



Modelovanie vývoja ceny bývania na Slovensku

Ján Haluška, INFOSTAT Bratislava
Mikuláš Cár, Národná banka Slovenska

Trh s bývaním a cena bývania sú v trhovej ekonomike významnou súčasťou transmisného mechanizmu. Porozumieť tomu, ako vývoj v tomto segmente ekonomiky vplyva na jeho fungovanie v našich podmienkach, si vyžaduje identifikovať faktory, ktoré rozhodujúcim spôsobom ovplyvňujú vývoj ceny bývania. Od toho sa totiž odvíjajú aj možnosti prognózovania jej vývoja, čo má v konečnom dôsledku priamy dopad na formovanie inflačných očakávaní. Zatiaľ čo vo vyspelých trhových ekonomikách je problematika modelovania a prognózovania vývoja ceny bývania predmetom skúmania takmer 20 rokov, u nás je jej výskum z objektívnych dôvodov na úplnom začiatku. Súvisí to so skutočnosťou, že trh s bývaním má v SR relatívne krátku históriu, pretože sa začal reálne rozvíjať až na prelome tisícročí. Navyše, údaje o cene bývania, ktorú NBS zisťuje so štvrťročnou periodicitou, sú k dispozícii až od roku 2005.

¹ Priemerná nominálna cena bývania vzrástla z 830 €/m² v 1. štvrťroku 2005 (jej doterajšie minimum) na 1549 €/m² v 2. štvrťroku 2008 (jej doterajšie maximum), pričom v 2. štvrťroku 2014 klesla na 1211 €/m². Prudký nárast cien bývania (nehnuteľnosti), ktorý vzhľadom na ekonomické fundamenty nie je opodstatnený, sa nazýva cenovou bublinou. Vzápätí preto dochádza ku korekcii, teda k prepadu týchto cien (k prasknutiu cenovej bubliny).

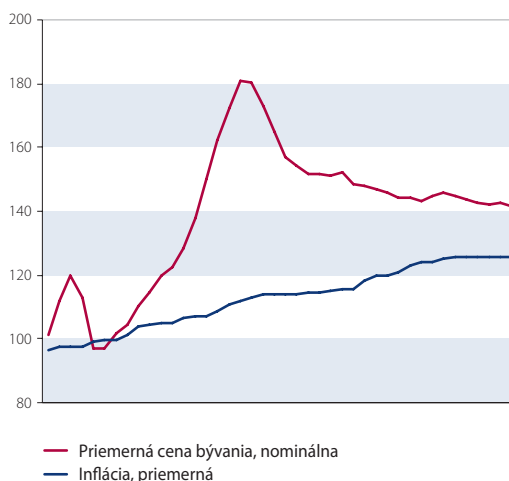
Úvod

Vývoj priemernej nominálnej ceny bývania a priemernej inflácie od roku 2004 je znázornený na grafoch 1 a 2. V prvom prípade pomocou ich bázičných indexov so základom priemerný štvrťrok 2005 = 100, v druhom prípade vo forme ich medziročných relatívnych zmien v percentách. Z grafického zobrazenia je zrejmé, že vývoj priemernej nominálnej ceny bývania sa vyznačuje – na rozdiel od inflácie – značnou volatilitou. V predkrízovom období priemerná cena bývania veľmi dynamicky rástla. Kríza v roku 2009 spôsobila jej prudký pokles, ktorý sa následne viditeľne zmiernil, ale fakticky pokračoval ešte aj v 1. polroku 2014.¹ Avšak priemerný medziročný prírastok nominálnej ceny bývania za obdobie od 1. štvrťroku 2005 po 2. štvrťrok 2014 bol prakticky rovnaký ako v prípade inflácie, ktorá v uvedenom období sústavne rástla, s výnimkou 1. a 2. štvrťroku 2014, keď bola zaznamenaná deflácia 0,1 %.

na cena bývania sa totiž v danom, takmer desaťročnom období zvyšovala v priemere o 2,6 % ročne, inflácia v priemere o 2,7 % ročne.

