

Predikce příjmů veřejného zdravotního pojištění

Aleš Bělohradský a Zdeněk Štolc

Predikce příjmů veřejného zdravotního pojištění

Aleš Belohradský a Zdeněk Štolc

edice Metodické kompendium

Ministerstvo financí ČR
Letenská 15, 118 10 Praha 1

první vydání, Praha 2018

E-mail: Ales.Belohradsky@mfcz.cz, Zdenek.Stolc@mfcz.cz

ISBN 978-80-7586-017-0 (on-line)

Elektronický archiv:
<http://www.mfcz.cz/studie>

Predikce příjmů veřejného zdravotního pojištění

Aleš Bělohradský a Zdeněk Štolc

Obsah

Úvod a shrnutí.....	1
1 Financování zdravotní péče v České republice.....	2
2 Zaměstnanci.....	4
3 Státní pojištěnec	7
4 Osoby samostatně výdělečně činné	10
5 Osoby bez zdanitelných příjmů	13
Závěr	14
Přehled literatury a použitých zdrojů.....	15

Edice Metodické kompendium seznamuje veřejnost s metodickými přístupy Ministerstva financí České republiky v oblastech makroekonomických a fiskálních analýz, prognóz a projekcí.

Rádi přivítáme relevantní připomínky nebo náměty, které poslouží ke zkvalitnění publikace. Případné připomínky prosím zasílejte na adresu autorů publikace.

Úvod a shrnutí

Predikovat příjmy veřejného zdravotního pojištění je zásadní nejen pro zdravotní pojišťovny, ale také pro Ministerstvo financí, např. při stanovení střednědobých výdajových rámců státního rozpočtu a státních fondů v rámci rozpočtového procesu. Predikci příjmů využívají zdravotní pojišťovny, jelikož jsou povinny dle zákona č. 551/1991 Sb., o Všeobecné zdravotní pojišťovně České republiky, ve znění pozdějších předpisů, a zákona č. 280/1992 Sb., o resortních, oborových, podnikových a dalších zdravotních pojišťovnách, ve znění pozdějších předpisů, každoročně zpracovávat zdravotně pojistný plán. S účinností zákona č. 23/2017 Sb., o pravidlech rozpočtové odpovědnosti, pak mají zdravotní pojišťovny povinnost vytvořit také střednědobý výhled příjmů a výdajů na další dva roky.

V souvislosti se zákonem o pravidlech rozpočtové odpovědnosti zpracovává Ministerstvo financí závazný vládní dokument pro přípravu návrhu státního rozpočtu, rozpočtů státních fondů a jejich střednědobých výhledů – Rozpočtovou strategii sektoru veřejných institucí České republiky. Dokument obsahuje výdajové rámce státního rozpočtu a státních fondů či finanční vztahy státního rozpočtu ke zvláštnímu účtu veřejného zdravotního pojištění. V rámci procesu stanovení střednědobých výdajových rámců pak predikce příjmů veřejného zdravotního pojištění vystupuje jednak jako složka celkových příjmů sektoru vládních institucí, z nichž jsou odvozeny celkové výdaje sektoru vládních institucí, a také jako jedna ze stěžejních veličin pro stanovení strukturálního salda složek sektoru vládních institucí mimo státní rozpočet a státní fondy.

Pro predikci příjmů veřejného zdravotního pojištění je klíčové stanovit výši příjmů z pojistného, jelikož ta zaujímá cca 99 % celkových příjmů zdravotních pojišťoven. Ostatní složky příjmů zdravotních pojišťoven lze považovat za zanedbatelné. Výše pojistného je obecně určena vyměřovacím základem, počtem pojištěnců a sazbou pojistného (pro všechny skupiny plátců činí 13,5 % z příslušného vyměřovacího základu). Poněvadž vyměřovací základ je u plátců pojistného vymezen zákonem č. 592/1992 Sb., o pojistném na veřejné zdravotní pojištění, ve znění pozdějších předpisů, různě, je v této metodice proces stanovení příjmů veřejného zdravotního pojištění založen na specifikaci dílčích modelů pro predikci pojistného od jednotlivých plátců. Celkové příjmy veřejného zdravotního pojištění jsou pak dány agregací dílčích predikcí pojistného od daných plátců.

Pro formulaci dílčích modelů jsou použity čtvrtletní časové řady příslušných proměnných za roky 2000–2018. U všech časových řad je použita logaritmická transformace, čímž je zmírněn úrovňový rozdíl a rozdíl v rozptylech jednotlivých řad. Z důvodu nestacionarity časových řad jsou proměnné vyjádřeny v prvních diferencích.¹ Predikční schopnost modelů je pro jednotlivé specifikace posuzována podle průměrné odmocninové střední čtvercové chyby.² Dle minimální hodnoty tohoto kritéria byl pro predikci pojistného od zaměstnanců zvolen jako nejvhodnější odhad pomocí modifikované metody nejmenších čtverců, pro pojistné placené státem za státního pojištěnce regresní model zahrnuje jako vysvětlující proměnné vyměřovací základ a počet nezaměstnaných registrovaných na úřadu práce. V případě osob samostatně výdělečně činných se jako nejlepší z testovaných modelů jeví model korekce chyby a u osob bez zdanitelných příjmů se jedná o jednoduchý proces klouzavých průměrů prvního řádu bez logaritmické transformace proměnných. Jako referenční model je pak pro všechny plátce pojistného zvolen „naivní“ autoregresní proces prvního řádu bez dalších vysvětlujících proměnných.

