −0,01446 [−0.16943]	−0,31505 −0,05881 [−5.35742]
Krátkodobé parametry	D(RENT_YIELD)	D(GOV10)		D(GOV10(−5))	−0,02869 −0,01418 [−2.02368]	−0,01852 −0,05765 [−0.32120]
CointEq1	−0,01515 −0,00378 [−4.00354]	0,01108 −0,01539 [0.72007]		D(GOV10(−6))	0,005447 −0,01406 [0.38737]	0,021994 −0,05719 [0.38459]
D(RENT_YIELD(−1))	0,337927 −0,05368 [6.29507]	0,075357 −0,2183 [0.34519]		D(GOV10(−7))	0,009805 −0,01403 [0.69866]	0,119772 −0,05707 [2.09870]
D(RENT_YIELD(−2))	0,171973 −0,05561 [3.09266]	0,665759 −0,22613 [2.94410]		D(GOV10(−8))	−0,01429 −0,01336 [−1.06978]	−0,08831 −0,05432 [−1.62588]
D(RENT_YIELD(−3))	0,023726 −0,05428 [0.43710]	−0,27498 −0,22074 [−1.24573]		R-squared	0,319574	0,26921
D(RENT_YIELD(−4))	−0,22247 −0,05387 [−4.12994]	−0,26641 −0,21906 [−1.21613]		Adj. R-squared	0,288109	0,235416
D(RENT_YIELD(−5))	0,109534 −0,05015 [2.18411]	0,128554 −0,20394 [0.63034]		Sum sq. resids	0,000795	0,013155
D(RENT_YIELD(−6))	0,09774 −0,04916 [1.98833]	0,224834 −0,1999 [1.12470]		S.E. equation	0,001516	0,006166
D(RENT_YIELD(−7))	−0,07133 −0,04859 [−1.46811]	−0,13144 −0,19759 [−0.66521]		F-statistic	10,15657	7,966272
D(RENT_YIELD(−8))	−0,1811 −0,04498 [−4.02600]	−0,57393 −0,18293 [−3.13749]		Log likelihood	1850,045	1340,822
				Akaike AIC	−10,0994	−7,29378
			Schwarz SC	−9,91704	−7,1114	
			Mean dependent	−1,86E-05	−0,00066	
			S.D. dependent	0,001797	0,007052	

Poznámka: 367 pozorování. Pro každý odhadnutý parametr reportujeme (v pořadí shora): velikost parametru, směrodatnou chybu a příslušnou t-statistiku. RENT_YIELD – roční výnosnost nájemného, GOV10 – výnos 10letého vládního dluhopisu.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 7: Model VECM pro země západní Evropy

Kointegrační rovnice	CointEq1		D(GOV10(−1))	0,048429 −0,01032 [4.69477]	0,337053 −0,02042 [16.5097]
RENT_YIELD(−1)	1		D(GOV10(−2))	0,039163 −0,0109 [3.59143]	−0,11818 −0,02158 [−5.47612]
GOV10(−1)	−0,57273 −0,08773 [−6.52792]		D(GOV10(−3))	0,020879 −0,01097 [1.90274]	0,084208 −0,02172 [3.87752]
C	−0,02955 −0,00625 [−4.72796]		D(GOV10(−4))	−0,04392 −0,01094 [−4.01571]	−0,05768 −0,02164 [−2.66485]
Krátkodobé parametry	D(RENT_YIELD)	D(GOV10)	D(GOV10(−5))	0,019725 −0,0109 [1.80993]	−0,08579 −0,02157 [−3.97731]
CointEq1	−0,01392 −0,00137 [−10.1951]	−0,00446 −0,0027 [−1.64962]	D(GOV10(−6))	−0,0068 −0,0108	−0,01381 −0,02138
D(RENT_YIELD(−1))	0,33887 −0,02001 [16.9369]	0,014393 −0,0396 [0.36349]	D(GOV10(−7))	0,011566 −0,01074 [1.07640]	0,041682 −0,02127 [1.96010]
D(RENT_YIELD(−2))	0,098356 −0,0211 [4.66150]	−0,08829 −0,04176 [−2.11433]	D(GOV10(−8))	−0,00886 −0,01023 [−0.86599]	0,036551 −0,02024 [1.80582]
D(RENT_YIELD(−3))	0,15965 −0,02093 [7.62628]	−0,14628 −0,04143 [−3.53074]	R-squared	0,308424	0,138495
D(RENT_YIELD(−4))	−0,13972 −0,02119 [−6.59374]	−0,02093 −0,04194 [−0.49901]	Adj. R-squared	0,303854	0,132802
D(RENT_YIELD(−5))	0,009006 −0,02114 [0.42607]	−0,02519 −0,04184 [−0.60214]	Sum sq. resids	0,012864	0,050387
D(RENT_YIELD(−6))	0,136946 −0,02089 [6.55710]	−0,02388 −0,04133 [−0.57762]	S.E. equation	0,002305	0,004562
D(RENT_YIELD(−7))	0,035242 −0,02086 [1.68913]	0,020391 −0,04129 [0.49382]	F-statistic	67,48128	24,32497
D(RENT_YIELD(−8))	−0,07079 −0,01946 [−3.63867]	−0,00709 −0,0385 [−0.18425]	Log likelihood	11354,23	9689,931
			Akaike AIC	−9,30043	−7,93514
			Schwarz SC	−9,26	−7,8947
			Mean dependent	−0,00032	−0,00061
			S.D. dependent	0,002763	0,004899

