

## Odhad spotrebnej funkcie pre Slovensko a prognóza spotreby<sup>1</sup>

Matúš SENAJ\*

---

### Consumption Function Estimate and Consumption Forecast

#### 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 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 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.*

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

**JEL Classifications:** E21, E27, C53

---

#### 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 i empirickej ekonomickej literatúre. Z pohľadu

---

\* Matúš SENAJ, Národná banka Slovenska, odbor výskumu, Imricha Karvaša 1, 813 25 Bratislava 1; Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky, Mlynská dolina, 842 48 Bratislava 4; e-mail: matus.senaj@nbs.sk.

<sup>1</sup> Prezentované názory a výsledky v tomto príspevku sú názormi autora a nevyjadrujú oficiálne stanovisko Národnej banky Slovenska.

Za cenné rady a komentáre chcem poďakovať Eudovítovi Ódorovi, Martinovi Šustrovi, recenzentom, kolegom z odboru výskumu NBS, ako aj členom Klubu ekonomických analytikov.

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 sa spotrebnej funkcii doteraz nevenovala náležitá pozornosť, aj keď rovnica pre spotrebu domácností je súčasťou makroekonomických modelov viacerých inštitúcií (Národná banka Slovenska, Ministerstvo financií SR, Slovenská akadémia vied).<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 stat' 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 čo najpresnejší model *vector error correction*, vhodný na prognózovanie budúceho vývoja spotreby.<sup>3</sup> Použili sme časové rady pokrývajúce obdobie 1996 – 2005. Výber časového obdobia bol podmienený dostupnosťou revidovaných údajov. Do odhadov sme nezahrnuli najaktuálnejšie údaje za rok 2006 preto, aby sme mohli porovnať prognózy mimo odhadovanej vzorky s aktuálnymi údajmi o spotrebe.

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 dostatočne nevysvetľuje 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 v mladých domácnostiach ako v domácnostiach 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 [9]. Jeho *teória permanentného príjmu* rozdeľuje spotrebu a príjem na permanentnú a dočasnú časť a zahŕňa aj očakávania o budúcom príjme. Ak jednotliviec považuje zmenu vo

---

<sup>2</sup> Výnimkou je zatiaľ diplomová práca J. Hučeka, v ktorej autor skúmal elasticitu disponibilného príjmu na spotrebu [13].

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

<sup>4</sup> Detailný prehľad teórie spotreby poskytuje práca Fernandez-Corugedu [6].

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

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 prekážok spôsobuje, že spotreba je determinovaná viac súčasnými než budúcimi príjmami a úroková miera nehrá významnú úlohu pri rozhodovaní o spotrebe (napr. Hall a Mishkin [12] alebo Zeldes [23]).

Na spomínané teoretické práce nadväzuje empirický výskum, ktorý sa zaoberal odhadovaním spotrebnej funkcie. Takala [22] tvrdí, že zahrnutie premennej, ktorá reprezentuje bohatstvo, povedie k stabilnejším odhadom spotrebnej funkcie. Côté a Johnson [5] 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. Bredin a Cuthbertson [3] modelovali spotrebnú funkciu pre Českú republiku v rokoch 1993 – 1995.

Autori našli dlhodobý vzťah medzi spotrebou, reálnymi mzdami a infláciou. Zistili tiež, že veľkosť elasticity príjmového efektu významne závisí od rozhodnutia o začlenení premennej nezamestnanosť do odhadovaného modelu. Vybraným aspektom spotreby v ČR sa venovali aj Artl a kol. [1]. Vo svojej práci popisujú kointegračný vzťah medzi sezónne očistenými časovými radmi reálnej spotreby a reálneho disponibilného príjmu. Model *vector error correction* pre spotrebu domácností v Španielsku navrhli Martínez-Carrascal a del Rio [15], ktorí analyzovali vplyv úverov poskytnutých domácnostiam na ich spotrebu. Efekt finančného a nehnuteľného majetku analyzovali napríklad Bover [2] a Sierminska a Takhtamanova [20].

Stať má nasledujúcu štruktúru. V časti 1 stručne predstavujeme metodológiu, v druhej časti popisujeme použité údaje a v tretej časti uvádzame získané výsledky.

## 1. Metodológia

Výber metodológie použitej na odhadovanie spotrebnej funkcie bol ovplyvnený nestacionaritou časových radov. Preto sme vytvorili rovnice vo forme *error correction* a tie sme odhadli Johansenovým prístupom. Rovnakým spôsobom sme vytvorili aj modely na prognózovanie spotreby. Indexy použité na zhodnotenie vlastností prognóz popisujeme v časti 1.2.