Materiál byl v období mezi 12. červencem a 17. srpnem 2018 předmětem konzultace s Ministerstvem zdravotnictví, Všeobecnou zdravotní pojišťovnou a Svazem zdravotních pojišťoven. Jejich relevantní připomínky byly následně v metodice zapracovány. Připomínkující instituce vyjádřily souhlas s konceptem dílčích predikcí pojistného dle jednotlivých plátců i s vybranými specifikacemi modelů, včetně zvolených vysvětlujících proměnných. Metodika byla shledána jako využitelná pro predikci příjmů celého systému veřejného zdravotního pojištění.

Metodika predikce příjmů veřejného zdravotního pojištění v České republice je členěna do šesti částí. Následující kapitola se věnuje popisu struktury příjmů systému veřejného zdravotního pojištění. Další čtyři kapitoly jsou pak rozděleny podle jednotlivých plátců pojistného a obsahují specifikaci vhodných predikčních modelů. V závěru prezentujeme celkový výsledek predikčního modelu.

¹ Všechny použité časové řady proměnných v následujících modelech jsou nestacionární, což považujeme za běžnou vlastnost makroekonomických dat. Neodpovídají ani deterministickým procesům, což testujeme rozšířeným Dickey-Fuller testem i Phillips-Perron testem. První diference je proto přirozenou volbou. V případě zaměstnanců využíváme meziroční diferenci kvůli výrazně sezónnímu charakteru příslušných časových řad, v ostatních případech (kde často dochází ke skokovým změnám ve vyměřovacích základech) čtvrtletní diferenci. Logaritmická transformace je použita vzhledem k rozdílným měřítkům jednotlivých řad. Transformované časové řady jsou stacionární, pokud není v textu uvedeno jinak, což je vždy testováno rozšířeným Dickey-Fuller testem, ačkoli výsledky tohoto testu nejsou v textu prezentovány.

² Jde o průměr za poslední 4 roky, kdy hodnoty byly získány ze série 16 *in-sample* predikcí pro klouzavá dvouletá období. Výhodou tohoto přístupu je eliminace jednorázových výkyvů. Uvažování *in-sample* predikce pouze pro poslední období (které používáme pro grafická znázornění) by mohlo vést k volbě modelu, který sice odpovídá jednomu období, ale z dlouhodobého hlediska je vychýlený.

1 Financování zdravotní péče v České republice

Manuál Systému zdravotnických účtů 2011 (OECD, 2017) rozlišuje tři zdroje financování zdravotní péče – veřejné zdroje (tj. povinné příspěvkové zdravotní pojištění a příspěvky z veřejných rozpočtů zahrnující finanční zdroje ze státního a místních rozpočtů), přímé platby domácností a soukromé zdroje bez přímých plateb domácností. V roce 2016 dosáhly celkové výdaje na zdravotnictví v České republice (ČR) 361,6 mld. Kč, tj. 7,6 % HDP. Tyto výdaje jsou hrazeny především prostřednictvím zdravotních pojišťoven z veřejného zdravotního pojištění (cca 66 % celkových výdajů), v některých případech bývá úhrada doplněna o spoluúčast pacientů (např. doplatky za některé léky, stomatologická péče apod.) Specifické činnosti, které nejsou hrazeny z veřejného zdravotního pojištění (např. výdaje na zdravotnický výzkum) jsou financovány ze státního a místních rozpočtů.

Tabulka 1: Výdaje na zdravotní péči v České republice dle zdrojů financování

		2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Výdaje na zdravotní péči celkem	<i>mld. Kč</i>	334,1	338,1	341,9	344,7	348,7	352,0	361,6
	<i>% HDP</i>	8,4	8,4	8,4	8,4	8,1	7,7	7,6
Veřejné zdroje celkem	<i>mld. Kč</i>	282,2	284,8	288,6	292,1	291,6	293,4	300,2
	<i>% HDP</i>	7,1	7,1	7,1	7,1	6,8	6,4	6,3
Veřejné zdravotní pojištění	<i>mld. Kč</i>	231,9	234,3	237,9	238,4	234,6	234,5	237,7
Státní rozpočet	<i>mld. Kč</i>	45,2	44,6	44,6	47,5	50,7	52,6	55,9
Krajské a obecní rozpočty	<i>mld. Kč</i>	5,1	5,9	6,0	6,2	6,3	6,3	6,6
Soukromé zdroje celkem	<i>mld. Kč</i>	9,2	9,2	9,1	9,2	10,7	9,3	10,2
	<i>% HDP</i>	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2
Soukromé zdravotní pojištění	<i>mld. Kč</i>	0,4	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5
Neziskové instituce	<i>mld. Kč</i>	7,9	7,8	7,7	7,7	7,8	7,9	8,5
Podniky - závodní preventivní péče	<i>mld. Kč</i>	0,9	0,9	0,9	1,0	2,4	0,9	1,3
Přímé platby domácností	<i>mld. Kč</i>	42,7	44,0	44,2	43,5	46,5	49,4	51,2
	<i>% HDP</i>	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1

Pozn.: Údaje v tabulce jsou v akruálním vyjádření dle manuálu Systému zdravotnických účtů 2011. Dle této metodiky jsou platby pojistného za státního pojištěnce ze státního rozpočtu alokovány do zdrojů zdravotních pojišťoven. Údaje pro přímé platby domácností za rok 2016 jsou předběžné.
Zdroj: ČSÚ (2018a).