Poznámka: 2 438 pozorování. Pro každý odhadnutý parametr reportujeme (v pořadí shora): velikost parametru, směrodatnou chybu a příslušnou t-statistiku. RENT_YIELD – roční výnosnost nájemného, GOV10 – výnos 10letého vládního dluhopisu.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 8: Waldovy testy významnosti jednotlivých zpoždění modelu VECM (souhrn pro obě rovnice)

		Kompletní vzorek zemí		Země CEE		Země západní Evropy	
		Chi-sq.	Význam.	Chi-sq.	Význam.	Chi-sq.	Význam.
Zpoždění	1	1 136	***	88	***	582	***
	2	91	***	14	***	62	***
	3	96	***	10	**	88	***
	4	145	***	53	***	64	***
	5	4		7		19	***
	6	80	***	5		45	***
	7	7		6		8	*
	8	29	***	29	***	17	***
Stupňů volnosti		4		4		4	

Poznámka: ***, **, * značí statistickou významnost daného zpoždění na 1%, 5% a 10% hladině významnosti.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 9: Test stacionarity modelů VECM: inverzní kořeny charakteristických polynomů

	Kompletní vzorek zemí	Země CEE	Země západní Evropy
Počet kořenů větších než 1	0	0	0
Počet kořenů rovno 1	1	1	1
Počet kořenů menších než 1	17	17	17
Počet endogenních proměnných	2	2	2
Počet kointegračních vektorů	1	1	1
Model stacionární	ano	ano	ano

Poznámka: Stacionární model VECM nesmí mít žádný inverzní kořen větší než 1 a počet kořenů rovných 1 nesmí převýšit rozdíl počtu endogenních proměnných a počtu kointegračních vektorů.

Zdroj: vlastní zpracování

A-3: Model PMG pro výnosnost nájemného a dlouhodobé úrokové sazby

PMG (*Pooled Mean Group Estimator*) autorů Pesaran, Shinn, Smith (1999). Metoda je založena na autoregresním modelu rozložených zpoždění (ARDL), ovšem na rozdíl od ARDL či VECM umožňuje, aby dlouhodobý regresní parametr napříč zeměmi byl shodný, ale krátkodobé parametry respektovaly odlišnosti mezi zeměmi a byly odhadovány pro každou zemi individuálně, čímž dojde ke zpřesnění odhadu dlouhodobého parametru. Předpoklady jsou tak blíže realitě a tato metoda je proto velmi vhodná pro testování dlouhodobých parametrů makroekonomických teorií. Omezující podmínkou pro použití této metody (na rozdíl od VECM) je, že vysvětlující proměnná výnosnost vládních dluhopisů musí být vůči výnosnosti nájemného exogenní. Odhadovaná rovnice má obecný tvar:

