

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA a DEMOGRAFIA

SLOVAK STATISTICS
and DEMOGRAPHY

2/2014

ročník/volume 24

Recenzovaný vedecký časopis so zameraním na prezentáciu moderných štatistických a demografických metód a postupov.

Scientific peer-reviewed journal focusing on the presentation of modern statistical and demographic methods and procedures.

Článok/Article: 2

Typ článku/Type of article: vedecký článok/scientific article

Strany/Pages: 18 – 32

Dátum vydania/Publication date: 15. apríl 2014/April 15, 2014



Ján HALUŠKA
INFOSTAT – Inštitút informatiky a štatistiky

Mikuláš CÁR
Národná banka Slovenska

KOINTEGRAČNÝ PRÍSTUP K MODELOVANIU VÝVOJA CENY BÝVANIA V SR

CO-INTEGRATION APPROACH TO MODELING OF HOUSING PRICES DEVELOPMENT IN SLOVAKIA

ABSTRAKT

Trh s bývaním v SR má relatívne krátku históriu, počas ktorej sa vývoj cien domov a bytov vyznačoval značnou volatilitou. V predkrízovom období zaznamenali tieto ceny veľmi dynamický rast, kríza však spôsobila ich pokles, ktorý ešte stále pokračuje. Zatiaľ čo v SR sú také výrazné zmeny vo vývoji cien bývania nepochybne novým javom, vo vyspelých trhových ekonomikách ide o jav, ktorý sa periodicky opakuje. V dôsledku toho je už takmer 20 rokov motívom aj pre ekonometrické modelovanie. Ceny nehnuteľností totiž výrazne ovplyvňujú nielen správanie ekonomických subjektov, ale aj úroveň aktivity v súvisiacich odvetviach, preto modelovanie a prognózovanie vývoja týchto cien má mimoriadny význam. Cieľom príspevku je prezentovať výsledky empirickej analýzy vývoja cien bývania v SR, ktoré boli získané na základe skúmania kointegrácie relevantných časových radov a konštrukcie modelu s korekčným členom.

ABSTRACT

Housing market in Slovakia is characterized by a relatively short history, during which the development of house prices has experienced a significant volatility. In the precrisis period these prices experienced very dynamic growth, however, the crisis caused their decline, which still continues. While in Slovakia so significant changes in the prices of housing represent undoubtedly a new phenomenon, in developed market economies it is a phenomenon that is repeated periodically. As a result, it has become a subject of econometric modelling already for almost last 20 years. The reason for that is that house prices affect significantly not only the behaviour of economic agents, but also the level of economic activity in related sectors. Consequently, modelling and forecasting of house prices is of special importance. The aim of this paper is to present the results of empirical analysis of development in housing prices in Slovakia, which were obtained by examining the co-integration of time series of relevant indicators and building an econometric model with error correction term.

KLÚČOVÉ SLOVÁ

vývoj cien bývania, princíp kointegrácie, model s korekčným členom

KEY WORDS

development of housing prices, the co-integration principle, model with correction term

1. ÚVOD

Na Slovensku sa začal reálny trh s bývaním rozvíjať v podstate až na prelome tisícročí. Rozhodujúcim momentom pre jeho vznik bola očividne rastúca výkonnosť slovenskej ekonomiky po roku 2000, čo sa prejavilo aj na zlepšovaní príjmovej situácie obyvateľstva a tiež na vytváraní pozitívnych očakávaní do budúcnosti. K dynamizácii trhu s bývaním prispel aj rozvoj hypotekárneho bankovníctva, ktoré postupne výrazne rozširovalo úverové možnosti pre záujemcov o bývanie. Významný vplyv na slovenský trh s bývaním mal tiež vstup Slovenska do Európskej únie v roku 2004, čo sa prejavilo vo výraznom raste aktivít na trhu s bývaním a v pomerne dynamickom raste priemerných cien bývania v predvstupovom období. Na prelome rokov 2004 a 2005 však nastal na Slovensku pomerne prudký prepád priemerných cien bývania¹. Od druhej polovice roku 2005 došlo k stupňovaniu dynamiky rastu priemerných cien domov a bytov, ktorá dosiahla vrchol v 2. štvrtroku 2008. Následné znižovanie priemerných cien bývania bolo na začiatku dosť dynamické, ale postupne nadobúdalo takmer podobu stagnácie. Vzhľadom na charakteristiku doterajšieho vývoja cien bývania na Slovensku nie je jednoduché nájsť takú skupinu faktorov, pomocou ktorých by sa dal univerzálne opísať pomerne rôznorodý vývoj priemerných cien bývania na celej doterajšej časovej trajektórii.

Na analyzovanie a modelovanie vývoja cien nehnuteľností na bývanie možno zvoliť viaceré prístupy. Zjednodušený pohľad môže vychádzať buď z predpokladu, že všetko sa dá bez problémov mechanicky spočítať a odhadnúť, alebo na druhej strane možno uviesť veľa limitov, ktorými sa dá úplne spochybníť použitie modelového prístupu pri hodnotení doterajšieho a odhadovaní možného vývoja cien bývania. Dnešná úroveň poznania aj praktické skúsenosti ponúkajú pomerne sofistikovaný prístup k analýze vývoja cien bývania založený na princípoch skúmania kointegrácie, ktorý vedie ku konštrukcii modelu s korekčným členom. Praktické skúsenosti favorizujú tento prístup hlavne preto, lebo vychádza z predpokladu, že vývoj jednotlivých časových radov je spätý s teoreticky zdôvodniteľným ekonomickým vzťahom, ktorý sa v dlhodobom horizonte nerozchádza. Avšak aj výsledky získané týmto prístupom musia byť neustále verifikované, či sa nerozchádzajú s realitou.

Relatívne krátka a pomerne búrlivá história slovenského trhu s bývaním evokuje úvahu o tom, nakoľko použiteľný môže byť modelový prístup pri analyzovaní a prognózovaní vývoja cien bývania. Preto cieľom autorov tohto príspevku je vybrať logicky zmysluplné faktory, identifikovať vhodnú funkciu definujúcu vzťah medzi cenou a jednotlivými determinantmi, odhadnúť ich koeficienty určujúce silu ich vplyvu na cenu a nakoniec posúdiť vhodnosť vytvoreného ekonometrického modelu na prípadné prognózovanie vývoja cien bývania na najbližšie obdobie.