Systém zdravotnictví v ČR je charakteristický tím, že klíčové postavení z hlediska financování zdravotní péče mají zdravotní pojišťovny, jejichž příjmy plynou z veřejného zdravotního pojištění. Veřejného zdravotního pojištění má dle §2 odst. 1 zákona č. 48/1997 Sb., o veřejném zdravotním pojištění, ve znění pozdějších předpisů, povinnost účastnit se každá osoba s trvalým pobytem na území ČR.³ Za plátce pojistného na veřejné zdravotní pojištění jsou dle §4 tohoto zákona považováni zaměstnanci, zaměstnavatelé, osoby samostatně výdělečně činné (OSVČ) a osoby bez zdanitelných příjmů (OBZP). Plátcem pojistného je rovněž stát, který prostřednictvím státního rozpočtu platí pojistné za tzv. státního pojištěnce.⁴ Veřejné zdravotní pojištění tak financuje veškerou zdravotní péči garantovanou zákonem.

Tabulka 2: Struktura příjmů systému veřejného zdravotního pojištění

		2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Příjmy celkem	<i>mld. Kč</i>	220,1	223,6	228,6	241,3	252,6	264,9	284,8
Pojistné	<i>mld. Kč</i>	217,4	221,0	225,8	238,5	249,7	261,8	281,6
Zaměstnavatelé	<i>mld. Kč</i>	148,0	151,4	155,2	161,4	170,5	180,2	195,8
	<i>% příjmů z pojistného</i>	68,1	68,5	68,8	67,7	68,3	68,8	69,5
Osoby samostatně výdělečně činné	<i>mld. Kč</i>	14,1	14,2	14,3	14,7	15,5	16,0	16,9
	<i>% příjmů z pojistného</i>	6,5	6,4	6,3	6,2	6,2	6,1	6,0
Osoby bez zdanitelných příjmů	<i>mld. Kč</i>	2,6	2,5	2,5	2,5	2,8	3,3	3,6
	<i>% příjmů z pojistného</i>	1,2	1,1	1,1	1,1	1,1	1,3	1,3
Stát	<i>mld. Kč</i>	52,7	52,9	53,7	59,9	60,9	62,3	65,3
	<i>% příjmů z pojistného</i>	24,3	23,9	23,8	25,1	24,4	23,8	23,2
Ostatní příjmy	<i>mld. Kč</i>	2,7	2,6	2,8	2,8	2,9	3,1	3,2

Pozn.: Údaje jsou vyjádřeny v hotovostní metodice.

Zdroj: Výroční zprávy zdravotních pojišťoven. Výpočty MF ČR.

³ Rovněž osoby, které na území ČR nemají trvalý pobyt, pokud jsou zaměstnanci zaměstnavatele, který má sídlo nebo trvalý pobyt v ČR.

⁴ Osoby, za které je plátcem pojistného stát, jsou taxativně vymezeny v § 7 odst. 1 zákona č. 48/1997 Sb.

Největší část příjmů zdravotních pojišťoven (cca 99 %) tvoří vybrané pojistné od uvedených skupin plátců pojistného. Marginální roli v příjmech zdravotních pojišťoven pak zaujímají příjmy ze sankcí, penále či příjmy od zahraničních pojišťoven.

S ohledem na strukturu příjmů systému veřejného zdravotního pojištění je zřejmé, že pro predikci příjmů tohoto systému je klíčové pojistné od výše zmíněných plátců, ostatní složky příjmů zdravotních pojišťoven lze považovat za zanedbatelné. V důsledku odlišného stanovování vyměřovacích základů pro odvod pojistného u jednotlivých plátců (Tabulka 3) jsou sestaveny predikční modely pojistného pro jednotlivé skupiny plátců.

Tabulka 3: Vyměřovací základ u plátců pojistného na veřejné zdravotní pojištění

	Vyměřovací základ	Minimální vyměřovací základ	Maximální vyměřovací základ
Zaměstnanci	úhrn příjmů ze závislé činnosti	minimální mzda	v letech 2008–2009 stanoven na 48násobek průměrné mzdy; v letech 2010–2012 stanoven na 72násobek průměrné mzdy; v roce 2013 pozastavena účinnost; od roku 2015 neexistuje
Osoby samostatně výdělečně činné	50 % příjmu ze samostatné činnosti po odpočtu výdajů vynaložených na jeho dosažení, zajištění a udržení	dvanáctinásobek 50 % součinu všeobecného vyměřovacího základu pro důchodové pojištění pro daný rok (o 2 roky předcházející) a přepočítacího koeficientu	v letech 2008–2009 stanoven na 48násobek průměrné mzdy; v letech 2010–2012 stanoven na 72násobek průměrné mzdy; v roce 2013 pozastavena účinnost; od roku 2015 neexistuje
Osoby bez zdanitelných příjmů	minimální mzda	x	x
Stát	dle příslušného nařízení vlády	x	x

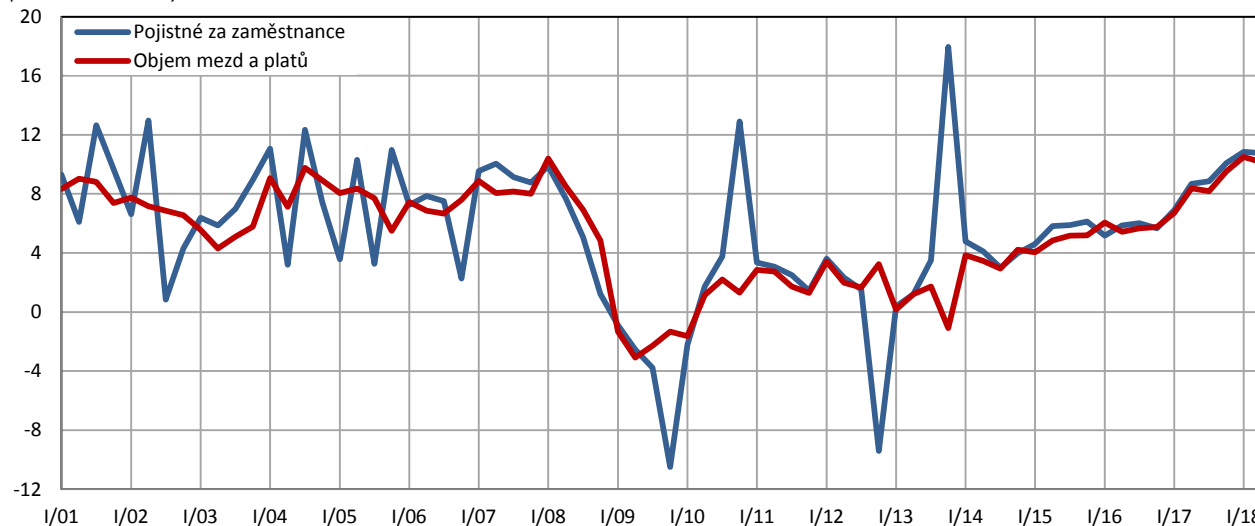
Zdroj: Zákon č. 592/1992 Sb., o pojistném na veřejné zdravotní pojištění. Úprava MF ČR.