$$\Delta y_{i,t} = \varnothing_i EC_{i,t} + \sum_{j=0}^{q-1} \Delta X_{i,t-j} \beta_{i,j} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{i,j}^* \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad (12)$$

kde Δ značí (mezičtvrtletní) změny, $y_{i,t}$ je vysvětlovaná proměnná (zde výnosnost nájemného) v zemi i ($i = 1, 2, \dots, N$) a čase t ($t = 1, 2, \dots, T$), $X_{i,t-j}$ je vektor série vysvětlujících proměnných (v tomto konkrétním případě ovšem figuruje jen jedna vysvětlující proměnná, a sice výnos vládního dluhopisu) se zpožděním $j = (j = 0, 1, 2, \dots, q - 1)$, $\beta_{i,j}$ je vektor příslušných krátkodobých regresních parametrů individuální pro každou zemi i , $\lambda_{i,j}^*$ regresní parametr pro jednotlivá zpoždění vysvětlované proměnné individuální pro každou zemi i , $\varepsilon_{i,t}$ je náhodná složka. $EC_{i,t}$ je člen korekce chyby, přičemž kointegrační regrese obsahuje konstantu C společnou pro všechny země. Předmětem zájmu je především parametr dlouhodobé rovnováhy v kointegrační regresi θ společný pro všechny země a parametr korekce chyby $\varnothing_i$ individuální pro každou zemi (ale reportován v podobě průměru $\bar{\varnothing}$) značící rychlost návratu k rovnováze.

$$EC_{i,t} = y_{i,t-1} - X_{i,t} \theta - C. \quad (13)$$

Počet zahrnutých zpoždění v modelu PMG je arbitrární, přičemž cílem je zahrnout dostatek zpoždění pro minimalizaci problému autokorelace reziduí, a zároveň se vyhnout přeparametrizování modelu. S výběrem mohou pomoci různá informační kritéria. Po různých experimentech jsme jako optimální model zvolili 6 zpoždění závislé a 2 zpoždění nezávislé proměnné, přičemž téměř všechna zahrnutá zpoždění jsou v souhrnné rovnici (průměrné parametry napříč zeměmi) statisticky významná (tabulka 10). Odhady krátkodobých parametrů pro individuální země být významné už vždy nemusí, a to je i případ ČR. Rovnice pro ČR je ale i tak v praxi užitečná, jak ukazujeme v části 4.2.

Tabulka 10: Model PMG pro kompletní vzorek zemí

Proměnná	Koeficient	Směr. chyba	t-stat.	Pravd.
Dlouhodobá rovnováha (odhad parametrů společný pro všechny země)				
GOV10	1,1710329	0,07419429	15,78333	0,000
C	0,0121801	0,00402632	3,025118	0,003
Krátkodobá dynamika (průměr odhadů individuálních parametrů jednotlivých zemí)				
Člen korekce chyby	−0,0073	0,0014	−5,2815	0,000
D(RENT_YIELD(−1))	0,3769	0,0471	7,9976	0,000
D(RENT_YIELD(−2))	0,1598	0,0308	5,1891	0,000
D(RENT_YIELD(−3))	0,0599	0,0249	2,4059	0,016
D(RENT_YIELD(−4))	−0,1000	0,0206	−4,8528	0,000
D(RENT_YIELD(−5))	0,0538	0,0236	2,2767	0,023
D(RENT_YIELD(−6))	0,0798	0,0173	4,6109	0,000
D(GOV10)	0,0065	0,0079	0,8254	0,409
D(GOV10(−1))	0,0144	0,0085	1,7064	0,088
D(GOV10(−2))	0,0168	0,0064	2,6132	0,009
Krátkodobá dynamika (případ České republiky)				
Člen korekce chyby	−0,0131	0,0053	−2,4560	0,0189
D(RENT_YIELD(−1))	0,4963	0,1603	3,0964	0,0037
D(RENT_YIELD(−2))	0,0578	0,1837	0,3146	0,7549
D(RENT_YIELD(−3))	−0,0564	0,1366	−0,4124	0,6824
D(RENT_YIELD(−4))	0,0487	0,1207	0,4037	0,6887
D(RENT_YIELD(−5))	−0,0271	0,1236	−0,2190	0,8278
D(RENT_YIELD(−6))	0,0745	0,0934	0,7976	0,4302
D(GOV10)	−0,0389	0,0226	−1,7232	0,0932
D(GOV10(−1))	−0,0020	0,0227	−0,0885	0,9299
D(GOV10(−2))	−0,0037	0,0224	−0,1657	0,8693

Poznámka: Vysvětlující proměnná – změna výnosnosti nájemného. Počet zemí: 36, počet pozorování: 4 285.

