



NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA

**Matúš Senaj**

# **ODHAD SPOTREBNEJ FUNKCIE PRE SLOVENSKO A PROGNÓZA SPOTREBY**



**Výskumná štúdia**  
1/2007

© Národná banka Slovenska  
<http://www.nbs.sk/>  
Imricha Karvaša 1  
813 25 Bratislava

research@nbs.sk

**Júl 2007**

ISSN 1337-5830  
ISBN 978-80-8043-117-4

Práca neprešla jazykovou úpravou.

Prezentované názory a výsledky v tejto štúdii sú názormi autora a nevyjadrujú oficiálne stanovisko Národnej banky Slovenska.

Všetky práva vyhradené.

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



NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA

Výskumná štúdia 1/2007

## **Odhad spotrebnej funkcie pre Slovensko a prognóza spotreby\***

**Matúš Senaj**

Odbor výskumu NBS  
matus.senaj@nbs.sk

### **Abstrakt**

Výskumná štúdia sa zaoberá odhadom spotrebnej funkcie domácností v SR. Skúmali sme vplyv disponibilného príjmu a bohatstva na konečnú spotrebu domácností v období rokov 1996 - 2005. Zistili sme, že okrem disponibilného príjmu aj finančné bohatstvo významne vplýva na spotrebu a najlepším proxy pre bohatstvo je súčet peňažného agregátu M2 a aktív v podielových fondoch. Tiež sme skúmali vplyv úrokových sadzieb, indexu spotrebiteľskej dôvery a ďalších premenných, tie však nemali významný vplyv na spotrebu. Venovali sme sa aj testovaniu troch rôznych prístupov pri prognózovaní spotreby. Zistili sme, že najpresnejšie in sample a out of sample prognózy sme získali použitím vector error correction modelu s exogénnymi premennými.

JEL klasifikácia: E 21, E 27, C 53

Kľúčové slová: spotreba domácností, efekt bohatstva, VEC, prognózovanie spotreby

Recenzenti: Jarko Fidrmuc, Ján Frait

Voľne prístupné na [www.nbs.sk/PUBLIK](http://www.nbs.sk/PUBLIK)

---

\* Za cenné rady a komentáre chcem poďakovať Ľudovítovi Ódorovi, Martinovi Šusterovi, obom recenzentom, kolegom z odboru výskumu NBS a tiež členom Klubu ekonomických analytikov, ktorí sa zúčastnili prezentácie tejto štúdie.



NATIONAL BANK OF SLOVAKIA

Working paper 1/2007

## **CONSUMPTION FUNCTION ESTIMATE AND CONSUMPTION FORECAST: THE CASE OF THE SLOVAK REPUBLIC\***

**Matúš Senaj**

Research Department  
matus.senaj@nbs.sk

### **Abstract**

This paper studies impacts of disposable income and financial wealth on aggregate household consumption. The considered time period ranges from 1996 to 2005. Results confirm that not only disposable income but also wealth has significant impact on consumption. Moreover, we show that the most appropriate proxy for wealth is the sum of monetary aggregate M2 and assets invested in mutual funds. We also investigate the effects of interest rates, consumer confidence index and further relevant variables. It turns out these variables are not significant in the consumption function. The second main objective of this work is to evaluate three different consumption forecasting approaches. We show that the most accurate in sample and out of sample forecasts originate from a vector error correction model with exogenous variables.

JEL classification: E 21, E 27, C 53

Keywords: household consumption, wealth effect, VEC, consumption forecasting

Referees: Jarko Fidrmuc, Ján Frait

Downloadable version [www.nbs.sk/PUBLIK](http://www.nbs.sk/PUBLIK)

---

\* The author would like to thank Eudovít Ódor, Martin Šuster, the two external referees, colleagues from the research department and members of The Slovak association of economic analysts for their helpful comments.

## 1. Úvod

Konečná spotreba domácností tvorí vo väčšine krajín viac ako polovicu hrubého domáceho produktu. Preto je spotrebná funkcia jednou z najčastejšie diskutovaných tém v teoretickej a tiež empirickej ekonomickej literatúre. Z pohľadu centrálnej banky je dôležité poznať elasticity či už disponibilného príjmu alebo iných premenných na spotrebu, ako aj vedieť odhadnúť jej budúci vývoj, pretože táto veličina vplýva na dopytovú zložku inflácie. To je pre Slovensko zvlášť významné, keďže rámcom menovej politiky SR je inflačné ciele v podmienkach mechanizmu výmenných kurzov - ERM II.

Na Slovensku doteraz nebola venovaná spotrebnej funkcii náležitá pozornosť. Odhad spotreby je síce súčasťou makroekonomických modelov viacerých inštitúcií (Národná banka Slovenska, Ministerstvo financií SR, Slovenská akadémia vied), ale z pochopiteľných dôvodov jej nie je venovaná špeciálna pozornosť.<sup>2</sup> Účelom našej štúdie je rozprúdiť odbornú diskusiu na tému spotreby domácností a detailnejšie analyzovať vzťahy medzi vybranými ekonomickými veličinami a spotrebou na Slovensku.

Predložená práca má dva hlavné ciele. Prvým je odhadnúť spotrebnú funkciu pre Slovensko. Do odhadovanej rovnice zahrnieme okrem disponibilného príjmu aj bohatstvo a budeme skúmať dlhodobý vplyv týchto premenných na spotrebu domácností. Druhým cieľom je nájsť metódu vhodnú na prognózovanie budúceho vývoja spotreby<sup>3</sup>. V materiáli sú použité časové rady pokrývajúce obdobie rokov 1996 - 2005. Výber časového obdobia bol podmienený dostupnosťou revidovaných údajov. Do odhadov sme nezahrnuli najaktuálnejšie údaje za rok 2006 preto, aby sme mohli porovnať out of sample prognózy spotreby s aktuálnymi údajmi.

V úvode predstavíme najznámejšie práce, ktoré sa zaoberajú modernou teóriou spotreby.<sup>4</sup> Keynes predstavil v roku 1935 svoju *teóriu absolútneho príjmu*, kde tvrdil, že spotreba je funkciou disponibilného príjmu. Neskorší empirický výskum však dospel k záveru, že tento vzťah nevysvetľuje dostatočne správanie agregovaných údajov.

*Teória životného cyklu* predpokladá, že spotreba predstavuje konštantnú časť zo súčasnej hodnoty celoživotného príjmu. Jej základy položili Modigliani a Brumberg (1954). Táto teória tvrdí, že sklon k spotrebe je nižší u mladých domácností ako u domácností starších osôb, ktoré žijú z úspor. Agregátna spotreba potom závisí okrem príjmu a bohatstva aj od demografických zmien.<sup>5</sup>

Rozšírenie Keynesovej teórie predstavil Friedman (1957). Jeho *teória permanentného príjmu* rozdeľuje spotrebu a príjem na permanentnú a dočasnú časť a zahŕňa aj očakávania o budúcom príjme. Ak jednotlivec považuje zmenu vo svojich príjmoch za dočasnú, nemá dôvod meniť svoje spotrebiteľské zvyky. Na druhej strane, ak zistí, že zmena v jeho príjmoch má trvalý charakter, súčasne upraví aj svoju spotrebu. Podľa Friedmanovej teórie sú kľúčovými determinantmi permanentného príjmu aktíva spotrebiteľa, a nie jeho aktuálny disponibilný príjem.

Dôveryhodnosť teórie permanentného príjmu s racionálnymi očakávaniami je oslabená prítomnosťou prekážok pri získaní úveru „*liquidity constraints*“. Práve existencia týchto

---

<sup>2</sup> Výnimkou je zatiaľ diplomová práca J. Hučeka (2002), v ktorej autor skúmal elasticitu disponibilného príjmu na spotrebu.

<sup>3</sup> Pre úplnosť treba dodať, že vývoj spotreby je v čase pomerne stabilný a jej prognózovanie nie tak náročné ako prognózovanie vývoja investícií.

<sup>4</sup> Detailný prehľad teórie spotreby poskytuje práca Fernandez-Corugedu (2004).

<sup>5</sup> Efekty demografických zmien môžu byť zachytené napríklad týmito premennými: rast populácie, veková štruktúra obyvateľstva, priemerný vek odchodu do dôchodku.

prekážok spôsobuje, že spotreba je determinovaná viac súčasnými ako budúcimi príjmami a úroková miera nehrá významnú úlohu pri rozhodovaní o spotrebe (napr. Hall a Mishkin (1982) alebo Zeldes (1989)).

Na spomínané teoretické práce nadväzuje empirický výskum, ktorý sa zaoberal odhadovaním spotrebnej funkcie. Takala (1995) tvrdí, že zahrnutie premennej, ktorá reprezentuje bohatstvo, povedie k stabilnejším odhadom spotrebnej funkcie. Côté a Johnson (1998) pridali medzi krátkodobé premenné obdobu slovenského indikátora spotrebiteľskej dôvery (consumer attitudes index). Týmto krokom zvýšili podiel vysvetlenej variancie závislej premennej a zvýšili presnosť predikovania spotreby. Brandin (2001) modeloval spotrebnú funkciu pre Českú republiku v rokoch 1993 až 1995. Autor našiel dlhodobý vzťah medzi spotrebou, reálnymi mzdami a infláciou. Zistil tiež, že veľkosť elasticity príjmového efektu významne závisí na rozhodnutí o začlenení premennej nezamestnanosť do odhadovaného modelu. Vybraným aspektom spotreby v ČR sa venovali aj Artl a kol (2002). Vo svojej práci popisujú kointegračný vzťah medzi sezónne očistenými časovými radmi reálnej spotreby a reálneho disponibilného príjmu. Vector error correction model pre spotrebu domácností v Španielsku navrhli Martínez-Carrascal a del Rio (2004), ktorí analyzovali vplyv úverov poskytnutých domácnostiam na ich spotrebu. Efekt finančného a nehnuteľného majetku analyzovali napríklad Bover (2006) a Sierminska a Takhtamanova (2007).

Práca má takúto štruktúru. V nasledujúcej časti je stručne predstavená metodológia, tretia časť popisuje použité údaje a v štvrtej časti sú uvedené získané výsledky. Po záverečnom zhrnutí nasledujú prílohy.

## 2. Metodológia

Výber metodológie použitej na odhadovanie spotrebnej funkcie bol ovplyvnený nestacionaritou časových radov. Preto sme vytvorili rovnice v *error correction* forme a tie sme odhadli johansenovým prístupom. Rovnakým spôsobom sme vytvorili aj modely pre prognózovanie spotreby. Indexy použité pre zhodnotenie vlastností prognóz sú popísané v druhej časti tejto kapitoly.

### 2.1 Odhad spotrebnej funkcie

Pri odhadoch spotrebnej funkcie je použitý johansenov prístup, ktorý je založený na *vector autoregression metodológii* (VAR). Táto metodológia sa používa, podobne ako Engel-Grangerov prístup, pri práci s nestacionárnymi časovými radmi. Je tiež vhodná na predikcie v krátkodobom horizonte (Pindyck a Rubinfeld, 1991). Gujarati (2003) tvrdí, že prognózy získané touto metódou sú v mnohých prípadoch lepšie ako tie, ktoré pochádzajú z komplexných simultánnych modelov. Najprv v krátkosti predstavíme VAR modely a neskôr ukážeme ako previesť VAR na VEC model.

Pre ilustráciu uvedieme jednoduchý VAR model, pozostávajúci z dvoch endogénnych premenných  $y_1$  a  $y_2$  (obidve sú nestacionárne typu I(1)). Kvôli jednoduchosti uvažujme dve oneskorenia (*lagy*):

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= \mu_1 + a_{1,1}y_{1,t-1} + a_{1,2}y_{2,t-1} + b_{1,1}y_{1,t-2} + b_{1,2}y_{2,t-2} + \varepsilon_{1,t} \\ y_{2,t} &= \mu_2 + a_{2,1}y_{1,t-1} + a_{2,2}y_{2,t-1} + b_{2,1}y_{1,t-2} + b_{2,2}y_{2,t-2} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (1)$$

čo je vo vektorovom zápise:

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

V rovnici (2) vystupuje vektor endogénnych premenných ( $y_t$ ), vektor konštánt ( $\mu$ ), matice koeficientov oneskorených premenných ( $A_1$  a  $A_2$ ) a vektor odchýlok ( $\varepsilon_t$ ).