2 Zaměstnanci

S ohledem na vyměřovací základ pro výši pojistného placeného zaměstnanci (Tabulka 3) je do základního modelu zahrnut jako vysvětlující proměnná *objem mezd a platů*. Alternativně bylo testováno též zahrnutí zvlášť počtu zaměstnanců a průměrné mzdy, na výsledek však mělo toto rozlišení jen nepatrný vliv.

Obrázek 1: Výběr pojistného za zaměstnance a objem mezd a platů

(meziroční růst v %)



Zdroj: Výroční zprávy zdravotních pojišťoven; zákon č. 592/1992 Sb.; ČSÚ (2008b).

Z Obrázku 1 je patrné, jak těsně kopíruje výnos pojistného za zaměstnance vývoj objemu mezd a platů. Přesto můžeme odlišit období, v nichž se řady chovají jinak. Do roku 2008 je výběr pojistného výrazně více volatilní oproti objemu mezd a platů ve srovnání s obdobím následujícím. V dalším období zaznamenávají dvě čtvrtletí výrazná vychýlení směrem dolů (a v ročních diferencích zrcadlově i čtvrtletí o rok později), a to čtvrtá čtvrtletí 2009 a 2012. V těchto obdobích došlo k nesystematickým vychýlením, pravděpodobně spojeným se změnami zákonného stropu všeobecného zdravotního pojištění, popsány v Tabulce 3. Aby vychýlení neoslabovala výsledné odhady, do modelu ve všech specifikacích zahrnujeme pro tato čtvrtletí dummy proměnné. Abychom zohlednili případnou variabilitu v dynamice mezi čtvrtletími, využíváme rovněž sezónních dummy proměnných.

Základní specifikace modelu pro výběr pojistného za zaměstnance využívá odhadu pomocí metody nejmenších čtverců (Ordinary Least Squares, OLS).

$$\Delta \log(\text{POJ_ZAM}_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \log(\text{OM}_t) + \delta_s Q_s + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde α_0 , α_1 označují parametry modelu, $\Delta(\bullet)$ značí meziroční diferenci dané proměnné, POJ_ZAM_t je vybrané pojistné za zaměstnance v čase t , OM_t je objem mezd a platů v čase t , Q_s představuje sezónní dummy proměnnou s parametry δ_s , a ε_t značí náhodnou složku.

Na základě Johansenova kointegračního testu byla potvrzena kointegrace prvního řádu mezi vybraným pojistným za zaměstnance a objemem mezd a platů. Meziroční diference v modelu (1) nezajišťují jednoznačně stacionaritu časových řad, byť záleží na zvoleném testu. Proto je uvažován rovněž model korekce chyby (Error Correction Model, ECM)

$$\Delta \log(\text{POJ_ZAM}_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \log(\text{OM}_t) + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \delta_s Q_s + \varepsilon_t \quad (2)$$

kde \hat{u}_{t-1} jsou residua v čase $t-1$ získaná z regresního modelu

$$\log(\text{POJ_ZAM}_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{OM}_t) + u_t \quad (3)$$

Jako alternativní způsob vypořádání se s kointegrací byly testovány rovněž odhadové metody DOLS (Dynamic OLS), resp. FMOLS (Fully Modified OLS). DOLS zahrnuje dlouhodobý vztah mezi proměnnými přidáním zpožděných a budoucích hodnot objemu mezd a platů, FMOLS na základě dlouhodobých vazeb upravuje kovarianční matici pro odhad regresních koeficientů. Přestože časová řada pojistného za zaměstnance vykazuje spíše stochastický trend, odhadována byla rovněž specifikace se zahrnutím lineárního trendu do rovnice (3), který model statisticky vylepšuje. V Tabulce 4 jsou uvedeny výsledky pro vybrané varianty modelů a metod odhadů.

Vzhledem k vyšší volatilitě v prvním období vzorku⁵ (viz Obrázek 1) bylo uvažováno u uvedených modelů rovněž zkrácení odhadového období na posledních 10, respektive 5 let. V obou případech ale příslušné *in-sample* predikce vykazovaly znatelně vyšší průměr odmocninových středních čtvercových chyb (RMSE). V Tabulce 4 proto uvádíme jen výsledky pro celé období. Kromě referenčního AR(1) procesu byla testována i varianta navázání výběru pojistného za zaměstnance zcela na vývoj objemu mezd a platů, tedy že se budou obě proměnné vyvíjet zcela shodně.