Zdroj: vlastní zpracování

A-4: Model VECM pro ceny nemovitostí, ceny nájmu, ceny spotřebitelů, dlouhodobé úrokové sazby

Tabulka 11: Testy kointegračních vztahů mezi cenami nemovitostí, nájmů, cenami spotřebitelů a výnosy 10letých vládních dluhopisů

Kao	t-stat.			p-hodnota	kointegrace	
Kompletní vzorek zemí	−2,361			0,009	ano	
Země CEE	−0,491			0,312	ne	
Země západní Evropy	−1,559			0,060	ano*	
Johansen–Fisher	Počet koint. vektorů (H_0)	Trace test		Max-eigen value test		Kointegrace / prokázaný počet koint. vektorů
		Fisher stat.	p-hodnota	Fisher stat.	p-hodnota	
Kompletní vzorek zemí	žádný	473,800	0,000	330,900	0,000	ano / 3
	max. 1	216,000	0,000	146,800	0,000	
	max. 2	131,200	0,000	111,500	0,002	
Země CEE	žádný	138,300	0,000	91,800	0,000	ano / 3
	max. 1	62,520	0,000	42,040	0,000	
	max. 2	34,760	0,002	32,960	0,003	
Země západní Evropy	žádný	162,900	0,000	127,600	0,000	ano / 2
	max. 1	69,980	0,000	48,740	0,049	
	max. 2	46,970	0,069	36,290	0,363	

* na 6% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 12: Model VECM pro kompletní vzorek zemí