### 1.1. Odhad spotrebnej funkcie

Pri odhadoch spotrebnej funkcie sme použili johansenov prístup, ktorý je založený na metodológii *vector autoregression* (VAR). Táto metodológia sa používa, podobne ako Engellov-Grangerov prístup, pri práci s nestacionárnymi časovými radmi. Je vhodná aj na predikcie v krátkodobom horizonte [17].

Gujarati [11] tvrdí, že prognózy získané touto metódou sú v mnohých prípadoch lepšie ako tie, ktoré pochádzajú z komplexných simultánných modelov. Najprv v krátkosti predstavíme modely VAR, a neskôr ukážeme, ako previesť VAR na model VEC.

Na ilustráciu uvedieme jednoduchý model VAR, 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 vo vektorovom zápise je:

$$\bar{y}_t = \bar{\mu} + A_1\bar{y}_{t-1} + A_2\bar{y}_{t-2} + \bar{\varepsilon}_t \quad (2)$$

V rovnici (2) vystupuje vektor endogénnych premenných ( $\bar{y}_t$ ), vektor konštánt ( $\bar{\mu}$ ), matice koeficientov oneskorených premenných ( $A_1$  a  $A_2$ ) a vektor odchýlok ( $\bar{\varepsilon}_t$ ).

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

$$\Delta\bar{y}_t = \bar{\mu} + \Pi\bar{y}_{t-1} + \Gamma_1\Delta\bar{y}_{t-1} + \bar{\varepsilon}_t \quad (3)$$

Na základe hodnosti odhadnutej matice  $\Pi$  vieme rozhodnúť o tom, či premenné  $y_1$  a  $y_2$  sú kointegrované, ako aj o počte kointegračných vektorov, pričom počet kointegračných vektorov je vždy nižší ako počet endogénnych premenných. V tomto prípade je matica  $\Pi$  typu 2 x 2. Ak má táto matica hodnotu dva, potom  $y_1$  a  $y_2$  sú 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 matica má hodnotu jedna, potom  $y_1$  a  $y_2$  sú 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 na odhadovanie formy *error correction* modelu VAR metódu maximalizácie funkcie vierohodnosti (*maximum likelihood*).

## 1.2. Indexy na vyhodnocovanie ex post prognóz

Cieľom tejto state, 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 túto prognózu porovnali so skutočnými hodnotami spotreby.

Na zhodnotenie sme použili 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

$Y_{T+i}^f$  – prognóza časového radu,

$Y_{T+i}$  a  $p$  – 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**, pretože umožňuje vzájomne porovnávať presnosť predpovedí rôznych časových radov. Hodnoty tohto ukazovateľa sú normalizované hodnotami časového radu, ktorý je prognózovaný

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

## 2. Údaje

Spotrebnú funkciu sme modelovali použitím štvrtročných údajov za roky 1996 – 2005. Do odhadov sme nezahrnuli najaktuálnejšie údaje za rok 2006 preto, aby sme prognózy spotreby mimo odhadovanej vzorky mohli porovnať s aktuálnymi hodnotami. Všetky časové rady boli prevedené na reálne hodnoty pomocou indexu spotrebiteľských cien a boli sezónne očistené.

<sup>6</sup> Pri dynamickej prognóze sa využívajú vypočítané hodnoty vysvetľujúcich premenných.

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

Podobne ako Côté a Johnson [5] a Singh [19] používame premenné, ktoré zachytávajú jednak príjmovú elasticitu, jednak 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 na zachytenie efektu finančného bohatstva. V literatúre býva finančné bohatstvo najčastejšie aproximované agregátom M2 [1; 7]. Prípadne sa od agregátu M2 odčítajú bankové pôžičky<sup>7</sup> [3]. Ako *proxy* sa používajú napríklad aj kvázipeniaze [19]. 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 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; ako posledné *proxy* sme testovali súčet kvázipeňazi, 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.

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. [20]) tvrdia, že hodnota nehnuteľností má v rozvinutých

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

<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 možno vnímať 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 správcovkých spoločností.

<sup>10</sup> Menové agregáty podľa národnej metodiky. Menové agregáty v národnej metodike publikovala NBS iba do roku 2005. Novšie údaje používané pri prognózovaní sme dopočítali použitím jednotlivých výkazov a pôvodnej metodiky.

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, ako aj sadzby z poskytnutých úverov domácnostiam. Vyššie úrokové sadzby viac zatriktívnia sporenie, a pravdepodobne aj znížia dopyt po úveroch, čo 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 je počet pracujúcich, tým vyššie sú 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. [8] alebo [4]) navrhujú ako *proxy* na obmedzenia likvidity mieru nezamestnanosti.