Tabulka 4: Výsledky modelu pro výběr pojistného za zaměstnance

Výběr pojistného	OLS	DOLS	FMOLS	ECM c	ECM d	OM	naivní AR(1)
Konstanta	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	0,00 (0,00)	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)		0,03 *** (0,01)
Objem mezd a platů	0,95 *** (0,08)	0,92 *** (0,09)	0,98 *** (0,05)	1,02 *** (0,08)	0,95 *** (0,07)	1,00	
AR(1)							0,50 *** (0,11)
Korekce chyby				-0,48 *** (0,12)	-0,55 *** (0,10)		
Počet pozorování	70	66	69	70	70		69
Adj. R-squared	0,80	0,80	0,80	0,84	0,86		0,23
AIC	-4,78			-4,99	-5,13		-3,50
Průměrná RMSE	0,30	0,35	0,29	1,12	0,50	0,34	1,30

Pozn.: V závorkách jsou uvedeny standardní chyby odhadu. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. OLS – rovnice (1), všechny modely obsahují sezónní dummy proměnné, které ovšem vykazují hodnoty blízké nule, v tabulce jsou proto vynechány; ECM označuje model korekce chyby, varianta c je bez trendu a varianta d s lineárním trendem v kointegrační rovnici (označení c a d odpovídají standardnímu značení specifikace ECM); ve sloupci OM je uveden neregresní model pro přímé navázání na vývoj objemu mezd a platů; AR je referenční AR(1) proces. Pro hodnocení modelů využíváme korigovaného koeficientu determinace (Adj. R-squared), Akaikeho informačního kritéria (AIC) a průměru odmocninových středních čtvercových chyb (RMSE) za dvouleté (*in-sample*) předpovědi pro poslední 4 roky.

Zdroj: Výpočty MF ČR.

Dle průměrných RMSE má nejnižší predikční chybu i přes zmiňovanou volatilitu v prvních letech odhad pro celý vzorek. Odhady OLS, DOLS a FMOLS se příliš neliší, přesto má FMOLS nepatrně nižší RMSE a navíc se vypořádává s nestacionaritou meziročně diferencovaných logaritmičtě transformovaných dat. Jen o málo větší chybovost vykazuje neregresní model pro přímé navázání na vývoj objemu mezd a platů, zejména ve střednědobém horizontu. Z toho důvodu uvažujeme jako výsledný model kombinaci modelu FMOLS, který počítá i s mezičtvrtletní variabilitou, pro první dva predikční roky a prostého navázání na objem mezd a platů pro následující roky výhledu.

$$\Delta \log(POJ_{ZAM_t}) = \begin{cases} \gamma_0 + \gamma_1 \Delta \log(OM_t) + \delta_s Q_s + \varepsilon_t & t \in [1, T - 12] \\ \left(\frac{T-t}{4} - 2\right) \cdot (\gamma_0 + \gamma_1 \Delta \log(OM_t) + \delta_s Q_s + \varepsilon_t) + \left(3 - \frac{T-t}{4}\right) \cdot \Delta \log(OM_t) & t \in [T - 11, T - 8] \\ \Delta \log(OM_t) & t \in [T - 7, T] \end{cases} \quad (4)$$

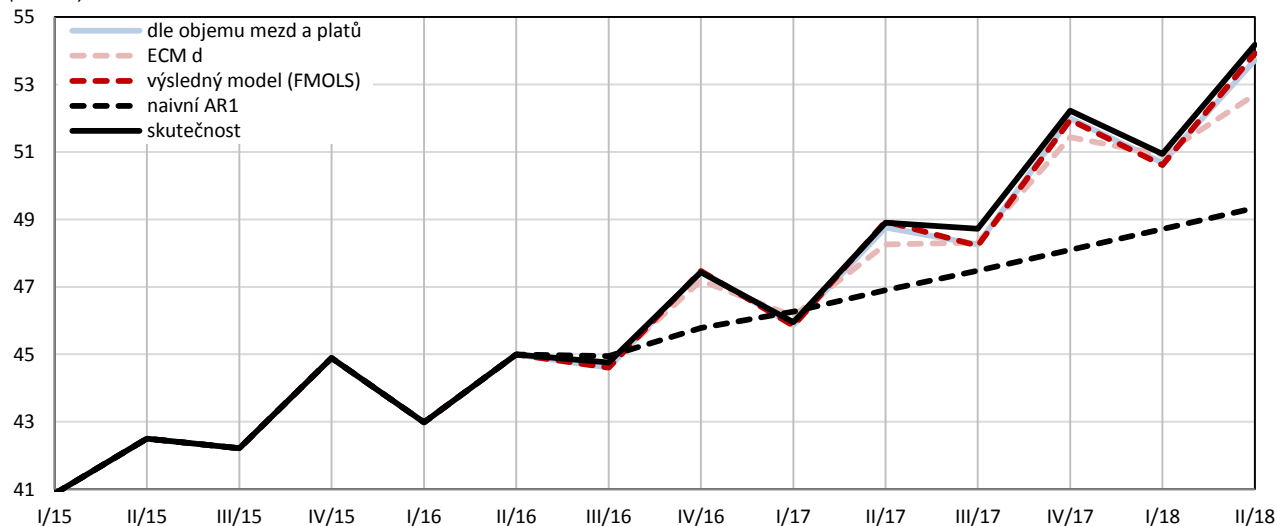
kde γ_0 , γ_1 označují parametry modelu vypočtené metodou FMOLS. Liší se tedy od odhadů α_0 , α_1 spočtených základní metodou OLS. $\Delta(\bullet)$ značí meziroční diferenci dané proměnné, POJ_{ZAM_t} je vybrané pojistné za zaměstnance, OM_t je objem mezd a platů, Q_s představuje sezónní dummy proměnnou, ε_t náhodnou složku a T značí horizont výhledu v počtu čtvrtletí. Pro poslední dva roky jsou růsty pojistného přímo navázány na růst objemu mezd a platů. V předcházejících čtyřech čtvrtletích se míra růstu pojistného za zaměstnance lineárně přibližuje k míře růstu objemu mezd a platů.