2. ČASOVÉ RADY SKÚMANÝCH UKAZOVATEĽOV, ICH VÝVOJ A ŠTATISTICKÉ VLASTNOSTI

Pri prvotnej úvahe o analýze vývoja cien bývania sa ponúka pomerne široká škála faktorov, ktoré môžu s rôznou intenzitou vplyvať na vytváranie finálnej ceny domov a bytov. Z globálneho pohľadu možno uvažovať o dvoch skupinách faktorov, pomocou ktorých možno opísať dopytovú a ponukovú stránku trhu s bývaním. Na

¹ *Samotnému vstupu SR do EÚ predchádzal zvýšený záujem domácností o obstaranie bývania v očakávaní, že po vstupe do EÚ ceny nehnuteľností výraznejšie vzrastú. Efektom davovej psychózy bol výrazný rast priemerných cien bývania v prvých troch štvrtrokoch 2004 a ich následný prudký prepád na začiatku roka 2005.*

dopytovej strane sú to v prvom rade demografické charakteristiky (počet obyvateľov, počet domácností, sobášnosť, rozvodovosť a pod.), od ktorých sa odvíja samotná potreba bývania, sociálno-ekonomické charakteristiky (dôchodková situácia, úspory a pod.), z ktorých môžu byť zaujímavé najmä tie, ktoré umožnia vytvoriť si obraz o statuse a bonite potenciálnych záujemcov o riešenie potreby bývania. Keďže výrazná časť obstarávania vlastného bývania sa v posledných rokoch rieši prostredníctvom úverových prostriedkov, do úvahy prichádzajú aj také dopytové faktory, ako sú objemy úverov celkom, úverov na bývanie, úrokové sadzby na úvery a pod. V súvislosti s ponukovou stránkou trhu s bývaním nás môžu zaujímať predovšetkým indikátory, ktoré opisujú úroveň bytovej výstavby (počet vydaných stavebných povolení, počet začatých, dokončených a rozostavaných bytov a pod.), ale aj také ukazovatele, ktoré charakterizujú bytovú výstavbu sprostredkovanou (cena stavebných prác a stavebných materiálov, objem stavebnej produkcie spojený s výstavbou bytových budov a pod.). Okrem faktorov na dopytovej a ponukovej stránke je potrebné uviesť aj rôzne psychologické vplyvy, ktoré môžu krátkodobo pomerne výrazne ovplyvniť aktivity na trhu s bývaním aj samotné ceny bývania. Pri úvahách o vhodnosti výberu faktorov je potrebné mať na zreteli aj reálnu dostupnosť údajov za dostatočne dlhé obdobie.

Skúmanie vplyvu nezávislých (exogénnych) premenných na vývoj závislej (endogénnej) premennej sa zvyčajne vo všeobecnosti rieši prostredníctvom korelačnej a regresnej analýzy. Na základe korelačnej analýzy medzi cenami bývania a vybranými dostupnými charakteristikami trhu s bývaním možno orientačne zistiť, aké silné sú vzájomné väzby medzi nimi. Pri skúmaní sily týchto väzieb počas celého sledovaného obdobia dominujú určité faktory, ktoré môžu v určitých parciálnych obdobiach strácať silu a dokonca môžu pôsobiť na ceny bývania aj s opačným znamienkom, teda nepriamo. Podľa orientačných prepočtov má na vývoj cien bývania trvalý a relatívne silný vplyv počet obyvateľov, ale hlavne počet mužov a žien vo veku od 25 do 39 rokov a následne rozostavanosť bytov. Tieto faktory silno pôsobili na vývoj cien bývania tak počas celého sledovaného obdobia od 1. štvrťroka 2004 po 3. štvrťrok 2013, ale aj separátne, teda v časoch turbulentnejšieho vývoja cien bývania (od 1. štvrťroka 2004 po 4. štvrťrok 2009), resp. v časoch relatívnej stagnácie trhu s bývaním (od 1. štvrťroka 2010 po 3. štvrťrok 2013). Dlhodobá miera vplyvu faktorov na vývoj cien bývania je viac podobná vplyvu vzájomných väzieb faktorov v turbulentných časoch ako vplyvu väzieb vybraných faktorov na ceny bývania v čase stagnácie trhu s bývaním.

Korelačná analýza síce poskytuje užitočné informácie o vzájomných väzbách medzi jednotlivými faktormi, ale je potrebné uvedomiť si, že ide skôr o informácie, ktoré sú výsledkom len jednorozmernej štatistickej analýzy. Pri skúmaní vplyvu určujúcich faktorov na cenu bývania je potrebný komplexnejší pohľad na danú problematiku aj prostredníctvom viacrozmernej štatistickej analýzy, ktorá je súčasťou modelového prístupu ku skúmaniu hromadných javov a procesov.

Identifikáciou faktorov, ktoré by sa mohli použiť na účely analýzy a modelovania vývoja cien nehnuteľností na bývanie, sa už zaoberali viaceré odborné štúdie [3, 4, 6, 12]. Spomedzi množstva faktorov, ktoré môžu vplyvať na vývoj cien bývania, sa v odborných štúdiách pozornosť zvyčajne zameriava predovšetkým na demografické charakteristiky populácie, príjmovú situáciu obyvateľstva, úvery na bývanie, úrokové sadzby, bytový fond a pod. Prostredníctvom publikovaných štúdií

o vývoji cien nehnuteľností na bývanie možno sledovať aj vývoj prístupov k analýze tejto problematiky. Prvé jednoduché pokusy o modelové prístupy k analýze cien bývania pred zhruba 40 rokmi neboli dostatočne robustné a mali veľmi slabú predikčnú schopnosť. Evidentne vysoká nestabilita odhadovaných parametrov vytvorených regresných rovníc sa pripisovala aj takým okolnostiam, ako je napríklad deregulácia finančných trhov a s ňou súvisiace zlepšovanie úverových podmienok pre úvery na bývanie, čo malo v konečnom dôsledku značný vplyv na zmeny cien bývania. Z ekonometrického pohľadu sa práve volatilita cien bývania stala veľmi zaujímavou výzvou na uplatnenie modelového prístupu ku skúmaniu tejto problematiky a na jeho ďalšie rozvíjanie. Rastúca úroveň poznania a praktické skúsenosti s viacerými prístupmi pri realizácii regresnej analýzy vyústili do poznania, že na modelovanie vývoja cien bývania v nestabilných podmienkach je vhodné použiť princíp kointegrácie pri vytváraní ekonometrického modelu s korekčným členom.

Popri inšpiratívnom charaktere dostupných štúdií k analýze a modelovaniu cien nehnuteľností na bývanie treba podotknúť aj to, že sa realizovali hlavne v prostrediach s dosť rozdielnymi podmienkami trhu s bývaním, aké sa zatiaľ zaznamenali na Slovensku. Pred niekoľkými rokmi bol urobený pokus o aplikáciu modelového prístupu ohľadom analýzy a prognózovania vývoja cien nehnuteľností na bývanie aj v podmienkach Slovenska [10]. Keďže bol k dispozícii ešte pomerne krátky časový rad vývoja cien bývania, ktorý sa navyše končil obdobím vrcholiaceho realitného boomu, odhady starostlivo vybraných parametrov vysvetľujúcich faktorov sa ukázali ako relatívne nestabilné, lebo mali tendenciu dosť výrazne sa meniť s pridaním každého nového pozorovania, preto boli použité kalibrované elasticity. Vytvorený model ECM bol ako-tak použiteľný na odhad vývoja cien bývania na najbližší štvrťrok, avšak pri strednodobej prognóze nedokázal reflektovať tlaky smerujúce k nahodnocovaniu očakávaného vývoja cien nehnuteľností na bývanie.