Do odhadovaných rovníc môžeme, podobne ako Côté a Johnson [5], 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.

T a b u ľ k a 1

#### Deskriptívna štatistika použitých premenných

Jednotky	C [mil. Sk]	Y [mil. Sk]	M0 [mil. Sk]	M2 [mil. Sk]	M2 + PF [mil. Sk]	QM + PF [mld Sk]	ZAM [tis. osôb]	ISD [body]
Stredná hodnota	95 028	104 321	46 470	401 086	408 898	268 837	2 166	72
Maximum	111 203	119 739	61 101	429 558	468 091	301 021	2 241	90
Minimum	82 138	92 326	36 449	362 795	362 795	214 356	2 091	61
Št. odchýlka	6 743	6 103	6 029	17 597	26 272	21 690	44	8
Počet pozorovaní	40	40	40	40	40	40	40	24

*Poznámka:* V cenách roku 1995.

*Prameň:* NBS; ŠÚ SR; výpočty autora.

Pomocou indexu spotrebiteľských cien sú nominálne údaje upravené na reálne hodnoty. Všetky časové rady, okrem úrokových sadziieb 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.

### 3. Výsledky

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

#### 3.1. 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: test *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) a test *Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin* (KPSS).<sup>11</sup> Rozdiel medzi nimi je v tom, že nulová hypotéza testu ADF predpokladá prítomnosť jednotkového koreňa, zatiaľ čo nulová hypotéza testu KPSS 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 a *proxy* pre bohatstvo.

T a b u ľ k a 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
<i>1. Diferencia</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

Prameň: Vlastné výpočty.

<sup>11</sup> Do testovanej rovnice sme zahrnuli konštantu a použili sme automatický výber šírky pásma.



Výsledky oboch testov sú jednoznačné pre všetky premenné s výnimkou kvázipeňazi<sup>12</sup> a hovoria o tom, že časové rady nie sú stacionárne. Ich diferencie už stacionárne sú, preto ich považujeme za integrované rádu 1, označme ich 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 sme našli práve jeden kointegračný vektor pri použití troch oneskorení čo znamená, že aktuálna spotreba je ovplyvnená hodnotami zo štyroch predchádzajúcich kvartálov.

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

$$\vec{v}_t = (c_{t-1} + const + \alpha y_{t-1} + \beta a_{t-1})\vec{\rho} + \vec{\gamma}_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i^T \vec{v}_{t-i} + \vec{u}_t \quad (7)$$

kde

$\vec{v}_t$  – vektor prvých diferencií endogénnych premenných,

$\vec{\rho}$  – vektor koeficientov prispôsobenia,

$\vec{\gamma}_i$  – vektory odhadnutých koeficientov pri oneskoreniach endogénnych premenných,

$\vec{\gamma}_0$  a *const* – konštanty,

$\vec{u}_t$  – vektorom odchýlok.

V tomto výraze je počet oneskorení ohraničený hodnotou  $p$ . Ako sme už spomínali, v našich odhadoch je  $p$  rovné trom. Pre úplnosť vyjadrime spomenuté vzťahy aj formálnym zápisom:

$$\vec{v}_t = \begin{pmatrix} \Delta c_t \\ \Delta y_t \\ \Delta a_t \end{pmatrix}, \quad \vec{\rho} = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \rho_3 \end{pmatrix}, \quad \vec{u}_t = \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{pmatrix}$$

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

<sup>12</sup> Kvázipeňazi sú podľa testu KPSS integrované rádu 2, no test ADF zamietá hypotézu o prítomnosti jednotkového koreňa pre prvú diferenciu, aj pre úroveň.

M2 rozšírili o aktíva domácností v podielových fondoch a v poslednom modeli vystupuje súčet kvázipeňazí a aktív v podielových fondoch.

T a b u ľ k a 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)
$\beta$ $m0_{t-1}$	-0.16 (-4.85)			
$\beta$ $m2_{t-1}$		-0.21 (-2.78)		
$\beta$ $m2_{t-1} + pf_{t-1}$			-0.34 (-5.46)	
$\beta$ $qm_{t-1} + pf_{t-1}$				$1.1 \cdot 10^{-6}$ ( $2.6 \cdot 10^{-5}$ )
Počet oneskorení	3	3	3	3
Počet kointegračných vektorov*	1	1	1	1

*Poznámka:* Hodnoty  $t$ -štatistík sú uvedené v zátvorkách. \* Podľa Johansenovho kointegračného testu.

*Prameň:* Vlastné výpočty.