Takto vytvořený výsledný model, který se ve střednědobém výhledu ztotožní s růstem objemu mezd a platů, snižuje průměrnou RMSE v deseti posledních predikcích nepatrně na 0,287. Na Obrázku 2 je ukázán tento výsledný model, nikoli samotný FMOLS (rozdíl by v tomto měřítku nebyl patrný).

⁵ Testováno pomocí Goldfeld-Quandtova testu s časovým dělením dat do roku 2006 a nad 2007.

Obrázek 2: Porovnání skutečných a predikovaných hodnot pojistného za zaměstnance

(mld. Kč)



Pozn.: Výsledný model představuje kombinaci FMOLS a modelu dle objemu mezd a platů.

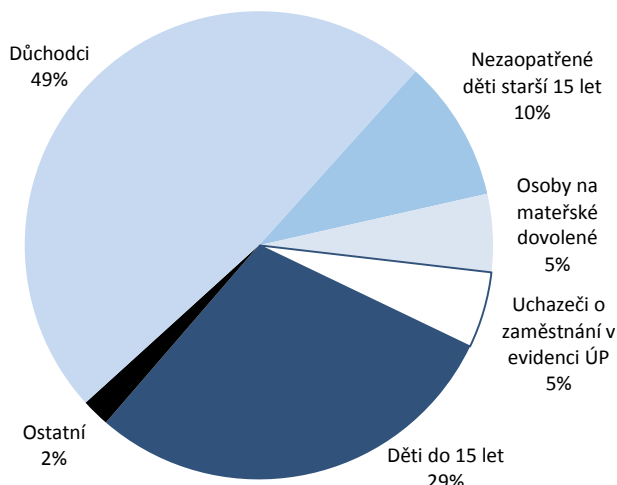
Zdroj: Výroční zprávy zdravotních pojišťoven. Výpočty MF ČR.

3 Státní pojištěnec

Okruh osob, za které je plátcem pojistného stát, tj. státních pojištěnců, je vymezen v §7 odst. 1 zákona o veřejném zdravotním pojištění. Ze struktury státních pojištěnců (Obrázek 3) je zřejmé, že rozhodující vliv na jejich počet mají důchodci, nezaopatřené děti před a po ukončení povinné školní docházky a počet nezaměstnaných osob. Výši pojistného pak ovlivňuje především vyměřovací základ pro pojistné za státního pojištěnce stanovený dle §3c zákona o pojistném na veřejné zdravotní pojištění a v příslušných nařízeních vlády.

Obrázek 3: Struktura státních pojištěnců v roce 2017

(v % celkového počtu státních pojištěnců)

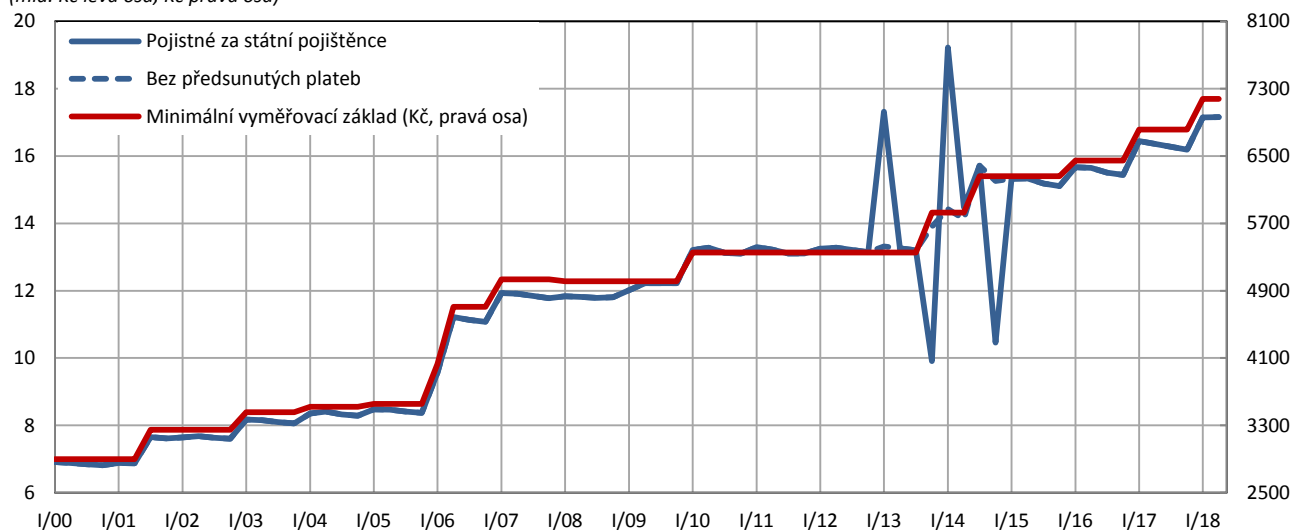


Zdroj: MF ČR.

V Obrázku 4 je naznačená těsná souvislost mezi minimálním vyměřovacím základem a vybraným pojistným za státního pojištěnce. Dva výrazné výkyvy mezi prvním a posledním čtvrtletím v letech 2013 a 2014 jsou tzv. předsunuté platby, v zásadě bezúročně půjčky ze státního rozpočtu zdravotním pojišťovnám za účelem krátkodobé stabilizace jejich hospodaření.⁶

Obrázek 4: Výběr pojistného za státního pojištěnce a minimální vyměřovací základ

(mld. Kč levá osa, Kč pravá osa)



Zdroj: Výroční zprávy zdravotních pojišťoven; zákon č. 592/1992 Sb. a příslušná nařízení vlády. Úprava MF ČR.