V tomto príspevku je predmetom analýzy a modelovania vývoj reálnej priemernej ceny bývania v podmienkach SR, o ktorom boli v čase písania príspevku k dispozícii údaje za obdobie 1. štvrťrok 2004 až 3. štvrťrok 2013². Ide o ukazovateľ, ktorý je odvodený ako pomer nominálnej priemernej ceny nehnuteľnosti v €/m² (*PCNB*) a priemernej inflácie (*CPI*) v jednotlivých štvrťrokoch analyzovaného obdobia. Na základe ekonomickej teórie, ale aj výsledkov aplikovaného ekonometrického výskumu v tejto oblasti spomenutých predtým možno formulovať hypotézu, že jeho vývojová tendencia je primárne determinovaná dopytom na trhu nehnuteľností. Autori príspevku vyšli z predpokladu, že dopyt na trhu s bývaním je generovaný vplyvom troch hlavných faktorov, a to:

- reálnymi disponibilnými príjmami obyvateľstva, ktoré sú odvodené ako pomer nominálnych disponibilných príjmov obyvateľstva (*YDP*) a priemernej inflácie (*CPI*),

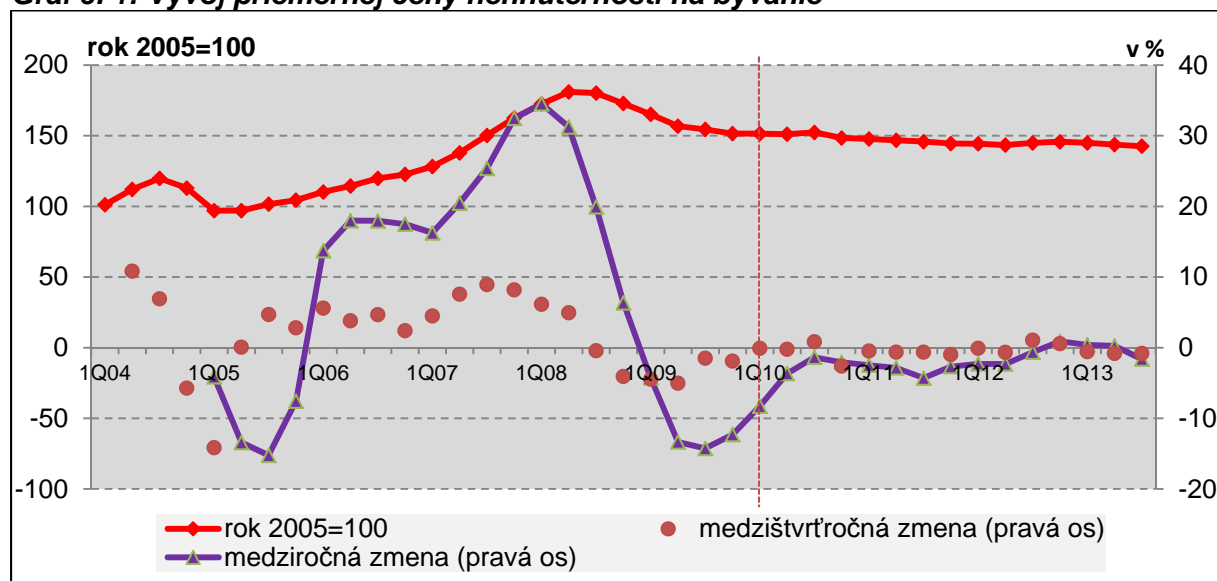
² *Východiskový časový rad obsahuje hodnoty priemernej ponukovej ceny domov a bytov, ktoré sa počítajú v súlade s pôvodnou metodikou NBS z roku 2006 a pravidelne sa zverejňujú v štvrťročných intervaloch. Nie je to síce v súlade s aktuálnou metodikou Eurostatu, uvedenou oficiálne do platnosti v roku 2013, ktorá uprednostňuje zostavovanie indexu cien nehnuteľností na bývanie z realizačných cien. Hlavným dôvodom použitia časového radu údajov o priemernej ponukovej cene je ich bežná dostupnosť na rozdiel od údajov o priemernej realizačnej cene nehnuteľností na bývanie. V prospech použitia údajov o ponukovej cene nehnuteľností na bývanie na účely modelovania hovorí aj fakt, že časový rad jej bazického indexu so základom priemer roku 2005 = 100 sa výrazne neodlišuje od vývoja časového radu bazického indexu realizačnej ceny.*

- reálnymi úvermi na bývanie poskytnutými domácnostiam, ktoré sú odvodené ako pomer nominálnej hodnoty týchto úverov (*CRH*) a priemernej inflácie (*CPI*),
- počtom obyvateľstva vo veku 25 až 39 rokov (*P2539*), ktorý je vyjadrený v pomere k celkovému počtu obyvateľstva SR (*PTOT*).

Zvolený metodologický prístup k modelovaniu však ukázal, že vývoj reálnej priemernej ceny bývania je potrebné skúmať nielen z hľadiska vplyvu dopytových faktorov, ale v širšom makroekonomickom kontexte. Inými slovami povedané, rozšírenie počtu vysvetľujúcich faktorov bolo potrebné preto, lebo len na základe dopytových faktorov nebolo možné nájsť dlhodobý rovnovážny vzťah, teda odhadnúť hľadaný kointegračný vektor. V tejto súvislosti sa okruh vysvetľujúcich faktorov rozšíril o vplyv nominálneho výmenného kurzu SKK/EUR (*REEUR*), nerovnováhy na trhu práce a ekonomickej klímy. Úroveň nerovnováhy na trhu práce je reprezentovaná priemerným počtom nezamestnaných osôb registrovaných na úradoch práce (*LUREG*) a ekonomická klíma je vyjadrená indikátorom ekonomickeho sentimentu (*IES*).

Východiskom analýzy boli časové rady základných indexov vybraných ukazovateľov, ktorých základom je priemerná hodnota príslušného ukazovateľa v roku 2005, t. j. rok 2005 = 100.

Graf č. 1: Vývoj priemernej ceny nehnuteľností na bývanie



Zdroj údajov: NBS, Štatistický úrad SR

Zobrazenie medzištvrťročných, ale predovšetkým medziročných dynamík vývoja priemernej ceny nehnuteľností na bývanie potvrdzuje už spomenutý pomerne heterogénny vývoj cien bývania na Slovensku v jeho doterajšej relatívne krátkej histórii (graf č. 1). Obdobie jej pomerne turbulentného vývoja v druhej polovici predchádzajúcej dekády vystriedala etapa dlhobojšej relatívnej stagnácie priemernej ceny domov a bytov, ktorá pretrváva aj v súčasnosti. Táto skutočnosť determinovala aj výber jednotlivých nezávisle premenných pri tvorbe regresných rovníc. Pritom sa vychádzalo z určitých teoretických predpokladov a podmienok, ktoré umožnia vhodnú logickú interpretáciu kvantifikovaných vzťahov obsiahnutých vo vytváranom ekonometrickom modeli.

Kľúčovou vlastnosťou časových radov analyzovaných ukazovateľov, ktorú bolo potrebné skúmať z hľadiska zvoleného metodologického prístupu k modelovaniu, je stacionarita³. Testovanie časových radov na stacionaritu je nevyhnutné kvôli regresnej analýze. Nestacionarita časových radov totiž vedie k problému tzv. zdanlivej alebo falošnej regresie (*spurious regression*), ktorej výsledky sú bezcenné [1,8].

