



NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA  
EUROSYSTEM



# Prognózy vývoja cien nehnuteľností na bývanie v prostredí krátkych časových radov

AUGUST 2010

© Národná banka Slovenska  
[www.nbs.sk](http://www.nbs.sk)  
Imricha Karvaša 1  
813 25 Bratislava

[alexander\\_karsay@nbs.sk](mailto:alexander_karsay@nbs.sk)

júl 2010

Práca neprešla jazykovou úpravou.

Prezentované názory a výsledky v tejto štúdií sú názormi autorov a nevyjadrujú oficiálne stanovisko Národnej banky Slovenska.

Skrátená verzia článku vyšla v odbornom bankovom časopise BIATEC, jún 2010.

Všetky práva vyhradené.

Krátke časti textu, nie viac ako dva odseky, môžu byť citované bez predchádzajúceho súhlasu autorov, pokiaľ bude úplne uvedený zdroj.

# **Prognózy vývoja cien nehnuteľností na bývanie v prostredí krátkych časových radov**

Alexander Karšay

## **Abstrakt**

Tento článok dokumentuje metódu, ktorú využíva Národná Banka Slovenska v rámci prognostických procesov Eurosystemu na účely prognózovania priemernej úrovne cien nehnuteľností na bývanie v SR. Súčasne opisuje analytický model aplikovaný na tento účel. Keďže dostupné štvrťročné údaje siahajú len po prvý štvrťrok r. 2005, aplikácia štandardných ekonometrických postupov poskytuje rozporuplné hodnoty odhadnutých parametrov. Z tohto dôvodu zvolený prístup využíva kalibrované elasticity cien nehnuteľností vzhľadom na niekoľko hlavných determinantov pochádzajúce z rôznych medzinárodných zdrojov, a na základe toho zostavuje jednorovnicový model s korekčným členom. Po dosadení prognóz vysvetľujúcich premenných pochádzajúcich z NBS a z iných zdrojov model poskytuje prognózy cien nehnuteľností na vyžadované obdobie. Vyhodnotenie úspešnosti ex-post prognóz zaznamenalo povzbudivé výsledky z dôvodu, že prognózy „o jeden krok vpred“ a do istej miery aj strednodobé dynamické prognózy sa výrazne neodlišujú od skutočne pozorovaných úrovní cien.

**Kľúčové slová:** realitný trh, prognózy, model s korekčným členom, kalibrácia, vyhodnotenie presnosti prognóz

Voľne prístupné na [http://www.nbs.sk/img/Documents/PUBLIK/MU/prognozy\\_cien\\_nehnuteľnosti.pdf](http://www.nbs.sk/img/Documents/PUBLIK/MU/prognozy_cien_nehnuteľnosti.pdf)

## Úvod

V minulosti boli modely cien nehnuteľností vytvorené pre veľké množstvo krajín, najmä spomedzi členov OECD. Spravidla sú založené na štyroch až piatich determinantoch, ktoré by podľa ekonomických teórií mali mať významný vplyv na ceny. Cieľom tejto analýzy je identifikovať vhodnú funkciu definujúcu vzťah medzi cenou<sup>1</sup> a jednotlivými determinantmi, odhadnúť ich koeficienty určujúce silu ich vplyvu na cenu a nakoniec vytvoriť prognózu s horizontom dvoch až troch rokov. Výsledkom je jednoduchý lineárny model, ktorého spoľahlivosť je v štádiu testovania a ktorého predikcie je potrebné chápať ako orientačné, teoretické a pracovné, čo sa týka aj všetkých pohľadov do budúcnosti v priložených grafoch.

Identifikáciou hlavných indikátorov, ktoré by mohli byť použité na takéto účely sa zaoberá veľké množstvo akademických štúdií. Na základe poznatkov z nich bol pre Slovensko vytvorený jednoduchý model založený na štvrťročných časových radoch, ktorý obsahuje hlavné determinanty<sup>2</sup> reálnych cien nehnuteľností:

- Reálny hrubý disponibilný príjem domácností ( $ry$ ), sezónne očistený
- Reálna úroková sadzba ( $R$ ) pri nových úveroch domácnostiam na nehnuteľnosti<sup>3</sup>
- Ponuka bývania, vyjadrená súčtom sezónne očisteného počtu rozostavaných a dokončených bytov ( $h$ )
- Počet obyvateľov vo vekovom intervale 25 – 40 rokov ako dodatočný dopytový indikátor ( $pop$ )

## 1. Teória determinácie cien nehnuteľností

Akademická literatúra väčšinou smeruje k teórii, že ceny sú ovplyvňované fundamentálnym vzťahom, ktorý determinuje rovnovážnu cenu, avšak existujú tiež faktory, ktoré často spôsobujú odchýlky cien od rovnováhy, a to najmä očakávania investorov. Napríklad počas ekonomickej konjunktúry rastúce príjmy spôsobia zvýšenie rovnovážnych cien, ktoré následne pozitívne ovplyvnia očakávania cien a kapitálových ziskov, čo bude spôsobovať nadmerné zvyšovanie cien. Podobný jav je možný v období recesie, kedy by ceny klesli na určitú dobu pod rovnovážnu úroveň z dôvodu nadmerného pesimizmu na trhu.

Na základe tejto teórie možno predpokladať, že existuje rovnovážna cenová úroveň, okolo ktorej skutočné ceny oscilujú a týmto spôsobom vytvárajú väčšiu volatilitu, ako by sa dalo očakávať na základe fundamentálnych vzťahov. Determinanty spomínané v úvode by mali ovplyvňovať predovšetkým rovnovážnu cenu (aj keď ich krátkodobé fluktuácie by tiež mohli spôsobiť vzdialenie skutočných cien od rovnovážnych).

<sup>1</sup> Ceny nehnuteľností na bývanie – celoslovenský priemer – publikovaný štvrťročne na stránke NBS:

<http://www.nbs.sk/sk/statisticke-udaje/vybrane-makroekonomicke-ukazovatele>

<sup>2</sup> Niektorí autori tiež využívajú reálny objem úverov. Z tohto dôvodu zahŕňame nižšie dve alternatívne metódy prognózovania cien: jednu bez využitia stavu úverov a druhú so zahrnutím tejto veličiny, pričom je vyjadrená ako stav úverov domácnostiam vydelenej hrubým disponibilným dôchodkom domácností ( $l/y$ ). Model je tak schopný do určitej miery zachytiť adekvátnosť ponuky úverov vzhľadom na vývoj príjmov a tiež nedokonalosti na úverovom trhu, ktoré spôsobujú, že úrokové sadzby plne neodrážajú vývoj dopytu a ponuky na tomto trhu.

<sup>3</sup> Reálnu úrokovú sadzbu môžeme získať odčítaním jadrovej inflácie (ročná miera inflácie HICP bez nespracovaných potravín a energií) od nominálnej úrokovej sadzby pri nových úveroch na kúpu nehnuteľností v danom štvrťroku. Dôvodom použitia jadrového indexu HICP je jeho podstatne nižšia volatilita v porovnaní so štandardným indexom HICP.

Takisto však treba poznamenať, že v súčasnosti neexistuje dostatočne dlhý časový rad cien, ktorý by jasne indikoval, že podhodnotenia a nadhodnotenia sú charakteristické alebo veľmi významné pre slovenský trh.

## 2. Metóda odhadu parametrov

Aby sme mohli prognózovať, je najprv potrebné odhadnúť hodnotu koeficientov v nasledujúcej rovnici:

$$(1) \quad rh\hat{p}_t = \hat{m}_0 + \hat{m}_1 r_{y,t} + \hat{m}_2 R_t + \hat{m}_3 h_t + \hat{m}_4 pop_t + \hat{m}_5 (l/y)_t \quad ^4$$

Po dosadení za premenné na pravej strane rovnice získame odhad rovnovážnej ceny. Takisto môžeme postupovať aj pri prognóze, t.j. do rovnice dosadíme predikované hodnoty jednotlivých vysvetľujúcich premenných a získame tak predikciu rovnovážnych cien nehnuteľností.

Samotný odhad koeficientov môže byť realizovaný pomocou metódy najmenších štvorcov (OLS)<sup>5</sup>. Táto metóda bola aplikovaná vo viacerých štúdiách, pretože zachytáva podstatu hľadaného vzťahu: ceny nehnuteľností sú endogénnou premennou, ktorá je do rôznej miery ovplyvňovaná piatimi hlavnými exogénnymi premennými. Následne môže byť k modelu pridaná aj nerovnovážna zložka pomocou modelu s korekčným členom (ECM), ktorý je popísaný v časti 5.1. Komplexnejšie modely vyžadujú viac informácií na pravej strane rovnice, čo pri krátkej vzorke nie je realizovateľné. To isté môžeme tvrdiť o viacrovnícových metódach.

