

Krátkodobý model reálneho rastu domácej spotreby (CÉČKO)

Október 2015

Autor: Ján Šilan

1. Zhrnutie

Manuál popisuje dynamický faktorový model (DFM) určený na krátkodobý odhad rastu reálnej spotreby v reálnom čase. Vstupnými údajmi do modelu sú mesačné časové rady rastov maloobchodných tržieb, tržieb vo vybraných trhových službách, spotrebiteľskej dôvery a reálnej mzdovej bázy. Model bol odhadnutý na údajoch od roku 2002 do marca 2015. Porovnanie chybovosti ukazuje vyššiu presnosť prístupu DFM v porovnaní s oficiálnymi prognózami IFP. DFM model je možné považovať za dobrý nástroj na porovnanie s prognózou pri správach o mesačných zverejneniach údajov (flashoch).

2. Úvod

Krátkodobý model reálneho rastu domácej spotreby je adaptovaný z už existujúceho modelu MRKVA (Tóth, 2014), ktorý IFP využíva na krátkodobú predikciu IFP. Ide o tzv. dynamický faktorový model (DFM), ktorý využíva mesačné indikátory dostupné pred zverejnením štvrtročných národných účtov (vrátane spotreby domácností). Metodológia je totožná s modelom MRKVA (<http://finance.gov.sk/Default.aspx?CatID=9506>).

Model na vstupe využíva štyri mesačné časové rady: tržby v maloobchode, tržby vo vybraných trhových službách, spotrebiteľskú dôveru a tzv. reálna mzdová báza (súčin zamestnanosti a miezd vo vybraných odvetviach). Indikátory tak odrážajú príjmovú aj výdavkovú stranu spotreby domácností, ako aj dopredu hľadiaci konjunkturálny prieskum.

3. Špecifikácia a odhad modelu

Faktorový model IFP predpokladá mesačnú frekvenciu dát. Spája medzikvartálny rast spotreby (y_t) a medzimesačné rasty indikátorov i , x_{it} , kde y_t pozorujeme iba v tretom mesiaci každého štvrťroku. Všetky časové rady sú sezónne očistené, stacionárne a pre jednoduchšiu špecifikáciu modelu a praktické účely aj normalizované na nulovú strednú hodnotu a jednotkový rozptyl. Predpokladajme, že vývoj týchto dvoch premenných určuje spoločný mesačný faktor f_t , ktorý je nepozorovaným stavom. Tento faktorový model sme zapísali v tzv. state-space tvare nasledovne:

$$x_{it} = \alpha_i f_{t+K_i} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$y_t = \beta f_t + \omega_t \quad (2)$$

$$f_t = \varphi f_{t-1} + u_t \quad (3)$$

, kde (1) a (2) sú signálne rovnice pozorovaných veličín. Časový index K_i v rovnici (1) predstavuje oneskorenie spotreby za indikátorom x_i vyjadrené v mesiacoch. Vzťah (3) je stavová rovnica vyjadrujúca pohyb nepozorovaného stavu f_t . Normálne rozdelené chybové zložky ε_{it} , ω_t a u_t

majú nulovú strednú hodnotu a rozptyly $\sigma^2_{\varepsilon_i}$, σ^2_{ω} a σ^2_u . Chybové zložky sú nekorelované s faktorom f_t aj medzi sebou navzájom. Takto zapísaný faktorový model sa dá chápať ako rozloženie variácie v premenných y_t a x_{it} na spoločnú a individuálnu. Model sa dá rozšíriť na N mesačných indikátorov, keď index i pochádza z intervalu 1,...,N.

Modely state-space, ako aj (1)-(3), sa bežne odhadujú pomocou optimalizácie funkcie maximálnej vierohodnosti. Nepozorovaný stav f_t sa filtruje z dát rekurzívne, Bayesovskou technikou Kalmanovho filtra. Pri tomto prístupe je treba identifikovať počiatočný stav f_t v perióde $t=0$, štartovacie hodnoty pre odhad parametrov α_i , β a φ , a štartovacie hodnoty pre odhad rozptylov $\sigma^2_{\varepsilon_i}$, σ^2_{ω} a σ^2_u . Tieto ex ante predpoklady, či tzv. priory sú potrebné najmä vtedy, keď sa pracuje s komplikovanejšou štruktúrou modelu a v prípade nižšieho počtu stupňov voľnosti.