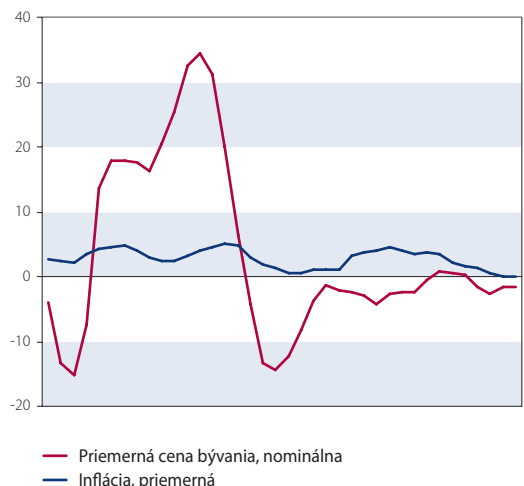
Výrazné zmeny vo vývoji ceny bývania, pripomínajúce vznik a prasknutie cenových bublín na trhu nehnuteľností, predstavujú v našich podmienkach nový jav. Vo vyspelých trhových ekonomikách, kde má trh s bývaním podstatne dlhšiu históriu, zvecnenú aj v pomerne dlhých časových radoch vývoja cien nehnuteľností na bývanie, nie sú bubliny na realitnom trhu výnimočným javom, naopak, cyklicky sa opakujú. V dôsledku toho sa vývoj ceny bývania stal už pred dvoma desaťročiami výzvou, resp. motiváciou aj pre aplikovaný ekonometrický výskum, v rámci ktorého boli na analytické a prognostické účely postupne vytvorené rôzne typy modelových nástrojov [1, 2, 4, 6]. Ich špecifikácia obsahuje spravidla štyri až päť vysvetľujúcich faktorov, ktoré by podľa ekonomickej teórie mali mať rozhodujúci vplyv na cenu bývania.

Graf 1 Bázičné indexy, priemer 2005 = 100



Zdroj: NBS, ŠÚ SR.

Graf 2 Medziročné zmeny v %



Zdroj: NBS, ŠÚ SR.



2 Bližšie pozri http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/MU/ceny_nehnut_prog.pdf.

Hoci tento výskum má za sebou už zhruba dvadsaťročnú históriu, predikčná schopnosť aj veľmi sofistikovaných modelových nástrojov sa stále považuje za málo uspokojivú, najmä pokiaľ ide o úspešnosť predpovedania vzniku spomínaných cenových bublín na realitnom trhu.

Ako sme už uviedli, v SR je aplikovaný ekonometrický výskum vývoja cien bývania z objektívnych dôvodov na začiatku. Doteraz sa zameriaval na skúmanie priemernej reálnej ceny bývania, v tretej časti príspevku však uvádzame aj výsledky modelovania vývoja priemernej nominálnej ceny bývania. Tie v súlade s očakávaním ukazujú, že jej vývojová tendencia je štatisticky významne determinovaná tiež úrovňou celkovej inflácie (meranej pomocou indexu spotrebiteľských cien – CPI).

Cieľom príspevku je prezentovať poznatky a praktické skúsenosti získané pri použití viacerých prístupov na hľadanie vhodného ekonometrického modelu na zobrazenie doterajšieho a na odhad ďalšieho vývoja priemernej ceny bývania na Slovensku. Dôležité informácie o výrokovej schopnosti vytvoreného modelu sa však dajú získať aj prostredníctvom prognózy ex post formou statickej a dynamickej simulácie, teda v takom horizonte, za ktorý je skutočný vývoj všetkých premenných modelu už známy.