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 spóruje vo forme obeživa [1], no môžeme predpokladať, že porovnateľná situácia je aj na Slovensku. Prvý model má vcelku prijateľné štatistické vlastnosti, ale za vhodnejšie *proxy* 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), jednak nízky objem úverov

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

poskytnutých slovenským domácnostiam. To znamená, že hlavným determinantom spotreby domácností je 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 [5] a v USA 0,59 a 0,31 [14]. Pre Fínsko boli tieto hodnoty odhadnuté na 0,71 a 0,23 [22].

T a b u ľ k a 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

*Poznámka:* Dummy pre 1Q 2003 eliminuje efekt cenovej deregulácie a dummy pre 1Q 2004 odstráni efekt spôsobený zmenami v daňovom systéme. Nadobúdajú hodnotu 1 v danom kvartáli a inak 0.

*Prameň:* Vlastné výpočty.

Pri odhade spotrebnej funkcie sme kládli hlavný dôraz na dlhodobý vzťah medzi spotrebou, disponibilným príjmom a bohatstvom. Krátkodobé vzťahy sú uvedené v tabuľke 4. Skutočnosť, že pracujeme s kratšími časovými radmi, sa prejavuje vo vyšších štandardných odchýlkach a následne v nižších  $t$ -štatistikách jednotlivých koeficientov. A to potom spôsobuje problém pri ich interpretácii. Preto sme vynechaním prvého a druhého oneskorenia pre bohatstvo a prvého oneskorenia pre spotrebu vytvorili reštrikovanú verziu modelu VEC. Po tomto znížení počtu premenných bol koeficient pri kointegračnom člene štatisticky významný a odhadnuté koeficienty boli podobné tým, ktoré sú prezentované. Už spomínaný kointegračný člen obsahuje súčet agregátu M2 a aktív v podielových

fondoch. Jeho koeficient dosahuje hodnotu 0,31 a hovorí o rýchlosti prispôsobenia spotreby jej rovnovážnej hodnote za kvartál.

Kvôli krátkemu časovému radu indikátora spotrebiteľskej dôvery (zisťuje sa iba od roka 1999) sme túto premennú nezahrnuli medzi exogénne premenné. Ale odhady na kratšom časovom úseku potvrdili, že pre Slovensko, na rozdiel od Kanady [5], nemá významný vplyv na vysvetlenie krátkodobej odchýlky spotreby od jej rovnovážnej hodnoty. Podobne, ani pridanie úrokových sadzieb nezlepšilo vlastnosti odhadovaných modelov.<sup>14</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 sadzieb nezabezpečilo významnosť ich koeficientov. Testovali sme i oneskorené hodnoty úrokových sadzieb.

### 3.2. Možnosti prognózovania spotreby

V tejto časti testujeme štyri spôsoby prognózovania spotreby pomocou modelov VEC. Výhodou tohto spôsobu prognózovania spotreby je, že všetky tri premenné možno považovať za endogénne, a teda na seba vzájomne vplyvajú.<sup>15</sup>

Modely VEC obsahujú tri premenné: spotrebu domácností, disponibilný príjem a *proxy* pre bohatstvo. Odhadli sme ich vo 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 sme obidva modely odhadli bez exogénnych premenných. 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, ako aj dve umelé – *dummy* – premenné, ktoré nadobúdajú hodnotu jedna v prvom kvartáli 2003, resp. 2004. Toto rozšírenie modelu výrazne zlepšilo sledované ukazovatele a tým aj schopnosť prognózovať budúci vývoj konečnej spotreby domácností. V tabuľke 5 sa nachádzajú ukazovatele, na základe ktorých môžeme vyhodnotiť presnosť dynamickej *ex post* prognózy v období 2003 – 2005. Tu vidíme, že modely 1a i 3a majú nižšie hodnoty indexu RMSP a vyššie hodnoty koeficientu determinácie. To znamená, že pri *ex post* prognóze boli presnejšie. Ak sa zameriame iba na premennú *c*, tak na základe uvedených ukazovateľov preferujeme výber modelu 3a.

<sup>14</sup>Ani Goh a Downing [10] nezistili významný vzťah medzi úrokovým sadzbami a spotrebou domácností v krátkodobej špecifikácii.

<sup>15</sup> Testovanie ďalších spôsobov prognózovania spotreby domácností v SR je možné nájsť v práci Senaj [18].