Stacionarita analyzovaných časových radov sa zisťovala pomocou rozšíreného (*augmented*) *Dickeyho-Fullerovho* (*ADF*) testu v programovom systéme *EViews* [x]. Výsledky uvedené v tabuľke 1 sa získali testovaním časových radov vo forme ich prirodzených logaritmov (preto sú označené malými písmenami), keďže dlhodobý rovnovážny vzťah je *log-lineárny*. Symbol Δ znamená, že ide o 1. diferenciu príslušného časového radu ($\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$). Na základe výsledkov *ADF* testu možno konštatovať, že časové rady všetkých analyzovaných ukazovateľov sú nestacionárne, t. j. vykazujú prítomnosť tzv. jednotkového koreňa (*unit root*). Presnejšie povedané, ide o integrované časové rady typu *I*(1), čo znamená, že časové rady ich 1. diferencií sú stacionárne, teda typu *I*(0).

Tabuľka č. 1: Test jednotkového koreňa

	pcnb/cpi	ydp/cpi	crh/cpi	p2539/ptot	reeur	lureg	ies
ADF	-1.842	-2.800	-3.404	-1.307	-0.723	-1.847	-3.033
	Δ (pcnb/cpi)	Δ (ydp/cpi)	Δ (crh/cpi)	Δ (p2539/ptot)	Δ reeur	Δ lureg	Δ ies
ADF	-4.126*	-6.646*	-5.152*	-3.972**	-4.370*	-3.909*	-4.047*

Poznámky: (a) Označenia *, resp. ** vyjadrujú, že nulová hypotéza o prítomnosti jednotkového koreňa je odmietnutá na hladine významnosti 1 %, resp. 5 %. (b) Hodnoty *ADF* testov pre údaje vo forme úrovně sú vypočítané z regresí s konštantou a časovým trendom, pre údaje vo forme 1. diferencií z regresí len s konštantou.

3. KONCEPT KOINTEGRÁCIE A KONŠTRUKCIA MODELU S KOREKČNÝM ČLENOM

Pre ekonometrické modelovanie nestacionárnych časových radov má kľúčový význam koncept kointegrácie, ktorý formulovali *R. Engle* a *C. Granger* [5]. Ukázali, že vzájomný vzťah kointegrovaných premenných možno vyjadriť pomocou modelu s mechanizmom korekcie chyby (*Error Correction Mechanism – ECM*). Chybou sa rozumie odklon kointegrovaných premenných z trajektórie ich dlhodobej rovnováhy. Mechanizmus slúži na korekciu tohto odklonu vtedy, keď medzi kointegrovanými premennými vznikne (krátkodobo) nerovnovážny stav, k čomu v praxi dochádza veľmi často. Model s korekčným členom tým umožňuje prepojiť skúmanie krátkodobej dynamiky kointegrovaných premenných s ich dlhodobou rovnováhou. Koncept kointegrácie v podstate predstavuje formálny návod na testovanie a odhad dlhodobých vzťahov medzi (makro)ekonomickými premennými.

Pri konštrukcii modelu s korekčným členom pre vývoj reálnej priemernej ceny bývania v SR sa využil algoritmus, ktorý tvorí postupnosť dvoch krokov. V 1. kroku sa odhadne dlhodobý rovnovážny vzťah medzi (vecne príbuznými) nestacionárnymi

³ Časový rad sa vo všeobecnosti považuje za stacionárny, ak sú jeho stochastické vlastnosti invariantné voči času, t. j. jeho priemer, rozptyl a kovariancia nezávisia od času. Inými slovami, napriek pribúdajúcemu počtu pozorovaní v časovom rade nemajú uvedené tri opisné charakteristiky tendenciu meniť sa (rásť alebo klesať).

premennými, ktorého špecifikácia vychádza z ekonomickej teórie. Časový rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého modelového vzťahu je teda stacionárny a odhadnuté parametre dlhodobého vzťahu sú zložkami hľadaného kointegračného vektora. V 2. kroku sa pomocou časového radu rezíduí oneskoreného o jedno obdobie odhadne ekonometrický model s korekčným členom, pomocou ktorého sa odchýlka od dlhobohovej rovnováhy objavujúca sa v jednom období čiastočne alebo úplne koriguje v nasledujúcom období⁴.

Na testovanie kointegrácie analyzovaných časových radov, ktoré predchádza 2. kroku algoritmu, sa použil *ADF* test. Nulová hypotéza predpokladá, že časové rady premenných v dlhodobom vzťahu nie sú kointegrované, teda že časový rad rezíduí nie je stacionárny. Testovanie kointegrácie pomocou *ADF* testu je založené na porovnaní hodnoty vypočítanej *t*-štatistiky s *MacKinnonovou* kritickou hodnotou, ktorá však nie je totožná s kritickou hodnotou *ADF* testu používanou pri testovaní prítomnosti jednotkového koreňa v originálnom časovom rade⁵.

4. MODEL S KOREKČNÝM ČLENOM PRE REÁLNU CENU BÝVANIA A JEHO INTERPRETÁCIA

Charakteristickou vlastnosťou modelov s korekčným členom je skutočnosť, že na základe identifikovanej odchýlky od dlhobohovej rovnováhy medzi kointegrovanými premennými, ktorá môže vzniknúť v určitom sledovanom období, sú schopné korigovať vývoj vysvetľovanej premennej v nasledujúcom období. Odchýlky od dlhobohovej rovnováhy, ktorá sa podľa ekonomickej teórie presadzuje vo vývoji kointegrovaných premenných, reprezentuje časový rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu.

Parametre modelu s korekčným členom boli kvantifikované metódou najmenších štvorcov (OLS) na základe originálnych (teda sezónne neočistených) štvrtročných časových radov za obdobie od 1. štvrťroka 2005 po 3. štvrťrok 2013, teda z 35 štvrtročných pozorovaní. Vzhľadom na to, že dlhodobý rovnovážny vzťah je z hľadiska funkčného tvaru *log-lineárny*, odhadnuté parametre sú dlhodobými elasticitami. Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje vývoj medzikvartálnych, čiže krátkodobých relatívnych zmien endogénnej premennej v analyzovanom období, v závislosti od vývoja krátkodobých relatívnych zmien tých vysvetľujúcich faktorov, ktoré boli identifikované ako štatisticky významné⁶. Ich vplyv je však korigovaný korekčným členom.

4.1 Dlhodobý rovnovážny vzťah

Pri konštrukcii modelov založených na časových radoch je logické predpokladať, že vývoj časových radov použitých premenných sa opiera o teoreticky zdôvodnené

⁴ Synonymom pre obdobie bude v tomto prípade štvrťrok, keďže model je založený na štvrtročných časových radoch.

⁵ Pri testovaní kointegrácie je *MacKinnonova* kritická hodnota zápornejšia a je tabelovaná pre štandardné hladiny významnosti (1 %, 5 %, 10 %) v závislosti od počtu pozorovaní použitých na odhad parametrov a od počtu vysvetľujúcich premenných v dlhodobom rovnovážnom vzťahu [11]. Ak je vypočítaná *t*-štatistika v absolútnej hodnote menšia ako príslušná kritická hodnota, znamená to, že nulová hypotéza o neexistencii kointegrácie je potrebné na príslušnej hladine významnosti zamietnuť a prijať alternatívnu hypotézu, že dané premenné sú kointegrované, teda že daný časový rad rezíduí je stacionárny.