VÝSLEDKY MODELOVANIA VÝVOJA REÁLNEJ CENY BÝVANIA V SR

Doterajšie pokusy o modelovanie vývoja priemernej ceny bývania v podmienkach Slovenska boli objektívne limitované predovšetkým turbulentným vývojom ceny bývania v relatívne krátkom časovom úseku. Násť vhodnú kombináciu faktorov, ktoré dokážu spoľahlivo vysvetliť prudké zmeny v doterajšom vývoji priemernej ceny bývania a odhadnúť správny trend vývoja aspoň v strednodobom horizonte, je v našich podmienkach stále náročná úloha.

Prvý pokus o aplikáciu modelového prístupu na analýzu a prognózovanie vývoja cien nehnuteľností na bývanie v podmienkach SR sa uskutočnil v roku 2010 (pre potreby NBS).² Bolo to v období, keď o vývoji cien bývania bol k dispozícii veľmi krátky časový rad, ktorý navyše končil tesne po vyvrcholení realitného boomu. Na základe štvrtročných časových radov s 19 pozorovaniami, ktoré pokrývali obdobie od 1. štvrťroka 2005 po 3. štvrťrok 2009, boli testované viaceré hypotézy s cieľom vytvoriť model s mechanizmom korekcie chyby na zobrazenie vývoja priemernej reálnej ceny bývania.

Priemerná reálna cena bývania bola odvodená ako pomer priemernej nominálnej ceny bývania a priemernej jadrovej inflácie v rámci HICP. Ako hlavné determinanty jej vývoja sa pri testovaní hypotéz použili nasledujúce vysvetľujúce premenné: reálny disponibilný príjem domácností, reálna úroková sadzba nových úverov domácnostiam poskytnutých na bývanie, počet obyvateľov vo veku 25 až 40 rokov a celkový počet rozostavených a dokončených bytov. Prvé tri vysvetľujúce premenné aproximujú vplyv dopytových fakto-

rov, štvrtá vysvetľujúca premenná vyjadruje vplyv ponuky na vývoj ceny bývania.

Na odhad parametrov vysvetľujúcich premenných sa použila metóda najmenších štvorcov. Ukázalo sa však, že vytvoriť modelový nástroj na báze konceptu kointegrácie, teda s fungujúcim mechanizmom korekcie chyby, bol v danom období príliš ambiciózny cieľ. Dokonca sa nepodarilo identifikovať ani dlhodobý rovnovážny vzťah. Parametre niektorých kľúčových vysvetľujúcich premenných neboli štatisticky významné, a navyše, tie parametre, ktoré sa javili ako štatisticky významné, boli značne nestabilné. Inými slovami, aj pri minimálnej zmene počtu pozorovaní mali tendenciu výrazne sa meniť [5]. Získané poznatky potvrdili potrebu pokračovať v expertných odhadoch vývoja ceny bývania na ďalšie obdobia. Vznikla však dôležitá poznatková báza, na ktorú bolo možné nadviazať pri ďalších pokusoch o využitie modelového prístupu pri analyzovaní vývoja ceny bývania s určitým časovým posunom.

Ďalšia aplikácia modelového prístupu na analýzu vývoja cien nehnuteľností na bývanie v podmienkach SR bola zaznamenaná až s odstupom štyroch rokov. Začiatkom roku 2014 prezentovali autori tohto príspevku výsledky konštrukcie modelu s korekčným členom, ktorý zobrazuje vývoj priemernej reálnej ceny bývania v SR [3]. V tomto prípade bol jej vývoj odvodený ako pomer priemernej nominálnej ceny bývania (PCNB) a priemernej inflácie (CPI). Parametre modelu boli kvantifikované metódou najmenších štvorcov na základe originálnych (teda sezónne neočistených) štvrtročných časových radov relevantných premenných (v kombinácii so sezónnymi premennými – *seasonal dummies*) za obdobie od 1. štvrťroka 2005 po 3. štvrťrok 2013, t. j. z 35 štvrtročných pozorovaní.