T a b u ľ k a 5

## Ukazovatele presnosti prognózovania spotreby

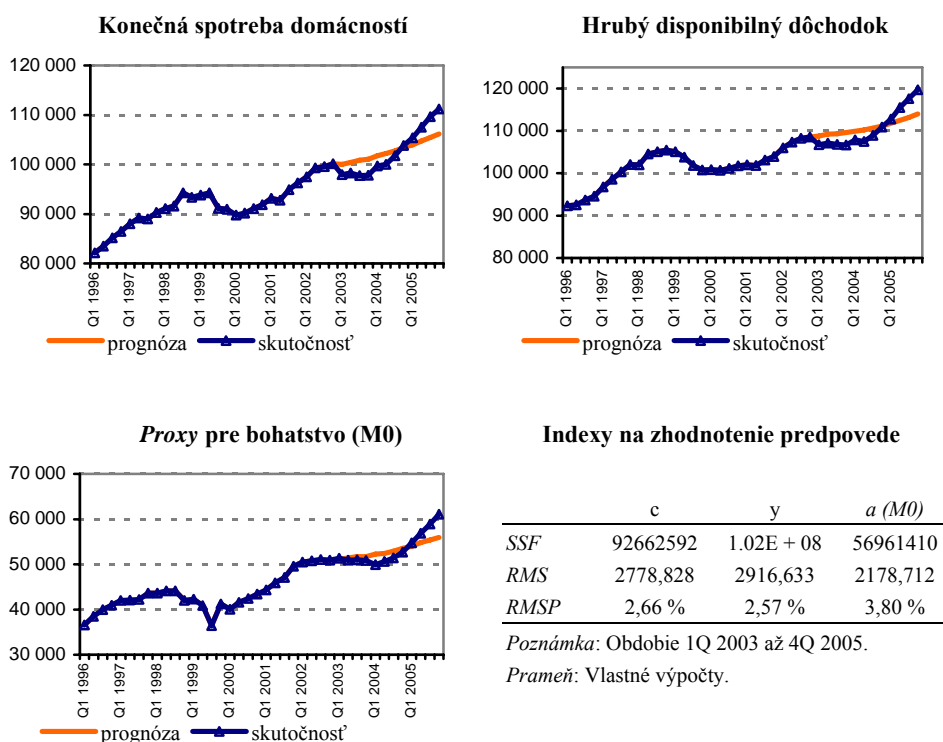
		Model 1	Model 3	Model 1a	Model 3a
Proxy pre bohatstvo		M0	M2 + PF	M0	M2 + PF
Exogénne premenné		Nie	Nie	Áno	Áno
Upravený R <sup>2</sup>	c	0.459	0.372	0.698	0.730
	y	0.449	0.380	0.604	0.547
	a	0.238	0.014	0.345	0.086
RMSP	c	2.66 %	2.62 %	1.39 %	0.58 %
	y	2.57 %	2.52 %	0.85 %	0.47 %
	a	3.80 %	3.13 %	5.94 %	1.68 %

Prameň: Vlastné výpočty.

Na obrázkoch 1 – 4 sú znázornené prognózy jednotlivých premenných. Rovnako aj grafické porovnanie naznačuje, že najpresnejší v období 2003 – 2005 bol model 3a. Uvádzame aj hodnoty jednotlivých indexov, na základe ktorých sme vyhodnocovali presnosť ex post prognóz.