Z uvedených dôvodov je zrejmé, že jednoduchý prístup OLS by mohol byť vhodný na účely odhadu, aj keď niektoré potenciálne problémy nebudú odstránené. Dôvodom je spomínaná krátka vzorka a neštandardný vývoj slovenského trhu nehnuteľností v danom období (takmer neprestajný rast reálnych cien). Odhadnuté elasticity by preto mohli klamlivo pripísať cenový rast nesprávnym determinantom a tejto situácii by sme sa mohli vyhnúť len s podstatne dlhším časovým radom s väčšou variabilitou dynamiky cien nehnuteľností.

V nasledujúcej časti opíšeme výsledky odhadu pomocou OLS. Z dôvodu ich nespoľahlivosti však bude využitý aj alternatívny prístup s dosadením koeficientov  $\mu$  z rôznych medzinárodných zdrojov, konkrétne tých, ktorých metodika a pozorované krajiny by mali byť relevantné aj v prípade SR.

## 3. Odhad koeficientov

Odhad je v tomto prípade výrazne ovplyvnený dĺžkou vzorky. V dôsledku toho môžu byť odhady parametrov veľmi nestabilné a prudko sa zmeniť s pridaním každého nového pozorovania a každej zmeny počtu alebo povahy vysvetľujúcich premenných. Nízky počet stupňov voľnosti spôsobí, že odhady parametrov môžu byť veľmi vzdialené od približných

<sup>4</sup>  $Rhp$  = reálne ceny nehnuteľností, čiže priemerná cena na m<sup>2</sup> vyjadrená v stálych cenách roku 2005 pomocou jadrového indexu HICP. Všetky premenné okrem  $R$  vstupujú do modelu vo forme prirodzeného logaritmu.

<sup>5</sup> Presnejšou metódou, ktorá by mohla byť v tomto prípade využitá je metóda plne modifikovaných najmenších štvorcov (FMOLS), ktorá na rozdiel od štandardnej metódy OLS umožňuje správne odhadnúť hodnotu rozptylu pre jednotlivé odhady koeficientov  $\mu$  a vykonať správne testovanie hypotéz o parametroch. V našom prípade však štandardná a modifikovaná verzia OLS neposkytla podstatne odlišné odhady parametrov (a testy štatistickej významnosti parametrov poskytli rovnaké závery), preto ako aproximáciu uvádzame len výsledky metódy OLS. Výsledky FMOLS môže autor poskytnúť na požiadanie.

skutočných vplyvov exogénnych premenných na ceny nehnuteľností. Tieto nespoľahlivé odhady elasticít môžu mať aj ďalšie negatívne dopady na výsledné odhady, konkrétne nestacionárne reziduály a nakoniec výsledky modelu ECM, pri ktorých znamienko koeficientu korekčného člena môže byť pozitívne alebo prípadne štatisticky nevýznamné. Výstupy uvedené nižšie približujú povahu problémov súvisiacich s krátkou vzorkou.

V rámci hľadania optimálneho vzťahu bol najprv odhadnutý model založený na rovnici 1 pomocou OLS so zahrnutím lineárneho časového trendu (na účely zohľadnenia rôznych časových trendov v jednotlivých premenných) (tab. 1).

**Tabuľka 1**

Závislá premenná: LOG(RHP)				
Metóda najmenších štvorcov				
Vzorka: 2005Q1 2009Q3				
Počet zahrnutých pozorovaní: 19				
	koeficient	štandardná odchýlka	t-štatistika	p-hodnota
C	18.039	86.273	0.209	0.8379
@TREND	0.011	0.049	0.229	0.8231
LOG(RY)	1.732	0.461	3.758	0.0027
IR_REAL	-0.057	0.012	-4.900	0.0004
LOG(H)	-1.340	0.319	-4.195	0.0012
LOG(POP)	-1.649	12.279	-0.134	0.8954
LOG(LY)	0.606	0.276	2.198	0.0483
R <sup>2</sup>	0.990	priemer LOG (RHP)		7.010
korigovaný R <sup>2</sup>	0.986	štand. odchýlka LOG (RHP)		0.189
F-štatistika	207.794	Durbin-Watson		1.332
F-štatistika (p-hodnota)	0.000			

Hodnoty a znamienka parametrov spĺňajú očakávania okrem populácie. Z dôvodu, že časový trend je takisto štatisticky nevýznamný, odhadli sme aj alternatívnu rovnicu bez trendu (tab. 2). V tomto prípade všetky odhadnuté koeficienty spĺňajú očakávania<sup>6</sup>. Ak však odhadneme ten istý model za obdobie 2005Q1 až 2009Q2, elasticity sa pomerne prudko menia (*pop* sa zvýši na 4,44, *ry* klesne na 1,43 a *h* klesne na -1,54).

Následne je potrebné overiť, či sú reziduály stacionárne. Ak sa opäť vezmú do úvahy výsledky s úplnou vzorkou, výsledkom bude, že reziduály sú nestacionárne I(1). To by znamenalo, že neexistuje rovnovážny vzťah medzi danými premennými, čo by nebolo prijateľné z teoretického hľadiska. Ak aj napriek tomu bude odhadnutý úplný ECM model (na vysvetlenie krátkodobých pohybov cien), výsledkom bude pozitívny a nevýznamný koeficient korekčného člena, čo je z hľadiska prognózovania a modelovania neuspokojivé<sup>7</sup>.

<sup>6</sup> Jedinou výnimkou je nevýznamný odhad elasticity pri populácii. Keďže jej absolútna hodnota je však porovnateľná s ostatnými parametrami, nebudeme jej vplyv ignorovať. Ďalším problémom pri tomto odhade je nemožnosť overenia rádu integrácie premenných. Niektoré z nich sa javia ako I(2), čo je pomerne nezvyčajné. Na druhej strane ďalšie premenné sú stacionárne. Tento problém pripisujeme krátkej vzorke a pokračujeme v analýze týchto výsledkov s cieľom načrtnúť ďalšie problematické výsledky.

<sup>7</sup> Výsledky testu stacionarity reziduálov ako aj modelu ECM sú uvádzané v dodatku B.

**Tabuľka 2**

Závislá premenná: LOG(RHP)				
Metóda najmenších štvorcov				
Vzorka: 2005Q1 2009Q3				
Počet zahrnutých pozorovaní: 19				
	koeficient	štandardná odchýlka	t-štatistika	p-hodnota
C	-1,153	18,983	-0,061	0,9525
LOG(RY)	1,769	0,414	4,271	0,0009
IR_REAL	-0,056	0,008	-6,790	0,0000
LOG(H)	-1,343	0,307	-4,370	0,0008
LOG(POP)	1,036	3,437	0,301	0,7679
LOG(LY)	0,664	0,100	6,671	0,0000
R <sup>2</sup>	0,990	priemer LOG (RHP)		7,010
korigovaný R <sup>2</sup>	0,987	štand. odchýlka LOG (RHP)		0,189
F-štatistika	268,950	Durbin-Watson		1,314
F-štatistika (p-hodnota)	0,000			

Celkovo uvedené techniky odhadu odhaľujú viaceré nedostatky. Odhadnuté parametre vykazujú výraznú nestabilitu. Na identifikáciu hlavných determinantov pohybu cien v minulosti aj v budúcnosti by sme potrebovali stabilnejšie hodnoty, čo by sa potenciálne mohlo dosiahnuť pri dlhšej vzorke. Navyše je nemožné dokázať existenciu rovnovážneho vzťahu medzi cenami nehnuteľností a jednotlivými determinantmi pri použití modelu ECM a testu stacionarity reziduálov. Z uvedených dôvodov prognózy cien nehnuteľností a testy štatistickej významnosti na základe ekonometrických výsledkov nie sú užitočné<sup>8</sup>.

Pravdepodobným dôvodom týchto výsledkov je krátky časový rad: ceny nehnuteľností v danom období rástli veľmi dynamicky a takmer nepretržite, a preto neexistoval dostatok času na zachytenie vplyvov jednotlivých determinantov.

#### 4. Alternatívny prístup – výber vhodných koeficientov.

Ekonometrické odhady zatiaľ neumožňujú vykonávať spoľahlivé predikcie. Alternatívnou možnosťou je však kalibrácia – preberanie elasticít odhadnutých v iných relevantných štúdiách, ktoré skúmali vzťah medzi cenami nehnuteľností a ich determinantmi. Každý z koeficientov v tab. 3 vyjadruje kalibrovanú elasticitu pre SR<sup>9</sup>:

Tabuľka 3		
Premenná	Koeficient	Dôvody pre výber danej hodnoty
<i>ry</i>	1	Hodnoty okolo 1 dominujú vo veľkom množstve štúdií.
<i>R</i>	-0,01	Elasticita dosahuje v priemere -0,036 na základe prehľadu MMF týkajúceho sa krajín OECD. <sup>10</sup> Po dosadení sú však príspevky <i>R</i> k rastu <i>rhp</i> príliš veľké v porovnaní s ostatnými determinantmi, preto táto hodnota nebola prijatá. Jedna z mála štúdií zaoberajúcich sa krajinami

<sup>8</sup> Podobné závery by boli dosiahnuté pri vynechaní alternatívneho indikátora (*ly*).