Východiskom pre modelovanie bola hypotéza, že vývojová tendencia priemernej reálnej ceny bývania (PCNB/CPI) je primárne determinovaná dopytom na trhu nehnuteľností, ktorý je generovaný vplyvom troch hlavných faktorov, konkrétne:

- reálnymi disponibilnými príjmami obyvateľstva, ktoré sú odvodené ako pomer nominálnych disponibilných príjmov obyvateľstva a priemernej inflácie,
- reálnymi úvermi na bývanie poskytnutými domácnostiam, ktoré sú odvodené ako pomer nominálnej hodnoty týchto úverov a priemernej inflácie,
- počtom obyvateľstva vo veku 25 až 39 rokov, ktorý je vyjadrený v pomere k celkovému počtu obyvateľstva SR.

Metodologický prístup k modelovaniu založený na koncepte kointegrácie ukázal, že vývoj priemernej reálnej ceny bývania je potrebné skúmať v širšom makroekonomickom kontexte, teda nielen z hľadiska vplyvu dopytových faktorov. Inými slovami, 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.



- 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 Z priestorových dôvodov nie je možné výsledky ich odhadu prezentovať v rámci tohto príspevku. Autori príspevku ich však záujemcom môžu kedykoľvek poskytnúť.
- 5 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.
- 6 Tento koeficient nadobúda hodnoty od nuly po jednotku, pričom nula znamená dokonalý súlad (perfect fit) skutočných a simulovaných hodnôt endogénnej premennej.
- 7 Parameter korekčného člena je vysoký ($\lambda = -0,82$), čo znamená, že rýchlosť návratu na trajektóriu dlhodobej rovnováhy je vysoká. Na porovnanie možno dodať, že v modeli pre reálnu cenu bývania je rýchlosť návratu na trajektóriu dlhodobej rovnováhy nižšia (parameter korekčného člena $\lambda = -0,62$).

Na základe výsledkov testovania bol okruh vysvetľujúcich faktorov rozšírený o vplyv nominálneho výmenného kurzu SKK/EUR, nerovnováhy na trhu práce a ekonomickej klímy. Úroveň nerovnováhy na trhu práce je reprezentovaná priemerným počtom nezamestnaných osôb registrovaných na úradoch práce, ekonomickej klímy je vyjadrená indikátorom ekonomického sentimentu. Navyše, štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom v dlhodobom rovnovážnom vzťahu je aj časový trend (TIME). Vzhľadom na to, že parameter časového trendu má záporné znamienko, možno predpokladať, že aproximuje najmä vplyv globálnej finančnej a hospodárskej krízy, ktorá dominantne prispela k obratu vývojevej tendencie ceny bývania smerom k poklesu.³

Vytvorený modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje vývoj krátkodobých relatívnych zmien priemernej reálnej ceny bývania v analyzovanom období. Zo špecifikácie jeho konečného tvaru vyplýva, že jej medzištvrtročné relatívne zmeny závisia štatisticky významne od medzištvrtročných relatívnych zmien všetkých troch vysvetľujúcich faktorov dopytového charakteru, ako aj od medzištvrtročných relatívnych zmien počtu registrovaných nezamestnaných osôb. Krátkodobé relatívne zmeny priemernej reálnej ceny bývania sú však štatisticky významne determinované aj vplyvom zotrvačnosti v ich vývoji a ovplyvňuje ich aj korekčný člen. To znamená, že mechanizmus na korekciu chyby, t. j. odklonu od trajektórie dlhodobej rovnováhy, sa ukázal ako funkčný.

Záverom tejto časti možno dodať, že model s korekčným členom pre reálnu cenu bývania s danou špecifikáciou vysvetľujúcich premenných je dostatočne robustný. Ak sa totiž pôvodne analyzované obdobie (1. štvrťrok 2005 až 3. štvrťrok 2013) postupne predlžuje o 1 až 3 štvrťroky, ktoré medzitým pribudli, model si zachováva úplne identickú podobu. Úplne identickú podobu si však zachováva aj v prípade, ak sa pôvodne analyzované obdobie postupne o 1 až 3 štvrťroky skraca. Inými slovami, parametre všetkých jeho vysvetľujúcich premenných zostávajú napriek meniacej sa dĺžke analyzovaného obdobia stále štatisticky významné. Navyše, výrazne sa nemenia, t. j. vyznačujú sa vysokou mierou stability.⁴