Zápis VAR modelu môžeme prepísať aj do error correction formy. Takýto model potom nazývame vector error correction (VEC):

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Na základe hodnosti odhadnutej matice  $\Pi$  vieme rozhodnúť o tom, či sú premenné  $y_1$  a  $y_2$  kointegrované a tiež o počte kointegračných vektorov, pričom počet kointegračných vektorov je vždy nižší ako počet endogénnych premenných. V tomto prípade je matica  $\Pi$  typu  $2 \times 2$ . Ak má táto matica hodnotu dva, potom sú  $y_1$  a  $y_2$  stacionárne a otázka kointegrácie je bezpredmetná. V prípade, že matica  $\Pi$  obsahuje iba nulové prvky, tak  $\Delta y_t$  závisí iba od  $\Delta y_{t-1}$  a  $y_1$  a  $y_2$  nie sú kointegrované. A nakoniec, ak má matica hodnotu jedna, potom sú  $y_1$  a  $y_2$  navzájom kointegrované. Práve na tomto základe je postavený koncept testovania počtu kointegračných vektorov. My používame tzv. trace test, ktorý testuje hodnotu matice  $\Pi$ .

Johansenova metodológia využíva pre odhadovanie error correction formy VAR modelu metódu maximalizácie funkcie vierohodnosti (maximum likelihood).

## 2.2 Indexy pre vyhodnocovanie ex-post prognóz

Cieľom tejto práce, okrem odhadu spotrebnej funkcie pre Slovensko, je aj nájdenie najvhodnejšieho spôsobu prognózovania spotreby. Aby sme vedeli určiť, ktorý model je na prognózovanie najvhodnejší, vyrátali sme dynamickú ex post<sup>6</sup> prognózu a následne sme porovnali túto prognózu so skutočnými hodnotami spotreby. Pre zhodnotenie boli použité nasledujúce ukazovatele:

SSF (*Sum of squares of forecast errors*) je definovaný ako súčet druhých mocnín rozdielov medzi aktuálnou a prognózovanou hodnotou.

$$SSF = \sum_{i=1}^p (Y_{T+i} - Y_{T+i}^f)^2, \quad (4)$$

kde  $Y_{T+i}^f$  je prognóza časového radu  $Y_{T+i}$  a  $p$  je počet periód, pre ktoré bola prognóza vyhotovená.

RMS (*Root mean square error*) je odvodený z predchádzajúceho ukazovateľa a formálne ho môžeme vyjadriť takto:

$$RMS = \sqrt{\frac{1}{p} \sum_{i=1}^p (Y_{T+i} - Y_{T+i}^f)^2}. \quad (5)$$

Najväčší dôraz však kladieme na ukazovateľ RMSP (*Root mean square percent error*), pretože umožňuje vzájomne porovnávať presnosť predpovedí rôznych časových radov. Hodnoty tohto ukazovateľa sú normalizované hodnotami časového radu, ktorý je prognózovaný.

$$RMSP = \sqrt{\frac{1}{p} \sum_{i=1}^p \left( \frac{Y_{T+i} - Y_{T+i}^f}{Y_{T+i}} \right)^2} * 100 \quad [\text{v \%}]. \quad (6)$$

<sup>6</sup> Pri dynamickej prognóze sú využívané vypočítané hodnoty vysvetľujúcich premenných.

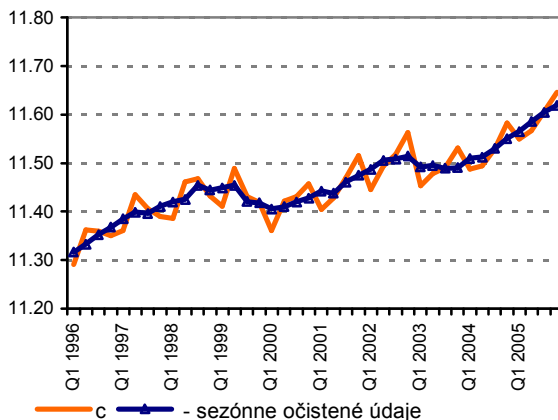
### 3. Údaje

Spotrebnú funkciu sme modelovali použitím štvrtročných údajov za roky 1996 až 2005. Do odhadov sme nezahrnuli najaktuálnejšie údaje za rok 2006 preto, aby sme mohli porovnať out of sample prognózy spotreby s aktuálnymi hodnotami. Všetky časové rady boli prevedené na reálne hodnoty pomocou indexu spotrebiteľských cien a tiež boli sezónne očistené. Uvedomujeme si, že z koncepcného hľadiska by bolo lepšie používať deflátor spotreby, ale nie sme presvedčení o spoľahlivosti údajov o deflátoch. Po úprave indexom spotrebiteľských cien mali odhadnuté modely lepšie štatistické vlastnosti ako pri použití deflátoru spotreby. Navyše spomínaný deflátor sa môže meniť pri revízii údajov.

Modelovanou premennou je v tomto materiáli premenná  $c$ , ktorá reprezentuje konečnú spotrebu domácností. Zdrojom údajov sú národné účty zostavované Štatistickým úradom SR (v mil. Sk).

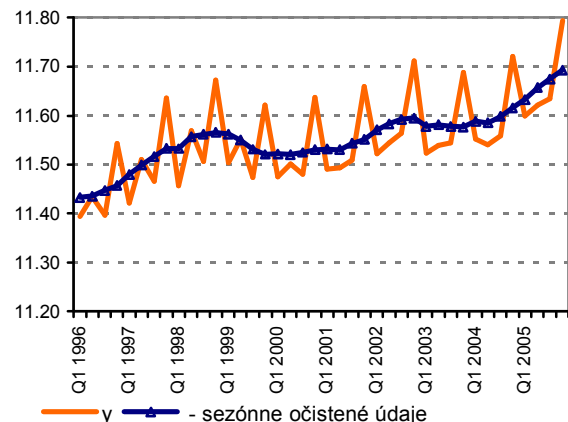
Časový vývoj reálnej spotreby je znázornený na obrázku 1. Môžeme povedať, že reálna spotreba rástla počas celého sledovaného obdobia, no výnimkou boli roky 2000 a 2003. Za poklesom v týchto rokoch je vysoký rast spotrebiteľských cien. Práve koncom roka 1999 a v roku 2000 rástli ceny najrýchlejšie v celom období 1996 - 2005, čo sa následne prejavilo v poklese reálnej hodnoty spotreby.

**Obr. 1 Vývoj konečnej spotreby domácností**



Zdroj: ŠÚ SR, vlastné výpočty.  
Poznámka: V cenách roku 1995.

**Obr. 2 Vývoj disponibilného príjmu**



Zdroj: ŠÚ SR, vlastné výpočty.  
Poznámka: V cenách roku 1995.

Podobne ako Côté a Johnson (1998) a Singh (2004) používame premenné, ktoré zachytávajú jednak príjmovú elasticitu a tiež efekt bohatstva.

Príjmy domácností sú najčastejšie reprezentované hrubým disponibilným dôchodkom ( $y$ ). Tento časový rad pochádza, podobne ako spotreba, z národných účtov a je vyjadrený v mil. Sk. Očakávame, že disponibilný príjem má pozitívny vplyv na spotrebu s elasticitou medzi 0 a 1.

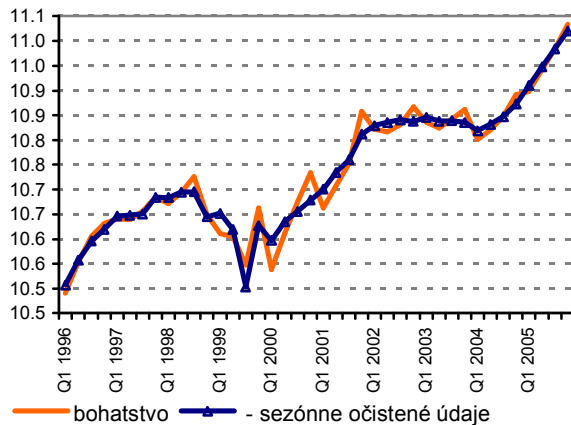
O niečo komplikovanejší je výber premennej pre zachytenie efektu finančného bohatstva. V literatúre býva finančné bohatstvo najčastejšie aproximované agregátom M2 (Artl a kol., 2001, Filáček, 1999). Prípadne sa od agregátu M2 odčítajú bankové pôžičky<sup>7</sup> (Bredin and Cuthbertson, 2001). Ako proxy sa používajú napríklad aj kvázipeniaze (Singh, 2004). Najlepším riešením v podmienkach Slovenska by bolo použitie údajov o finančných aktívach domácností, ktoré sú tiež sledované v národných účtoch. Nevýhodou je ale fakt, že

<sup>7</sup> Odčítanie úverov nevedlo v slovenských podmienkach k signifikantným odhadom.

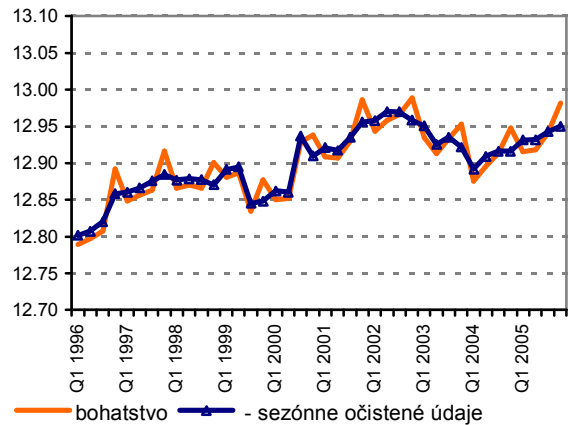


k dispozícii sú iba ročné údaje, čo znemožňuje ich použitie v tejto analýze. Preto sme ako proxy pre finančné bohatstvo testovali štyri premenné.<sup>8</sup> Menový agregát M0, teda obeživo, menový agregát M2, ktorý zahŕňa aj úspory v hotovosti. Neskôr sme menový agregát M2 rozšírili o aktíva domácností v podielových fondoch<sup>9</sup> (PF), ktoré sa v posledných rokoch stávajú stále významnejšou časťou úspor obyvateľstva. A ako posledné proxy sme testovali súčet kvázipeňazí, teda rozdiel medzi agregátmi M2 a M1, a aktív v podielových fondoch. Zdrojom údajov tohto typu je Národná banka Slovenska.<sup>10</sup> Predpokladáme, že elasticita bohatstva na spotrebu bude kladná a menšia ako jedna.

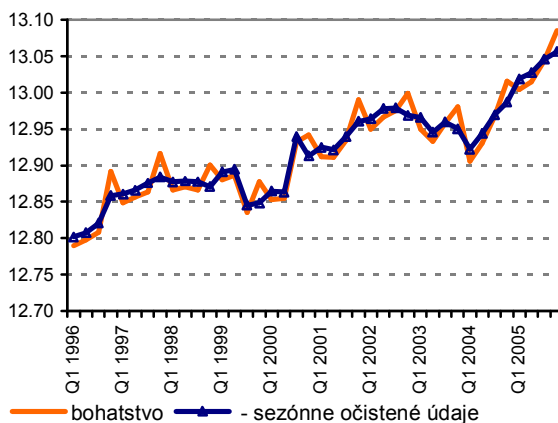
**Obr. 3 Proxy pre bohatstvo (agregát M0)**



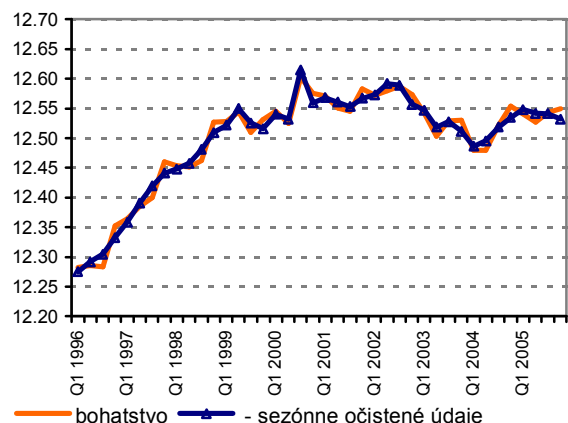
**Obr. 4 Proxy pre bohatstvo (agregát M2)**



**Obr. 5 Proxy pre bohatstvo (agregát M2+PF)**



**Obr. 6 Proxy pre bohatstvo (agregát QM+PF)**



Zdroj: NBS.