<sup>9</sup> Zoznam výskumných štúdií, na základe ktorých boli koeficienty vybrané je uvedený v použitej literatúre a detailnejšie prezentovaný v dodatku A. Postupne bude revidovaný a závery môžu byť následne upravené.

<sup>10</sup> Iossifov et al. (2008)



Tabuľka 3		
Premenná	Koeficient	Dôvody pre výber danej hodnoty
		strednej a východnej Európy (SVE) odhaduje elasticitu na úrovni -0,01. <sup>11</sup>
<i>pop</i>	4,45	Literatúra poskytuje pomerne jednotný záver, že elasticita vzhľadom na rast populácie je vysoká. Často možno nájsť hodnoty nad 10, aj keď v prípade SR by to pravdepodobne viedlo k nesprávnym odhadom. Preto bola vybraná hodnota 4,45 pochádzajúca z analýzy krajín OECD Egerta a Mihaljeka <sup>12</sup> , ktorá udržuje vysokú elasticitu v porovnaní s ostatnými determinantmi.
<i>l/y</i>	0,24	Tento koeficient opäť pochádza zo štúdie SVE <sup>12</sup> , ktorá používa ten istý indikátor.
<i>h</i>	-0,5	Prehľad MMF <sup>11</sup> hovorí o tom, že elasticita sa zväčša pohybuje v rozpätí od -1 do -3. Po dosadení priemernej hodnoty -2 do rovnovážnej rovnice pre SR však výsledné rovnovážne ceny nadmerne oscilujú v porovnaní so skutočnými cenami a navyše koeficient ponuky spôsobuje klesajúci trend rovnovážnych cien nehnuteľností, čo nie je v súlade s pozorovaným trendom, ani s typickým vývojom konvergujúcej ekonomiky. Tieto problémy boli eliminované po dosadení nižšieho koeficientu (-0,5).

## 5. Predikcie<sup>12</sup>

Rovnovážna cena bola odhadnutá pre každý štvrtrok v období 2005Q1 – 2009Q3<sup>13</sup>. Je to obdobie, pre ktoré už boli dostupné skutočné pozorovania pre všetky premenné v rámci modelu. Rovnovážne ceny budú porovnané so skutočnými cenami za dané obdobie. Tiež budú poskytnuté prognózy rovnovážnych cien na obdobie 2009Q4 až 2011Q4<sup>14</sup>.

Do 2009Q3 sú determinanty vyjadrené ich skutočnými hodnotami. Od 2009Q4 skutočné hodnoty neexistujú, preto použijeme ich prognózy<sup>15</sup>. Podľa odhadnutého rovnovážneho vzťahu (rovnica 1 a tabuľka 3) v 2009Q3 rovnovážne nominálne ceny vzrástli (1366 EUR/m<sup>2</sup>) po vyše roku stagnácie a mali by následne vzrásť na úroveň 1757 EUR/m<sup>2</sup>, ktorá je o 33% vyššia ako skutočná cena v 2009Q3 (1322 EUR/m<sup>2</sup>). V súčasnosti by ceny mali byť tesne pod svojou rovnovážnou úrovňou (o 3%).

<sup>11</sup> Égert, Mihaljek (2008), „Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe“; Czech National Bank Working Paper Series.

<sup>12</sup> Bez zahrnutia premennej *l/y*. Kapitola 6 zahŕňa túto veličinu.

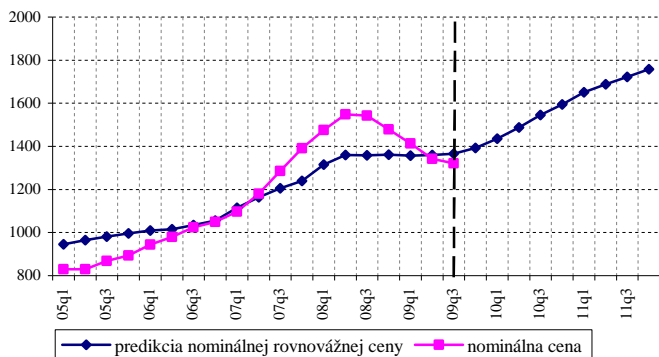
<sup>13</sup> V článku sú využité dáta (vrátane prognóz týchto dát) dostupné v 4. štvrtroku 2009. V čase publikácie tohto článku už existujú aktuálnejšie pozorovania jednotlivých premenných a ich prognózy.

<sup>14</sup> Údaje o nominálnych cenách pochádzajú zo stránky NBS. Reálne ceny obdržíme deflovaním nominálnych cien jadrovým indexom HICP. Model generuje prognózy reálnych cien. Následne môžu byť nominálne prognózy vyrátané spätnou aplikáciou prognózovaného HICP pre SR na roky 2009 až 2011 z predikcií Euro systému.

<sup>15</sup> *ry* – NBS vytvára vlastné prognózy. *R* – prognóza je založená na predpokladoch ECB (Eurosystem Staff Macroeconomic Projections for the Euro Area, December 2009) ohľadne budúcich sadzieb EURIBOR-u; predpokladá sa, že nominálne sadzby EURIBOR-u sa premietnu do nominálnych sadzieb úverov na nehnuteľnosti. *Pop* – predikcia je prevzatá z Výskumného demografického centra Infostat ([www.infostat.sk/vdc](http://www.infostat.sk/vdc)). *h* – je jedinou premennou, pre ktorú neexistujú žiadne oficiálne prognózy. Preto sa použil prístup regresie s oneskorenými hodnotami začatých bytov a indikátora dôvery v stavebníctve (ŠUSR) a zvyšné štvrtroky sa prognózovali jednoduchým ARIMA modelom s konečnou expertnou úpravou.



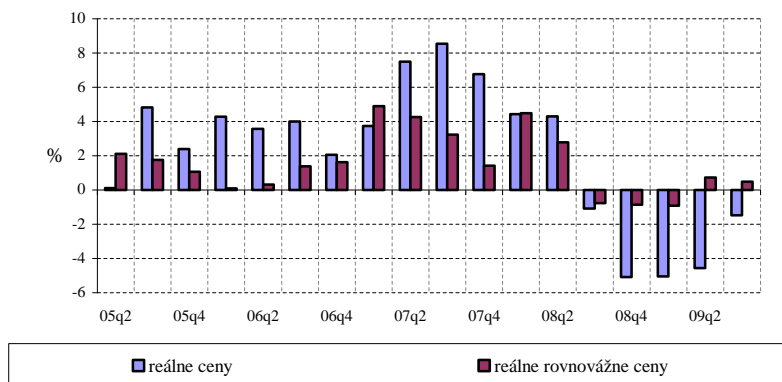
**Graf 1: Nominálne ceny (EUR/m<sup>2</sup>)**



**Zdroj:** Vlastné výpočty (platí pre všetky grafy)

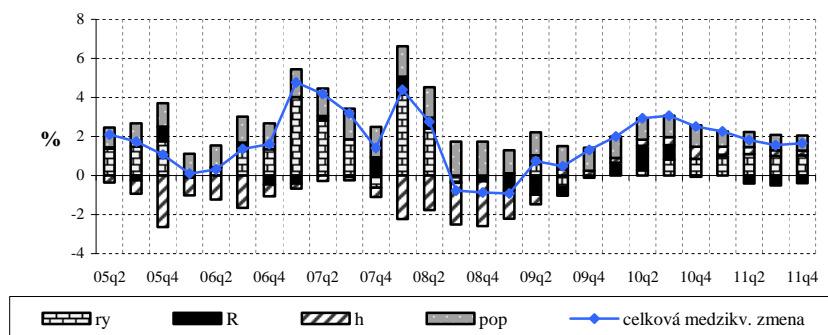
Graf 1 zobrazuje pomerne blízky vzťah medzi predikciou rovnováhy a skutočnou cenou, aj keď s viditeľným pod- a nadhodnotením (podhodnotenie 14% v polovici r. 2005 a nadhodnotenie podobného rozsahu v polovici r. 2008). Miery rastu týchto dvoch premenných sú porovnané v grafe 2 na medzikvartálnej báze.

**Graf 2: Medzikvartálne dynamiky**



Reálne miery rastu majú vo všeobecnosti rovnaký smer ako ich rovnovážne náprotivky s výnimkou obdobia 2009Q2-Q3. Podľa grafu 1 tiež možno tvrdiť, že tento odhad približne zachytáva obdobia, kedy boli ceny vnímané ako podhodnotené a nadhodnotené. Medzikvartálne dynamiky rovnovážnych cien môžu byť rozložené podľa príspevkov jednotlivých determinantov. Príspevok každého z nich je zobrazený v grafe 3.