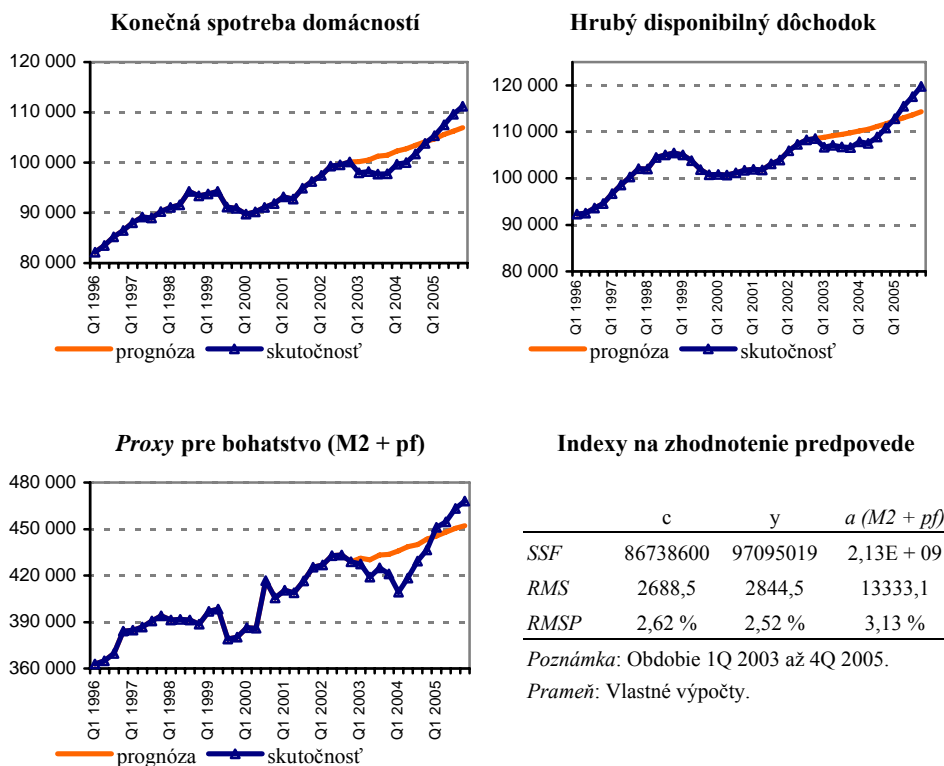
O b r á z o k 1

## Dynamická prognóza modelu 1 (obdobie 2003:1 – 2005:4)



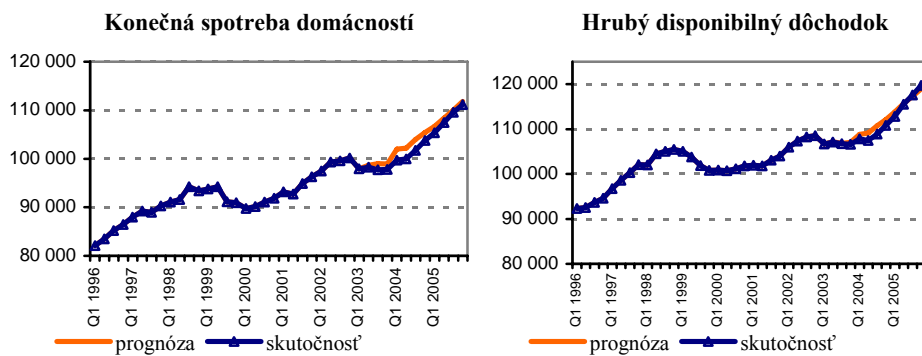
Obrázok 2

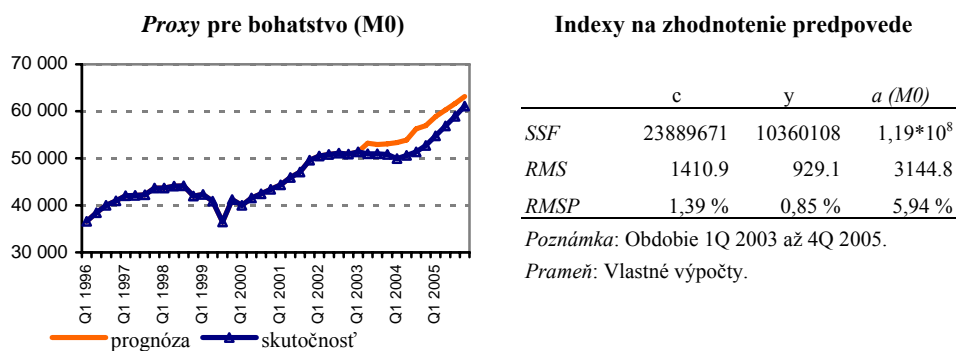
Dynamická prognóza modelu 3 (obdobie 2003:1 – 2005:4)