Vplyvom meniacej sa dĺžky analyzovaného obdobia sa výraznejšie nemení ani výroková schopnosť modelu. V prípade, že sa analyzuje obdobie od 1. štvrťroka 2005 po 4. štvrťrok 2012, model vysvetľuje 87,3 % rozptylu vo vývoji závisle premennej. Ak sa analyzované obdobie rozšíri o zostávajúce šesť štvrťrokov, ktoré sú dnes k dispozícii, model vysvetľuje 85,4 % rozptylu vo vývoji závisle premennej. Zložky časového radu rezíduí, ktorý vyplýva z modelu v tvare ECM (Error Correction Model), odhadnutého za obdobie od 1. štvrťroka 2005 po 2. štvrťrok 2014, majú normálne rozdelenie a nie sú vzájomne autokorelované. Okrem toho možno konštatovať, že skutočný a modelom simulovaný vývoj ex post priemernej reálnej ceny bývania v danom období vykazujú vysokú mieru podobnosti. Hodnota MAPE (Mean Absolute

Percentage Error) pre výsledky statickej simulácie predstavuje 0,957 %, pre výsledky dynamickej simulácie 1,262 %.⁵ Theilov koeficient nesúladu (Theil Inequality Coefficient) je veľmi blízko k nule, a to pre výsledky statickej aj dynamickej simulácie (0,0062 a 0,0082).⁶

VÝSLEDKY MODELOVANIA VÝVOJA NOMINÁLNEJ CENY BÝVANIA V SR

Východiskom pre modelovanie bola hypotéza, že vývoj priemernej nominálnej ceny bývania (PCNB) je z vecného hľadiska determinovaný tým istým súborom vysvetľujúcich faktorov ako priemerná reálna cena bývania. Samozrejme s tým rozdielom, že disponibilné príjmy obyvateľstva a úvery poskytnuté domácnostiam na bývanie sú v tomto prípade vyjadrené v nominálnej hodnote. Zároveň sa predpokladá, že okrem daného súboru vysvetľujúcich faktorov má na nominálnu cenu bývania štatisticky významný vplyv aj inflácia (meraná pomocou CPI).

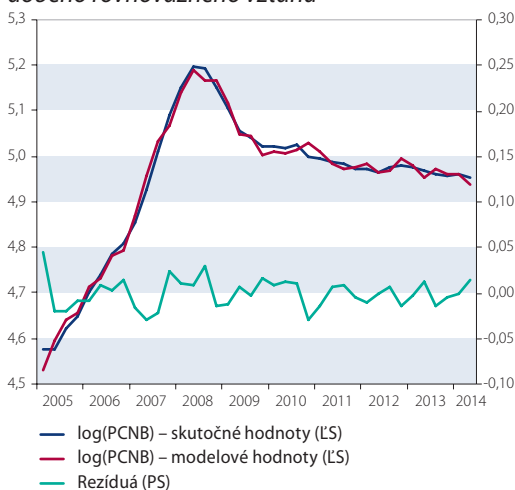
Výsledky odhadu dlhodobého rovnovážneho vzťahu aj modelu v tvare ECM získané na základe údajov za obdobie od 1. štvrťroka 2005 po 2. štvrťrok 2014 takto modifikovanú hypotézu potvrdili. Pokiaľ ide o infláciu, možno konštatovať, že jej vplyv na vývoj nominálnej ceny bývania je štatisticky významný z dlhodobého aj krátkodobého hľadiska. Z výsledkov odhadu vyplýva, že dlhodobá a krátkodobá elasticita nominálnej ceny bývania na vplyv inflácie je prakticky rovnaká a veľmi blízka jednotke (0,979 a 0,949). To znamená, že ak sa (priemerná) inflácia zvýši/zníži o 1 %, (priemerná) nominálna cena bývania sa zvýši, resp. zníži tiež približne o 1 % (*ceteris paribus*). Uvedené odhady elasticít zodpovedajú skutočnosti, keďže inflácia a nominálna cena bývania sa v danom období zvyšovali v priemere takmer rovnako. Výroková schopnosť dlhodobého rovnovážneho vzťahu a modelu ECM je zobrazená v grafoch 3 a 4.