Kointegrační rovnice	CointEq1	CointEq2	CointEq3						
(HPN(–1))	1	0	0		D(GOV10(–1))	–0,06425 –0,05842 [–1.09980]	–0,09757 –0,03627 [–2.68986]	0,33117 –0,01784 [18.5660]	0,041556 –0,01921 [2.16311]
(RENT(–1))	0	1	0		D(GOV10(–2))	–0,15049 –0,06096 [–2.46871]	–0,03084 –0,03785 [–0.81491]	–0,0553 –0,01861 [–2.97096]	–0,04471 –0,02005 [–2.23018]
GOV10(–1)	0	0	1		D(GOV10(–3))	0,074349 –0,06038 [1.23135]	0,074164 –0,03749 [1.97831]	0,055225 –0,01844 [2.99550]	0,067521 –0,01986 [3.40053]
LOG(CPI(–1))	–1,734603 –0,23254 [–7.45926]	–1,028262 –0,0643 [–15.9922]	0,05407 –0,01194 [4.52762]		D(GOV10(–4))	–0,079468 –0,0572 [–1.38938]	–0,04754 –0,03551 [–1.33878]	–0,1225 –0,01746 [–7.01418]	–0,00815 –0,01881 [–0.43303]
C	3,361513	0,152341	–0,283964		D(CPI(–1))	–0,010967 –0,05107 [–0.21474]	0,066265 –0,03171 [2.08980]	–0,01845 –0,01559 [–1.18318]	0,152032 –0,01679 [9.05245]
Krátkodobé parametry	D(HPN)	D(RENT)	D(GOV10)	D(CPI)	D(CPI(–2))	–0,138001 –0,05201 [–2.65360]	–0,03143 –0,03229 [–0.97340]	0,053882 –0,01588 [3.39334]	0,139538 –0,0171 [8.15917]
CointEq1	–0,004735 –0,00125 [–3.79741]	0,005477 –0,00077 [7.07369]	–5,14E-05 –0,00038 [–0.13510]	0,002366 –0,00041 [5.77041]	D(CPI(–3))	–0,061694 –0,052 [–1.18652]	0,054059 –0,03228 [1.67454]	0,050974 –0,01588 [3.21079]	–0,03502 –0,0171 [–2.04795]
CointEq2	–0,013543 –0,00381 [–3.55743]	–0,022028 –0,00236 [–9.31942]	0,00375 –0,00116 [3.22630]	–0,000441 –0,00125 [–0.35257]	D(CPI(–4))	0,069167 –0,05092 [1.35840]	–0,05605 –0,03161 [–1.77281]	–0,00422 –0,01555 [–0.27159]	0,299049 –0,01674 [17.8597]
CointEq3	–0,083612 –0,01672 [–5.00100]	–0,002517 –0,01038 [–0.24248]	–0,04795 –0,0051 [–9.39309]	0,014247 –0,0055 [2.59128]	C	0,020347 –0,00642 [3.16738]	0,006758 –0,00399 [1.69452]	0,001591 –0,00196 [0.81101]	0,005668 –0,00211 [2.68322]
D(HPN(–1))	0,450607 –0,01829 [24.6406]	0,05271 –0,01135 [4.64238]	–0,002858 –0,00558 [–0.51187]	0,010359 –0,00601 [1.72254]	20_34/_65_N	0,004992 –0,00099 [5.05634]	0,001318 –0,00061 [2.15012]	0,000986 –0,0003 [3.27144]	0,001058 –0,00032 [3.25730]
D(HPN(–2))	0,257787 –0,01997 [12.9090]	0,011763 –0,0124 [0.94873]	–0,020538 –0,0061 [–3.36837]	0,015547 –0,00657 [2.36742]	FREEINV	–0,004081 –0,00148 [–2.76447]	–0,00125 –0,00092 [–1.35891]	–0,00071 –0,00045 [–1.56805]	–0,00108 –0,00049 [–2.23106]
D(HPN(–3))	0,06498 –0,02006 [3.23868]	–0,007665 –0,01246 [–0.61533]	0,007527 –0,00613 [1.22862]	0,019817 –0,0066 [3.00352]	D(OIL)	0,011743 –0,00181 [6.49711]	0,002556 –0,00112 [2.27807]	0,004576 –0,00055 [8.29258]	0,012823 –0,00059 [21.5752]
D(HPN(–4))	–0,09115 –0,01832 [–4.97429]	0,033897 –0,01138 [2.97942]	0,016808 –0,00559 [3.00408]	0,000763 –0,00603 [0.12667]	R-squared	0,496158	0,509853	0,192579	0,45629
D(RENT(–1))	–0,055243 –0,02669 [–2.06945]	0,533863 –0,01657 [32.2105]	0,012357 –0,00815 [1.51611]	0,06635 –0,00878 [7.55816]	Adj. R-squared	0,492422	0,506219	0,186592	0,452258
D(RENT(–2))	0,031301 –0,02988 [1.04766]	0,107763 –0,01855 [5.80932]	–0,009707 –0,00912 [–1.06410]	0,007583 –0,00983 [0.77180]	Sum sq. resids	0,671289	0,258777	0,062583	0,072595
D(RENT(–3))	0,005239 –0,03041 [0.17226]	–0,031444 –0,01888 [–1.66512]	0,001274 –0,00929 [0.13722]	–0,003649 –0,01 [–0.36481]	S.E. equation	0,015042	0,009339	0,004593	0,004946
D(RENT(–4))	–0,036251 –0,0266	–0,116055 –0,01651	0,005885 –0,00812	–0,033376 –0,00875	F-statistic	132,8068	140,2858	32,16641	113,1796
					Log likelihood	8317,742	9742,828	11864,95	11643,07
					Akaike AIC	–5,548323	–6,50156	–7,92103	–7,77263
					Schwarz SC	–5,502145	–6,45538	–7,87486	–7,72645
					Mean dependent	0,010844	0,006145	–0,00078	0,00501
					S.D. dependent	0,021113	0,01329	0,005092	0,006684