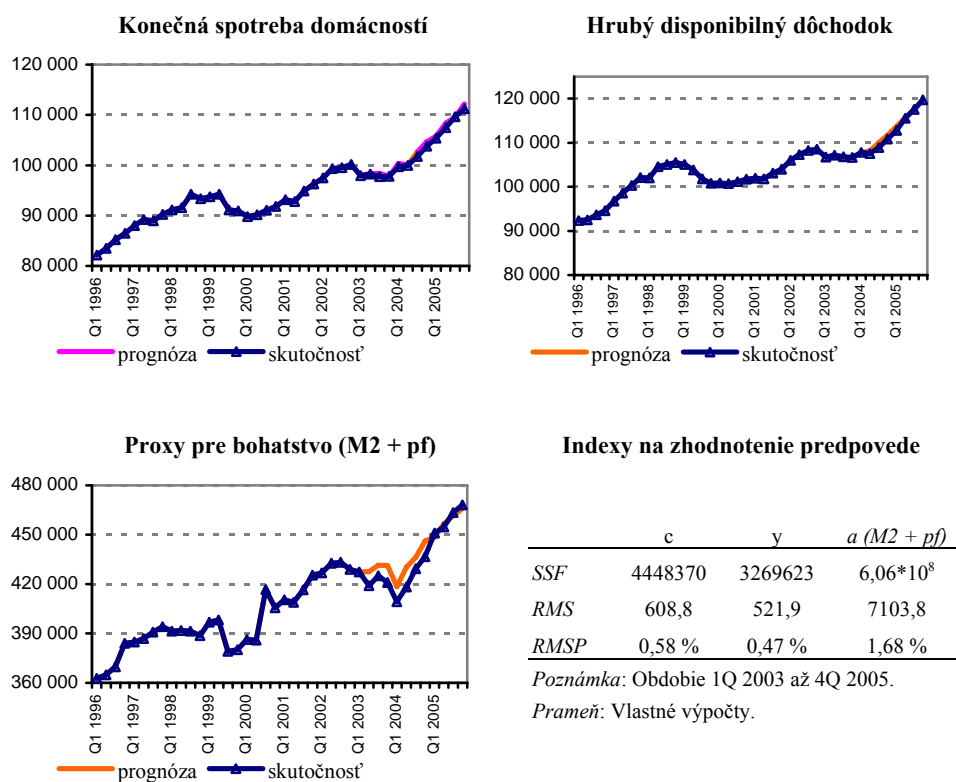
Obrázok 3

Dynamická prognóza modelu 1a (obdobie 2003:1 – 2005:4)





Obrázok 4

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

Presnosť modelu 3a sme ďalej testovali porovnaním prognózy v rokoch 2003 – 2005 s oficiálnymi údajmi štatistického úradu. To znamená, že porovnávame predpoveď v rámci odhadovanej vzorky (*in sample*). Keďže v tejto stati 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 SR. 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 percentný bod (p. b.) Navyše, v prezentovaných odchýlkach nie je prítomný žiadny systematický trend a prognóza sa pohybuje tesne nad alebo pod skutočnou hodnotou.

T a b u ľ k a 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 ( <i>in sample</i> )	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

*Poznámka:* V tabuľke porovnáваме sezónne neočistené údaje.

*Prameň:* ŠÚ SR; vlastné výpočty.

Keďže dobré vlastnosti prognóz v rámci odhadovanej vzorky ešte nezaručujú, že model bude rovnako spoľahlivo predpovedať i vývoj do budúcnosti, porovnali sme aj predpoveď na rok 2006, ktorá je mimo odhadovanej vzorky (*out of sample*), so skutočnými hodnotami (tab. 7). Zistili sme, že zvolený model VEC nadhodnocoval nominálnu spotrebu v roku 2006 o približne 1,3. Spomínané nadhodnocovanie spotreby súvisí pravdepodobne s vývojom na trhu práce. Práve v posledných rokoch zaznamenáваме stabilný rast zamestnanosti.

Významnú časť rastu zamestnanosti v súčasnosti tvorí zvyšovanie počtu pracujúcich v zahraničí, preto sme použili aj zamestnanosť podľa metodiky ESA, ktorá nezahŕňa pracujúcich mimo územia Slovenska. Koeficient tejto premennej však nebol významný.

T a b u ľ k a 7

**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
Model VEC				
Prognóza ( <i>out of sample</i> )	224 597	229 000	237 237	248 109
Odchýlka (v %)	1.42	1.88	0.84	1.00
Index RMSP (v %)				1.34

*Poznámka:* V tabuľke porovnáваме sezónne neočistené údaje.

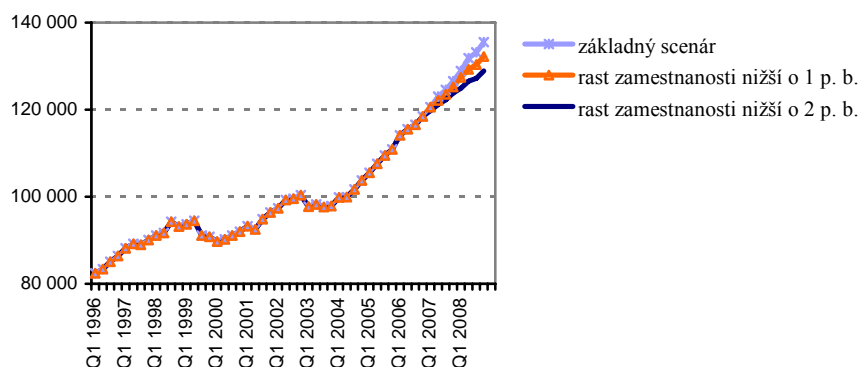
*Prameň:* Vlastné výpočty.



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 – 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 – 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 %.

O b r á z o k 5

#### Analýza citlivosti prognózy



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

Prameň: Vlastné výpočty.