**Graf 3: Príspevky k medzikvartálnemu rastu reálnych rovnovážnych cien**



Podľa grafu 1 sa v období 2008Q1 – Q3 vytvorila podstatná medzera medzi odhadom a realitou. Podľa grafu 3 bola rovnovážna cena v danom období negatívne ovplyvňovaná významným nárastom ponuky bývania, ktorý začal zatieňovať aj príspevky príjmov. Populácia rástla viac-menej konštantne počas celého obdobia a tým pozitívne pôsobila na cenu. Najsilnejšie vplyvy doposiaľ plynuli z príjmov (ktoré sa považujú za obzvlášť dôležitý determinant cien). Vplyv reálnych úrokových sadzieb bol variabilný v závislosti od svojho koeficientu a meniacej sa úrovne.

### 5.1 Detailný opis predikcie na obdobie 2009Q3-2011Q4

Uvedené grafy naznačujú, že ceny presahovali rovnováhu od polovice r. 2007 do konca r. 2008, kedy nastala úprava smerom nadol. Na základe týchto informácií môžeme predpokladať, že pozorovaná cena bola nadhodnotená a postupne sa upravovala smerom k rovnováhe. V súčasnom prostredí slabého dopytu a pesimizmu ohľadne budúcich kapitálových ziskov je pochopiteľné, že cena môže dosiahnuť aj hodnoty pod svojou rovnovážnou úrovňou.

Graf 3 tiež zobrazuje vplyvy determinantov na rovnovážnu cenu v nadchádzajúcich štvrtrokoch. Zjavné je významné oslabenie vplyvu ponuky na cenu. V budúcnosti by mala ponuka klesnúť v dôsledku ochladzujúceho sa trhu nehnuteľností, čo vytvorí mierne pozitívny tlak na rovnovážnu cenu. Tento budúci scenár už môže byť badateľný z klesajúcej tendencie začatých bytov v súčasnosti, ako aj extrémne nízkych úrovní indikátora stavebnej dôvery. Súčasná prognóza pre *ry* naznačuje, že príspevok veľičiny k rastu cien bude viditeľne menší v porovnaní s nedávnou minulosťou. Súčasná úroveň úrokových sadzieb môže tiež podporiť rast cien v budúcnosti. Posledný indikátor (*pop*) si udržuje približne konštantný rastový trend, ale neskôr by malo nastať spomalenie v danej kategórii, v súlade s dostupnými prognózami.

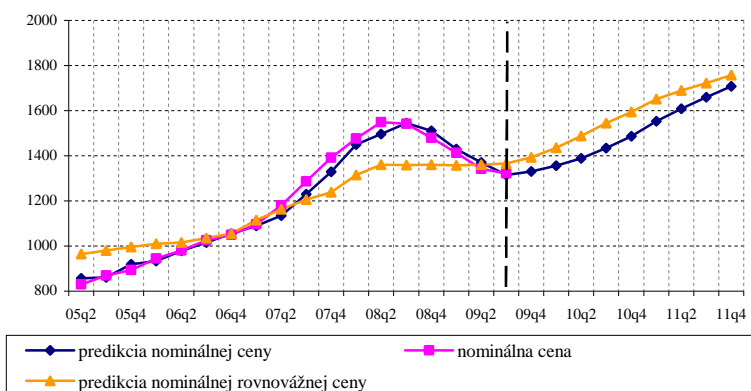
Namiesto je otázka, ako rýchlo súčasná skutočná cena dosiahne rovnovážnu úroveň alebo, v súčasnej situácii, ako dlho zostane pod touto úrovňou. Model ECM dokáže poskytnúť teoretickú odpoveď, zvyčajne tak, že zohľadňuje pohyby premenných za veľmi dlhé obdobie a vyráta očakávanú rýchlosť úpravy k rovnováhe. Model tiež zohľadňuje krátkodobé vplyvy determinantov, inými slovami, aj keď cena vo všeobecnosti smeruje k rovnováhe, je z tejto trajektórie vychýľovaná okamžitými zmenami jednotlivých determinantov.

Keďže štandardný ekonometrický postup poskytol nespoľahlivé výsledky, opäť budú využité kalibrované parametre. Model má nasledujúci tvar:

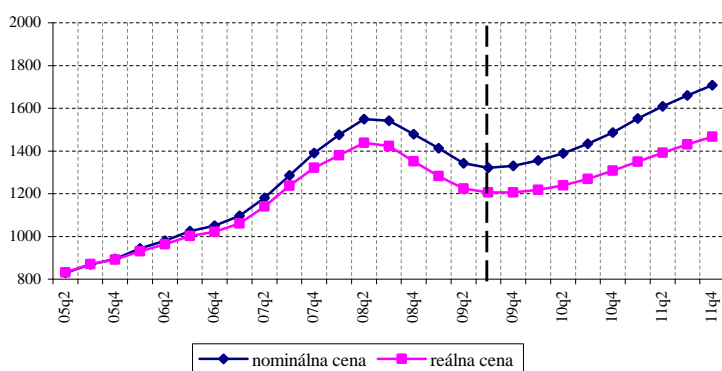
$$(2) \Delta rhp_t = a_1(rhp_{t-1} - rh\hat{p}_{t-1}) + a_2\Delta ry_t + a_3\Delta rhp_{t-1}; a_1 < 0; a_3 \in (0;1)^{16}$$

Predikcie skutočnej nominálnej ceny a jej odhadnutej rovnováhy, ako aj celkové nominálne a reálne časové rady do roku 2011 sú uvedené v grafoch 4 a 5.

**Graf 4:** Predikcia s využitím ECM (EUR/m<sup>2</sup>)



**Graf 5:** Hypotetický časový rad - predikcia od 2009Q4 (EUR/m<sup>2</sup>)



<sup>16</sup> Kde  $\Delta$  znamená medzikvartálny rast;  $rh\hat{p}_{t-1}$  je rovnovážna cena (odhadnutá pomocou opísanej metódy).

Koeficient  $\alpha_3$  leží v otvorenom intervale (0;1) a vyjadruje zotrvačnosť rastu cien nehnuteľností alebo tzv. mechanizmus spätnej väzby, pri ktorom rastový trend cien vyvoláva ďalší rast z dôvodu optimistických očakávaní a negatívny trend naopak zväčšuje existujúci pesimizmus. Týmto spôsobom môže byť docielená realistickejšia dynamika cien. Koeficienty majú nasledovné hodnoty:  $\alpha_1 = -0,2$  (ako približný priemer zo štúdie Lecat, Mesonnier(2005), „What role do financial factors play in house price dynamics?“ a Egert, Mihaljek (2008));  $\alpha_2 = 0,5$  (z Lecat, Mesonnier (2005)); a  $\alpha_3 = 0,44$  ako priemer výsledkov niekoľkých štúdií (detailsy v dodatku A).

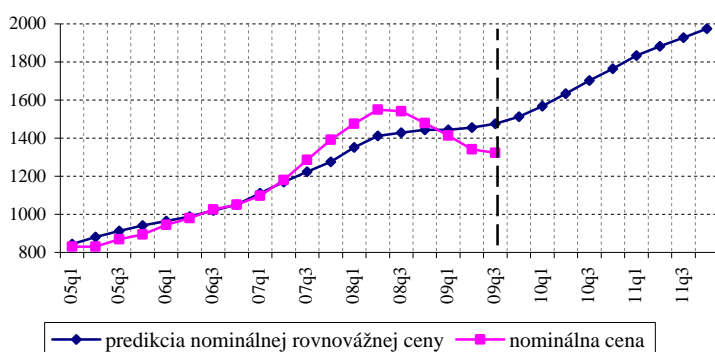
Zvyšným determinantom bol priradený nulový krátkodobý vplyv: nárast populácie bude mať pravdepodobne len postupný vplyv a nemusí znamenať okamžitý zvýšený dopyt; takisto sa predpokladá, že zvýšená ponuka nebude okamžite badateľná v cenách, keďže predajcovia pravdepodobne potrebujú čas na úpravu svojich požadovaných cien. V prípade úrokových sadzieb predpokladáme, že potenciálnym kupujúcim určitý čas trvá, kým šok v sadzbách ovplyvní ich rozhodnutie vstúpiť na trh. Na určenie krátkodobého vplyvu veličiny  $ly$  nebol k dispozícii dostatok empirického materiálu. Vďaka tejto štruktúre si model zachováva jednoduchosť a transparentnosť.

