



Analytický komentár

Poznatky z modelovania vývoja ceny bývania na Slovensku

Predmetom skúmania v tomto komentári sú ceny nehnuteľností, ktoré výrazne ovplyvňujú správanie ekonomických subjektov. Keďže sa táto empirická skúsenosť potvrdila už aj v našich podmienkach, skúmanie determinantov ceny bývania má pre tvorcov hospodárskej politiky zákonite veľký význam. Účelom tohto komentára je prezentovať tie faktory, ktoré štatisticky významne ovplyvnili doterajší vývoj ceny bývania u nás. Jedná sa o faktory dopytového charakteru v kombinácii s vplyvom národných špecifik, ktoré boli identifikované na základe zvoleného modelového prístupu. Jeho východiskom boli existujúce poznatky o modelových prístupoch pri analýze vývoja ceny bývania v zahraničí a zatiaľ skromné poznatky v tejto oblasti v podmienkach Slovenska.¹ Pokiaľ ide o možnosti prognózovania cien bývania, existujú aj názory, ktoré ho spochybňujú. Zrejme najdôraznejšie ich vyjadril Mervyn King, bývalý guvernér centrálnej banky Anglicka: „Ak si myslíte, že dokážete predpovedať vývoj cien nehnuteľností, musíte byť buď blázon, alebo jednoducho iba túžite po pozornosti“ [2]. Na možné úskalia prognózovania ceny bývania s využitím modelového prístupu poukázali výsledky out-of-sample simulácie ex post, ktoré sú súčasťou analytického komentára.

Úvod

Ekonomický vývoj od roku 2009 (opätovne) pripomenul tvorcovi hospodárskej politiky v jednotlivých krajinách, že cenové bubliny na reálnych trhoch sú vážnou hrozbou pre finančnú a celkovú ekonomickú stabilitu nielen lokálne, ale v celosvetovom meradle. Táto skutočnosť poukazuje na potrebu neustáleho skúmania vývoja cien nehnuteľností na bývanie, lebo od toho sa odvíjajú aj potenciálne možnosti prognózovania ich vývoja. Jedným z možných prístupov k riešeniu tejto problematiky je využitie ekonometrických metód na modelovanie vývoja ceny bývania. Aplikovaný ekonometrický výskum vývoja cien bývania prebieha v zahraničí už vyše 20 rokov, napriek tomu stále pokračuje [1,3,4,7,9,10]. Na Slovensku je z objektívnych dôvodov na začiatku, pretože trh s bývaním má u nás relatívne krátku históriu a relevantné údaje o cene bývania sú k dispozícii až od roku 2005.

Skúsenosti zo zahraničia naznačujú, že prístupy ku konštrukcii modelov vývoja ceny bývania môžu byť rôzne. Môžu využívať čisto len ponukové faktory (reálne stavebné náklady a ceny pozemkov) [10], ale aj čisto len dopytové faktory (príjmy obyvateľstva, demografické faktory) [3]. Modelovanie ceny bývania v ECB v súčasnosti využíva hlavne dopytové vysvetľujúce premenné (príjem, počet obyvateľov a úroková miera), ale medzi proxy vysvetľujúcimi premennými figuruje aj počet bytov, čo je ukazovateľ ponukovej strany trhu s bývaním. Kvôli úplnosti treba dodať, že napriek snahám a odporúčaniam unifikovať metodologický spôsob analýzy vývoja ceny bývania nie sú v krajinách eurozóny, resp. v krajinách strednej a východnej Európy výnimkou ani také modelové prístupy, ktoré zohľadňujú tiež ich národné špecifiká [6, 13].