Poznámka: V cenách roku 1995.

Významnú časť nefinančného bohatstva domácností tvoria, zvlášť v poslednom období, nehnuteľnosti. Pre úplnosť by preto bolo vhodné pridať do modelu aj hodnotu nehnuteľností, ale tento časový rad nie je pre Slovensko k dispozícii. Môžeme však predpokladať, že vplyv nehnuteľného majetku na spotrebu nie je v SR vysoký, hlavne kvôli jeho nižšej likvidite. Na druhej strane, niektoré empirické práce (napr. Sierminska a Takhtamanova, 2007) tvrdia, že

<sup>8</sup> Použitie iba časti agregátu M2, ktorá obsahuje úspory obyvateľstva, nevedlo k rozumným výsledkom. Zdôvodňujeme to tým že aj firmy sú vlastnené konkrétnymi osobami, a tak zvýšenie úspor firiem môže byť tiež vnímané ako zvýšenie bohatstva obyvateľstva. Preto je zrejme lepšie použiť celý agregát M2.

<sup>9</sup> Údaje o podielových fondoch sa sledujú vo výkazoch NBS len od roku 2004. Staršie údaje sme získali interpoláciou ročných údajov pochádzajúcich zo Slovenskej asociácie správcovských spoločností.

<sup>10</sup> Menové agregáty podľa národnej metodiky.

hodnota nehnuteľností má v rozvinutých krajinách vyšší vplyv na spotrebu ako finančné bohatstvo. Z toho pre nás vyplýva, že je dôležité začať sledovať tento ukazovateľ aj na Slovensku.

Podľa publikovaných empirických prác a dostupnosti údajov pre Slovensko sme identifikovali niekoľko premenných, ktoré ovplyvňujú spotrebu. Jednou z nich je výška úrokových sadzieb. Používali sme medzibankové sadzby BRIBOR so splatnosťou 1, 3 a 6 mesiacov a tiež sadzby z poskytnutých úverov domácnostiam. Vyššie úrokové sadzby viac zatriktívnia sporenie a pravdepodobne tiež znížia dopyt po úveroch, to sa následne môže premietnuť do poklesu konečnej spotreby. Z tohto pohľadu majú úrokové sadzby negatívny vplyv na spotrebu domácností. Na druhej strane vyššie úrokové sadzby spôsobia nárast finančných aktív domácností a ak je efekt bohatstva kladný, tak potom bude vplyv úrokových sadzieb na spotrebu tiež kladný.

Pozitívny vplyv na spotrebu má aj rast zamestnanosti (*zam*), pretože platí, že čím vyšší počet pracujúcich, tým vyššie príjmy domácností. Tento efekt je však otázný, pretože vplyv rastu zamestnanosti je už zakomponovaný vo vyššom disponibilnom príjme domácností. Na druhej strane, zamestnaný človek má v porovnaní s nezamestnaným lepšie očakávania o budúcom príjme, čo podľa teórie životného cyklu zvyšuje súčasnú spotrebu. Údaje o zamestnanosti pochádzajú z Výberového zisťovania pracovných síl. Podobný efekt ako zamestnanosť môže mať aj reálna mzda (*mzda*). Niektoré práce (napr.: Flavin, 1985 alebo Carroll a Summers, 1987) navrhujú ako proxy pre obmedzenia likvidity mieru nezamestnanosti.

Do odhadovaných rovníc môžeme, podobne ako Côté a Johnson (1998), zahrnúť indikátor spotrebiteľskej dôvery (ISD). Očakávame, že pozitívne vyhliadky spotrebiteľov môžu indikovať rast konečnej spotreby. Údaje pre tento index pochádzajú zo zisťovania s názvom Spotrebiteľský barometer a môžu nadobúdať hodnoty od -100 po 100. Keďže krátkodobé premenné sú v rovnici vyjadrené ako diferencie logaritmov, upravili sme index prirátaním konštanty 100, čím sme zabezpečili kladné hodnoty premennej.

**Tabuľka 1 Deskriptívna štatistika použitých premenných**

	C	Y	M0	M2	M2+PF	QM+PF	ZAM	MZDA	ISD
Jednotky	[mil. Sk]	[mil. Sk]	[mil. Sk]	[mil. Sk]	[mil. Sk]	[mld. Sk]	[tis.osôb]	[Sk]	[body]
Stredná hodnota	95028	104321	46470	401086	408898	268837	2166	8342	72
Maximum	111203	119739	61101	429558	468091	301021	2241	9081	90
Minimum	82138	92326	36449	362795	362795	214356	2091	7670	61
Št. odchýlka	6743	6103	6029	17597	26272	21690	44	346	8
Počet pozorovaní	40	40	40	40	40	40	40	40	24

Zdroj: NBS, ŠÚ SR, výpočty autora.

Poznámka: V cenách roku 1995.

Pomocou indexu spotrebiteľských cien sú nominálne údaje upravené na reálne hodnoty. Všetky časové rady okrem úrokových sadzieb a aktív v podielových fondoch, sú očistené od sezónnej zložky použitím metódy Tramo – Seats. Štatistické vlastnosti použitých časových radov sú prezentované v tabuľke 1. V odhadoch ďalej používame sezónne očistené údaje vyjadrené v cenách z roku 1995.

## 4. Výsledky

V nasledujúcej časti popíšeme výsledky získané aplikáciou VEC modelov na údaje o slovenskej ekonomike.

## 4.1 Odhad spotrebnej funkcie

Očakávame, že premenné, ktoré používame, sú nestacionárne a realizované formálne testy potvrdili platnosť tejto hypotézy. Na testovanie stacionarity sme použili dva testy: Augmented Dickey-Fuller test (ADF) a Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test (KPSS). Rozdiel medzi nimi je v tom, že nulová hypotéza ADF testu predpokladá prítomnosť jednotkového koreňa, zatiaľ čo nulová hypotéza KPSS testu hovorí o stacionárnosti skúmaného časového radu. Rovnaké výsledky oboch testov tak výrazne znižujú možnosť zamietnutia pravdivej nulovej hypotézy, prípadne prijatia nesprávnej hypotézy. Tabuľka 2 obsahuje testovacie štatistiky a kritické hodnoty oboch testov pre premenné: spotreba, disponibilný príjem domácností, proxy pre bohatstvo a reálna mzda.

**Tabuľka 2 Testovanie stacionarity**

	Testovacia štatistika		Kritická hodnota (5%)	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
<i>úroveň</i>				
c	0,44	0,75	-2,95	0,46
y	0,14	0,70	-2,95	0,46
a (M0)	-0,39	0,72	-2,94	0,46
a (M2)	-2,20	0,61	-2,94	0,46
a (M2+PF)	0,70	0,76	-2,94	0,46
a (QM+PF)	-3,15	0,49	-2,94	0,46
mzda	0,36	0,71	-2,92	0,46
<i>1. diferenciacia</i>				
c	-3,32	0,12	-2,95	0,46
y	-3,15	0,13	-2,94	0,46
a (M0)	-7,05	0,10	-2,94	0,46
a (M2)	-7,40	0,15	-2,93	0,46
a (M2+PF)	-6,85	0,05	-2,94	0,46
a (QM+PF)	-6,47	0,58	-2,94	0,46
mzda	-6,23	0,19	-2,92	0,46

Zdroj: Vlastné výpočty.

Výsledky oboch testov sú jednoznačné pre všetky premenné s výnimkou kvázipeňazí<sup>11</sup> a hovoria o tom, že časové rady nie sú stacionárne. Ich diferencie už stacionárne sú, preto ich považujeme za integrované rádu 1, označme I(1).

Keďže modelujeme vzťahy medzi nestacionárnymi premennými, ich vzájomná kointegrácia musí byť testovaná. Na všetky štyri prezentované dlhodobé rovnice sme preto aplikovali johansenov kointegračný test, ktorý potvrdil existenciu stacionárnej kombinácie premenných. Teda môžeme tvrdiť, že spotreba, disponibilný príjem a bohatstvo sú kointegrované. Navyše, vo všetkých prípadoch bol nájdený práve jeden kointegračný vektor pri použití troch oneskorení čo znamená, že aktuálna spotreba je ovplyvnená hodnotami zo štyroch predchádzajúcich kvartálov.

Použitím vector error correction modelu (7), ktorý je popísaný v druhej kapitole, sme modelovali vzťah medzi týmito tromi premennými. Dlhodobé koeficienty, získané týmto odhadom, predstavujú odhad parametrov spotrebnej funkcie, konkrétne elasticitu príjmu ( $\alpha$ ) a finančného bohatstva ( $\beta$ ).

<sup>11</sup> Kvázipeňazie sú podľa KPSS testu integrované rádu 2, no ADF test zamietá hypotézu o prítomnosti jednotkového koreňa pre prvú diferenciu aj pre úroveň.

$$v_t = (c_{t-1} + const + \alpha y_{t-1} + \beta a_{t-1})\rho + \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i^T v_{t-i} + u_t, \quad (7)$$

kde  $v_t$  je vektor prvých diferencií endogénnych premenných,  $\rho$  je vektor koeficientov prispôsobenia,  $\gamma_i$  predstavujú vektory odhadnutých koeficientov pri oneskoreniach endogénnych premenných.  $\gamma_0$  a  $const$  sú konštanty. Nakoniec  $u_t$  je vektorom odchýlok. V tomto výraze je počet oneskorenií ohraničený hodnotou  $p$ . Ako sme už spomínali, v našich odhadoch je  $p$  rovné trom. Pre úplnosť vyjadríme spomenuté vzťahy aj formálnym zápisom:

$$v_t = \begin{pmatrix} \Delta c_t \\ \Delta y_t \\ \Delta a_t \end{pmatrix}, \quad \rho = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \rho_3 \end{pmatrix}, \quad u_t = \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{pmatrix}.$$

Odhady dlhodobého vzťahu medzi spotrebou, disponibilným príjmom a bohatstvom sú prezentované v tabuľke 3. Uvažovali sme o štyroch alternatívach s rôznymi definíciami bohatstva. V prvom modeli je bohatstvo aproximované obeživom M0, v druhom modeli je to menový agregát M2. V treťom modeli sme M2 rozšírili o aktíva domácností v podielových fondoch a v poslednom modeli vystupuje súčet kvázipeňazí a aktív v podielových fondoch.

**Tabuľka 3 Odhady koeficientov spotrebnej funkcie**

Závislá premenná:  $c_{t-1}$

		model 1	model 2	model 3	model 4
<i>const</i>		-1,19	-5,15	-3,75	-2,03
$\alpha$		0,95 (-12,97)	1,20 (-17,26)	0,93 (-13,23)	1,17 (-17,31)
$\beta$	<i>m0</i> <sub>t-1</sub>	0,16 (-4,85)			
$\beta$	<i>m2</i> <sub>t-1</sub>		0,21 (-2,78)		
$\beta$	<i>m2</i> <sub>t-1</sub> + <i>pf</i> <sub>t-1</sub>			0,34 (-5,46)	
$\beta$	<i>qm</i> <sub>t-1</sub> + <i>pf</i> <sub>t-1</sub>				1,1*10 <sup>-6</sup> (2,6*10 <sup>-5</sup> )
Počet oneskorenií		3	3	3	3
Počet kointegračných vektorov <sup>12</sup>		1	1	1	1

Zdroj: Vlastné výpočty.

Poznámka: Hodnoty t - štatistík sú uvedené v zátvorkách.