Tabuľka 1 – Nastavenia

Rovnica	Kalibr. hodnota	Podľa HP gapu	Lag K'_i (korel.)	Lag K_i (nastav.)
Tržby v MO.	x_1	$\sigma^2_{\varepsilon_1}$ 0.2	0.2	0 0
Tržby v službách	x_2	$\sigma^2_{\varepsilon_2}$ 0.15	0.14	0 0
Spotrebiteľská dôvera	x_3	$\sigma^2_{\varepsilon_3}$ 0.05	0.003	0 0
Mzdová báza	x_4	$\sigma^2_{\varepsilon_4}$ 0.2	0.22	0 0
Spotreba domácností	y_t	σ^2_{ω} 0.03	0.03	- -
Faktor	f_t	σ^2_u 0.1	-	- -
		φ 0.9	-	- -

Ohľadom počiatočného stavu $f_{t=0}$, α_i , a β sme predpokladali tzv. difúzny prior $\omega_{t=0} = 0$. Hodnoty pre φ , $\sigma^2_{\varepsilon_i}$, σ^2_{ω} a σ^2_u sme boli nútení kalibrovať, keďže voľný odhad nebol úspešný¹ ani so štartovacími hodnotami. Pri kalibrácii sme zohľadnili aj informáciu z Hodrick-Prescott filtra. Vyrátali sme rozptyl gapu y_t a indikátorov x_{it} , kde gap vychádza z filtra s parametrom $\lambda=1$. Vo väčšine prípadov sme použili tieto hodnoty (viď Tabuľka 1), pri spotrebiteľskej dôvere sme jeho hodnotu zdvihli.

4. Mesačné údaje

Spotreba domácností vstupuje do modelu ako normalizovaný medzikvartálny rast sezónne očisteného časového radu v stálych cenách dostupného k júlu 2015.

¹ Optimalizácia funkcie maximálnej vierohodnosti v E-Views buď neskonvergovala vôbec, alebo niektoré odhady α_i boli záporné.

Mesačné údaje sú normalizované medzimesačné rasty sezónne očistených časových radov, s výnimkou spotrebiteľskej dôvery, ktorá do modelu vstupuje ako úroveň. Všetky mesačné indikátory sú vyhladené pomocou trojmesačného kĺzavého priemeru.

Okrem použitých indikátorov (maloobchodné tržby, tržby v trhových službách, spotrebiteľská dôvera a reálna mzdová báza) sme uvažovali aj s ďalšími indikátormi, ako napr. hotovostná DPH, registrácia automobilov alebo dovoz spotrebiteľských tovarov. V ich neprospech však pôsobili faktory ako neskorá dostupnosť, podliehanie revíziám alebo nízka korelácia so spotrebou domácností.

Tabuľka 2 – Použité mesačné indikátory

Indikátor	periodicita	lag (dni)	level/rast
Tržby v MO	mesačne	t + 35	rast
Tržby v službách	mesačne	t + 45	rast
Spotrebiteľská dôvera	mesačne	t	level
Mzdová báza	mesačne	t + 45	rast
Spotreba domácností	štvrtročne	t + 45	rast

5. Výsledky

V tejto časti zhrnieme výsledky odhadu state-space modelu (1)-(3). V Tabuľke 3 sú uvedené odhady parametrov. Všetky sú štatisticky významné na úrovni 1% a spadajú do teoreticky akceptovateľného intervalu 0 až 1. Najvyššiu koreláciu s faktorom mala spotrebiteľská dôvera; potom spotreba domácností, mzdová báza, tržby v službách a tržby v maloobchode. Model bol odhadnutý na intervale od začiatku roka 2002 do marca 2015.

Tabuľka 3 – Výsledky odhadu

Rovnica	Koeficient f_t	Štand. chyba
Tržby v MO	$x_1 \quad \alpha_1$	0.56 (0.04) ^{***}
Tržby v službách	$x_2 \quad \alpha_2$	0.60 (0.03) ^{***}
Spotr. dôvera	$x_3 \quad \alpha_3$	0.82 (0.04) ^{***}
Mzdová báza	$x_4 \quad \alpha_4$	0.63 (0.04) ^{***}
C	$y_t \quad \beta$	0.98 (0.05) ^{***}
Počet pozorovaní:	159	
Interval odhadu:	2002m01:2015m03	

Pozn.: Hviezdy *, **, *** označujú štatistickú významnosť na úrovni 10%, 5% a 1%.

6. Vyhodnotenie presnosti prognóz

Nasimulovali sme prognózu spotreby domácností na posledných 10 štvrťrokov pridávaním jednotlivých pozorovaní. Odhadovali sme model v každom štvrťroku od konca roka 2012 dvakrát, vždy po zverejnení spotreby domácností za predchádzajúci štvrťrok (teda pred zverejnením akýchkoľvek mesačných údajov za nový štvrťrok s výnimkou spotrebiteľskej dôvery) a tesne pred zverejnením spotreby za daný štvrťrok, keď sú známe všetky mesačné dáta. Všetky dáta boli použité v dnes dostupnej verzii a neberú tak do úvahy revízie národných účtov.

Presnosť prognózy faktorového modelu na horizontoch 1 štvrťrok dopredu sme porovnali s jednoduchými, tzv. naivnými modelmi, ako autoregresný model ARIMA(2,2,1) a náhodná prechádzka (RW) časového radu spotreby domácností, ako aj s oficiálnou prognózou IFP. Tieto prístupy nezohľadňujú informácie z mesačných dát. Ukazovateľ presnosti prognóz mimo vzorky odhadov, tzv. out-of-sample root mean squared errors², pre jednotlivé modely je uvedený v Tabuľke 4.