¹ V polovici roku 2010 bol urobený pokus o aplikáciu modelového prístupu na analýzu a prognózovanie vývoja ceny bývania v podmienkach NBS [14]. Nakoľko bol k dispozícii ešte pomerne krátky časový rad o vývoji cien bývania, ktorý navyše končil obdobím vrcholiaceho reálneho boomu, odhady parametrov starostlivo vybraných vysvetľujúcich premenných sa ukázali ako veľmi nestabilné. Mali tendenciu sa dosť výrazne meniť s pridaním každého nového pozorovania, preto boli určené kalibráciou. Vytvorený model ECM tým umožňoval odhadnúť vývoj cien bývania nanaajvyš v najbližšom štvrtroku, avšak pri strednodobej prognóze indikoval návrat priemernej ceny bývania na rastúcu trajektóriu, čo bolo vzhľadom na očakávaný vývoj výkonnosti ekonomiky v pokrízovom období veľmi málo pravdepodobné. Pri praktickom odhadovaní vývoja cien nehnuteľností na bývanie v podmienkach Slovenska sa preto uplatňovali expertné odhady na základe aktuálnych informácií a iných dostupných analýz. Bližšie pozri http://www.nbs.sk/img/Documents/PUBLIK/MU/ceny_nehnut_prog.pdf). Autori tohto komentára publikovali v roku 2014 výsledky modelovania priemernej reálnej ceny bývania a neskôr výsledky modelovania priemernej nominálnej ceny bývania v SR [8,9].

Východiská pre modelovanie nominálnej ceny bývania

Z našich doterajších poznatkov vyplýva, že vysvetľujúci potenciál dopytových faktorov vplývajúcich na cenu bývania je v podmienkach SR neporovnateľne vyšší ako potenciál ponukových faktorov. Prezentované vysvetľujúce faktory boli identifikované na základe skúmania stacionarity a kointegrácie časových radov relevantných premenných, ktoré vedie ku konštrukcii modelu s korekčným členom [5,14]. Východiskom pre modelovanie bola hypotéza, že vývojová tendencia priemernej nominálnej ceny bývania (*PCNB*) je primárne determinovaná dopytom na trhu nehnuteľností, ktorý je generovaný vplyvom troch faktorov, ktorými sú:

- nominálne disponibilné príjmy obyvateľstva (*YDP*),
- úvery na bývanie poskytnuté domácnostiam (*CRH*),
- počet obyvateľstva vo veku 25 až 39 rokov (*P2539*), vyjadrený v pomere k celkovému počtu obyvateľstva SR (*PTOT*).

Metodologický prístup k modelovaniu, založený na koncepte kointegrácie, ukázal, že vývoj priemernej ceny bývania je potrebné skúmať v širšom makroekonomickom kontexte, teda nielen z hľadiska vplyvu uvedených dopytových faktorov. Inými slovami povedané, počet vysvetľujúcich faktorov bolo potrebné rozšíriť, lebo len na základe daných troch dopytových faktorov nebolo možné nájsť dlhodobý rovnovážny vzťah, teda odhadnúť hľadaný kointegračný vektor.

Na základe výsledkov testovania bol okruh vysvetľujúcich faktorov rozšírený o infláciu, nominálny výmenný kurz SKK/EUR, nerovnováhu na trhu práce a ekonomickú klímu. Vplyv inflácie je zohľadnený prostredníctvom indexu spotrebiteľských cien (*CPI*), úroveň nerovnováhy na trhu práce je reprezentovaná priemerným počtom nezamestnaných osôb registrovaných na úradoch práce (*LUREG*) a ekonomická klíma je vyjadrená indikátorom ekonomického sentimentu (*IES*). Výmenný kurz SKK voči euru (*REEUR*) má za úlohu technicky "ošetriť" tú skutočnosť, že ceny bývania pred prijatím eura mohli byť ovplyvnené aj nákupmi nehnuteľností nerezidentmi. Počet nezamestnaných osôb možno zdôvodniť tým, že chronicky vysoká nerovnováha na trhu práce, ktorá je najväčším špecifikom SR (voči zahraničiu), výrazne ovplyvňuje kúpnu silu obyvateľstva, a tým aj dopyt na realitnom trhu. Indikátor ekonomického sentimentu odzrkadľuje súhrnný vplyv makroekonomického prostredia na cenu bývania². Okrem týchto faktorov má na cenu bývania štatisticky významný vplyv aj deterministický časový trend (*TIME*)³.