## 6. Model so zahrnutím stavu poskytnutých úverov.

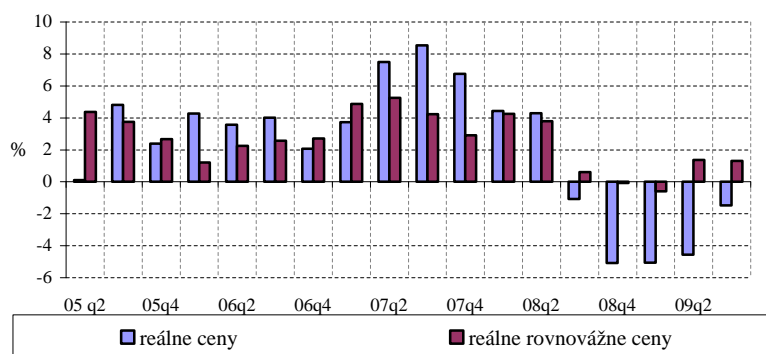
Model opísaný v predchádzajúcej časti (model A) môžeme rozšíriť pridaním dodatočnej vysvetľujúcej premennej ( $I/y^{17}$ ), ktorá slúži ako ďalší indikátor dopytu. Odhad rovnovážnej ceny má potom tvar rovnice 1 a úplný ECM model odhadneme aplikáciou rovnice 2.

Podľa grafu 6 rovnovážna cena v 4. štvrtroku 2009 naďalej stúpa po období stagnácie v druhej polovici roku 2008 a na začiatku roku 2009 a následne rastie až na úroveň 1975 EUR/m<sup>2</sup>, ktorá je o 49% vyššia ako pozorovaná cena v 3. štvrtroku 2009. Preto táto verzia modelu predikuje oveľa strmší rast ako model 1. Navyše model naznačuje, že súčasná pozorovaná cena (v 2009Q3) je o 10% nižšia v porovnaní s rovnováhou. Graf tiež hovorí o silnej súvislosti medzi rovnovážnymi a skutočnými cenami, okrem 5%-ného podhodnotenia v roku 2005 a takmer 10%-ného nadhodnotenia v strede roku 2008.

**Graf 6:** Nominálne ceny (EUR/m<sup>2</sup>)



**Graf 7:** Medzikvartálne miery rastu



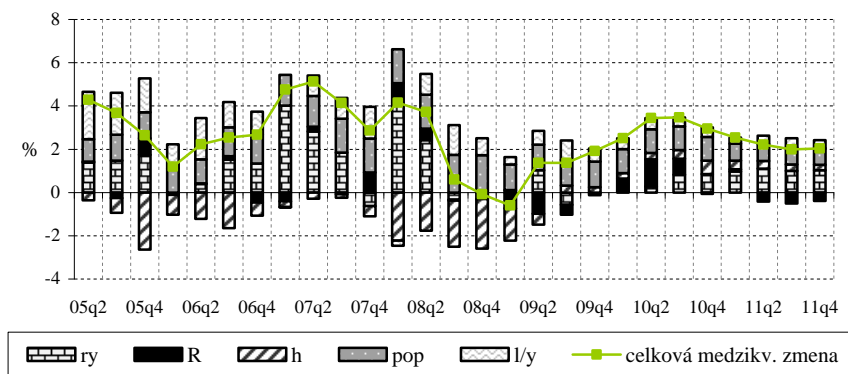
Medzikvartálne miery rastu časových radov v grafe 7 mali vo všeobecnosti podobný rozsah a smer, s výnimkou posledných štvrtrokov (kedy sa skutočná cena vracala späť k rovnováhe a nakoniec dosiahla hodnotu pod rovnováhou). Z toho vyplýva, že zahrnutie úverového indikátora spôsobí odhady rovnovážnych cien bližšie k skutočným cenám ako pri modeli A, zatiaľ čo zachytenie podhodnotení a nadhodnotení je menej zřejmé.

Graf 8 vysvetľuje príspevky jednotlivých determinantov k rovnovážnemu rastu cien. Tentokrát graf zahŕňa prorastový vplyv indikátora úverov, zatiaľ čo si ostatné indikátory

<sup>17</sup> ( $I/y$ ) vyjadruje pomer stavu úverov domácnostiam a hrubého disponibilného príjmu domácností. Budúce hodnoty premennej  $I$  získame pomocou interných prognóz NBS používaných v rámci predikcií Eurosystemu.

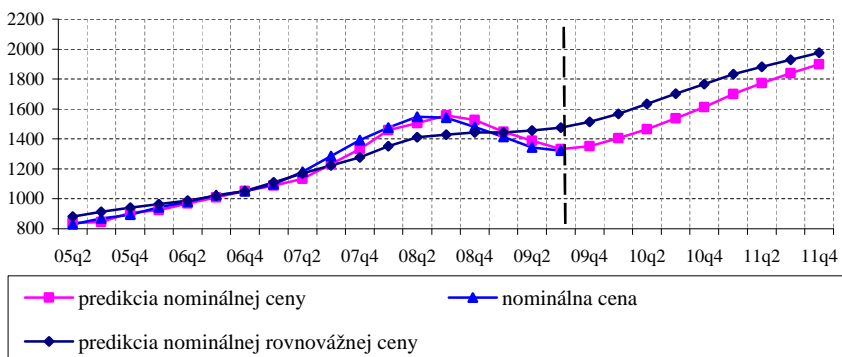
udržívajú rovnaké príspevky ako predtým. Na základe súčasných strednodobých predikcií bude *l/y* charakterizovaný spomaľujúcou, ale naďalej pozitívnou dynamikou a súvisiacimi príspevkami k rastu cien.

**Graf 8: Príspevky k medzikvartálnemu rastu reálnych rovnovážnych cien**



Celkovo pridanie objemu úverov do modelu vyústi do strmšieho smerovania predikcie skutočných cien. To sa potvrdzuje pri použití rovnice ECM pre nadchádzajúce štvrťroky, ktorá predikuje okamžité zotavenie trhu, ktoré sa začína v 4. štvrťroku 2009 a dynamicky pokračuje vo vývoji v súlade s grafom 9.

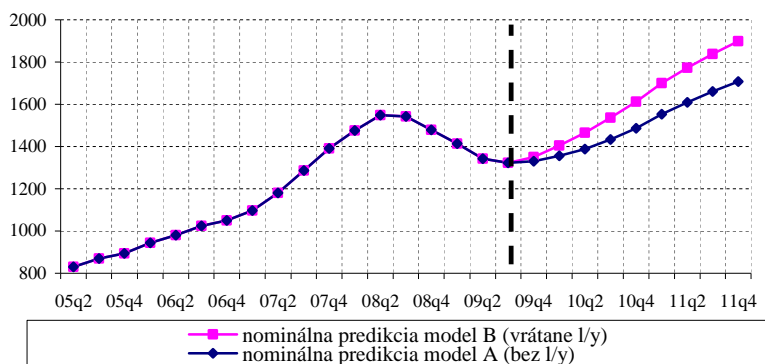
**Graf 9: Predikcia s využitím ECM (EUR/m<sup>2</sup>)**



Z uvedeného je zjavné, že z predikčného procesu vyplynú dve sady predikcií (graf 10). Je potom úlohou prognostika vybrať spomedzi nich tú, ktorá vyzerá realisticky na základe súčasnej situácie v ekonomike. V súčasnosti pretrváva vysoká miera neistoty ohľadne povahy zotavenia z celosvetovej recesie, ktoré môže byť zdĺhavé, čo okamžite robí pravdepodobnejšími výsledky modelu A. Dlhšie zotavovanie by tiež mohlo znásobiť negatívnu spätnú väzbu v cenách nehnuteľností a spomaliť zotavovanie determinantov, ako sú príjmy a ponuka úverov, čo by malo za následok ďalší protirastový tlak na ceny nehnuteľností, ktorý nie je zachytený v uvedených rovniciach. Ďalším protirastovým rizikom pre ceny je možná vyššia ako očakávaná nadmerná ponuka na slovenskom trhu nehnuteľností na bývanie, keďže doteraz bolo pozorované veľké množstvo nových bytov prichádzajúcich na trh a oficiálne štatistiky a modely nie sú schopné potvrdiť presný rozsah nadbytku a jeho cenové dopady. Z týchto dôvodov existuje potreba vykonávania expertných zásahov do vybranej predikovanej cenovej trajektórie na základe dôležitých aktuálnych informácií alebo iných analýz. Tento prístup využíva NBS vo svojich prognózach cien nehnuteľností. Treba zdôrazniť, že pri uvedených modelových predikciách sa nejedná o oficiálne predikcie NBS

a výsledky treba chápať ako orientačné a výlučne teoretické, pričom ich spoľahlivosť sa naďalej bude testovať.