Zo špecifikácie konečného tvaru modelu s korekčným členom vyplýva, že krátkodobé relatívne zmeny priemernej nominálnej ceny bývania v analyzovanom období závisia štatisticky významne od medzištvrtročných relatívnych zmien všetkých troch vysvetľujúcich faktorov dopytového charakteru, od medzištvrtročných relatívnych zmien počtu registrovaných nezamestnaných osôb, ako aj od medzištvrtročných relatívnych zmien indikátora ekonomického sentimentu. Krátkodobé relatívne zmeny priemernej nominálnej ceny bývania sú okrem toho štatisticky významne determinované aj vplyvom zotrvačnosti v ich vývoji a ovplyvňuje ich aj korekčný člen. Mechanizmus na korekciu chyby, t. j. odklonu od trajektórie dlhodobej rovnováhy je teda funkčný aj v tomto prípade.⁷

Model s korekčným členom pre nominálnu cenu bývania je tiež dostatočne robustný. Ak sa analyzované obdobie (1. štvrťrok 2005 až 2. štvrťrok 2014) postupne skraca o 1 až 6 štvrťrokov, model si zachováva úplne identickú podobu. Parametre všetkých jeho vysvetľujúcich premenných zostávajú stále štatisticky významné a vý-



Graf 3 Znáznorenie výrokovej schopnosti dlhodobého rovnovážneho vzťahu



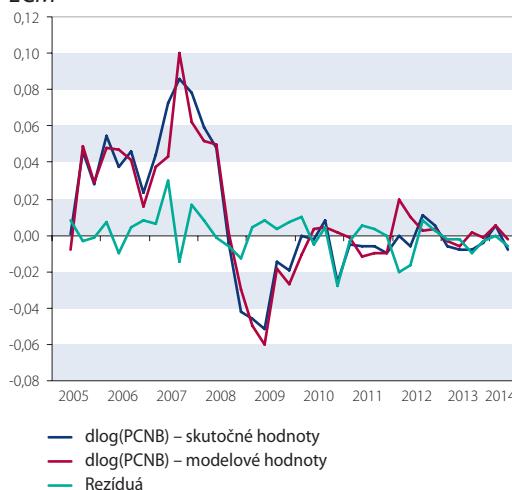
Zdroj: NBS, INFOSTAT.

razne sa nemenia, t. j. vyznačujú sa tiež vysokou mierou stability.

Vplyvom meniacej sa dĺžky analyzovaného obdobia sa výroková schopnosť modelu mení len minimálne. Pri analýze obdobia od 1. štvrťroka 2005 po 4. štvrťrok 2012 model vysvetľuje 90,5 % rozptylu vo vývoji relatívnych zmien nominálnej ceny bývania a ak sa analyzované obdobie rozšíri o zostávajúcich 6 štvrťrokov, ktoré sú dnes k dispozícii, model vysvetľuje 90,3 % rozptylu vo vývoji závisle premennej. Zložky časového radu rezíduí, ktorý vyplýva z modelu v tvare ECM (odhadnutého za obdobie od 1. štvrťroka 2005 po 2. štvrťrok 2014), majú normálne rozdelenie a nie sú vzájomne autokorelované. Aj v tomto prípade vykazuje skutočný a modelom simulovaný vývoj ex post priemernej nominálnej ceny bývania vysokú mieru podobnosti. Hodnota *MAPE* pre výsledky statickej simulácie predstavuje 0,791 %, pre výsledky dynamickej simulácie 0,840 %. *Theilov koeficient nesúladu* je tiež veľmi blízko k nule pre výsledky statickej aj dynamickej simulácie (0,0052 a 0,0057).