Na konštrukciu modelov s korekčným členom pre nominálnu cenu bývania bol využitý *Enge-Grangerov* algoritmus, ktorý tvorí postupnosť dvoch krokov. V 1. kroku sa odhadne dlhodobý rovnovážny vzťah medzi nestacionárnymi premennými, v 2. kroku sa pomocou (stacionárneho) časového radu rezíduí, ktorý vyplýva z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, odhadne model s korekčným členom. Na základe výsledkov ADF testov možno konštatovať, že: a/ časové rady všetkých použitých premenných sú nestacionárne typu $I(1)$; b/ časový rad rezíduí dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, z čoho vyplýva, že premenné v dlhodobom rovnovážnom vzťahu sú kointegrované. Uvedený spôsob modelovania priemernej nominálnej ceny bývania, ktorý je založený na skúmaní vplyvu dopytových faktorov v kombinácii s vplyvom národných špecifík, dokáže vyjadriť doterajší vývoj priemernej ceny bývania s prijateľnou mierou nepresnosti. Samozrejme, koncepcne ide o jeden z možných prístupov k analýze a modelovaniu priemernej ceny bývania⁴.

² Pokiaľ ide o smer jeho vplyvu na cenu bývania, intuitívne sa prikláňame k názoru, že vzťah medzi nimi je skôr nepriamo ako priamoúmerný.

³ Vplyv časového trendu a nominálneho výmenného kurzu SKK/EUR na vývoj reálnej ceny bývania sa prejavil ako štatisticky významný až od 2. štvrťroka 2007. Nominálny výmenný kurz má od 1. štvrťroka 2009 hodnotu, ktorá zodpovedá stanovenému konverznému kurzu.

⁴ Napríklad ako námet pre ďalší výskum môže slúžiť alternatíva, že by nominálne disponibilné príjmy obyvateľstva boli v rámci dopytových faktorov nahradené úrovňou HDP na obyvateľa.

Poznatzky z modelovania nominálnej ceny bývania

Prezentovaný model v tvare ECM pre nominálnu cenu bývania je založený na časových radoch za obdobie 1. štvrt'rok 2005 až 4. štvrt'rok 2014, čo spolu predstavuje 40 štvrt'ročných pozorovaní. Jeho parametre boli kvantifikované metódou najmenších štvorcov na základe originálnych (teda sezónne neočistených) štvrt'ročných časových radov relevantných premenných (v kombinácii so sezónnymi premennými - *seasonal dummies*) pomocou programového systému *EViews*.

Uved'me hľadaný dlhodobý rovnovážny vzťah pre nominálnu cenu bývania v log-lineárnom tvare:

$$\begin{aligned} LOG(PCNB) = & C(1) + C(2) * LOG(YDP) + C(3) * LOG(CRH) + C(4) * LOG(CPI) + C(5) * LOG(LUREG) \\ & + C(6) * LOG(IES) + C(7) * (P2539/PTOT) + C(8) * TIME * (CAS \geq 2007Q2) \\ & + C(9) * LOG(REEUR) * (CAS \geq 2007Q2) + C(10) * SD1 + C(11) * SD3 \end{aligned}$$

Hodnoty parametrov dlhodobého rovnovážneho vzťahu pre nominálnu cenu bývania, teda dlhodobé elasticity ceny bývania na jednotlivé vysvetľujúce faktory, sú uvedené v tab. 1. Výrokovú schopnosť dlhodobého rovnovážneho vzťahu ilustruje graf na obr. 1.

Tab. 1 Hodnoty parametrov dlhodobého rovnovážneho vzťahu

	Vysvetľujúce premenné	Hodnota parametra	Hladina významnosti
C(1)	konštantný člen	-1,888	**
C(2)	YDP (disponibilné príjmy obyvateľstva)	0,207	***
C(3)	CRH (úvery na bývanie poskytnuté domácnostiam)	0,144	***
C(4)	CPI (index spotrebiteľských cien)	0,943	***
C(5)	LUREG (počet registrovaných nezamestnaných)	-0,331	***
C(6)	IES (indikátor ekonomického sentimentu)	-0,195	***
C(7)	P2539/PTOT (podiel mladých na celkovom počte obyvateľov)	0,030	***
C(8)	TIME (časový trend)	-0,012	***
C(9)	REEUR (nominálny výmenný kurz SKK/EUR)	0,039	***
C(10)	SD1 (sezónna premenná pre 1. štvrt'rok)	0,073	***
C(11)	SD3 (sezónna premenná pre 3. štvrt'rok)	0,023	***
	Koeficient determinácie	0,987	
	D-W index	1,505	

Pozn.: Štatistická významnosť parametrov na hladine 10 %, 5 % a 1 % je označená v tabuľke hviezdikami *, **, ***.