Na základe veľkosti odhadnutých koeficientov môžeme vylúčiť druhý model, pretože príjmová elasticita nemôže byť vyššia ako 1. Z rovnakého dôvodu môžeme vylúčiť aj model 4. Navyše, ak použijeme ako proxy pre bohatstvo súčet kvázipeňazí (*QM*) a aktív v podielových fondoch, tak odhadnutý koeficient pre takto definovanú premennú je nesignifikantný. Dôvodom môže byť fakt, že obyvatelia si držia časť svojich úspor aj vo forme obeživa. V Českej republike pravidelne tretina respondentov uvádza, že spori vo forme obeživa (Artl a kol., 2001) a môžeme predpokladať, že porovnateľná situácia je aj na Slovensku. Prvý model má vcelku prijateľné štatistické vlastnosti, ale za vhodnejšie proxy

<sup>12</sup> Podľa johansenovho kointegračného testu. Výsledky testu sú uvedené v prílohe v tabuľkách 5 až 8.

bohatstva domácností pokladáme súčet agregátu M2 a aktív v podielových fondoch. Napriek tomu budeme aj s týmto modelom pracovať pri prognózovaní.

Podľa štatistických vlastností a ekonomickej interpretácie preferujeme výber modelu s agregátom M2 a podielovými fondmi.<sup>13</sup> Tento dlhodobý vzťah kvantifikuje príjmovú elasticitu na 0,93 a elasticita finančného bohatstva je 0,34. Znamienka oboch koeficientov sú v súlade s našimi očakávaniami. Predpokladáme, že pomerne vysoké hodnoty koeficientu pri disponibilnom príjme sú spôsobené prevažne dvoma faktormi. Jednak je to vysoký priemerný sklon k spotrebe (definovaný ako podiel spotreby na disponibilnom príjme) a tiež nízky objem úverov poskytnutých slovenským domácnostiam. To znamená, že hlavným determinantom spotreby domácností je hlavne ich disponibilný príjem. Elasticita finančného bohatstva je nižšia.

Odhad dlhodobých elasticít pre Slovensko je porovnateľný s odhadmi pre niektoré vyspelé svetové ekonomiky. Napríklad v Kanade zaznamenali príjmový efekt a efekt bohatstva na úrovni 0,98 a 0,36 (Côté a Johnson, 1998) a v USA 0,59 a 0,31 (Lettau a Ludvigson, 2001). Pre Fínsko boli tieto hodnoty odhadnuté na 0,71 a 0,23 (Takala, 1995).

**Tabuľka 4 Odhad dynamickej rovnice – model 3**

Závislá premenná $\Delta c_t$		
Premenná	Koeficient	t-štatistika
$Coint_{t-1}$	-0,31	-1,46
$\gamma_0$	0,002	1,24
$\Delta c_{t-1}$	-0,24	-1,01
$\Delta c_{t-2}$	0,54	2,27
$\Delta c_{t-3}$	0,58	2,80
$\Delta y_{t-1}$	0,70	3,00
$\Delta y_{t-2}$	-0,27	-1,08
$\Delta y_{t-3}$	-0,63	-2,24
$\Delta a_{t-1}$	0,07	0,77
$\Delta a_{t-2}$	0,02	0,22
$\Delta a_{t-3}$	-0,15	-1,75
Dummy Q1 2003	-0,02	-2,62
Dummy Q1 2004	0,02	2,01

Zdroj: Vlastné výpočty.

Poznámka: Dummy pre 1Q 2003 eliminuje efekt cenovej deregulácie a dummy pre 1Q 2004 odstráni efekt spôsobený zmenami v daňovom systéme.

Pri odhade spotrebnej funkcie sme kládli hlavný dôraz na dlhodobý vzťah medzi spotrebou, disponibilným príjmom a bohatstvom. Krátkodobé vzťahy sa nachádzajú v tabuľke 4. Skutočnosť, že pracujeme s kratšími časovými radmi sa prejavuje vo vyšších štandardných odchyľkách a následne v nižších t-štatistikách jednotlivých koeficientov.<sup>14</sup> A to následne spôsobuje problém pri ich interpretácii. Kointegračný člen, popísaný vyššie, obsahuje súčet

<sup>13</sup> Použitie tzv. čistého bohatstva, teda odčítanie stavu úverov od zvoleného proxy, nevedlo k rozumným výsledkom.

<sup>14</sup> Pre porovnanie sme vynechaním prvého a druhého oneskorenia pre bohatstvo vytvorili reštrigovanú verziu VEC modelu. Po tomto znížení počtu premenných bol koeficient pri kointegračnom člene štatisticky významný a odhadnuté koeficienty boli podobné tým, ktoré sú prezentované.

agregátu M2 a aktív v podielových fondoch. Jeho koeficient dosahuje hodnotu 0,31 a hovorí o rýchlosti prispôsobenia sa spotreby jej rovnovážnej hodnote za kvartál. To znamená, že ak je spotreba vychýlená z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, tak za jeden rok sa odstráni 0,78 % z tejto odchýlky.

## 4.2 Možnosti prognózovania spotreby

V tejto časti testujeme tri možné spôsoby prognózovania spotreby. Prvým z nich je vytvorenie VEC modelu, v ktorom sú všetky tri premenné endogénne. Druhou možnosťou je vytvorenie troch rovníc pre spotrebu, disponibilný príjem a bohatstvo a ich následné spojenie do modelu. Pre úplnosť ešte uvádzame prognózu spotreby jednoduchým ARMA modelom. V závere tejto časti zhodnotíme testované spôsoby prognózovania.

### Vector error correction prístup

Výhodou prvého spôsobu prognózovania spotreby je, že všetky tri premenné sú považované za endogénne, a teda na seba vzájomne vplyvajú.

Naše VEC modely obsahujú tri premenné, spotrebu domácností, disponibilný príjem a proxy pre bohatstvo. Boli odhadnuté v dvoch variantoch, ktoré sa líšia iba v poslednej premennej. V prvom prípade je bohatstvo reprezentované agregátom M0, teda obeživom a v druhom prípade je bohatstvo vyjadrené agregátom M2 rozšíreným o aktíva v podielových fondoch.

Najprv boli obidva modely odhadnuté bez exogénnych premenných (tabuľky 1 a 2 v prílohe). Na základe upravených koeficientov determinácie vyzerá byť model s obeživom presnejší pri predpovedaní spotreby domácností. Ale celkovo sú obidva modely značne nepresné, preto sme ich rozšírili o exogénne premenné.

Do krátkodobej špecifikácie sme preto pridali exogénnu premennú – zamestnanosť a tiež dve umelé – dummy – premenné, ktoré nadobúdajú hodnotu jedna v prvom kvartáli 2003, respektíve 2004. Toto rozšírenie modelu významne zlepšilo sledované ukazovatele a tým aj schopnosť prognózovať budúci vývoj konečnej spotreby domácností (tabuľky 3 a 4 v prílohe).<sup>15</sup>

Kvôli krátkemu časovému radu indikátora spotrebiteľskej dôvery (zistuje sa iba od roku 1999) sme túto premennú nezahrnuli medzi exogénne premenné. Ale odhady na kratšom časovom úseku potvrdili, že pre Slovensko, na rozdiel od Kanady (Côté a Johnson, 1998), nemá významný vplyv na vysvetlenie krátkodobej odchýlky spotreby od jej rovnovážnej hodnoty.

Podobne, ani pridanie úrokových sadziieb nezlepšilo vlastnosti odhadovaných modelov.<sup>16</sup> Nevýznamnosť koeficientu úrokovej sadzby je pravdepodobne spôsobená tým, že efekt úrokovej sadzby na spotrebu je aj v dlhodobom aj v krátkodobom vzťahu zahrnutý v premennej reprezentujúcej bohatstvo. Ani použitie reálnych úrokových sadziieb nezabezpečilo významnosť ich koeficientov. Tiež boli testované i oneskorené hodnoty úrokových sadziieb.

V tabuľke 5 sa nachádzajú ukazovatele, na základe ktorých môžeme vyhodnotiť presnosť dynamickej ex post prognózy v období rokov 2003 až 2005. Tu vidíme, že modely 1a a tiež 3a majú nižšie hodnoty indexu RMSP a vyššie hodnoty koeficientu determinácie. To znamená, že boli pri ex post prognóze presnejšie. Ak sa zameriame iba na premennú c tak na základe uvedených ukazovateľov preferujeme výber modelu 3a.

<sup>15</sup> Testy kointegrácie týchto modelov sú uvedené v prílohe v tabuľkách 9 a 10.

<sup>16</sup> Ani Goh a Downing (2002) nezistili významný vzťah medzi úrokovými sadzbami a spotrebou domácností v krátkodobej špecifikácii.

**Tabuľka 5 Ukazovatele presnosti prognózovania spotreby**

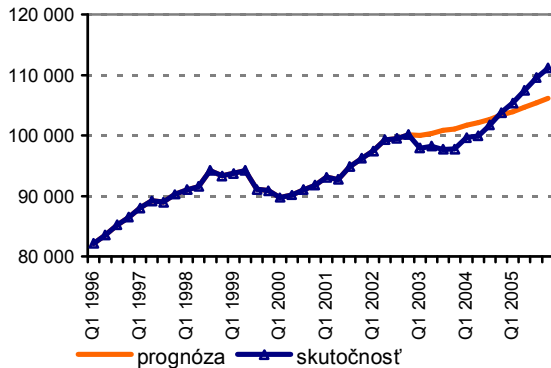
		Model 1	Model 3	Model 1a	Model 3a
Proxy pre bohatstvo		M0	M2+PF	M0	M2+PF
Exogénne premenné		Nie	Nie	Áno	Áno
Adjusted R <sup>2</sup>	<i>c</i>	0,459	0,372	0,698	0,730
	<i>y</i>	0,449	0,380	0,604	0,547
	<i>a</i>	0,238	0,014	0,345	0,086
RMSP	<i>c</i>	2,66 %	2,62 %	1,39 %	0,58 %
	<i>y</i>	2,57 %	2,52 %	0,85 %	0,47 %
	<i>a</i>	3,80 %	3,13 %	5,94 %	1,68 %

Zdroj: Vlastné výpočty.

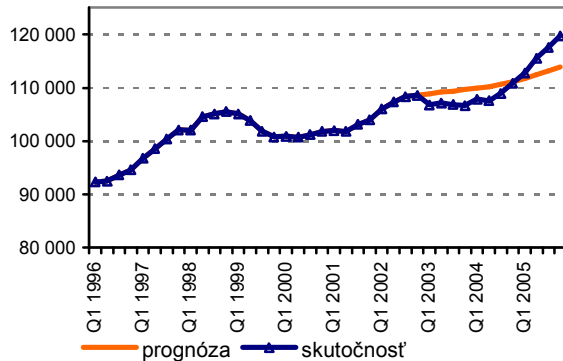
Na nasledujúcich obrázkoch sú znázornené prognózy jednotlivých premenných. Rovnako aj grafické porovnanie naznačuje, že najpresnejším bol v období 2003 až 2005 model 3a. Uvádzame tiež aj hodnoty jednotlivých indexov, na základe ktorých sme vyhodnocovali presnosť ex-post prognóz.

**Obrázok 7 Dynamická prognóza modelu 1 (obdobie 2003:1 2005:4)**

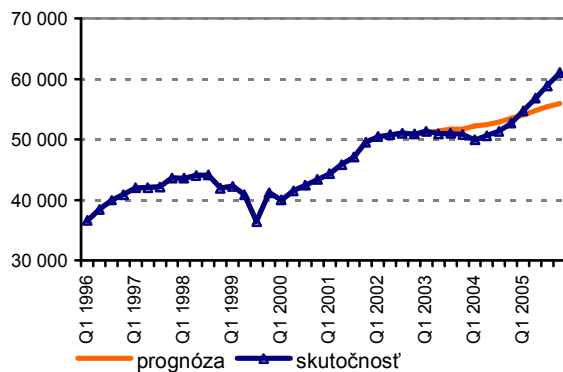
**Konečná spotreba domácností**



**Hrubý disponibilný dôchodok**



**Proxy pre bohatstvo (M0)**



**Indexy pre zhodnotenie predpovede**

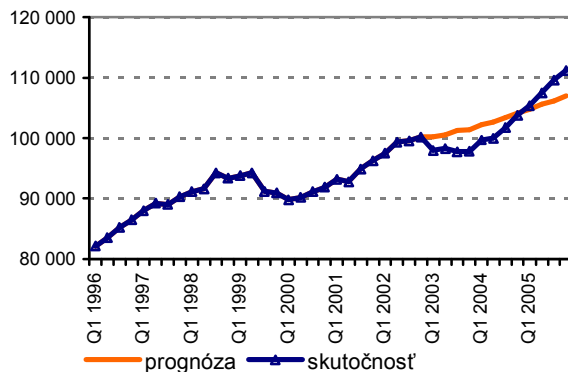
	c	y	a (M0)
SSF	92662592	1.02E+08	56961410
RMS	2778,828	2916,633	2178,712
RMSP	2,66 %	2,57 %	3,80 %

Poznámka: Obdobie 1Q 2003 až 4Q 2005.