Väčšia miera nepresnosti výsledkov dynamickej simulácie, ktorá sa ukázala pri aplikácii oboch modelov ex post, neprekvapuje. Naopak, je v súlade s očakávaním, pretože pre časovo posunutú endogénnu premennú, ktorá je tiež vysvetľujúcou premennou modelu, sa používajú (jej) modelom vypočítané hodnoty. Keďže vypočítané hodnoty sa od jej skutočných hodnôt

Graf 4 Znáznorenie výrokovej schopnosti modelu ECM



Zdroj: NBS, INFOSTAT.

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

VÝSLEDKY SIMULAČNEJ PROGNOZY EX POST VÝVOJA NOMINÁLNEJ CENY BÝVANIA v SR

Výsledky overenia výrokovej schopnosti a robustnosť modelov s korekčným členom pre priemerňú reálnu, resp. nominálnu cenu bývania boli motiváciou na ich prognostickú aplikáciu ex post. Obidva modely, ktorých parametre sú odhadnuté z časových radov za obdobie 1. štvrťroka 2005 až 4. štvrťroka 2012, možno využiť na prognostickú aplikáciu ex post s horizontom 1. štvrťroka 2013 až 2. štvrťroka 2014. V uvedenom horizonte prognózy je totiž skutočný vývoj všetkých premenných oboch modelov známy, preto možno prognostickú aplikáciu ex post vykonať formou statickej aj dynamickej simulácie. Ich výsledky sú uvedené v tab. 1 a 2.

Výsledky simulačných aplikácií modelu s korekčným členom pre reálnu cenu bývania sú v tab. 1 uvedené po prepočte z reálnej ceny bývania na nominálnu cenu bývania, teda po vylúčení vplyvu inflácie. Možno konštatovať, že výsledky statickej

Tab. 1 Priemerná nominálna cena bývania v €/m² (prepočítaná z reálnej ceny)

	1Q 2013	2Q 2013	3Q 2013	4Q 2013	1Q 2014	2Q 2014
PCNB	1 240	1 230	1 220	1 215	1 221	1 211
PCNBss	1 245	1 244	1 239	1 230	1 237	1 242
PCNBds	1 236	1 244	1 249	1 243	1 247	1 250

Zdroj údajov: NBS, INFOSTAT.

Poznámka: PCNBss – statická simulácia; PCNBds – dynamickej simulácia.

Tab. 2 Priemerná nominálna cena bývania v €/m²

	1Q 2013	2Q 2013	3Q 2013	4Q 2013	1Q 2014	2Q 2014
PCNB	1 240	1 230	1 220	1 215	1 221	1 211
PCNBss	1 250	1 234	1 235	1 222	1 223	1 206
PCNBds	1 249	1 238	1 237	1 227	1 224	1 205

Zdroj údajov: NBS, INFOSTAT.

Poznámka: PCNBss – statická simulácia; PCNBds – dynamická simulácia.

i dynamickej simulácie získané týmto modelom skutočnú cenu bývania nadhodnocujú. Navyše, s predĺžovaním horizontu prognózy má miera nadhodnotenia skutočnej ceny bývania tendenciu postupne narastať v obidvoch simuláciách, ale miera nadhodnotenia je v statickej simulácii nižšia ako v dynamickej simulácii.

Výsledky simulačných aplikácií modelu s korekčným členom pre nominálnu cenu bývania uvedené v tab. 2 skutočnú cenu bývania síce tiež nadhodnocujú, ale podstatne menej ako v predchádzajúcom prípade. Na konci horizontu prognózy, teda v 2. štvrtroku 2014, však skutočnú cenu bývania naopak zhodne podhodnocujú, pričom miera podhodnotenia je v statickej simulácii mierne nižšia ako v dynamickej simulácii.