Z tab. 1 vyplýva, že všetky vysvetľujúce premenné v dlhodobom rovnovážnom vzťahu majú na vývoj priemernej nominálnej ceny bývania štatisticky významný vplyv na hladine významnosti 1% (okrem konštantného člena), pričom smer vplyvu reálnych vysvetľujúcich premenných je v súlade s predpokladmi. Z dlhodobého hľadiska je teda vývoj priemernej nominálnej ceny bývania determinovaný všetkými troma spomínanými faktormi dopytového charakteru, infláciou, situáciou na trhu práce a celkovou ekonomickou klímou. Štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je aj časový trend (*TIME*), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných (bližšie nešpecifikovaných) faktorov na vývoj nominálnej ceny bývania⁵. Vývoj nominálnej ceny bývania sa vyznačuje aj sezónnymi výkyvmi, a to sezónnym nárastom v 1. a 3. štvrt'roku (*SD1*, *SD3*)⁶.

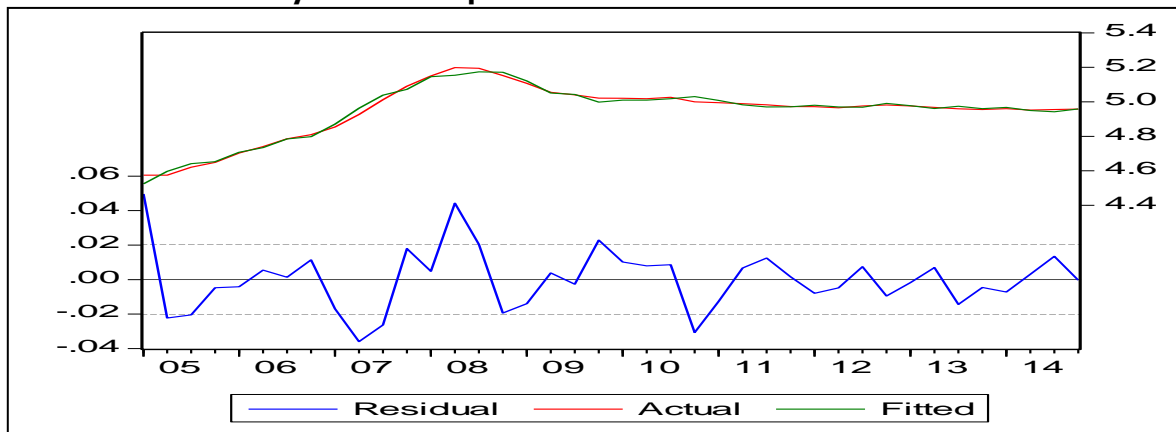
Odhadnuté dlhodobé elasticity nominálnej ceny bývania na dopytové faktory sú pomerne nízke. Vplyv zdrojov financovania bývania (disponibilné príjmy obyvateľstva, úvery na bývanie) na cenu bývania je však relatívne silnejší ako vplyv demografického faktora (podiel mladých ľudí na celkovom počte obyvateľov). Pokiaľ ide o infláciu, dlhodobá elasticita ceny bývania na jej vplyv je veľmi blízka jednotke (0,943). To znamená, že ak sa (priemerná) inflácia zvýši/zníži o 1%, (priemerná) nominálna cena bývania sa zvýši/zníži tiež takmer o 1% (*ceteris paribus*). Mimochodom, uvedený odhad sa dobre

⁵ Parameter tejto premennej má záporné znamienko, preto možno predpokladať, že ide najmä o vplyv globálnej a finančnej krízy, ktorá prispela k obratu vo vývoji ceny bývania smerom k poklesu.

⁶ Ide o vyšší sezónny nárast závisle premennej v 1. a 3. štvrt'roku analyzovaného obdobia oproti tým sezónnym výkyvom, ktoré sú v týchto dvoch štvrt'rokoch vysvetlené sezónnosťou vo vývoji vysvetľujúcich faktorov.

zhoduje so skutočnosťou, keďže inflácia a nominálna cena bývania sa v analyzovanom období zvyšovali v priemere takmer rovnako (o 2,5%, resp. o 2,6% ročne)⁷. Dlhodobé elasticity ceny bývania na výmenný kurz SKK/EUR, situáciu na trhu práce a celkovú ekonomickú klímu sú síce relatívne nízke, napriek tomu tieto faktory tiež významne prispeli k vysvetleniu vývoja priemernej ceny bývania.