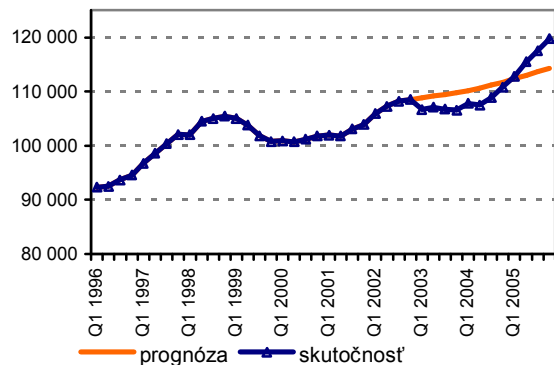
Zdroj: Vlastné výpočty.

**Obrázok 8 Dynamická prognóza modelu 3 (obdobie 2003:1 2005:4)**

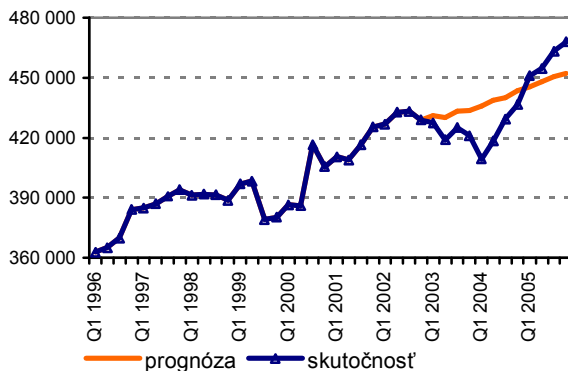
**Konečná spotreba domácností**



**Hrubý disponibilný dôchodok**



**Proxy pre bohatstvo (M2+pf)**



**Indexy pre zhodnotenie predpovede**

	c	y	a (M2+pf)
SSF	86738600	97095019	2,13E+09
RMS	2688,5	2844,5	13333,1
RMSP	2,62 %	2,52 %	3,13 %

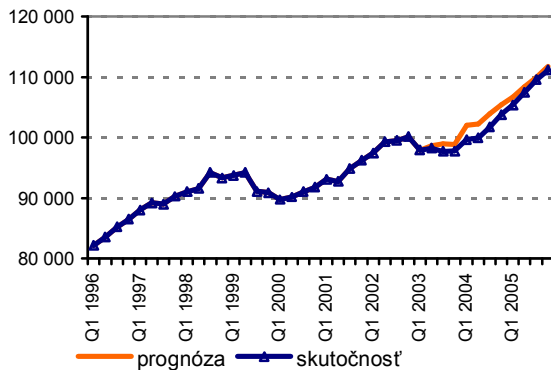
Poznámka: Obdobie 1Q 2003 až 4Q 2005.

Zdroj: Vlastné výpočty.

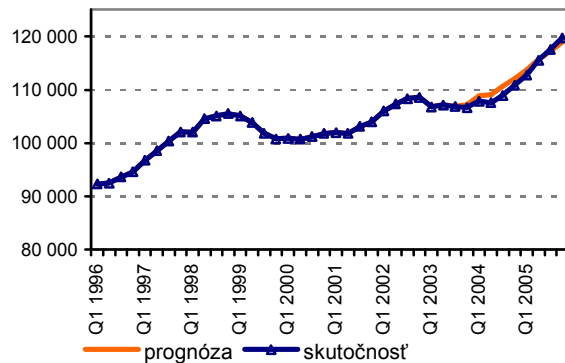


**Obrázok 9 Dynamická prognóza modelu 1a (obdobie 2003:1 2005:4)**

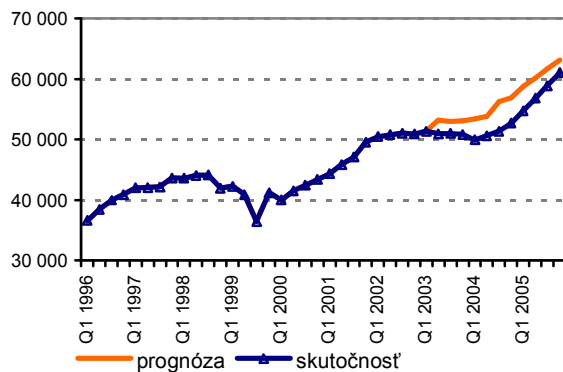
**Konečná spotreba domácností**



**Hrubý disponibilný dôchodok**



**Proxy pre bohatstvo (M0)**



**Indexy pre zhodnotenie predpovede**

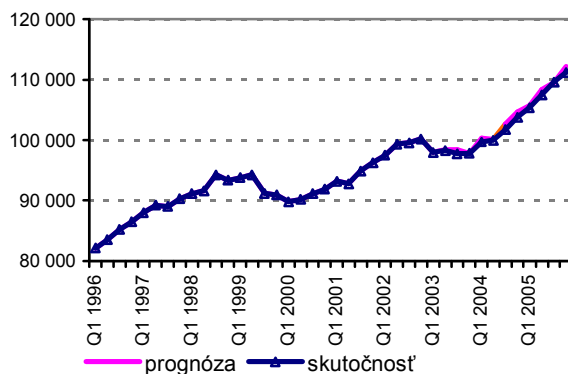
	c	y	a (M0)
SSF	23889671	10360108	$1,19 \cdot 10^8$
RMS	1410.9	929.1	3144.8
RMSP	1,39 %	0,85 %	5,94 %

Poznámka: Obdobie 1Q 2003 až 4Q 2005.

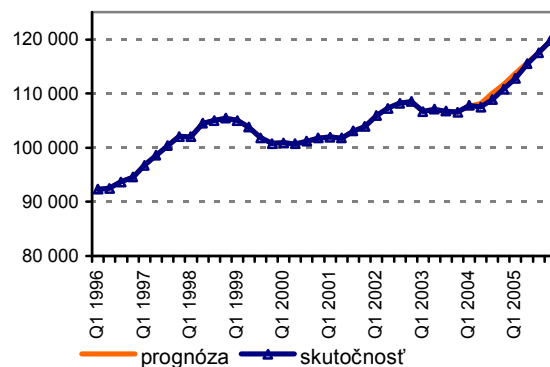
Zdroj: Vlastné výpočty.

**Obrázok 10 Dynamická prognóza modelu 3a (obdobie 2003:1 2005:4)**

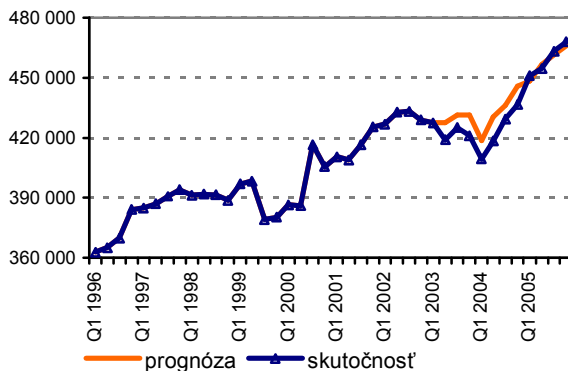
**Konečná spotreba domácností**



**Hrubý disponibilný dôchodok**



**Proxy pre bohatstvo (M2+pf)**



**Indexy pre zhodnotenie predpovede**

	c	y	a (M2+pf)
SSF	4448370	3269623	$6,06 \cdot 10^8$
RMS	608,8	521,9	7103,8
RMSP	0,58 %	0,47 %	1,68 %

Poznámka: Obdobie 1Q 2003 až 4Q 2005.

Zdroj: Vlastné výpočty.

Presnosť modelu 3a sme ďalej testovali porovnaním prognózy v rokoch 2003 až 2005 s oficiálnymi údajmi štatistického úradu. To znamená, že porovnáваме in sample predpoved'. Keďže v tejto štúdií prognózujeme spotrebu domácností deflovanú spotrebiteľskými cenami, nemôžeme ju priamo porovnávať so spotrebou v stálych cenách, ktorá je upravená deflátorom spotreby. Preto sme prognózovanú spotrebu vyjadrili v bežných cenách a tú v tabuľke 6 porovnáваме s údajmi štatistického úradu. Zistili sme, že tento model poskytuje dostatočne presné in sample prognózy, keďže rozdiel medzi prognózovaným a skutočným rastom je v desiatich prípadoch z dvanástich menší ako 1 p.b. Navyše, v prezentovaných odchyľka nie je prítomný žiadny systematický trend a prognóza sa pohybuje tesne nad alebo pod skutočnou hodnotou.

**Tabuľka 6 Porovnanie rastov konečnej spotreby domácností v bežných cenách (v %)**

	Q1 2003	Q2 2003	Q3 2003	Q4 2003	Q1 2004	Q2 2004	Q3 2004	Q4 2004	Q1 2005	Q2 2005	Q3 2005	Q4 2005
Skutočnosť	8,4	6,2	6,1	6,3	12,2	9,9	11,8	11,9	9,4	10,2	10,2	10,1
Prognóza (in sample)	8,4	6,3	6,8	6,2	12,9	9,9	12,1	12,9	9,1	10,9	9,1	10,1
Odchýlka (prognóza/skutočnosť)	0,0	1,6	11,5	-1,6	5,7	0,0	2,5	8,4	-3,2	6,9	-10,8	0,0

Zdroj: ŠÚ SR, vlastné výpočty.

Poznámka: V tabuľke sú porovnávané sezónne neočistené údaje.

### Odhad troch rovníc

Druhý spôsob, teda odhad rovníc jednotlivo<sup>17</sup> a ich následné spojenie do modelu, je na Slovensku najčastejšie používaný. Problematickejšou časťou bolo nájdenie rovnice pre bohatstvo, v našom prípade pre súčet agregátu M2 a aktív v podielových fondoch.<sup>18</sup> Vo všeobecnosti je odhad vývoja agregátu M2 na Slovensku zložitý. Dôvodom je nedostupnosť údajov, ktoré by reprezentovali alternatívne náklady, tzv. opportunity costs (Švantner, 2005). Téma odhadu menového agregátu si však vyžaduje dôkladnejšiu analýzu a mohla by byť predmetom ďalšieho výskumu.

Najprv predstavíme rovnicu pre spotrebu. Tá vychádza z odhadu v časti 4.2, ale zmenili sme premenné vysvetľujúce krátkodobé odchyľky od rovnovážneho stavu. Preto sú koeficienty v dlhodobom člene mierne odlišné. Konkrétne, elasticitu príjmu sme odhadli na 0,81 a elasticitu bohatstva na 0,50 ( $c_{t-1} = 0,81 * y_{t-1} + 0,50 * a_{t-1} + 4,33$ ). Krátkodobá dynamika je tvorená zvykmi (zotrvačnosťou) v spotrebe, tie predstavujú oneskorené hodnoty spotreby, a zmenou v reálnom disponibilnom príjme obyvateľstva. Nasledujúca tabuľka obsahuje špecifikáciu dynamickej rovnice.

<sup>17</sup> Spôsob konštrukcie týchto modelov neumožňuje použitie johansenovho kointegračného testu. Kointegrácia však bola potvrdená významnou t-štatistikou pri kointegračnom člene.

<sup>18</sup> Jednoduchším riešením je predikovať bohatstvo ARMA modelom, ale takto sme získali veľmi nepresné prognózy vývoja bohatstva.