⁶ V prvním čtvrtletí 2013 byla poskytnuta předsunutá platba ve výši 4 mld. Kč, splacena byla ve čtvrtém čtvrtletí 2013. V prvním čtvrtletí 2014 byla poskytnuta druhá předsunutá platba ve výši 4,8 mld. Kč, splacena byla ve čtvrtém čtvrtletí 2014.

Základní specifikace modelu je proto následující

$$\Delta \log(POJ_SP_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \log(VZ_t) + \alpha_2 \Delta \log(POP_DUCH_t) + \alpha_3 \Delta \log(NEZAM_t) + \delta_s Q_s + \varepsilon_t \quad (5)$$

kde $\alpha_0, \dots, \alpha_3$ označuje parametry modelu, $\Delta(\bullet)$ značí první diferenci dané proměnné, POJ_SP_t značí pojistné hrazené státem za státního pojištěnce v čase t očištěné o předsunuté platby, VZ_t je vyměřovací základ stanovený příslušným právním předpisem, POP_DUCH_t je počet starobních důchodců v čase t , $NEZAM_t$ značí počet registrovaných nezaměstnaných osob dle statistik Ministerstva práce a sociálních věcí, Q_s je stejně jako v případě zaměstnanců sezónní dummy proměnná s parametry δ_s a ε_t značí náhodnou složku. V alternativních specifikacích byly testovány rovněž počty dětí a počty studentů, nepřinesly však žádnou vysvětlující informaci.

Model (5) ovšem obsahuje autokorelaci, pro jejíž odstranění je na základě příslušných testů zvolen autoregresní model prvního řádu. V Tabulce 5 jsou obsaženy výsledky těchto dvou specifikací, doplněné o výsledky pro regresi zahrnující pouze vyměřovací základ a také o referenční AR(1) proces.

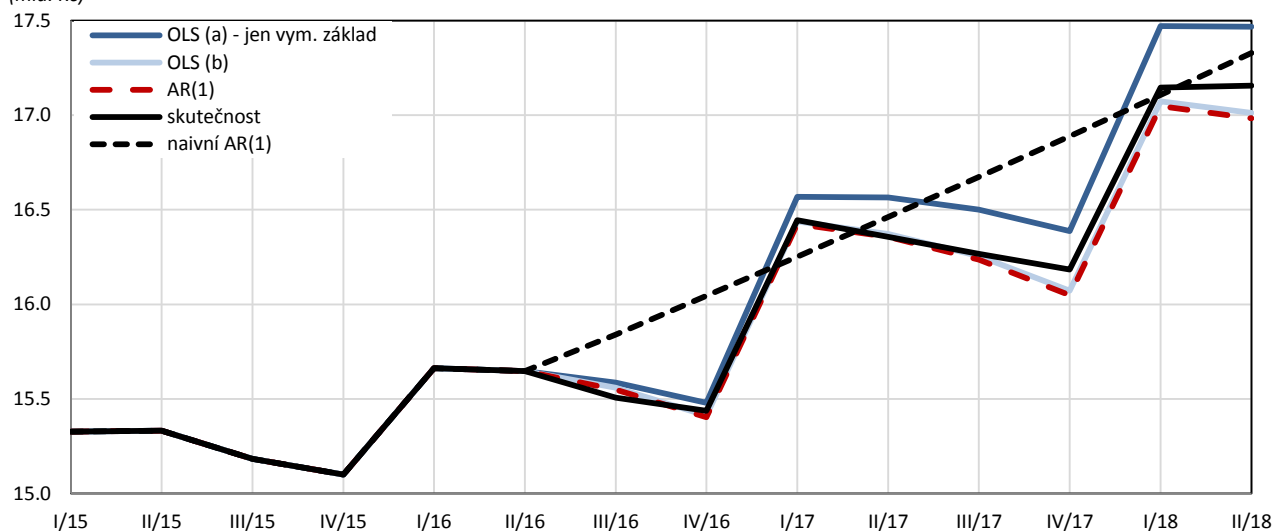
Tabulka 5: Výsledky modelu pro výběr pojistného za státního pojištěnce

Výběr pojistného	OLS (a)	OLS (b)	AR(1)	naivní AR(1)
Konstanta	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 (0,00)	0,01 ** (0,00)
Vyměřovací základ za státního pojištěnce	0,99 *** (0,03)	0,99 *** (0,03)	1,00 *** (0,03)	
Počet starobních důchodců		0,06 (0,15)		
Nezaměstnanost		0,05 ** (0,02)	0,05 *** (0,01)	
AR(1)			-0,63 *** (0,10)	0,02 (0,12)
Počet pozorování	73	73	73	72
Adj. R-squared	0,94	0,94	0,97	-0,01
AIC	-6,61	-6,62	-7,11	-3,80
Průměrná RMSE	0,27	0,21	0,20	0,71

Pozn.: V závorkách jsou uvedeny standardní chyby odhadu. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. OLS (a) – rovnice (5) se zahrnutím pouze vyměřovacího základu jako vysvětlující proměnné; OLS (b) – rovnice (5); AR(1) – rovnice (6) zahrnující AR (1) proces, kde je odhad proveden metodou maximální věrohodnosti (maximum likelihood), nikoli pomocí OLS; AR – referenční AR (1) proces. Všechny modely kromě naivního AR(1) zahrnují rovněž sezónní dummy proměnné, jejichž koeficienty jsou kladné a statisticky významné, ale relativně blízké nule, proto je v tabulce neuvádíme. Zdroj: Výpočty MF ČR.