⁶ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu premennej Z_t možno aproximovať pomocou diferencie jej logaritmu takto: $d\log(Z_t) = \log(Z_t) - \log(Z_{t-1}) \approx (Z_t - Z_{t-1})/Z_{t-1}$.

ekonomické vzťahy a že v dlhodobom časovom horizonte sa skutočný vývoj a teoretický predpoklad nerozchádzajú. Premenné sa vplyvom šokov síce môžu krátkodobo odchyliť od rovnováhy po určitú hranicu, ale v dlhodobom horizonte sa k nej vracajú.

Výsledky odhadu dlhodobého rovnovážneho vzťahu vývoja ceny bývania obsahuje tabuľka č. 2 a jeho výroková schopnosť je zobrazená na grafe č. 2.

Tabuľka č. 2: Dlhodobý rovnovážny vzťah

Dependent Variable: LOG(PCNB/CPI)				
Method: Least Squares				
Sample: 2005Q1 2013Q3				
Included observations: 35				
LOG(PCNB/CPI)=C(1)+C(2)*LOG(YDP/CPI)+C(3)*LOG(CRH/CPI				
+C(4)*LOG(LUREG)+C(5)*LOG(IES)+C(6)*LOG(P2539/PTOT)				
+C(7)*LOG(REEUR)*(ČAS>=2007Q2)				
+C(8)*TIME*(ČAS>=2007Q2)+C(9)*SD1+C(10)*SD3				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-8.798716	2.524528	-3.485292	0.0018
C(2)	0.236938	0.075577	3.135053	0.0044
C(3)	0.129729	0.033590	3.862166	0.0007
C(4)	-0.338494	0.039789	-8.507183	0.0000
C(5)	-0.197473	0.053628	-3.682281	0.0011
C(6)	3.076504	0.574432	5.355728	0.0000
C(7)	0.037463	0.005875	6.376546	0.0000
C(8)	-0.009737	0.001530	-6.365063	0.0000
C(9)	0.074856	0.014870	5.033912	0.0000
C(10)	0.022696	0.009825	2.310044	0.0294
R-squared	0.982028	Mean dependent variable		4.822088
Adjusted R-squared	0.975558	S.D. dependent variable		0.134484
S.E. of regression	0.021025	Akaike info criterion		-4.651251
Sum squared residuals	0.011051	Schwarz criterion		-4.206866
Log likelihood	91.39690	Hannan-Quinn criterion		-4.497850
F-statistic	151.7841	Durbin-Watson statistic		1.680607
Prob(F-statistic)	0.000000			

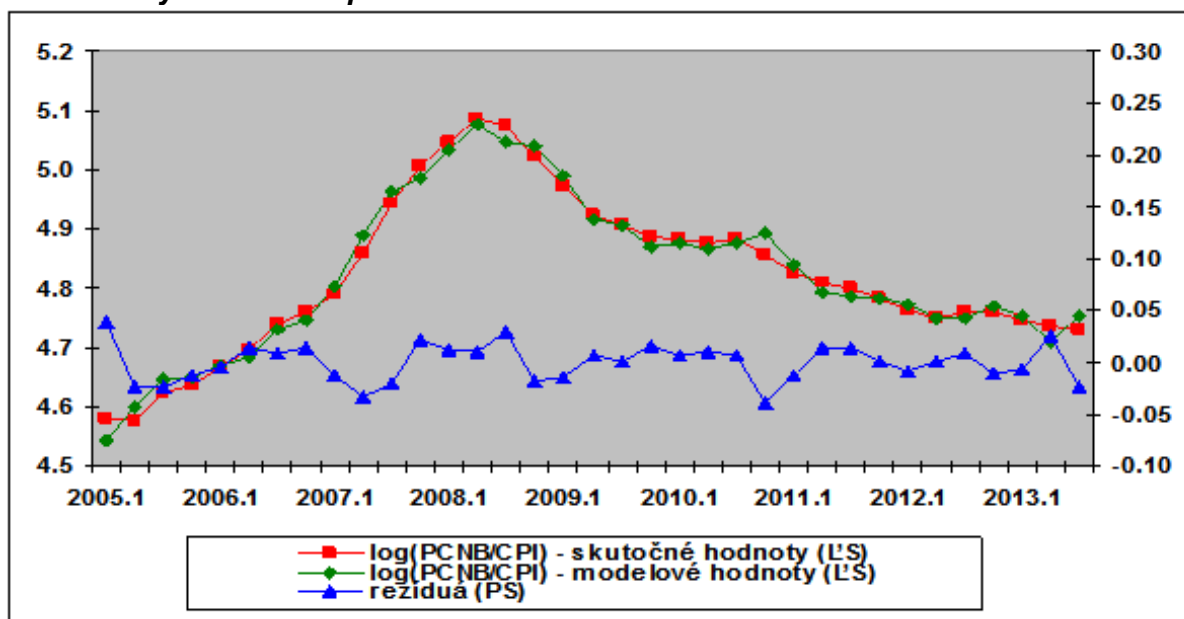
Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, NBS, výpočty autorov

Z tabuľky 2 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj priemernej reálnej ceny bývania štatisticky významne determinovaný všetkými troma spomínanými vysvetľujúcimi faktormi dopytového charakteru, ako aj výmenným kurzom, situáciou na trhu práce a celkovou ekonomickou klímou. Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (*TIME*), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných (bližšie nešpecifikovaných) faktorov na vývoj reálnej ceny bývania. Možno predpokladať, že ide najmä o vplyv globálnej finančnej a hospodárskej krízy, ktorá dominantne prispela k obratu vývojovej tendencie ceny bývania smerom k poklesu. Vývoj reálnej ceny bývania sa vyznačuje sezónnymi výkyvmi, a to sezónnym nárastom v 1. a 3. štvrťroku (*SD1*, *SD3*)⁷.

⁷ Ide o vyšší sezónny nárast závisle premennej v 1. a 3. štvrťroku oproti tým sezónnym výkyvom, ktoré sú v týchto dvoch štvrťrokoch vysvetlené sezónnosťou vo vývoji vysvetľujúcich faktorov.

Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ vyjadruje, že pri raste/poklese reálnych disponibilných príjmov obyvateľstva, resp. objemu úverov na bývanie pre domácnosti o 1 % sa reálna cena bývania zvýši/zníži cca o 0,24 %, resp. o 0,13 % (*ceteris paribus*). Na základe parametra $c(4)$, resp. $c(5)$ možno konštatovať, že vplyvom zvýšenia/zníženia počtu registrovaných nezamestnaných osôb, resp. ekonomického sentimentu o 1 % sa reálna cena bývania zníži/zvýši cca o 0,34 %, resp. o 0,20 % (*ceteris paribus*). Parameter $c(6)$, resp. $c(7)$ udáva, že pri raste/poklese demografického faktora, resp. nominálneho výmenného kurzu o 1 % sa reálna cena bývania zvýši/zníži cca o 3,08 %, resp. o 0,04 % (*ceteris paribus*). Z parametra $c(7)$ vyplýva, že všetky ostatné (bližšie nešpecifikované) faktory prispievali v analyzovanom období k poklesu reálnej ceny bývania v priemere cca o 0,97 % štvrtročne, čiže o 3,88 % ročne⁸.