**Tabuľka 7 Odhad dynamickej rovnice spotreby**

Závislá premenná:  $\Delta c_t$

Premenná	Koeficient	t-štatistika
Coint <sub>t-1</sub>	-0,29	-2,50
Konštanta	0,004	2,25
$\Delta c_{t-1}$	-0,08	-0,65
$\Delta c_{t-2}$	0,14	1,16
$\Delta c_{t-3}$	0,16	1,47
$\Delta c_{t-4}$	-0,43	-3,93
$\Delta y_t$	0,72	5,12
Adjusted R <sup>2</sup> : 0,67		

Zdroj: Vlastné výpočty.

Pri druhej rovnici sme využili vzťah medzi reálnym disponibilným príjmom a reálnou mzdou a tieto premenné sme zahrnuli do kointegračného člena. Odhadnutá dlhodobá mzdová elasticita dosiahla hodnotu 0,66, čo znamená, že zvýšenie reálnej mzdy o 1 % sa premietne do rastu disponibilných príjmov o 0,66%. Do kointegračného člena sme pridali aj konštantu a lineárny trend a môžeme ho zapísať takto:  $y_{t-1} = 0,667 * mzda_{t-1} + 0,003 * trend + 5,466$ . Takmer všetky krátkodobé koeficienty sú signifikantne odlišné od nuly (tabuľka 8).

**Tabuľka 8 Odhad dynamickej rovnice disp. príjmu**

Závislá premenná:  $\Delta y_t$

Premenná	Koeficient	t-štatistika
Coint <sub>t-1</sub>	-0,33	-2,95
Konštanta	0,003	1,95
$\Delta y_{t-1}$	0,52	3,33
$\Delta y_{t-2}$	0,69	3,84
$\Delta y_{t-3}$	0,22	1,65
$\Delta y_{t-4}$	-0,43	-3,38
$\Delta mzda_t$	0,34	4,70
$\Delta mzda_{t-1}$	-0,10	-0,93
$\Delta mzda_{t-2}$	-0,19	-1,95
Adjusted R <sup>2</sup> : 0,72		

Zdroj: Vlastné výpočty.

Ako tretiu v poradí uvádzame rovnicu, ktorú sme použili pri prognózovaní súčtu agregátu m2 a aktív domácností v podielových fondoch, čo je v našom prípade proxy pre bohatstvo. Do dlhodobého vzťahu sme zahrnuli okrem konštanty aj škálovú premennú HDP v stálych cenách s odhadnutým koeficientom 0,69, čo interpretujeme tak, že pri náraste HDP o 1 % stúpne proxy pre finančné bohatstvo o 0,69 %.

**Tabuľka 9 Odhad dynamickej rovnice pre bohatstvo**

Závislá premenná:  $\Delta w_t$

Premenná	Koeficient	t-štatistika
$Coint_{t-1}$	-0,23	-3,05
Konštanta	-0,003	-0,92
$\Delta a_{t-1}$	-0,09	-0,81
$\Delta a_{t-3}$	0,10	1,08
$\Delta hdp_t$	0,39	1,62
$\Delta cons_t$	0,60	3,23
Dummy Q3 2000	0,06	5,37
Dummy Q1 2004	-0,05	-3,96
Adjusted R <sup>2</sup> : 0,69		

Zdroj: Vlastné výpočty.

Nakoniec sme tieto tri rovnice včlenili do jedného modelu a dynamickou prognózou odhadli vývoj spotreby domácností v období od 1. štvrťroku 2003 po 4. štvrťrok 2005. Keďže index pre zhodnotenie predpovede spotreby je vyšší ako v predchádzajúcom prípade, znamená to, že sme získali menej presnejšiu in sample predpoveď. V nasledujúcich grafoch a v tabuľke 10 vidíme, že táto prognóza od roku 2003 nadhodnocuje a neskôr mierne podhodnocuje rast spotreby domácností.

**Tabuľka 10 Porovnanie rastov konečnej spotreby domácností v bežných cenách (v %)**

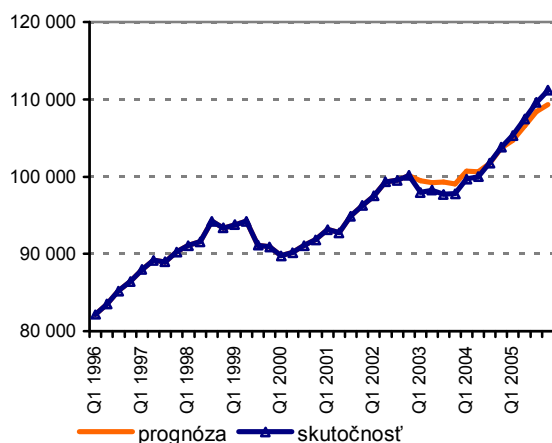
	Q1 2003	Q2 2003	Q3 2003	Q4 2003	Q1 2004	Q2 2004	Q3 2004	Q4 2004	Q1 2005	Q2 2005	Q3 2005	Q4 2005
Skutočnosť	8,4	6,2	6,1	6,3	12,2	9,9	11,8	11,9	9,4	10,2	10,2	10,1
Prognóza (in sample)	10,1	7,3	8,0	7,9	12,1	10,0	10,3	10,5	7,5	8,4	8,7	8,0
Odchýlka (prognóza/skutočnosť)	20,1	17,5	31,7	26,0	-1,1	0,6	-12,6	-11,5	-19,7	-17,8	-15,2	-20,7

Zdroj: ŠÚ SR, vlastné výpočty.

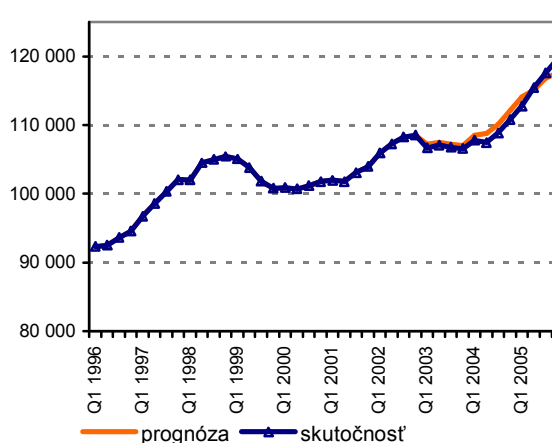
Poznámka: V tabuľke sú porovnávané sezónne neočistené údaje.

**Obrázok 11 Dynamická prognóza modelu troch rovníc (obdobie 2003:1 2005:4)**

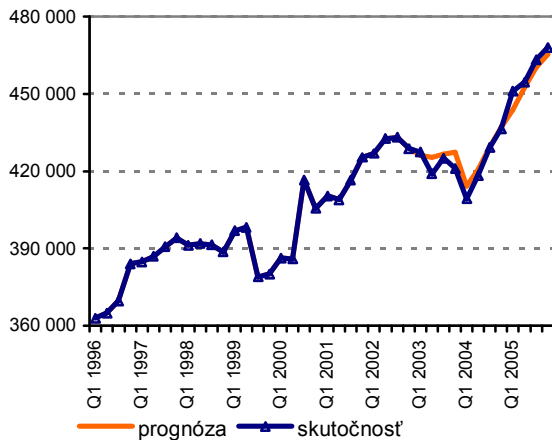
**Konečná spotreba domácností**



**Hrubý disponibilný dôchodok**



**Proxy pre bohatstvo (m2+pf)**



**Indexy pre zhodnotenie predpovede**

	c	y	a (m2+pf)
SSF	14860137	13483534	1.86E+08
RMS	1112.8	1060.0	3941.4
RMSP	1.09 %	0.94 %	0.92 %

Pozn.: Obdobie 1Q 2003 až 4Q 2005

Zdroj: Vlastné výpočty.

**ARMA model**

Pre úplnosť ešte uvádzame ARMA model pre spotrebu domácností. Zistili sme, že diferencie spotreby najlepšie charakterizuje AR člen rádu 1 v kombinácii s MA členmi rádu 1 až 3. Vo formálnom vyjadrení:

$$\Delta c_t = \alpha_0 + \rho \Delta c_{t-1} + u_t, \text{ kde}$$

$$u_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3}.$$

Výsledná špecifikácia koeficientov tohto modelu sa nachádza v tabuľke 8. Prognóza vytvorená týmto prístupom závisí iba od predchádzajúceho vývoja časového radu spotreby a nie je ovplyvnená aktuálnym vývojom ekonomických veličín.

**Tabuľka 11 Špecifikácia ARMA (1,3) modelu**

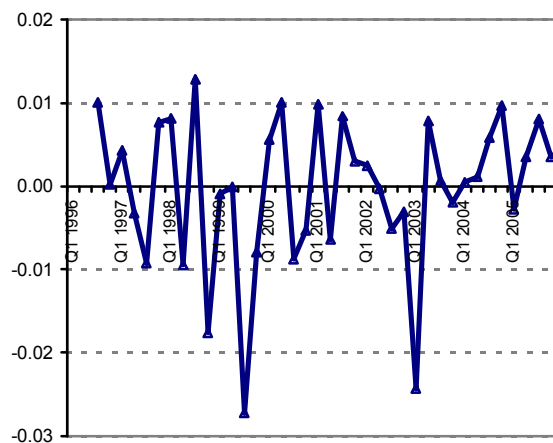
Závislá premenná:  $\Delta c$

$\alpha_0$	0,009 (2,25)
$\rho$	-0,58 (-3,98)
$\theta_1$	0,96 (11,42)
$\theta_2$	0,93 (11,12)
$\theta_3$	0,90 (17,50)
Adjusted R2	0,43

Zdroj: Vlastné výpočty.

Poznámka: Hodnoty t - štatistik sú uvedené v zátvorkách.

**Obrázok 12 Rezíduá**



Zdroj: Vlastné výpočty.

In sample prognózy rastu spotreby domácností v bežných cenách sú menej presné ako pri predchádzajúcich dvoch modeloch a spolu s odchýlkami sú uvedené v tabuľke 12.

**Tabuľka 12 Porovnanie rastov konečnej spotreby domácností v bežných cenách (v %)**

	Q1 2003	Q2 2003	Q3 2003	Q4 2003	Q1 2004	Q2 2004	Q3 2004	Q4 2004	Q1 2005	Q2 2005	Q3 2005	Q4 2005
Skutočnosť	8,4	6,2	6,1	6,3	12,2	9,9	11,8	11,9	9,4	10,2	10,2	10,1
Prognóza (in sample)	11,1	9,0	10,4	11,4	13,5	11,7	11,1	9,1	7,1	6,0	5,8	6,4
Odchýlka (prognóza/skutočnosť)	32,1	44,7	70,2	81,3	11,0	18,2	-5,8	-23,7	-24,0	-40,9	-42,8	-36,8

Zdroj: ŠÚ SR, vlastné výpočty.

Poznámka: V tabuľke sú porovnávané sezónne neočistené údaje.

### Vyhodnotenie prognóz

Keďže dobré in sample vlastnosti prognóz ešte nezaručujú, že model bude rovnako spoľahlivo predpovedať i vývoj do budúcnosti, porovnali sme aj out of sample predpoveď na rok 2006 so skutočnými hodnotami (tabuľka 13). Zistili sme, že VEC model nadhodnocoval nominálnu spotrebu v roku 2006 o približne 1,3 %, kým ďalšie dva modely ju podhodnocovali. Model troch rovníc priemerne o 1,7 % a ARMA model o 0,7 %. Spomínané nadhodnocovanie spotreby súvisí pravdepodobne s vývojom na trhu práce. Práve v posledných rokoch zaznamenávame stabilný rast zamestnanosti. Významná časť rastu zamestnanosti je v súčasnosti tvorená zvyšovaním počtu pracujúcich v zahraničí, preto sme použili aj zamestnanosť podľa metodiky ESA, ktorá nezahŕňa pracujúcich mimo územia Slovenska. Koeficient tejto premennej však nebol významný.