Obr. 1 Výroková schopnosť dlhodobého rovnovážneho vzťahu



Zdroj: ŠÚ SR, NBS, výpočty autorov

Vzhľadom na to, že časový rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu (*RESPCNB*) je podľa výsledkov ADF testu stacionárny, odhadnuté parametre $c(1)$ až $c(11)$ sú zložkami hľadaného kointegračného vektora.

Hľadaný model v tvare ECM pre nominálnu cenu bývania má nasledovnú podobu:

$$\begin{aligned} DLOG(PCNB) = & C(2) * DLOG(YDP(-1)) + C(3) * DLOG(CRH) + C(4) * DLOG(CPI) \\ & + C(5) * DLOG(LUREG) + C(6) * D(P2539/PTOT) \\ & + C(7) * RESPCNB(-1) + C(8) * DLOG(PCNB(-1)) + C(9) * D(SD3) + C(10) * TIME \end{aligned}$$

Hodnoty parametrov modelu ECM pre nominálnu cenu bývania, teda krátkodobé elasticity relatívnych zmien ceny bývania na relatívne zmeny jednotlivých vysvetľujúcich faktorov, sú spolu s jeho ďalšími parametrami uvedené v tab. 2. Výrokovú schopnosť modelu ECM ilustruje graf na obr. 2.

Tab. 2 Hodnoty parametrov modelového vzťahu v tvare ECM

	Vysvetľujúce premenné	Hodnota parametra	Hladina významnosti
C(2)	YDP(-1) (disponibilné príjmy obyvateľstva)	0,209	***
C(3)	CRH (úvery na bývanie poskytnuté domácnostiam)	0,076	***
C(4)	CPI (index spotrebiteľských cien)	0,839	***
C(5)	LUREG (počet registrovaných nezamestnaných)	-0,238	***
C(6)	P2539/PTOT (podiel mladých na celkovom počte obyvateľov)	0,020	***
C(7)	korekčný člen	-0,651	***
C(8)	PCNB(-1)	0,284	***
C(9)	SD3 (sezónna premenná pre 3. štvrtrok)	0,009	***
C(10)	TIME (časový trend)	-0,0003	***
	Koeficient determinácie	0,897	
	D-W index	1,797	

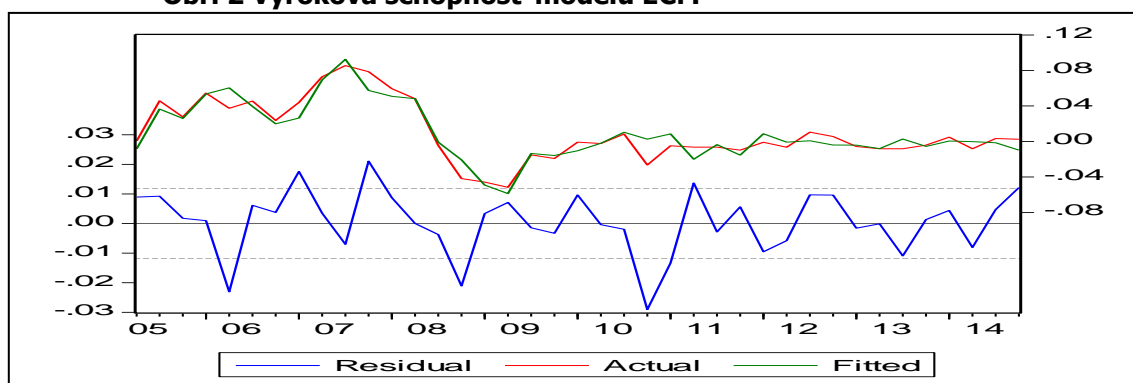
Pozn.: Štatistická významnosť parametrov na hladine 10 %, 5 % a 1 % je označená v tabuľke hviezdičkami *, **, ***.

⁷ V predkrízovom období priemerná cena bývania síce veľmi dynamicky rástla, kríza v roku 2009 však spôsobila jej prudký pokles, ktorý sa následne viditeľne zmiernil, ale fakticky pokračoval ešte aj v 1. polroku 2014. V 3. a 4. štvrtroku 2014 však priemerná cena bývania mierne vzrástla.