## Záver

Na údajoch pokrývajúcich obdobie 1996 – 2005 sme skúmali vplyv disponibilného príjmu a finančného bohatstva na spotrebu domácností. Zistili sme, že finančné bohatstvo vplýva na spotrebu a má nižšiu elasticitu ako disponibilný príjem. Vhodné *proxy* pre finančné bohatstvo sme vybrali 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.

Druhým cieľom tohto príspevku bolo nájsť vhodný model VEC na prognózovanie spotreby. Na základe porovnania prognóz *in sample* a *out of sample* preferujeme využívať na krátkodobé prognózovanie spotreby domácností práve model VEC 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.

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

## Literatúra

- [1] ARTL, J. a kol.: Některé aspekty spotřební funkce v podmínkách České republiky 90. let. *Politická ekonomie*, 50, 2002, č. 1, s. 3 – 27.
- [2] BOVER, O.: Wealth Effects on Consumption: Microeconomic Estimates from a New Survey of Household Finances. [CEPR Discussion Paper, No. 5 874.] London: CEPR 2006.
- [3] BREDIN, D. – CUTHBERTSON, K.: Liquidity Effects and Precautionary Saving in The Czech Republic. [Central Bank of Ireland Technical Paper 4/RT/01.] Dublin: Central Bank of Ireland 2001.
- [4] CARROL, C. – SUMMERS, L. H.: Why are Private Saving Rates in the US and Canada Diverged? *Journal of Monetary Economics*, 20, 1987, September, s. 249 – 279.
- [5] CÔTÉ, D. – JOHNSON, M.: Consumer Attitudes, Uncertainty, and Consumer Spending. [Bank of Canada Working Paper 98 – 16.] Ottawa: Bank of Canada 1998.
- [6] FERNANDEZ-CORUGEDO, E.: Consumption Theory. [Handbooks in Central Banking.] London: Bank of England 2004.
- [7] FILÁČEK, J.: Model spotřeby domácností v letech 1994 – 1998. *Finance a úvěr*, 49, 1999, č. 9, s. 427 – 437.
- [8] FLAVIN, M. A.: Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia? *Canadian Journal of Economics*, 18, 1985, č. 1, s. 117 – 136.
- [9] FRIEDMAN, M.: A Theory of the Consumption Function. Princeton: Princeton University Press 1957.
- [10] GOH, K. L. – DOWNING, R.: Modelling New Zealand Consumption Expenditure over the 1990s. [New Zealand Treasury Working Paper 02/19.] Wellington: The Treasury 2002.
- [11] GUJARATI, D. N.: Basic Econometrics. New York: The McGraw-Hill Companies, Inc. 2003.
- [12] HALL, R. E. – MISHKIN, F. S.: The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households. *Econometrica*, 50, 1982, č. 2, s. 461 – 481.

- 
- [13] HUČEK, J.: Modelovanie príjmov a spotreby obyvateľstva SR. [Diplomová práca.] Bratislava: FMFI UK, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky 2002.
- [14] LETTAU, M. – LUDVIGSON, S.: Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 2001, č. 3, s. 815 – 849.
- [15] MARTÍNEZ-CARRASCAL, C. – del RÍO, A.: Household Borrowing and Consumption in Spain: A VECM Approach. [Banco de Espana Working Paper, No. 0421. ] Madrid: Banco de Espana 2004.
- [16] MODIGLIANI, F. – BRUMBERG, R.: Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data. In: K. K KURIHARA (ed.): *Post-Keynesian Economics*. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press 1954.
- [17] PINDYCK, R. S. – RUBENFIELD, D. L.: *Econometric Models & Economic Forecasts*. New York: The McGraw-Hill Companies, Inc. 1991.
- [18] SENAJ, M.: Odhad spotrebnej funkcie pre Slovensko a prognóza spotreby. [Výskumná štúdia 1/2007.] Bratislava. Národná banka Slovenska 2007.
- [19] SINGH, B.: Modeling Real Private Consumption Expenditure-an Empirical Study on Fiji. [Reserwe Bank of Fiji Working Paper] Suva: Reserwe Bank of Fiji 2004.
- [20] SIERMINSKA, E. – TAKHTAMONOVA, Y.: 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: Federal Reserve Bank of San Francisco 2007.
- [21] ŠVANTNER, M.: Transmisný mechanizmus menovej politiky. Dopyt po peniazoch na Slovensku. [Diplomová práca.] Bratislava: FMFI UK, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky 2005.
- [22] TAKALA, K.: The Consumption Function Revisited: An Error Correction Model For Finnish Consumption. [Bank of Finland Discussion Papers, 20/95.] Helsinky: Bank of Finland 1995.
- [23] ZELDES, S. P.: Consumption and Liquidity Constraints an Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, 97, 1989, č. 2, s. 305 – 346.