**Graf 10: Predikcie pomocou ECM – zhrnutie (EUR/m<sup>2</sup>)**



## 7. Vyhodnotenie predikcie

Dostupné údaje umožňujú vyhodnotenie presnosti prognóz „o jeden krok vpred“ za podstatnú časť vzorky (2005Q3 – 2009Q3) a tiež vyhodnotenie dynamickej ex-post prognózy na viac krokov dopredu. Pri dynamickom vyhodnotení bude vytvorená dlhodobá prognóza vo vybranom bode v minulosti (napr. v 2005Q2 na obdobie 2005Q3 – 2009Q3), pričom sa nebudú brať do úvahy skutočné pozorovania cien nehnuteľností za prognózované obdobie. Na druhej strane budú využité skutočné pozorovania determinantov namiesto ich jednotlivých prognóz. Týmto spôsobom bude izolovaná úspešnosť parametrov modelu od nepresností spôsobených nedokonalými prognózami determinantov.

### 7.1 Prognóza o jeden krok vpred.

Úspešnosť krátkodobých predikcií modelov A a B je zobrazená v grafoch 4, resp. 9<sup>18</sup>, ktoré okamžite naznačujú dobrú úroveň presnosti ohľadne cien na najbližší štvrťrok. Tabuľka 4 poskytuje niektoré tradičné štatistiky presnosti.

Tabuľka 4: Štatistiky presnosti		
	Model A	Model B
<b>Korelačný koeficient</b> <sup>19</sup> (Corr)	0,86	0,90
<b>Stredná abs. perc. chyba (MAPE)</b> <sup>20</sup>	1,84	2,18
<b>Theilov koeficient nesúlady</b> <sup>21</sup> (Theil)	0,51	0,55
<b>1.zložka (bias proportion) (Um)</b>	0,13	0,10
<b>2.zložka (variance proportion) (Us)</b>	0,34	0,67
<b>3.zložka (covariance proportion) (Uc)</b>	0,54	0,23

<sup>18</sup>V týchto grafoch sú prognózy o jeden krok vpred za obdobie 2005Q2 – 2009Q3 vyjadrené krivkou predikcie nominálnej ceny za toto obdobie.

<sup>19</sup> Korelácia medzi predikovanými a skutočnými medzikvartálnymi mierami rastu.

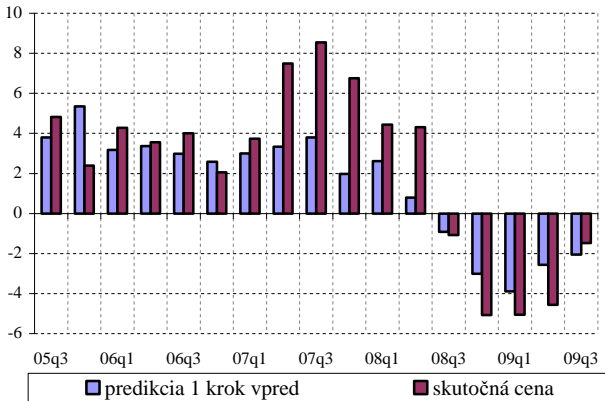
<sup>20</sup> Napríklad Pindyck, Rubinfeld (1991). Vypočítané z úrovni cien.

<sup>21</sup> Napríklad Watson, Teelucksingh (2002). Hodnota koeficientu vyššia ako 1 znamená, že predikcia je horšia ako „naivná“ predikcia s nulovým budúcim rastom, zatiaľ čo hodnoty klesajúce od 1 k nule signalizujú pohyb od naivnej prognózy k prognóze s dokonalou presnosťou.

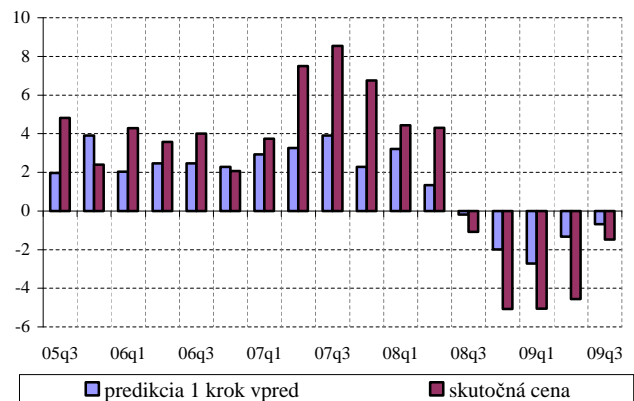




**Graf 11.1: % medzikv. zmena reálnej ceny, model A**



**Graf 11.2: % medzikv. zmena reálnej ceny, model B**

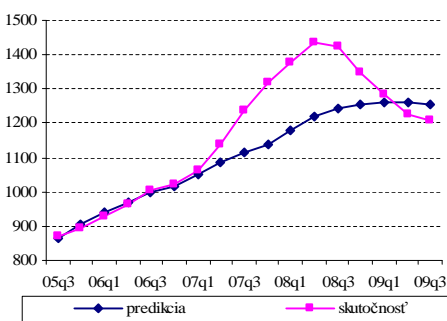


Z grafu 11 vyplýva, že predikované miery rastu majú vždy správne znamienko a ich veľkosť je približne správna, aj keď existuje niekoľko výnimiek. Túto pravidelnosť potvrdzujú štatistiky presnosti v tabuľke 4. Korelácia medzi predikciami a skutočnými hodnotami je pomerne silná. MAPE hovorí o malej percentuálnej odchýlke skutočných hodnôt od ich prognóz a Theilov koeficient dokazuje, že modely preyšujú naivnú predikciu nulovej zmeny. Pozitívom je, že prvá zložka ( $U_m$ ) je blízko nule v oboch prípadoch, avšak druhá zložka ( $U_s$ ) je pomerne veľká, najmä v modeli B. Celkovo sú však výsledky uspokojivé.

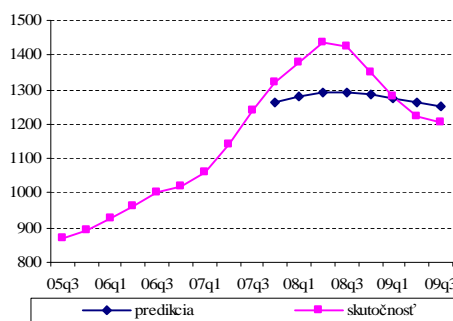
## 7.2 Strednodobá prognóza

Ďalším krokom bude porovnanie prognózy na niekoľko štvrtrokov so skutočnými hodnotami cien. Na tento účel boli vybrané tri dôležité body v predchádzajúcom cykle (2005Q2 – 1. prípad: dno predchádzajúceho cyklu, 2007Q3<sup>22</sup> – 2. prípad: posilňovanie rezidenčného boomu a 2008 Q2 – 3. prípad: vrchol cyklu) a v každom prípade bola vykonaná predikcia na nasledujúce obdobie končiacie v 2009Q3. Výsledky modelu A sú popísané v grafe 12<sup>23</sup>.

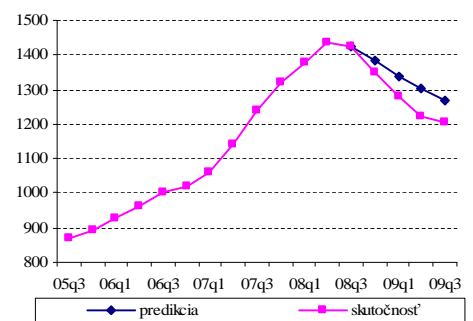
**Graf 12.1: Strednodobá prognóza 2005Q2, reálne ceny (EUR/m<sup>2</sup>)**



**Graf 12.2: Strednodobá prognóza 2007Q3, reálne ceny (EUR/m<sup>2</sup>)**



**Graf 12.3: Strednodobá prognóza 2008Q2, reálne ceny (EUR/m<sup>2</sup>)**



<sup>22</sup> Namiesto tohto bodu by bolo možné vybrať aj 2007Q2 alebo 2007Q1. Výsledky sú však veľmi podobné.

<sup>23</sup> Tabuľky susediace s druhým a tretím grafom v rámci grafu 12 obsahujú dva druhy informácií. Prvý riadok v každej tabuľke vyhodnocuje prognózu na obdobie zobrazené v grafe nad tabuľkou. Druhý riadok pri vytváraní štatistík agreguje všetky prognózy na n krokov vpred začínajúce v bodoch 2005Q3 až 2007Q4 (a pri tretej tabuľke 2005Q3 až 2008Q2), kde n je počet krokov prognózy v grafe nad tabuľkou.