Z tab. 2 vyplýva, že všetky tri dopytové faktory, inflácia a situácia na trhu práce majú štatisticky významný vplyv na cenu bývania aj z krátkodobého hľadiska, a to na hladine významnosti 1%. Hodnoty krátkodobých elasticít ceny bývania sa od príslušných dlhodobých elasticít výraznejšie neodlišujú, resp. sú mierne nižšie. Krátkodobé relatívne zmeny priemernej nominálnej ceny bývania sú okrem toho štatisticky významne determinované aj vplyvom zotrvačnosti v ich vývoji, vyznačujú sa sezónnym zrýchlením rastu v 3. štvrťroku⁸ a ovplyvňuje ich aj deterministický časový trend a korekčný člen. Štatisticky významný a záporný parameter korekčného člena znamená, že mechanizmus na korekciu chyby (korekciu odklonu z trajektórie dlhodobej rovnováhy) je funkčný. Zložky časového radu rezíduí, ktoré vyplývajú z modelu s korekčným členom pre nominálnu cenu bývania, nie sú vzájomne autokorelované a testovanie modelu na chybnú špecifikáciu pomocou JB testu ukázalo, že rezíduá majú normálne rozdelenie s nulovou strednou hodnotou a konštantným rozptylom. To znamená, že hodnoty testovacích charakteristík (parametrov premenných, modelu ako celku) sú platné.

Korekčný člen (*RESPCNB*) má špecifický význam, lebo prostredníctvom svojho parametra ($\lambda = -0,651$) prepája krátkodobú dynamiku vývoja kointegrovaných premenných s ich dlhodobým rovnovážnym vzťahom. Absolútna hodnota tohto parametra znamená, že takmer dve tretiny (zhruba 65%) odchýlky od rovnováhy, ktorá vznikla v určitom štvrťroku analyzovaného obdobia, bola korigovaná v nasledujúcom štvrťroku. Inými slovami, rýchlosť návratu na trajektóriu dlhodobej rovnováhy je pomerne vysoká.

Obr. 2 Výroková schopnosť modelu ECM



Zdroj: ŠÚ SR, NBS, výpočty autorov

Výroková schopnosť modelu ECM za minulosť bola overená pomocou statickej a dynamickej simulácie. Skutočný a modelom simulovaný vývoj ex post priemernej nominálnej ceny bývania v analyzovanom období (2. štvrťrok 2005 až 4. štvrťrok 2014) vykazujú vysokú mieru podobnosti. Hodnota *MAPE* (Mean Absolute Percentage Error) pre výsledky statickej simulácie predstavuje 0,786%, pre výsledky dynamickej simulácie 1,014%⁹. *Theilov koeficient nesúladu* (Theil Inequality Coefficient - TIC) je veľmi blízko k nule, a to pre výsledky statickej aj dynamickej simulácie (0,0052, resp. 0,0066). Tento koeficient nadobúda hodnoty od nuly po jednotku, pričom nula znamená dokonalý súlad (perfect fit) skutočných a simulovaných hodnôt endogénnej premennej.

Väčšia miera nepresnosti výsledkov dynamickej simulácie, ktorá sa ukázala pri aplikácii ex post, neprekvapuje. Naopak, je v súlade s očakávaním, pretože pre časovo posunutú endogénnu premennú, ktorá je tiež vysvetľujúcou premennou, sa používajú (jej) modelom vypočítané hodnoty. Keďže vypočítané hodnoty sa od jej skutočných hodnôt v jednotlivých štvrťrokoch analyzovaného obdobia viac alebo menej odlišujú, zákonite zvyšujú mieru nepresnosti výsledkov dynamickej simulácie oproti výsledkom statickej simulácie, pri ktorej časovo posunutá endogénnu premenná nadobúda (jej)

⁸ Sezónna premenná SD3 je v modelovom vzťahu ECM vyjadrená v tvare prvej diferencie.

⁹ Pri statickej simulačnej aplikácii ex post sa pre časovo posunutú endogénnu premennú, ktorá je jednou z vysvetľujúcich premenných modelu, používajú jej skutočné hodnoty, zatiaľ čo pri dynamickej simulačnej aplikácii jej modelom vypočítané hodnoty.