Tabuľka 4 – Priemerné chyby prognóz mimo vzorky odhadu modelov (RMSE)

Priemerná chyba prognózy na 1 štvrťrok od 4q2012

	DFM	ARIMA	RW	prognóza IFP
RMSE	0,37	0,34	0,56	0,45

Tabuľka 5 ukazuje výstupy z modelu za posledných 6 štvrťrokov na začiatku a konci štvrťroka, ako aj výstupy z naivných modelov a prognózy IFP.

Tabuľka 5 – Porovnanie odhadov medzikvartálneho rastu C na 1 štvrťrok

	2014Q1	2014Q2	2014Q3	2014Q4	2015Q1	2015Q2
prognóza IFP	0,2	0,2	0,3	0,5	0,8	0,8
skutočnosť	1,2	0,4	0,4	0,5	0,3	0,6
random walk	0,3	1,2	0,4	0,4	0,5	0,8
ARIMA	0,8	0,4	0,4	0,5	0,1	0,6
DFM (t-1)	0,4	0,5	0,4	0,5	0,6	0,5
DFM (t)	0,6	0,4	0,4	0,5	0,6	0,4
chyba prognózy						
prognóza IFP	-1	-0,2	0,1	0,4	0,5	0,2
random walk	-0,8	0,8	0	-0,2	0,2	0,2
ARIMA	-0,4	0	0	0	-0,2	0
DFM (t-1)	-0,7	0,1	0,1	0	0,3	-0,3
DFM (t)	-0,6	0	0	0	0,3	-0,2

² Odmocnina z priemerných štvorcových chýb prognózy voči skutočnosti.

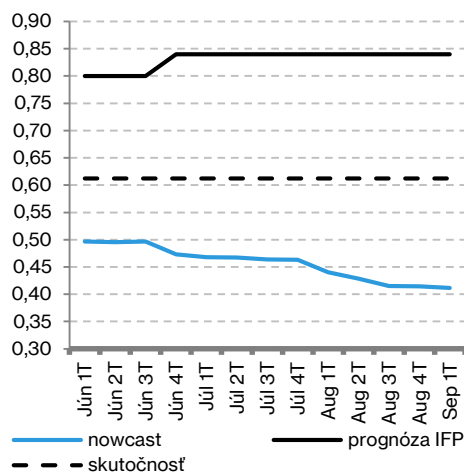
Podľa kritéria RMSE pri prognóze na kvartál dopredu má model DFM lepšiu chybovosť ako prognóza IFP (0,37 vs. 0,45). Rovnakú chybovosť dosahuje model DFM aj prognóza IFP aj pri nowcastingu. Prekvapujúco dobre pri prognózovaní spotreby domácností skórujú naivné modely ARIMA, s chybovosťou podobnou DFM modelu. DFM model je možné považovať za dobrý nástroj na porovnanie s prognózou pri správach o mesačných zverejneniach údajov (flashoch).

7. Ukážka prognózy spotreby domácností na tretí štvrtrok 2015

Pre ukážku aplikácie faktorového modelu sme odhadli výstup z modelu na prvý a druhý štvrtrok 2015 pre každý nový zverejnený mesačný údaj³. Prvý štvrtrok nám umožňuje aj porovnanie so skutočnosťou.

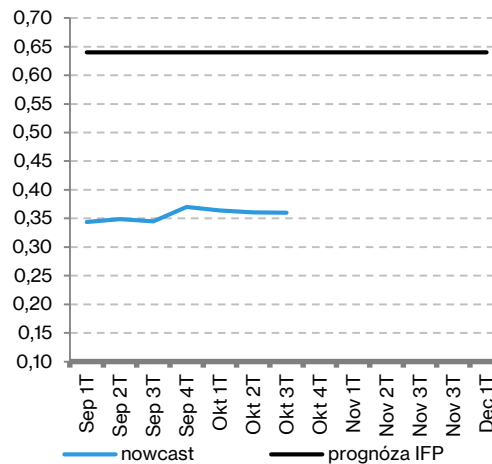
Vývoj mesačných indikátorov za dva mesiace tretieho štvrtroka 2015 predstavuje negatívne riziko pre poslednú prognózu..

Graf 1: Prognóza reálnej spotreby domácností na 2Q2015



Zdroj: IFP

Graf 2: Prognóza reálnej spotreby domácností na 3Q2015



Zdroj:IFP

³ Naše štyri mesačné aktualizácie v skutočnosti nie vždy spadajú do rozličných týždňov v rámci mesiaca - tržby v službách, zamestnanosť a mzdy vychádzajú spolu väčšinou v druhom týždni. Pre jednoduchosť výkladu priradujeme mzdovú bázu k tretiemu týždňu.