Graf 12.1: Strednodobá prognóza 2005Q2, reálne ceny (EUR/m <sup>2</sup> )						Graf 12.2: Strednodobá prognóza 2007Q3, reálne ceny (EUR/m <sup>2</sup> )						Graf 12.3: Strednodobá prognóza 2008Q2, reálne ceny (EUR/m <sup>2</sup> )					
Corr	MAPE	Theil	Um	Us	Uc	Corr	MAPE	Theil	Um	Us	Uc	Corr	MAPE	Theil	Um	Us	Uc
0,70	5,54	0,69	0,003	0,66	0,34	0,95	5,50	0,78	0,01	0,94	0,04	0,84	3,66	0,40	0,41	0,38	0,21
						0,69	6,25	0,62	0,11	0,55	0,33	0,80	4,62	0,57	0,16	0,40	0,44

Tieto tri vyhodnotenia vo všeobecnosti poskytujú uspokojivý pohľad na budúce smerovanie trhu aj pri dlhších horizontoch prognózy, čo je viditeľné najmä v prvom grafe, v ktorom prognóza kopíruje skutočné hodnoty počas takmer dvoch rokov, ale tiež v treťom grafe, ktorý zachytáva budúcu úpravu nerovnováhy, aj keď o niečo pomalšou rýchlosťou. Miera korelácie potvrdzuje, že miery rastu sú viditeľne v súlade a Theilov koeficient opäť vykazuje zlepšenie v porovnaní s „naivnou“ prognózou. Na druhej strane však sú evidentné aj niektoré nedostatky, najmä neschopnosť prognózy zachytiť cenovú explóziu od začiatku druhej polovice roku 2007 v 1. a 2. prípade. Štruktúra modelu je pravdepodobne príliš jednoduchá na to, aby zachytila tlaky tvoriaceho sa podhodnotenia alebo nadhodnotenia a zrejme by bol na tento účel potrebný oveľa väčší výber nástrojov a indikátorov. To je zároveň dôvod menej priaznivých výsledkov pre MAPE v 1. a 2. prípade, Um v 3. prípade a Uc vo všetkých prípadoch. Prognóza viac-menej kopíruje odhadnutú rovnovážnu cenu, alebo v období 2005 až 2006 (1. prípad) a 2008-2009 (3. prípad) konverguje smerom k rovnováhe realistickým tempom<sup>24</sup>. Model B je preverený v grafe 13.

Graf 13.1: Strednodobá prognóza 2005Q2, reálne ceny (EUR/m <sup>2</sup> )						Graf 13.2: Strednodobá prognóza 2007Q3, reálne ceny (EUR/m <sup>2</sup> )						Graf 13.3: Strednodobá prognóza 2008Q2, reálne ceny (EUR/m <sup>2</sup> )					
Corr	MAPE	Theil	Um	Us	Uc	Corr	MAPE	Theil	Um	Us	Uc	Corr	MAPE	Theil	Um	Us	Uc
0,70	5,54	0,69	0,003	0,66	0,34	0,95	5,50	0,78	0,01	0,94	0,04	0,84	3,66	0,40	0,41	0,38	0,21
						0,69	6,25	0,62	0,11	0,55	0,33	0,80	4,62	0,57	0,16	0,40	0,44

Celkovo na prvý pohľad model B dosiahol o niečo menej presné prognózy, aj keď porovnanie vyhodnocovacích štatistík nedokáže jednoznačne identifikovať, či je to pravda vo všetkých prípadoch. Napriek tomu, že 1. prípad je porovnateľný s modelom A, v 2. a 3. prípade je viditeľný prorastový vplyv úverového indikátora. V tomto momente teda možno pozorovať, že model B dosiahol mierne slabšie výsledky, ale úspešnosť modelov sa v budúcnosti môže zmeniť.

<sup>24</sup> Z dôvodu čitateľnosti grafov 12 a 13 bola odstránená krivka rovnovážnej ceny. Je však zahrnutá v grafoch 1 a 6. Rozdiel medzi nominálnymi a reálnymi kvantitami v tomto prípade nie je podstatný.

## 8. Zhrnutie

Model ECM popísaný v tomto článku je schopný indikovať pravdepodobné nahodnotenie a podhodnotenie, stanoviť súčasné a budúce rovnovážne ceny a na základe týchto informácií určiť očakávaný smer a rozsah budúceho pohybu cien nehnuteľností. Využitý prístup by mohol vhodnejšie zachytiť vplyv jednotlivých determinantov v porovnaní s tradičnou ekonometrickou analýzou. Avšak možná neistota a náhodnosť ohľadne zvolených parametrov, budúcich hodnôt determinantov a modelovej štruktúry si tiež vyžadujú expertné posudzovanie vývoja na trhu a ďalšie testovanie daného modelu, ktorý sa momentálne používa ako dodatočná pracovná pomôcka. Čo sa týka vyhodnotenia modelových prognóz, je zjavné, že prognózy „o jeden krok vpred“ sa príliš neodlišujú od skutočných pozorovaní. Dlhodobejšie prognózy vo všeobecnosti zachytávajú budúci cenový trend, ale nedokážu predpovedať niektoré dôležité fluktuácie. V budúcnosti bude dôležité monitorovať presnosť prognóz a s rastúcim počtom pozorovaní aplikovať nové prognostické metódy.

**Tabuľka 5: Sumárne výsledky modelovej prognózy**

MODELA	nominálna cena	% zmena y-o-y	% zmena q-o-q	MODEL B	nominálna cena	% zmena y-o-y	% zmena q-o-q
2009Q4	1330	-10,1	0,6	2009Q4	1350	-8,7	2,2
<b>2009 priemer</b>	<b>1352</b>	<b>-10,5</b>	<b>-2,6</b>	<b>2009 priemer</b>	<b>1357</b>	<b>-10,1</b>	<b>-2,2</b>
2010Q1	1356	-4,0	2,0	2010Q1	1404	-0,6	4,0
2010Q2	1388	3,4	2,4	2010Q2	1465	9,2	4,3
2010Q3	1433	8,4	3,3	2010Q3	1537	16,2	4,9
2010Q4	1486	11,7	3,7	2010Q4	1612	19,4	4,9
<b>2010 priemer</b>	<b>1416</b>	<b>4,9</b>	<b>2,8</b>	<b>2010 priemer</b>	<b>1505</b>	<b>11,0</b>	<b>4,5</b>
2011Q1	1553	14,5	4,5	2011Q1	1700	21,0	5,4
2011Q2	1609	15,9	3,6	2011Q2	1772	21,0	4,3
2011Q3	1660	15,8	3,2	2011Q3	1839	19,6	3,7
2011Q4	1708	14,9	2,9	2011Q4	1899	17,8	3,3
<b>2011 priemer</b>	<b>1632</b>	<b>15,3</b>	<b>3,5</b>	<b>2011 priemer</b>	<b>1802</b>	<b>19,9</b>	<b>4,2</b>
% zmena priemeru 2009	-	-10,6	-	% zmena priemeru 2009	-	-10,2	-
% zmena priemeru 2010	-	4,7	-	% zmena priemeru 2010	-	10,9	-
% zmena priemeru 2011	-	15,3	-	% zmena priemeru 2011	-	19,8	-

## Dodatok A – zhrnutie koeficientov.

Tabuľka A.1				
Premenná	Zdroj	Koeficient	Vybraná hodnota	Poznámky
<i>Rovnovážne koeficienty ↓</i>				
<i>ry</i>			1	Je to logický vzťah, ktorý by mohol platiť aj v prípade SR. Štúdia OECD používa krátku vzorku, ktorá navyše vznikla v období výrazného cenového (nehnuteľnosti) a ekonomického rastu, čo mohlo spôsobiť pozitívnu odchýlku v odhade koeficientu <i>ry</i> .
	OECD (štúdia o SR)	2,70		
	Hall (UK) 1968-1994	3,05		
	Holly (UK) 1939 - 1994	1		
	HMT, BoE (UK), Správa o fin. stabilite '08 (NBS)	1		Predpokladajú, že elasticita rovná 1 predstavuje všeobecný vzťah medzi príjmami a cenami.
	Egert (krajiny SVE) 1993-2005	1		
	Kiss, Vadas (2005)	1		
	ECB (2003)	1		
	IMF (World Economic Outlook 2004)	Approx. 1		
	Egert (OECD) 1971-2005	0,45		
	MMF (krajiny OECD) - priemer (WP/08/247)	2,22		
<i>R</i>			-0,01	Pôvodne -0,036 (vyrátané ako približný aritmetický priemer z prehľadu MMF, hlavne z dôvodu, že zahŕňa veľké množstvo rôznych štúdií.) Avšak rovnovážne cenové príspevky úrokovej sadzby by potom boli príliš veľké.
	Hall (UK) 1968-1994	-0,02		
	OECD (štúdia o SR)	-0,017		Štúdia uvádza elasticitu vynásobenú číslom 100, čo je dôsledok používania odlišného formátu úrokových sadzieb (napr. 0,025 namiesto 2,5%).
	Egert (krajiny SVE) 1993-2005	-0,01		
	Egert (krajiny OECD) 1971-2005	-0,01		
	MMF (krajiny OECD) – priemer (WP/08/247)	-0,036		Elasticita uvedená rovnakým spôsobom ako OECD.
<i>h</i>			-0,5	Výsledok OECD je príliš vysoký. Preto vyberáme odhad bližšie k výsledkom Hall (1997) a MMF, čiže -2. Avšak tento koeficient bol stále príliš silný a tlačil rovnovážnu cenu dlhodobo smerom nadol. Preto bola vybraná hodnota -0,5, pri ktorej dosiahneme, že výsledná rovnovážna cena nie je príliš vzdialená od pozorovaných cien a nevykazuje klesajúci trend.
	Hall (UK) 1968-1994	-2,3		
	OECD (štúdia o SR)	-17		Ponuka bývania je vyjadrená ako pomer ponuky k populácii.