Graf č. 2: Výroková schopnosť dlhodobého rovnovážneho vzťahu



Zdroj údajov: NBS, ŠÚ SR, výpočty autorov

Modelový vzťah s uvedenou špecifikáciou spĺňa všetky potrebné predpoklady na to, aby sa mohol považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi reálnou cenou bývania a danými vysvetľujúcimi premennými. Všetky jeho odhadnuté parametre sú totiž štatisticky významné a interpretovateľné a časový rad rezíduí (*RESPCNB*), ktorý z tohto vzťahu vyplýva, je podľa výsledkov *ADF* testu stacionárny. Parametre $c(1)$ až $c(10)$ sú teda zložkami hľadaného kointegračného vektora.

4.2 Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja krátkodobých relatívnych zmien priemernej reálnej ceny bývania. Jej medzikvartálne relatívne zmeny závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien všetkých troch vysvetľujúcich faktorov dopytového charakteru. Z parametrov $c(2)$, $c(3)$ a $c(5)$ vyplýva, že krátkodobé elasticity relatívnych zmien reálnej ceny bývania na tieto tri vysvetľujúce faktory sú menšie ako príslušné dlhodobé elasticity (prvé dva zhruba o polovicu, tretí o jednu šestinou). Z krátkodobého hľadiska sú relatívne zmeny reálnej ceny bývania štatisticky významne determinované aj medzikvartálnymi

⁸ Vplyv nominálneho výmenného kurzu a ostatných nešpecifikovaných faktorov je štatisticky významný od 2. štvrtroka 2007.

relatívnymi zmenami počtu registrovaných nezamestnaných osôb. Krátkodobá elasticita relatívnych zmien reálnej ceny bývania na tento vysvetľujúci faktor sa od príslušnej dlhodobej elasticity odlišuje len minimálne. Krátkodobé relatívne zmeny reálnej ceny bývania podliehajú aj vplyvu zotrvačnosti (parameter $c(6)$) a vyznačujú sa sezónnym zrýchlením rastu v 1. a 3. štvrťroku⁹.

Výsledky odhadu modelového vzťahu v tvare ECM obsahuje tabuľka č. 3 a jeho výroková schopnosť je zobrazená na grafe č. 3.

Tabuľka č. 3: Modelový vzťah v tvare ECM

Dependent Variable: DLOG(PCNB/CPI)

Method: Least Squares
Sample: 2005Q2 2013Q3
Included observations: 34

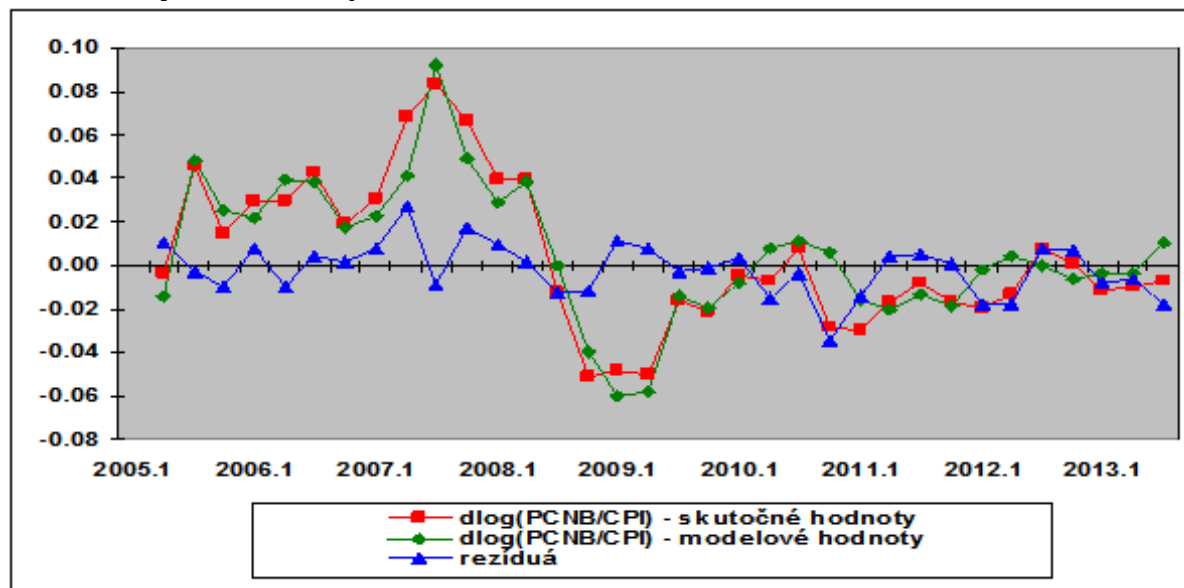
$$\begin{aligned} \text{DLOG(PCNB/CPI)} = & C(2) * \text{DLOG(YDP/CPI)} + C(3) * \text{DLOG(CRH/CPI)} + C(4) * \text{DLOG(LUREG)} \\ & + C(5) * \text{DLOG(P2539/PTOT)} + C(6) * \text{DLOG(PCNB(-1)/CPI(-1))} \\ & + C(7) * \text{RESPCNB(-1)} + C(8) * \text{D(SD1)} + C(9) * \text{D(SD3)} \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.091465	0.038758	2.359895	0.0261
C(3)	0.069277	0.018181	3.810370	0.0008
C(4)	-0.310727	0.051764	-6.002780	0.0000
C(5)	2.542135	0.693213	3.667178	0.0011
C(6)	0.242421	0.071769	3.377817	0.0023
C(7)	-0.704562	0.167891	-4.196550	0.0003
C(8)	0.034436	0.008094	4.254322	0.0002
C(9)	0.014404	0.004112	3.503323	0.0017
R-squared	0.866540	Mean dependent variable		0.004384
Adjusted R-squared	0.830608	S.D. dependent variable		0.033657
S.E. of regression	0.013852	Akaike info criterion		-5.518414
Sum squared residuals	0.004989	Schwarz criterion		-5.159270
Log likelihood	101.8130	Hannan-Quinn criterion		-5.395936
Durbin-Watson statistic	1.605287			

Zdroj údajov: Štatistický úrad SR, NBS, výpočty autorov

Zostávajúci parameter $c(7)$ má špecifický význam, pretože je to parameter korekčného člena, pomocou ktorého je modelový vzťah v tvare ECM prepojený s dlhodobým rovnovážnym vzťahom. Tento parameter je podľa očakávania záporný, čo poukazuje na funkčnosť (modelového) mechanizmu korekcie chyby, teda korekcie odchýlok od dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Na základe jeho absolútnej hodnoty možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy (od dlhodobého rovnovážneho stavu), ktorá vznikne v určitom štvrťroku, sa v nasledujúcom štvrťroku koriguje viac ako z dvoch tretín (cca na 70 %). To znamená, že rýchlosť návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu je pomerne vysoká.