Poznámka: Všechny proměnné s výjimkou GOV10 jsou v přirozených logaritmech. Pro každý odhadnutý parametr reportujeme (v pořadí shora): velikost parametru, směr. chybu a příslušnou t-statistiku. HPN – index cen nemovitostí, RENT – index cen nájmu, GOV10 – výnos 10letého vládního dluhopisu, CPI – index spotřebitelských cen, 20_34/_65_N – obyvatel ve věku 20–34 let na obyvatelích 65 a více let, FREEINV – invest. svoboda, OIL – ceny ropy Brent.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 13: Test stacionarity modelu VECM pro kompletní vzorek zemí: inverzní kořeny charakteristických polynomů

	Kompletní vzorek zemí
Počet kořenů větších než 1	0
Počet kořenů rovno 1	1
Počet kořenů menších než 1	19
Počet endogenních proměnných	4
Počet kointegračních vektorů	3
Model stacionární	ano

Poznámka: Stacionární model VECM nesmí mít žádný inverzní kořen větší než 1 a počet kořenů rovných 1 nesmí převýšit rozdíl počtu endogenních proměnných a počtu kointegračních vektorů.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 14: Korelační matice exogenních vysvětlovacích proměnných (kompletní vzorek zemí)

	podíl 20–34 /65+ let	Investiční svoboda	Cena ropy (mezičtvrtletní změna)
podíl 20–34/65+ let	1		
Investiční svoboda	–0,285408767	1	
Cena ropy (mezičtvrtletní změna)	0,038531189	–0,041835497	1

Zdroj: vlastní zpracování

Appendix A-5: Model VECM pro ceny nájmu a ceny spotřebitelů v zemích CEE

Tabulka 15: Model VECM pro země CEE

Kointegrační rovnice	CointEq1				
RENT(–1)	1		D(CPI(–1))	0,384281 –0,10659 [3.60540]	0,346448 –0,04146 [8.35638]
CPI(–1)	–1,260869 –0,19462 [–6.47856]		D(CPI(–2))	–0,056484 –0,10244 [–0.55141]	0,231041 –0,03985 [5.79847]
C	1,249667		C	0,001982 –0,00112 [1.77114]	0,002679 –0,00044 [6.15477]
Krátkodobé parametry	D(RENT))	D(CPI))	R-squared	0,414427	0,399148
CointEq1	–0,017035 –0,00475 [–3.58282]	0,003555 –0,00185 [1.92214]	Adj. R-squared	0,409388	0,393977
D(RENT(–1))	0,40685 –0,04186 [9.71965]	0,05229 –0,01628 [3.21155]	Sum sq. resids	0,226813	0,034318
D(RENT(–2))	0,207872 –0,04145	0,009116 –0,01612	S.E. equation	0,019758	0,007685
			F-statistic	82,2382	77,1921
			Log likelihood	1473,598	2027,864
			Akaike AIC	–5,000333	–6,888803
			Schwarz SC	–4,955614	–6,844084
			Mean dependent	0,012652	0,008236
			S.D. dependent	0,02571	0,009872

Poznámka: Období 2000–2021, 587 pozorování. Pro každý odhadnutý parametr reportujeme (v pořadí shora): velikost parametru, směrodatnou chybu a příslušnou *t*-statistiku. Všechny proměnné jsou v přirozených logaritmech.

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 16: Test stacionarity modelu VECM: inverzní kořeny charakteristického polynomu

Počet kořenů větších než 1	0
Počet kořenů rovno 1	1
Počet kořenů menších než 1	5
Počet endogenních proměnných	2
Počet kointegračních vektorů	1
Model stacionární	ano

Poznámka: Stacionární model VECM nesmí mít žádný inverzní kořen větší než 1 a počet kořenů rovných 1 nesmí převýšit rozdíl počtu endogenních proměnných a počtu kointegračních vektorů.