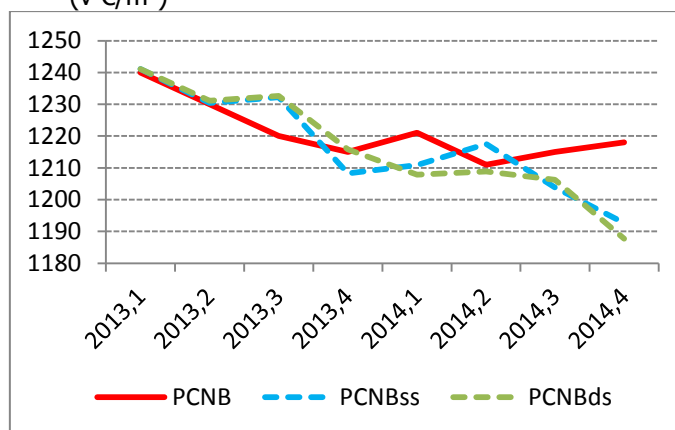
skutočné hodnoty. To vysvetľuje, prečo je miera nepresnosti výsledkov statickej simulácie modelu menšia.

Výsledky out-of-sample simulačnej aplikácie modelu

Spôsob konštrukcie modelu umožňuje, aby bol aktualizovaný po uplynutí každého štvrťroka. Na základe jeho pravidelnej aktualizácie možno konštatovať, že sa javí ako robustný. Uvedenú špecifikáciu si totiž zachováva už od 2. štvrťroka 2012, teda takmer 3 roky. Parametre všetkých jeho vysvetľujúcich premenných zostávajú stále štatisticky významné a postupne sa síce menia, ale len v minimálnej miere. To znamená, že sa vyznačujú tiež vysokou mierou stability. Vplyvom meniacej sa dĺžky analyzovaného obdobia sa výraznejšie nemení ani výroková schopnosť modelu.

Skutočnosť, že model s korekčným členom pre priemernú nominálnu cenu bývania sa javí ako robustný, bola motiváciou overiť jeho predikčné vlastnosti prostredníctvom out-of-sample simulačnej aplikácie. Na tento účel bol model odhadnutý z časového radu skráteného o dva roky, resp. o 8 štvrťrokov, teda za obdobie 2. štvrťrok 2005 až 4. štvrťrok 2012. Zmyslom out-of-sample simulačnej aplikácie bolo zistiť trajektóriu vývoja ceny bývania, ktorú bude tento model generovať v období 1. štvrťrok 2013 až 4. štvrťrok 2014. Výhodou takto navrhutej simulačnej aplikácie je to, že v uvedenom období je skutočný vývoj všetkých premenných známy, v dôsledku čoho bolo možné out-of-sample simulačnú aplikáciu modelu vykonať formou statickej aj dynamickej simulácie. Výsledok skutočného a modelovo simulovaného vývoja priemernej ceny bývania na obdobie uvedených 8 štvrťrokov je zobrazený na obr. 3.

Obr. 3 Priemerná nominálna cena bývania
(v €/m²)



Zdroj: NBS, výpočty autorov

Poznámka: PCNB predstavuje skutočnú priemernú cenu bývania, **ss** znamená statickú simuláciu a **ds** dynamicкую simuláciu.

Model ECM pre nominálnu cenu bývania vyjadruje jej skutočný vývoj až po 2. štvrťrok 2014 (vrátane) pri statickej (PCNBss) aj dynamickej (PCNBds) simulácii relatívne spoľahlivo. Veľmi zreteľný je vplyv korekčného člena, ktorý sa prejavuje tým, že výsledky statickej a dynamickej simulácie oscilujú okolo trajektórie skutočného vývoja nominálnej ceny bývania. V 3. a 4. štvrťroku 2014 však výsledky obidvoch simulácií skutočný vývoj ceny bývania výrazne podhodnotili. Podhodnotenie nie je prejavom zlyhania modelu, ale je dôsledkom skutočnosti, že z historického hľadiska bol vo vývoji nominálnej ceny bývania a inflácie zaznamenaný kvalitatívne nový vzťah. Cena bývania totiž v podmienkach zápornej inflácie (deflácie) v 3. a 4. štvrťroku 2014 rástla, čo je v úplnom protiklade s predpokladmi, na ktorých je fungovanie modelu založené. Táto neštandardná situácia predstavuje hlavný dôvod, že model generuje na 3. a 4. štvrťrok 2014 pokles ceny bývania (oproti 2. štvrťroku 2014). Inými slovami povedané, hlavne vplyvom zápornej inflácie model "stlačil" cenu bývania v 3. a 4. štvrťroku 2014 smerom nadol.