Tabuľka A.1

Premenná	Zdroj	Koeficient	Vybraná hodnota	Poznámky
	MMF (krajiny OECD) - priemer (WP/08/247)	-2,4		
<i>pop</i>			4,45	Väčšina štúdií poukazuje na silný vzťah medzi populáciou a cenami nehnuteľností. Výsledok autorov Égert a Mihaljek (2008) pre krajiny OECD je zmysluplný (-4.45). Silnejšie koeficienty by spôsobili takmer dokonalý súlad vývoja rovnovážnych cien a populácie. (táto štúdia nezahŕňa Slovensko ako súčasť vzorky OECD ani SVE).
	Holly (UK) 1939 - 1994	1,45		Avšak <i>pop</i> bola vyjadrená ako pomer mladšej (25-44 r.) k celkovej populácii. Tento prístup nemusí byť správny, keďže by sme si mohli predstaviť situáciu, v ktorej populácia rastie rýchlejšie ako populácia vo veku 25-44 r. V tom prípade by tento indikátor určoval pokles cien, aj keď by počet kupujúcich stúpala.
	OECD (štúdia o SR)	18,53		Opäť <i>pop</i> vyjadrená ako pomer mladšej populácie na celku.
	Egert (Krajiny SVE) 1993-2005	12,5		
	Egert (Krajiny OECD) 1971-2005	4,45		
	MMF (Krajiny OECD) - priemer (WP/08/247)	8,25		
<i>l/y</i>			0,24	
	Holly (UK) 1939 - 1994	0,36		
	Egert (Krajiny SVE) 1993-2005	0,24		
	MMF (WP/08/247)	1,3		Prehľad MMF zahŕňa len jednu štúdiu, ktorá zahŕňa vplyv tohto indikátora. Používa sa tu však pomer reálneho stavu úverov, nie pomer <i>l/y</i> .
<i>Krátkodobé koeficienty ↓</i>				
$\alpha_1$ (error correction term)			-0,2	Egert a Mihaljek tvrdia, že korekcia je vo všeobecnosti rýchlejšia v krajinách SVE ako v OECD. Preto by hodnota -0,15 mohla byť príliš nízka. Na druhej strane však väčšina uvedených štúdií uvádza koeficient nižší ako 0,26.
	Lecat (Krajiny OECD) 1971-2003	-0,15		
	Holly (UK) 1939 - 1994	-0,11		
	Hall (UK) 1968-1994	-0,1		
	Egert (Krajiny SVE) 1993-2005	-0,26		
	Egert (Krajiny OECD) 1971-2005	-0,07		
<i>dry</i>			0,5	Na základe výsledkov pre OECD.
	Holly (UK) 1939 - 1994	0,7		
	Lecat (Krajiny OECD) 1971-2003	0,5		
<i>drhp(t-1)</i>			0,44	Hodnota 0,44 je priemerom výsledkov štúdií OECD a MMF.
	Lecat (Krajiny OECD) 1971-2003	0,35		

**Tabuľka A.1**

Premenná	Zdroj	Koeficient	Vybraná hodnota	Poznámky
	IMF(2004) - WEO 2004, Autumn, rozvinuté ekonomiky	0,52		
	Holly (UK)	0,6 - 0,7		

## Dodatok B – dodatočné odhady.

**Tabuľka B.1: Test kointegrácie (test stacionarity reziduálov pre model OLS – bez trendu)**

Nulová hypotéza: RESID má jednotkový koreň

Exogénne premenné: žiadne

Dĺžka čas. posunu: 0 (Automaticky založená na SIC, MAXLAG=3)

Augmented Dickey-Fuller štatistika: -4,237411

Kritické hodnoty: 1% -6,8347\*\*

5% -5,6905\*\*

10% -5,1686\*\*

\*\* MacKinnon (2010)

Z dôvodu, že testovacia štatistika je väčšia ako všetky uvedené kritické hodnoty, nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu, že reziduály sú nestacionárne.

**Tabuľka B.2: model ECM**

Závislá premenná: DLOG(RHP)

Metóda najmenších štvorcov

Vzorka: 2005Q3 2009Q3

Počet zahrnutých pozorovaní: 17

	koeficient	štandardná odchýlka	t-štatistika	p-hodnota
C	-0,032	0,021	-1,559	0,1449
Error Correction*	0,262	0,541	0,485	0,6367
DLOG(RY)	1,282	0,646	1,985	0,0705
DLOG(LY)	0,624	0,403	1,550	0,1471
DLOG(RHP(-1))	0,560	0,211	2,654	0,0210
R <sup>2</sup>	0,736	priemer DLOG (RHP)		0,022
korigovaný R <sup>2</sup>	0,648	štand. odchýlka DLOG (RHP)		0,042
F-štatistika	8,357	Durbin-Watson		1,801
F-štatistika (p-hodnota)	0,002			

\*Error correction =  $\text{LOG}(RHP)+1,15326994524-1,7694988783*\text{LOG}(RY)+0,0555406316836*\text{IR\_REAL}+1,3426536348*\text{LOG}(B\_SUM\_SA)-1,03572101868*\text{LOG}(POP)-0,66420304258*\text{LOG}(LY)$

## Použitá literatúra

1. Ash, Smyth, Heravi (1990): The accuracy of OECD forecasts of the international economy – demand, output and prices; *International Journal of Forecasting*, 6 (1990)
2. Bank of England – Harrison, Nikolov, Quinn, Ramsay, Scott, Thomas (2005): The Bank of England Quarterly Model.



3. Beka (2007): Ceny nehnuteľností, rast úverov a implikácie pre menovú politiku [Real estate prices, credit growth and implications for monetary policy]; Biatic Vol. 2007, Issue 12
4. Brown, Song, McGillivray (1997): Forecasting UK house prices: a time varying coefficient approach; Economic Modelling 14 (1997).
5. Cár (2009): Výber faktorov ovplyvňujúcich ceny nehnuteľností na bývanie na Slovensku [Selection of factors influencing the residential property prices in Slovakia]; Biatic Vol. 2009, Issue 3.
6. ECB (2003): Structural factors in the EU housing markets; March 2003
7. Égert, Mihaljek (2008): Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe; Czech National Bank Working Paper Series
8. Fair (1986): Evaluating the predictive accuracy of models; Handbook of Econometrics, Volume III, Edited by Griliches and Intriligator, Elsevier Science Publishers
9. Gantnerová (2004): Ceny aktív v ekonomickej teórii [Asset prices in economic theory]; BIATEC Vol. 2004, Issues 8&9.
10. Hall, Psaradakis, Sola (1997): Switching error correction models of house prices in the United Kingdom; Economic Modelling 14 (1997)
11. HM Treasury (2003): Housing, Consumption and the EMU; [http://www.hm-treasury.gov.uk/housing\\_consumption\\_and\\_emu.htm](http://www.hm-treasury.gov.uk/housing_consumption_and_emu.htm)
12. Holly, Jones (1997): House prices since the 1940s: cointegration, demography and asymmetries; Economic Modelling 14 (1997).
13. Iossifov, Čihák, Shangavi (2008): Interest Rate Elasticity of Residential Housing Prices; IMF Working Paper, WP/08/247
14. Kiss, Vadas (2005): The Role of the Housing Market in Monetary Transmission,; MNB Background Studies 2005/3
15. Lecat, Mésonnier (2005): What role do financial factors play in house price dynamics?; Banque de France Bulletin Digest, No. 134, February 2009.
16. MacKinnon (2010): Critical values for cointegration tests; QED Working Paper No. 1227. <http://www.econ.queensu.ca/faculty/mackinnon/>
17. NBS (2008, 2009): Financial Stability Report 2007, Financial Stability Report 2008, Analysis of the Slovak Financial Sector – first half of 2009.
18. OECD (2009): OECD Economic Surveys: Slovak Republic. Volume 2009/2 – February 2009
19. Pindyck, Rubinfeld (1991): Economic Models and Economic Forecasts; 3<sup>rd</sup> edition, McGraw-Hill, Inc.
20. Shiller (2005): Irrational Exuberance; 2nd Edition, Princeton University Press
21. Sutton (2002): Explaining changes in house prices; BIS Quarterly Review, September 2002
22. Terrones, Otrok (2004): The Global House Price Boom; IMF World Economic Outlook 2004, Autumn
23. Watson, Teelucksingh (2002): A Practical Introduction to Econometric Methods: Classical and Modern; University of West Indies Press.