Zdroj: vlastní zpracování

Literatura

- Borio, C. (2012). The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt? BIS Working Paper No. 395.
- Borio, C., Disyatat, P., Juselius, M., et al. (2017). Why so low for so long? A long-term view of real interest rates. BIS Working Paper No. 685.
- ČNB (2008). Monitoring centrálních bank – září 2008. Téma pod lupou: Význam cen nemovitostí pro měnovou politiku a jejich praktické uchopení ve vybraných centrálních bankách. Praha: Česká národní banka. Dostupné z: https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/menova-politika/galleries/monitoring_centralnich_bank/0803_mcb.pdf
- ČNB (2022). Monitoring centrálních bank – 3/2022. Téma pod lupou: Trhy nemovitostí a návaznosti na měnovou politiku. Praha: Česká národní banka. Dostupné z: https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/menova-politika/galleries/monitoring_centralnich_bank/2203_mcb.pdf
- Dias, D. A., Duarte, J. D. (2019). Monetary policy, housing rents, and inflation dynamics. International Finance Discussion Paper No. 1248, <https://doi.org/10.17016/IFDP.2019.1248>
- Dieckelmann, D., Hempell, H. S., Jarmulska, B. (2023). House prices and ultra-low interest rates: exploring the non-linear nexus. ECB Working Paper No. 2789. ISBN 978-92-899-5985-8.
- ECB (2006). Monthly Bulletin, May (05/2006). Frankfurt nad Mohanem: Evropská centrální banka. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/mobu/mb200605en.pdf>
- Égert, B., Mihaljek, D. (2007). Determinants of house prices in Central and Eastern Europe. BIS Working Paper No. 236.
- Eggertsson, G., Mehrotra, N. (2014). A model of secular stagnation. NBER Working Paper No. 20574.
- Ferrero, G., Gross, M., Neri, S. (2017). On secular stagnation and low interest rates: demography matters. ECB Working Paper No. 2088.
- Finocchiaro, D., von Heideken, V. Q. (2009). Do central banks react to house prices? Sveriges Riksbank Working Paper No. 217.
- Hiller, N., Lerbs, O. W. (2016). Aging and urban house prices. ZEW Discussion Paper No. 15-024.
- Hott, C., Jokipii, T. (2012). Housing Bubbles and Interest Rates. Swiss National Bank Working Paper 2012-07.
- Gevorgyan, K. (2019). Do demographic changes affect house prices? *Journal of Demographic Economics*, 85(4), 305–320, <https://doi.org/10.1017/dem.2019.9>
- Iossifov, P., Čihák, M., Shanghavi, A. (2008). Interest rate elasticity of residential housing prices. IMF Working Paper WP/08/247.
- Kadlecová, M., Hadlač, M., Poledník, M., et al. (2009). Vývoj cen bytů a tržních nájmů 2000–2008. Projekt „Regionální disparity v dostupnosti bydlení“. Brno: Institut regionálních informací.

- Levin, E., Montagnoli, A., Wright, R. E. (2009). Demographic Change and the Housing Market: Evidence from a Comparison of Scotland and England. *Urban Studies*, 46(1), 27–43, <https://doi.org/10.1177/0042098008098635>
- Lo, S., Rogoff, K. (2015). Secular stagnation, debt overhang and other rationales for sluggish growth, six years on. BIS Working paper No. 482.
- Nocera, A., Roma, M. (2017). House prices and monetary policy in the euro area: Evidence from structural VARs. ECB Working Paper No. 2073.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634, <https://doi.org/10.2307/2670182>
- Plašil, M., Andrle, M. (2019). Hodnocení udržitelnosti cen rezidenčních nemovitostí. Praha: Česká národní banka. Dostupné z: https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/cs/financni-stabilita/galleries/tematicke-clanky-o-financni-stabilite/tcfs_2019_01_cz.pdf
- Sherlund, S. M. (2020). The interest rate elasticity of house prices: evidence from surprise macroeconomic news. American Economic Association Preliminary Paper. Dostupné z: <https://www.aeaweb.org/conference/2021/preliminary/paper/fKYSr6K4>
- Summers, L. (2014). U.S. economic prospects: Secular stagnation, hysteresis, and the zero lower bound. *Business Economics*, 49(2), 65–73, <https://doi.org/10.1057/be.2014.13>
- Sutton, G. D., Mihaljek, D., Subelyte, A. (2017). Interest rates and house prices in the United States and around the World. BIS Working Paper No. 665.