**Tabuľka 13 Porovnanie prognóz konečnej spotreby domácností v bežných cenách**

	Q1 2006	Q2 2006	Q3 2006	Q4 2006
Skutočnosť	221 462	224 785	235 253	245 659
VEC model				
Prognóza (out of sample)	224 597	229 000	237 237	248 109
Odchýlka (v %)	1,42	1,88	0,84	1,00
RMSP index (v %)				1,34
Odhad troch rovníc				
Prognóza (out of sample)	221 319	223 636	229 187	236 613
Odchýlka (v %)	-0,06	-0,51	-2,58	-3,68
RMSP index (v %)				2,26
ARMA (1,3)				
Prognóza (out of sample)	222 291	226 046	231 497	240 204
Odchýlka (v %)	0,37	0,56	-1,60	-2,22
RMSP index (v %)				1,41

Zdroj: Vlastné výpočty.

Poznámka: V tabuľke sú porovnávané sezónne neočistené údaje.

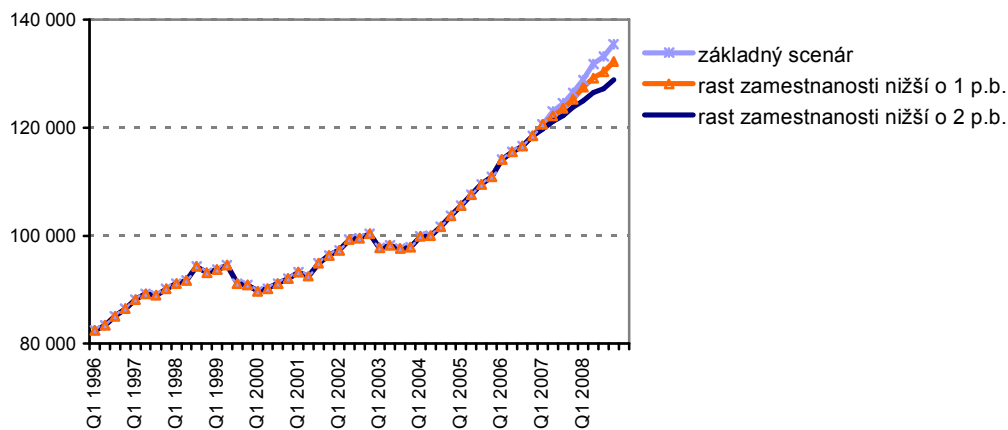
Najlepší model sme vybrali na základe porovnania ich presnosti. V prospech používania VEC modelu na prognózovanie spotreby hovoria najnižšie hodnoty RMSP indexu<sup>19</sup> v porovnaní s ostatnými modelmi pri oboch typoch prognóz. Navyše v odchýlkach prognóz získaných odhadom troch rovníc a ARMA modelom je prítomný trend. Na základe spomenutých porovnaní považujeme z trojice predstavených modelov práve VEC model s exogónnymi premennými (zamestnanosť a dummy premenné) za najvhodnejší model prognózovania

<sup>19</sup> V neprospech ARMA modelu hovorí veľmi nepresná in-sample prognóza s indexom RMSP až 2,9 %. VEC model mal pri rovnakej in-sample prognóze RMSP index 0,58 %.

spotreby. Keďže SR patrí k transformujúcim sa ekonomikám, je možné, že uvedené vzťahy sa v najbližších rokoch zmenia a bude potrebné opäť prehodnotiť spôsob odhadovania spotreby.

Vybraným modelom sme vytvorili prognózu na roky 2007 a 2008. Očakávané hodnoty exogénnej premennej zamestnanosti čerpáme zo strednodobej predikcie NBS. Zvolený model predpovedá pokračovanie rastu spotreby domácností na úrovni 6,5 až 7 %. Vykonali sme aj analýzu citlivosti, kde sme sledovali vývoj prognózy pri znížení predpokladaného rastu zamestnanosti o 1 a 2 p.b. Zistili sme, že zníženie rastu zamestnanosti o 1 p.b. sa prejaví v znížení rastu konečnej spotreby domácností o 1 až 1,5 p.b. Takže aj pri pesimistickejšom scenári, keď zamestnanosť porastie o 2 p.b. pomalšie ako sa očakáva, bude reálna spotreba domácností rásť priemerne o 4,5 %.

**Obrázok 13 Analýza citlivosti prognózy**



Zdroj: Vlastné výpočty.

Poznámka: V cenách z roku 1995. Sezónne očistené údaje.

## 5. Záver

Na údajoch pokrývajúcich periódu rokov 1996 – 2005 sme skúmali vplyv disponibilného príjmu a finančného bohatstva na spotrebu domácností. Zistili sme, že finančné bohatstvo vplyva na spotrebu a má nižšiu elasticitu ako disponibilný príjem. Vhodné proxy pre finančné bohatstvo sme vyberali zo štyroch kandidátov. Ukázalo sa, že najvhodnejším je menový agregát M2, ktorý reprezentuje významnú časť portfólia domácností, rozšírený o aktíva domácností v podielových fondoch.

Použitím Johansenovho prístupu sme získali bodové odhady elasticít disponibilného príjmu 0,93 a finančného bohatstva 0,34 na spotrebu. Predpokladáme, že vysoká elasticita disponibilného príjmu môže byť spôsobená aj nízkym podielom spotrebných úverov poskytnutých domácnostiam. Dôsledkom je, že spotreba domácností tvorí vysokú časť disponibilného príjmu.

Skúmali sme aj vplyv ďalších relevantných premenných. Zistili sme však, že reálna spotreba nereaguje významne na zmenu úrokových sadzieb. Rovnako ani koeficient indikátora spotrebiteľskej dôvery nebol štatisticky významný.

Druhým cieľom predloženej štúdie bolo nájsť vhodný model na prognózovanie spotreby. Tu sme testovali tri možné spôsoby. Prvý prístup bol založený na báze VEC modelu, druhý pozostával z troch rovníc v error correction forme a v treťom sme spotrebu prognózovali ARMA procesom. Na základe porovnania in sample a out of sample prognóz preferujeme využívať na krátkodobé prognózovanie spotreby domácností práve VEC model

s exogénnou premennou – zamestnanosť, ktorá zachytáva očakávania o budúcom príjme. Keďže Slovensko patrí k transformujúcim sa ekonomikám, je možné, že uvedené vzťahy sa v najbližších rokoch zmenia a bude potrebné prehodnotiť spôsob odhadovania spotreby.

Táto štúdia sa zaoberala agregovanou spotrebou domácností na makroúrovni. Zaujímavým doplnením a predmetom ďalšej samostatnej práce by mohol byť odhad spotrebnej funkcie použitím mikroúdajov o výdavkoch domácností. Tu by bolo možné sledovať okrem disponibilného príjmu aj ďalšie premenné, napr. splácanie úverov, zloženie domácnosti, regionálne efekty. Podobne aj demografické faktory, napr. vplyv zvyšovania očakávanej dĺžky života a očakávaného dôchodku na aktuálnu spotrebu, ktoré sú dôležité z pohľadu teórie životného cyklu.



## Literatúra

- Artl, J. a kol. (2002). „Některé aspekty spotřební funkce v podmínkách České republiky 90. let.“ *Politická ekonomie* č.1. Praha.
- Bover, O. (2006). „Wealth Effects on Consumption: Microeconomic Estimates from a New Survey of Household Finances“ *CEPR Discussion Paper* No. 5874. London.
- Brendin, D. a Cuthbertson, K. (2001). „Liquidity Effects and Precautionary Saving in The Czech Republic“. *Central Bank of Ireland Technical Paper* 4/RT/01. Dublin.
- Carrol, C. a Summers, L.H. (1987). „Why are Private Saving Rates in the US and Canada Diverged?“ *Journal of Monetary Economics*, 20.
- Côté, D. a Johnson, M. (1998). „Consumer Attitudes, Uncertainty, and Consumer Spending“. *Bank of Canada Working Paper* 98-16. Ottawa.
- Fernandez-Corugedo, E. (2004). „Consumption theory“. *Handbooks in Central Banking*. Bank of England, London.
- Filáček, J. (1999). „Model spotřeby domácností v letech 1994-1998“ *Finance a úvěr*, 49, č. 9. str. 427-437. Praha.
- Flavin, M. A. (1985). „Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia?“ *Canadian Journal of Economics*. Vol. 18.
- Friedman, M. (1957). „A Theory of the Consumption Function“. Princeton University Press. Princeton.
- Goh, K. L. a Downing, R. (2002). „Modelling New Zealand Consumption Expenditure over the 1990s“ *New Zealand Treasury Working Paper* 02/19.
- Gujarati, D. N. (2003). „Basic Econometrics“ The McGraw-Hill Companies, Inc. New York.
- Hall, R. E. a Mishkin, F. S. (1982). „The sensitivity of consumption to transitory income: estimates from panel data on households“ *Econometrica* 50.
- Huček, J. (2002). „Modelovanie príjmov a spotreby obyvateľstva SR.“ Diplomová práca obhájená na Katedre aplikovanej matematiky a štatistiky FMFI UK, Bratislava.
- Lettau, M. a Ludvigson, S. (2001). „Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns.“ *The Journal of Finance*, No. 3. str.815-849.
- Martínez-Carrascal, C. a del Río, A. (2004). „ Household borrowing and consumption in Spain: A VECM approach. “ *Banco de Espana working paper* N. 0421.
- Modigliani, F. a Brumberg, R. (1954). „Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data“ Kurihara, K.K (ed.): Post-Keynesian Economics.

Pindyck, R. S. a Rubenfield, D. L. (1991). „Econometric Models & Economic Forecasts“ The McGraw-Hill Companies, Inc. New York.

Singh, B. (2004). „Modeling real private consumption expenditure-an empirical study on Fiji“. *Reserve Bank of Fiji Working Paper*.

Sierminska, E. a Takhtamonova, Y. (2007). „Wealth Effects out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparisons“, *Federal Reserve Bank of San Francisco working paper 2007-01*. San Francisco.

Švantner, M., (2005). „Transmisný mechanizmus menovej politiky. Dopyt po peniazoch na Slovensku.“ Diplomová práca obhájená na Katedre aplikovanej matematiky a štatistiky FMFI UK, Bratislava.

Takala, K. (1995). „The Consumption Function Revisited: An Error Correction Model For Finnish Consumption“ *Bank of Finland Discussion Papers*. 20/95. Helsinky.

Zeldes, S. P. (1989). „Consumption and liquidity constraints an empirical investigation“ *Journal of Political Economy* 97.