Z uvedených výsledkov vyplýva, že sú pomerne citlivé aj na minimálne zmeny špecifikácie ekonometrického modelu. Preto výber vysvetľujúcich premenných a konečná podoba modelu, ktorý dokáže nielen spoľahlivo zobrazit' doterajší vývoj priemernej ceny bývania, ale aj odhadnúť jej ďalší vývoj s akceptovateľnou mierou nepresnosti, si vyžaduje ďalšie testovanie prezentovaných modelov.

ZÁVER

Výsledky získané pomocou kointegračnej analýzy a modelovania naznačujú, že štatisticky významnými determinantmi vývoja cien nehnuteľností na bývanie u nás boli v doterajšom období predovšetkým disponibilné príjmy obyvateľstva, objem nových úverov na bývanie, úroveň inflácie, podiel obyvateľstva vo veku 25 až 39 rokov na celkovej počte obyvateľov, ale aj počet (evidovaných) nezamestnaných a celkový ekonomický sentiment.

Z grafov 3 a 4 vyplýva, že tieto faktory dokážu pomerne dobre vysvetliť nielen dlhodobý trend vývoja priemernej ceny bývania, ale aj jej krátkodobú dynamiku. Obidva modely s korekčným členom sa totiž dokázali vysporiadať tak s výraznými zmenami vývoja priemernej ceny bývania v období realitného boomu, ako aj s jej poklesom v dôsledku globálnej finančnej a hospodárskej krízy. V obidvoch prípadoch k tomu prispel výrazným spôsobom vplyv korekčného člena, ktorého parameter zabezpečuje pomerne rýchly návrat modelovanej ceny bývania k jej rovnovážnemu stavu (po predchádzajúcom vychýlení).

Výsledky overenia výrokovkej schopnosti i prognostických aplikácií ex post ukázali, že model s korekčným členom pre nominálnu cenu bývania má schopnosť generovať skutočný vývoj ceny bývania s menšou mierou nepresnosti ako model s korekčným členom pre reálnu cenu bývania. Napriek tomu, že ide o prijateľnú mieru nepresnosti, jeho prípadné systematické využívanie v praxi na účely prognózovania si bude, samozrejme, vyžadovať ešte ďalšie testovanie. (Spôsob konštrukcie modelu umožňuje, aby jeho špecifikácia bola verifikovaná kontinuálne, teda po uplynutí každého štvrtroka.) Autori príspevku sú totiž presvedčení, že uvažovať o využití ekonometrického modelu na prognózovanie vývoja lubovoľných premenných by sa malo až po primeranom otestovaní jeho robustnosti a celkovej vypovedacej schopnosti v dlhšom časovom úseku. V tejto súvislosti je dôležité pripomenúť, že pri prognostických aplikáciách ex post boli využité skutočné hodnoty vysvetľujúcich premenných v horizonte prognózy, čo je výhoda, ktorá pri prognostických aplikáciách ex ante neexistuje.

Literatúra:

1. Brown, J. P. – Song, H. – McGilivray, A. (1997): Forecasting UK house prices: a time varying coefficient approach. *Economic Modelling* 14 (1997).
2. Hall, S. – Psaradakis, Z. – Sola, M. (1997): Switching error correction models of house prices in the United Kingdom. *Economic Modelling* 14 (1997).
3. Haluška, J. – Cár, M. (2014): Kointegračný prístup k modelovaniu vývoja ceny bývania v SR. In.: *Slovenská štatistika a demografia* 2/2014, s. 18-32.
4. Holly, S. – Jones, N. (1997): House prices since the 1940s: cointegration, demography and asymmetries. *Economic Modelling* 14 (1997).
5. Karšay, A. (2010): Prognózy vývoja cien nehnuteľností na bývanie v prostredí krátkych časových radov. NBS, august 2010.
6. Sutton, G. D. (2002): Explaining changes in house prices. *BIS Quarterly Review*, september 2002.