⁹ Sezónne premenné SD1 a SD3 sú v modelovom vzťahu ECM vyjadrené v tvare prvej diferencie.

Graf č. 3: Výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare ECM

Zdroj údajov: NBS, ŠÚ SR, výpočty autorov

Výroková schopnosť modelového vzťahu s korekčným členom je vysoká, keďže vysvetľuje vyše 86 % rozptylu vo vývoji krátkodobých relatívnych zmien reálnej ceny bývania v analyzovanom období. Zložky časového radu rezíduí, ktorý vyplýva z modelu v tvare ECM, majú normálne rozdelenie a nie sú vzájomne autokorelované. Svedčia o tom hodnoty príslušných testovacích štatistík – *Jarque-Berra* ($JB = 0.584$), resp. *Durbin h* ($h = 1.267$).

5. PROGNOTICKÁ APLIKÁCIA MODELU S KOREKČNÝM ČLENOM EX POST A EX ANTE

Schopnosť prezentovaného modelu s korekčným členom vyjadriť skutočný vývoj modelovanej premennej v analyzovanom období bola overená pomocou jeho prognostickej aplikácie ex post¹⁰. Vzhľadom na to, že časovo posunutá endogénna premenná je jednou z jeho vysvetľujúcich premenných, bola uvedená schopnosť modelu verifikovaná na základe statickej aj dynamickej simulačnej aplikácie ex post. Výsledky týchto simulačných aplikácií po prepočte z reálnej ceny bývania na nominálnu cenu bývania, teda po vylúčení vplyvu inflácie, sú spolu s nominálnou cenou bývania zobrazené v grafe č. 4.

Na základe vizuálneho porovnania možno konštatovať, že skutočný a modelom simulovaný vývoj nominálnej ceny bývania vykazujú vysokú mieru podobnosti. Túto skutočnosť možno potvrdiť aj exaktne pomocou vhodných kvantitatívnych mier tesnosti, resp. zhody skutočných a simulovaných hodnôt endogénnej premennej. V tomto prípade bola použitá priemerná absolútna percentuálna odchýlka

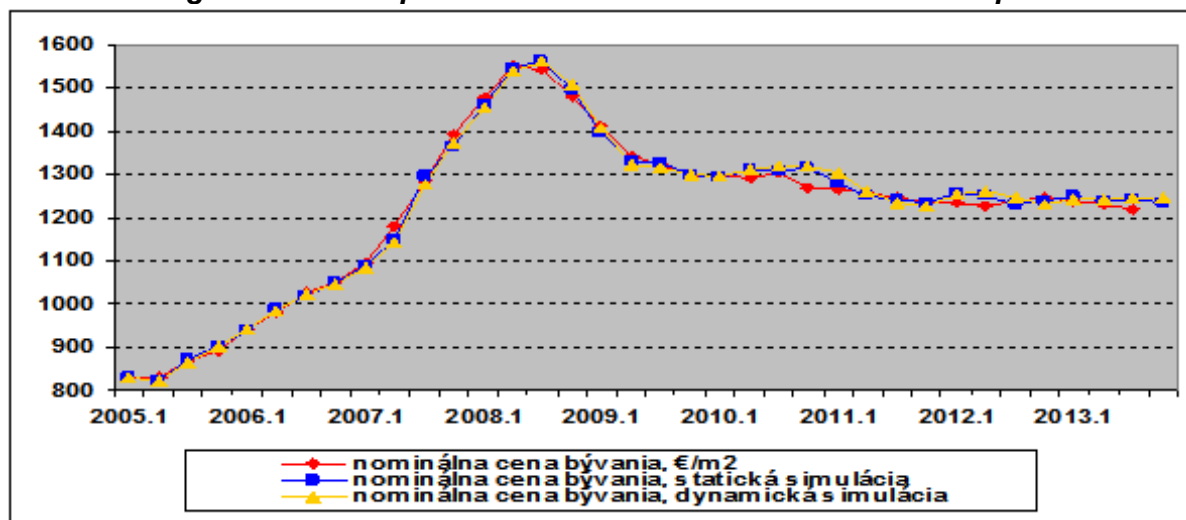
¹⁰ Prognózu vysvetľovanej endogénnej premennej ex post získame vtedy, ak môžeme stanoviť tak hodnoty endogénnej, ako aj hodnoty vybraných vysvetľujúcich premenných v období predpovede s istotou. Na tento účel je vhodné vytvoriť postupne tak statickú, ako aj dynamicкую prognózu vždy nanovo nastaveného výberu, ktorý sa vždy rozšíri o jedno obdobie dopredu. Takto sa vlastne simuluje situácia, akoby sa robila každý štvrťrok prognóza, ktorá sa zároveň porovnáva so skutočnosťou. Pri statickej simulačnej aplikácii ex post sa pre vysvetľujúcu časovo posunutú endogénnu premennú používajú jej skutočné hodnoty, pri dynamickej simulačnej aplikácii jej modelom vypočítané hodnoty.

(MAPE – Mean Absolute Percentage Error) a Theilov koeficient nesúlady (Theil Inequality Coefficient)¹¹.

Hodnota MAPE pre výsledky statickej simulácie predstavuje 0,968 %, pre výsledky dynamickej simulácie 1,138 %. Skutočný vývoj nominálnej ceny bývania teda vystihujú presnejšie výsledky statickej simulácie ex post, čo je v súlade s očakávaním. Hodnota Theilovho koeficientu je veľmi blízko k nule, a to pre výsledky statickej aj dynamickej simulácie (0,0061, resp. 0,0075).

Graf č. 4 ukazuje, že pomocou statickej a dynamickej simulácie bola zostavená aj krátkodobá prognóza vývoja nominálnej ceny bývania vo 4. štvrťroku 2013. Motiváciou na simulačnú aplikáciu modelu ex ante boli jednak výsledky overenia jeho prognostickej schopnosti ex post, jednak skutočnosť, že v čase dokončovania tohto príspevku bol vývoj viacerých vysvetľujúcich premenných modelu vo 4. štvrťroku 2013 už známy (CPI, LUREG, REEUR, IES). Vývoj ďalších dvoch vysvetľujúcich premenných (YDP, CRH) v danom štvrťroku bol odhadnutý na základe ich vývoja v 1. až 3. štvrťroku 2013 a vývoj zostávajúcich dvoch demografických premenných (P2539, PTOT) bol odhadnutý na základe jednoduchej extrapolácie.

Graf č. 4: Prognostická schopnosť modelového vzťahu v tvare ECM ex post



Zdroj údajov: NBS, výpočty autorov

Výsledky simulačných aplikácií modelu na roky 2012 a 2013 sú spolu s krátkodobou prognózou uvedené v tabuľke č. 4. Z nich vyplýva, že výsledky statickej aj dynamickej simulácie v 1. až 3. štvrťroku 2013 skutočnú cenu bývania nadhodnocujú. Avšak výsledky statickej simulácie, ktoré ju nadhodnocujú miernejšie, majú klesajúcu tendenciu, čo je v súlade so skutočným vývojom ceny bývania v tomto roku. Podľa nich by mal pokles tejto ceny pokračovať aj vo 4. štvrťroku 2013, pričom oproti 3. štvrťroku 2013 by sa mala znížiť o 0,5 %. Analogická relatívna zmena by v prípade skutočnej ceny bývania znamenala pokles na 1 214 €/m² vo 4. štvrťroku 2013.