## Prílohy

**Tabuľka 1 Vector Error Correction špecifikácia modelu 1**

Počet pozorovaní 36

Upravená vzorka: 1997Q1 2005Q4

t-Štatistiky v [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
$c_{t-1}$	1.00		
$y_{t-1}$	-0.95		
	[-13.68]		
$a_{t-1}$	-0.15		
	[-5.28]		
konštanta	1.20		
Error Correction:	$\Delta c_t$	$\Delta y_t$	$\Delta a_t$
CointEq1	-0.52	0.25	1.02
	[-2.12]	[ 1.17]	[ 1.24]
$\Delta c_{t-1}$	-0.21	-0.26	-2.19
	[-0.85]	[-1.22]	[-2.69]
$\Delta c_{t-2}$	0.76	0.15	-0.12
	[ 2.73]	[ 0.63]	[-0.14]
$\Delta c_{t-3}$	0.48	-0.09	0.44
	[ 1.83]	[-0.42]	[ 0.51]
$\Delta y_{t-1}$	0.41	0.38	2.09
	[ 1.41]	[ 1.47]	[ 2.14]
$\Delta y_{t-2}$	-0.67	0.19	0.04
	[-2.27]	[ 0.74]	[ 0.04]
$\Delta y_{t-3}$	-0.63	0.08	-0.91
	[-1.95]	[ 0.30]	[-0.84]
$\Delta a_{t-1}$	0.11	0.16	-0.06
	[ 2.07]	[ 3.21]	[-0.36]
$\Delta a_{t-2}$	0.07	0.06	0.29
	[ 1.14]	[ 1.06]	[ 1.29]
$\Delta a_{t-3}$	0.06	0.04	0.31
	[ 1.08]	[ 0.82]	[ 1.62]
konštanta	0.001	0.0009	0.009
	[ 0.96]	[ 0.48]	[ 1.45]
R-squared	0.61	0.60	0.45
Adj. R-squared	0.45	0.44	0.23
Sum sq. resid	0.002	0.001	0.02
S.E. equation	0.009	0.008	0.03
F-statistic	3.97	3.85	2.09
Log likelihood	123.15	127.25	80.02
Akaike AIC	-6.23	-6.45	-3.83

Odhad spotrebnej funkcie pre Slovensko a prognóza spotreby

Schwarz SC	-5.74	-5.97	-3.35
Mean dependent	0.006	0.006	0.01
S.D. dependent	0.01	0.01	0.03
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.56E-12	
Determinant resid covariance		8.58E-13	
Log likelihood		346.86	
Akaike information criterion		-17.27	
Schwarz criterion		-15.68	
<hr/>			

**Tabuľka 2 Vector Error Correction špecifikácia modelu 3**

Počet pozorovaní 36

Upravená vzorka: 1997Q1 2005Q4

t-štatistiky v [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
$c_{t-1}$	1.00		
$y_{t-1}$	-0.95		
		[-13.43]	
$a_{t-1}$	-0.32		
		[-5.18]	
konštanta	3.81		
Error Correction:	$\Delta c_t$	$\Delta y_t$	$\Delta a_t$
CointEq1	-0.29	0.46	0.25
	[-1.19]	[ 2.16]	[ 0.518]
$\Delta c_{t-1}$	-0.24	-0.29	-0.37
	[-0.88]	[-1.24]	[-0.69]
$\Delta c_{t-2}$	0.53	-0.03	-0.02
	[ 1.92]	[-0.12]	[-0.04]
$\Delta c_{t-3}$	0.51	-0.07	0.55
	[ 2.15]	[-0.34]	[ 1.14]
$\Delta y_{t-1}$	0.72	0.53	1.06
	[ 2.67]	[ 2.25]	[ 1.97]
$\Delta y_{t-2}$	-0.32	0.39	0.19
	[-1.08]	[ 1.49]	[ 0.33]
$\Delta y_{t-3}$	-0.61	0.11	-1.07
	[-1.86]	[ 0.39]	[-1.65]
$\Delta a_{t-1}$	0.08	0.18	-0.21
	[ 0.86]	[ 1.98]	[-1.01]
$\Delta a_{t-2}$	0.007	0.06	-0.07
	[ 0.06]	[ 0.66]	[-0.35]
$\Delta a_{t-3}$	-0.17	-0.04	-0.03
	[-1.71]	[-0.50]	[-0.16]
konštanta	0.002	0.001	0.004
	[ 1.18]	[ 0.86]	[ 1.03]
R-squared	0.55	0.55	0.29
Adj. R-squared	0.37	0.38	0.01
Sum sq. resids	0.002	0.002	0.01
S.E. equation	0.01	0.008	0.02
F-statistic	3.07	3.14	1.04
Log likelihood	120.46	125.11	95.63
Akaike AIC	-6.08	-6.33	-4.70
Schwarz SC	-5.59	-5.85	-4.21
Mean dependent	0.006	0.006	0.005

Odhad spotrebnej funkcie pre Slovensko a prognóza spotreby

S.D. dependent	0.01	0.01	0.02
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.18E-12	
Determinant resid covariance		3.95E-13	
Log likelihood		360.83	
Akaike information criterion		-18.04	
Schwarz criterion		-16.46	

**Tabuľka 3 Vector Error Correction špecifikácia modelu 1a**

Počet pozorovaní 36

Upravená vzorka: 1997Q1 2005Q4

t-štatistiky v [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
$c_{t-1}$	1.00		
$y_{t-1}$	-0.99		
		[-14.85]	
$a_{t-1}$	-0.12		
		[-4.04]	
konštanta	1.34		
Error Correction:	$\Delta c_t$	$\Delta y_t$	$\Delta a_t$
CointEq1	-0.54	0.33	0.35
	[-2.84]	[ 1.76]	[ 0.45]
$\Delta c_{t-1}$	-0.24	-0.32	-2.02
	[-1.36]	[-1.74]	[-2.64]
$\Delta c_{t-2}$	0.77	0.06	0.28
	[ 3.53]	[ 0.28]	[ 0.31]
$\Delta c_{t-3}$	0.67	-0.05	1.17
	[ 3.25]	[-0.26]	[ 1.38]
$\Delta y_{t-1}$	0.48	0.39	2.22
	[ 2.20]	[ 1.74]	[ 2.44]
$\Delta y_{t-2}$	-0.65	0.31	-0.51
	[-2.84]	[ 1.37]	[-0.54]
$\Delta y_{t-3}$	-0.79	0.12	-1.89
	[-3.08]	[ 0.46]	[-1.78]
$\Delta a_{t-1}$	0.08	0.14	-0.29
	[ 1.70]	[ 3.12]	[-1.55]
$\Delta a_{t-2}$	0.07	0.06	0.21
	[ 1.51]	[ 1.29]	[ 1.02]
$\Delta a_{t-3}$	0.03	0.03	0.19
	[ 0.85]	[ 0.77]	[ 1.08]
konštanta	0.001	0.001	0.01
	[ 1.13]	[ 0.70]	[ 2.04]
$\Delta zam_t$	0.65	0.04	2.61
	[ 2.67]	[ 0.17]	[ 2.60]
Dummy 1Q 2003	-0.02	-0.02	-0.01
	[-3.28]	[-2.78]	[-0.33]
Dummy 1Q 2004	0.02	0.01	-0.01
	[ 3.03]	[ 1.90]	[-0.33]
R-squared	0.81	0.75	0.588
Adj. R-squared	0.69	0.60	0.34
Sum sq. resids	0.001	0.001	0.01

Odhad spotrebnej funkcie pre Slovensko a prognóza spotreby

S.E. equation	0.007	0.007	0.02
F-statistic	7.22	5.10	2.42
Log likelihood	135.94	135.48	85.050
Akaike AIC	-6.77	-6.74	-3.94
Schwarz SC	-6.15	-6.13	-3.33
Mean dependent	0.006	0.006	0.01
S.D. dependent	0.01	0.01	0.03
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.04E-12	
Determinant resid covariance		2.37E-13	
Log likelihood		370.05	
Akaike information criterion		-18.05	
Schwarz criterion		-16.07	
<hr/>			



**Tabuľka 4 Vector Error Correction špecifikácia modelu 3a**

Počet pozorovaní 36

Upravená vzorka: 1997Q1 2005Q4

t-štatistiky v [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
$c_{t-1}$	1.00		
$y_{t-1}$	-0.95		
		[-15.98]	
$a_{t-1}$	-0.28		
		[-4.73]	
konštanta	3.19		
Error Correction:	$\Delta c_t$	$\Delta y_t$	$\Delta a_t$
CointEq1	-0.44	0.42	0.12
	[-2.58]	[ 2.16]	[ 0.25]
$\Delta c_{t-1}$	-0.22	-0.32	-0.34
	[-1.20]	[-1.54]	[-0.64]
$\Delta c_{t-2}$	0.69	-0.01	-0.002
	[ 3.60]	[-0.06]	[-0.004]
$\Delta c_{t-3}$	0.74	0.02	0.70
	[ 4.48]	[ 0.15]	[ 1.44]
$\Delta y_{t-1}$	0.74	0.53	1.02
	[ 4.16]	[ 2.58]	[ 1.95]
$\Delta y_{t-2}$	-0.46	0.38	0.05
	[-2.26]	[ 1.64]	[ 0.08]
$\Delta y_{t-3}$	-0.82	0.03	-1.16
	[-3.68]	[ 0.15]	[-1.77]
$\Delta a_{t-1}$	0.04	0.14	-0.28
	[ 0.59]	[ 1.83]	[-1.41]
$\Delta a_{t-2}$	-0.03	0.03	-0.07
	[-0.55]	[ 0.43]	[-0.35]
$\Delta a_{t-3}$	-0.20	-0.05	-0.13
	[-3.04]	[-0.72]	[-0.69]
konštanta	0.002	0.002	0.007
	[ 1.66]	[ 1.32]	[ 1.59]
$\Delta zam_t$	0.90	0.34	0.87
	[ 4.27]	[ 1.40]	[ 1.41]
Dummy 1Q 2003	-0.02	-0.02	-0.01
	[-3.76]	[-2.90]	[-0.74]
Dummy 1Q 2004	0.02	0.01	-0.03
	[ 3.05]	[ 1.43]	[-1.52]
R-squared	0.83	0.71	0.42
Adj. R-squared	0.73	0.54	0.08

Odhad spotrebnej funkcie pre Slovensko a prognóza spotreby

Sum sq. resids	0.0009	0.001	0.008
S.E. equation	0.006	0.007	0.02
F-statistic	8.28	4.24	1.25
Log likelihood	137.97	133.06	99.31
Akaike AIC	-6.88	-6.61	-4.739
Schwarz SC	-6.27	-5.99	-4.12
Mean dependent	0.006	0.006	0.005
S.D. dependent	0.01	0.01	0.02
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.00E-13	
Determinant resid covariance		9.13E-14	
Log likelihood		387.19	
Akaike information criterion		-19.01	
Schwarz criterion		-17.03	
<hr/>			

**Tabuľka 5 Kointegračný test pre model 1**

Počet kointegračných vektorov	Trace-štatistika	Kritická hodnota (5 %)	p-hodnota **
Žiaden *	32.316	29.797	0.025
Najviac 1	7.118	15.495	0.564
Najviac 2	0.736	3.841	0.391

Trace test indikuje 1 kointegračný vzťah na 5 % hladine významnosti

\* označuje zamietnutie hypotézy na 5 % hladine významnosti

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-hodnota

**Tabuľka 6 Kointegračný test pre model 2**

Počet kointegračných vektorov	Trace-štatistika	Kritická hodnota (5 %)	p-hodnota **
Žiaden *	30.036	29.797	0.047
Najviac 1	3.227	15.495	0.956
Najviac 2	0.064	3.841	0.801

Trace test indikuje 1 kointegračný vzťah na 5 % hladine významnosti

\* označuje zamietnutie hypotézy na 5 % hladine významnosti

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-hodnota

**Tabuľka 7 Kointegračný test pre model 3**

Počet kointegračných vektorov	Trace-štatistika	Kritická hodnota (5 %)	p-hodnota **
Žiaden *	32.432	29.797	0.024
Najviac 1	6.136	15.495	0.680
Najviac 2	0.300	3.841	0.584

Trace test indikuje 1 kointegračný vzťah na 5 % hladine významnosti

\* označuje zamietnutie hypotézy na 5 % hladine významnosti

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-hodnota

**Tabuľka 8 Kointegračný test pre model 4**

Počet kointegračných vektorov	Trace-štatistika	Kritická hodnota (5 %)	p-hodnota **
Žiaden *	38.353	29.797	0.004
Najviac 1	14.073	15.495	0.081
Najviac 2	0.062	3.841	0.804

Trace test indikuje 1 kointegračný vzťah na 5 % hladine významnosti

\* označuje zamietnutie hypotézy na 5 % hladine významnosti

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-hodnota

**Tabuľka 9 Kointegračný test pre model 1a**

Počet kointegračných vektorov	Trace-štatistika	Kritická hodnota (5 %)	p-hodnota **
Žiaden *	38.128	29.797	0.004
Najviac 1	8.567	15.495	0.407
Najviac 2	0.179	3.841	0.672

Trace test indikuje 1 kointegračný vzťah na 5 % hladine významnosti

\* označuje zamietnutie hypotézy na 5 % hladine významnosti

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-hodnota

**Tabuľka 10 Kointegračný test pre model 3a**

Počet kointegračných vektorov	Trace-štatistika	Kritická hodnota (5 %)	p-hodnota **
Žiaden *	45.339	29.797	0.000
Najviac 1	9.385	15.495	0.331
Najviac 2	1.437	3.841	0.231

Trace test indikuje 1 kointegračný vzťah na 5 % hladine významnosti

\* označuje zamietnutie hypotézy na 5 % hladine významnosti

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-hodnota