Záver

Výsledky kointegračnej analýzy a modelovania naznačujú, že dopytové faktory (disponibilné príjmy obyvateľstva, objem nových úverov na bývanie, podiel obyvateľstva vo veku 25 až 39 rokov na celkovom počte obyvateľov) v kombinácii s vplyvom faktorov vyjadrujúcich národné špecifiká (inflácia, počet (evidovaných) nezamestnaných, celkový ekonomický sentiment) možno považovať v doterajšom období za štatisticky významné determinanty vývoja cien nehnuteľností na bývanie u nás. Z obr. 1 a 2 vyplýva, že tieto faktory spoločne dokážu v analyzovanom období pomerne dobre vysvetliť nielen dlhodobý trend vývoja priemernej nominálnej ceny bývania, ale aj jej krátkodobú dynamiku.

Overenie výrokovej schopnosti modelu s korekčným členom ukázalo, že bol schopný "vysporiadať sa" tak s výrazným rastom vývoja priemernej ceny bývania v období realitného boomu, ako aj s jej poklesom v dôsledku globálnej finančnej a hospodárskej krízy. Neskolabovali ani v posledných dvoch štvrtrokoch analyzovaného obdobia, teda v 3. a 4. štvrtroku 2014, keď v podmienkach zápornej inflácie nominálna cena bývania vzrástla, čo je jav, ktorý bol u nás v praxi zaznamenaný prvýkrát. Tento šok bol model schopný zásluhou ostatných vysvetľujúcich premenných (zatiaľ) "ustáť".

Význam poznatkov z out-of-sample simulácie spočíva aj v tom, že nabádajú k zvýšenej opatrnosti pri pokusoch o využitie modelového prístupu na prognózovanie vývoja ceny bývania ex ante.

Literatúra

1. Brown, J.P. - Song, H. - McGillivray, A. (1997): Forecasting UK house prices: a time varying coefficient approach. *Economic Modelling* 14 (1997).
2. Conway, E. (2013): *Ekonomia – 50 myšlienok, ktoré by ste mali poznať*. Slovak edition, Slovart 2013. ISBN 978-80-556-1085-6.
3. Cutler, D. - Poterba, J. - Summers, L. (1991): Speculative Dynamics. In: *Review of Economic Studies*. roč. 58, s. 529-546.
4. Daoud, Z. - Antolin-Diaz, J.: Detecting Bubbles in Asset Prices. *Fulcurum reseach notes*, January 2014.
5. Engle, R. F. - Granger, C. W. J. (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, č. 2, s. 251 - 276.
6. Égert, B. - Mihaljek, D. (2008): Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe. *Czech National Bank Working Paper Series*.
7. Hall, S. - Psaradakis, Z. - Sola, M. (1997): Switching error correction models of house prices in the United Kingdom. *Economic Modelling* 14 (1997).
8. Haluška, J. - Cár, M. (2014): Kointegračný prístup k modelovaniu vývoja ceny bývania v SR. In.: *Slovenská štatistika a demografia* 2/2014, s. 18-32.
9. Haluška, J. - Cár, M. (2014): Modelovanie vývoja ceny bývania na Slovensku. In.: *Biatec* 9/2014, s. 6-10.
10. Himmelberg, C. - Mayer, C. - Sinai, T. 2005: Assessing high house prices: Bubles, Fundamentals and misperceptions. Working Paper 11643. NBER. 2005
11. Holly, S. - Jones, N. (1997): House prices since the 1940s: cointegration, demography and asymmetries. *Economic Modelling* 14 (1997).
12. House price developments in the euro area and the United States. In.: *ECB Monthly Bulletin*, November 2011, p. 61-72.
13. Karšay, A. (2010): Prognózy vývoja cien nehnuteľností na bývanie v prostredí krátkych časových radov. In.: *Biatec* 6/2010, s. 2-8.
14. MacKinnon, J. G. (2010): Critical Values for Cointegration Tests [QED. Working Paper, No. 1227.] Kingston, Queens's University.

Ján Haluška (haluska@infostat.sk)

Mikuláš Cár (mikulas.car@nbs.sk)