¹¹ Tento koeficient nadobúda hodnoty od nuly po jednotku, pričom nula znamená dokonalý súlad (perfect fit) skutočných a simulovaných hodnôt endogénnej premennej.

Tabuľka č. 4: Priemerná nominálna cena bývania v €/m²

	2012.1	2012.2	2012.3	2012.4	2013.1	2013.2	2013.3	2013.4
PCNB	1235	1227	1240	1247	1240	1230	1220	1214f
PCNBss	1257	1249	1230	1239	1250	1238	1241	1235
PCNBds	1255	1262	1244	1233	1241	1242	1248	1247

Zdroj údajov: NBS, výpočty autorov

Poznámka: PCNBss – statická simulácia; PCNBds – dynamická simulácia

Použitie vytvoreného a otestovaného modelu na prognózovanie závisle premennej na dlhšie obdobie nie je až také priamočiare. Modelový prístup umožňuje odhadnúť trend a vytvoriť určité rámce, ale predpokladá dôkladné poznanie analyzovanej problematiky v súvislostiach a aj značnú mieru intuície analytika.

6. ZÁVER

Poznanie histórie vývoja cien nehnuteľností na bývanie a podrobnejších informácií o dôvodoch výraznejších zlomových situácií je nevyhnutným predpokladom pri úvahách o komplexnejšom analyzovaní a modelovaní ich vývoja na nasledujúce obdobie. Od toho sa následne odvíja výber vhodných vysvetľujúcich premenných, ktoré by mali zásadným spôsobom determinovať vývoj vysvetľovanej premennej na celej trajektórii a prispievať k dosahovaniu tzv. rovnovážnej cenovej úrovne.

Výsledky získané pomocou kointegračnej analýzy a modelovania naznačujú, že štatisticky významnými determinantmi vývoja cien nehnuteľností na bývanie boli v doterajšom období predovšetkým vývoj podielu obyvateľstva vo veku 25 až 39 rokov na celkovom počte obyvateľov, vývoj disponibilných príjmov obyvateľov, počet (evidovaných) nezamestnaných a v menšej miere aj objem nových úverov na bývanie a celkový ekonomický sentiment. Tieto faktory dokážu v dostatočnej miere vysvetliť nielen dlhodobý trend vývoja priemernej ceny bývania, ale aj jej krátkodobú dynamiku. Model s korekčným členom sa totiž dokázal vyrovnáť tak s výraznými zmenami vývoja priemernej ceny bývania v období realitného boomu, ako aj s jej poklesom v dôsledku globálnej finančnej a hospodárskej krízy.

Napriek tomu, že výsledky simulačných aplikácií ex post ukázali, že model je schopný generovať skutočný vývoj ceny bývania s prijateľnou mierou nepresnosti, jeho prípadné systematické používanie v praxi na účely prognózovania si bude, samozrejme, vyžadovať ďalšie testovanie. Spôsob konštrukcie modelu však umožňuje, aby jeho špecifikácia bola verifikovaná kontinuálne, teda po uplynutí každého štvrtroka.

LITERATÚRA

- [1] ASTERIOU, D. – HALL, S. G. (2007): Applied Econometrics (A Modern Approach using Eviews and Microfit). New York: Palgrave MacMillan.
- [2] BROWN, J. P. – SONG, H. – MCGILLIVRAY, A. (1997): Forecasting UK house prices: a time varying coefficient approach: *Economic Modelling* 14 (1997).
- [3] CÁR, M. (2009): Výber faktorov ovplyvňujúcich ceny nehnuteľností na bývanie na Slovensku. In: *Biatec* 2/2009.
- [4] ECB (2003): Structural factors in the EU housing markets. March 2003.
- [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] HATRÁK, M. (2007): *Ekonometria*. Bratislava: Iura Edition, edícia *Ekonomía*. ISBN 978-80-8078-150-7.
- [9] HOLLY, S. – JONES, N. (1997): House prices since the 1940s: cointegration, demography and asymmetries. *Economic Modelling* 14 (1997).
- [10] KARŠAY, A. (2010): Prognózy vývoja cien nehnuteľností na bývanie v prostredí krátkych časových radov. NBS, august 2010.
- [11] MacKINNON, J. G. (2010): Critical Values for Cointegration Tests [QED. Working Paper, No. 1227.] Kingston, Queens's University.
- [12] SUTTON, G. D. (2002): Explaining changes in house prices. *BIS Quarterly Review*, September 2002.

RESUMÉ

Témou príspevku je overiť možnosť použitia modelového prístupu pri analýze a modelovaní vývoja cien nehnuteľností na bývanie. Autori zdôvodňujú výber vysvetľujúcich faktorov, ktoré by mali mať zásadný vplyv na vývoj cien bývania. Modelový prístup je založený na koncepte kointegrácie, ktorý vedie ku konštrukcii modelu s korekčným členom. Predikčná schopnosť vytvoreného modelu bola overená pomocou statickej a dynamickej simulácie ex post. Predmetom záujmu je aj otázka reálnych možností použitia zostaveného modelu na prognózovanie vývoja cien bývania na štvrťročnej báze.

RESUME

The subject of the paper is to test the possibility of using the model approach in analyzing and modelling the development of house prices. Authors justify the selection of explanatory factors, which should have a major impact on the development of housing prices. Model approach is based on the concept of co-integration leading to the construction of model with correction term. Predictive ability of created model was verified by both static and dynamic simulation ex post. The question of real possibility of using the assembled model to predict the development of housing prices on quarterly basis is also subject of interest to the authors in the article.

PROFESIJNÉ ŽIVOTOPISY

Ing. Ján Haluška, PhD., je absolventom Vysokkej školy ekonomickej v Bratislave. Dlhodobou sa zaoberá problematikou konštrukcie a aplikácie ekonometrických modelov. Od roku 1993 sa venuje ich využitiu na spracovanie makroekonomických analýz a prognóz vývoja slovenskej ekonomiky. Od vzniku samostatnej SR ju zastupuje v medzinárodnom projekte LINK, ktorého činnosť organizuje OSN a je zameraný na prognózovanie vývoja svetovej ekonomiky. Výsledky výskumu publikuje v odborných časopisoch a prezentuje na medzinárodných podujatiach.

Ing. Mikuláš Cár, PhD., je absolventom Ekonomickej univerzity v Bratislave. V Národnej banke Slovenska sa venuje hlavne makroekonomickým súvislostiam trhu s bývaním. Je autorom aktuálnej metodiky zisťovania cien nehnuteľností na bývanie v rámci Slovenska. Pravidelne štvrťročne spracúva komentáre týkajúce sa vývoja priemerných cien bývania na Slovensku.

KONTAKT

haluska@infostat.sk

mikulas.car@nbs.sk