Obrázek 5: Porovnání skutečných a predikovaných hodnot pojistného za státního pojištěnce

(mld. Kč)



Zdroj: Výroční zprávy zdravotních pojišťoven. Výpočty MF ČR.

Ze srovnání skutečných hodnot s předpověďmi (*in-sample*) dle jednotlivých modelů vyplývá, že model regrese se zahrnutím pouze vyměřovacího základu má tendenci předpověď nadhodnocovat. Zahrnutí nezaměstnanosti (která v posledních letech výrazně klesá) je proto důležité. Vliv zpozděných hodnot vysvětlované proměnné je statisticky

významný. Dle průměru za posledních 16 čtvrtletí má autoregresní model chybovost nižší, efekt zvýšení vyměřovacího základu na platbu pojistného za státního pojištěnce je nejvyšší v prvním čtvrtletí po zvýšení a potom postupně slábne. Do výsledné specifikace proto autoregresní prvek zahrnujeme.

$$\Delta \log(POJ_SP_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \log(VZ_t) + \alpha_2 \Delta \log(NEZAM_t) + \alpha_3 \Delta \log(POJ_SP_{t-1}) + \delta_s Q_s + \varepsilon_t \quad (6)$$

Koeficienty $\alpha_0, \dots, \alpha_3$ a δ_s jsou odhadnuty metodou maximální věrohodnosti.

4 Osoby samostatně výdělečně činné

Dle Tabulky 3 lze uvažovat jako vysvětlující proměnnou pro pojistné za OSVČ minimální vyměřovací základ, stanovený §3a odst. 2 zákona o pojistném na veřejné zdravotní pojištění. Dále lze předpokládat vliv počtu OSVČ a také vliv ekonomické situace v zemi ovlivňující ziskovost, kterou zahrnujeme pomocí nominálního HDP. Nominální HDP volíme proto, že je v nominálních hodnotách vyjádřeno i vysvětlované pojistné a další proměnné.

Zatímco u předchozích skupin plátců pojistného byla zřetelná korelace s některou z vysvětlujících proměnných, v případě OSVČ je situace méně jednoznačná. Vývoj pojistného OSVČ lze zhruba připodobnit vývoji nominálního HDP i minimálního vyměřovacího základu, nicméně je výrazně volatilnější a nevykazuje zřetelný sezónní charakter jako vysvětlující proměnné. Z toho důvodu může být směrodatnější odhad pro vyhlazenou časovou řadu, kdy je použit Hodrickův-Prescottův (HP) filtr, anebo pro roční časové řady (viz dále). Relativně lineární trend časové řady pro výběr pojistného může navíc způsobovat nekonzistenci v případě stacionarizace první diferencí (časová řada pak není invertibilní). Přítomnost autokorelace však odpovídá spíše procesu klouzavého průměru (MA). Všechny tři zmíněné proměnné jsou zároveň kointegrované, je proto rovněž použit model korekce chyby.

Tabulka 6: Výsledky modelu pro výběr pojistného za OSVČ – čtvrtletní data

Výběr pojistného	OLS	MA(1)	ECM c	naivní AR(1)	HP filtr - OLS	HP filtr - ECM
Konstanta	0,05 * (0,03)	0,02 * (0,01)	-0,00 (0,02)	0,02 (0,02)	0,01 *** (0,00)	0,01 *** (0,00)
Minimální vyměřovací základ	-1,83 (1,18)		1,38 (0,97)		0,04 (0,04)	0,23 *** (0,07)
Nominální HDP (v případě HP filtru sezónně očištěný)	-1,31 *** (0,46)	-0,28 (0,52)	-0,06 (0,36)		0,24 *** (0,08)	0,09 *** (0,03)
Počet OSVČ	0,89 (1,35)				0,13 * (0,07)	0,01 (0,07)
AR(1)				-0,48 *** (0,10)		
MA(1)		-0,74 *** (0,14)				
Korekce chyby			-0,96 *** (0,13)			-0,09 *** (0,03)
Počet pozorování	73	72	73	72	73	73
Adj. R-squared	0,08	0,37	0,48	0,22	0,11	0,16
AIC	-0,81	-1,17	-1,38	-1,01	-6,63	-6,67
Průměrná RMSE	0,55	0,27	0,16	0,24	0,22	0,22

Pozn.: V závorkách jsou uvedeny standardní chyby odhadu. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Koeficient determinace a AIC při použití HP filtru nejsou srovnatelné s ostatními, odpovídají vyhlazené časové řadě. Předpovědní chyba RMSE nicméně srovnatelná je.

Zdroj: Výpočty MF ČR.

Jednoduchý odhad pro nevyhlazenou řadu pomocí OLS (Tabulka 6) ukazuje minimální vysvětlující schopnost a výraznou předpovědní chybu. Model korekce chyby sice vykazuje nejlepší vysvětlující schopnost, ale korekční složka je jediná statisticky významná proměnná (koeficient téměř -1 znamená, že výběr pojistného přesně reaguje na odchylku v předchozím roce od hodnoty odpovídající dle (8) počtu OSVČ a čtvrtletnímu HDP). Vzhledem k výrazné a těžko predikovatelné nestabilitě této složky pojistného na veřejné zdravotní pojištění se jeví jako smysluplnější předpovídat vyhlazenou hodnotu, tedy nehledě na krátkodobé odchylky. Ta ovšem není stacionární ani v logaritmické diferencii. Je nicméně kointegrovaná se sezónně očištěným nominálním HDP, nejvhodněji proto vychází opět model korekce chyby (ECM).

$$\Delta \log[HP(POJ_OSVC_t)] = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \log(MVZ_t) + \alpha_2 \Delta \log(HDP_SA_t) + \alpha_3 \Delta \log(OSVC_t) + \alpha_4 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

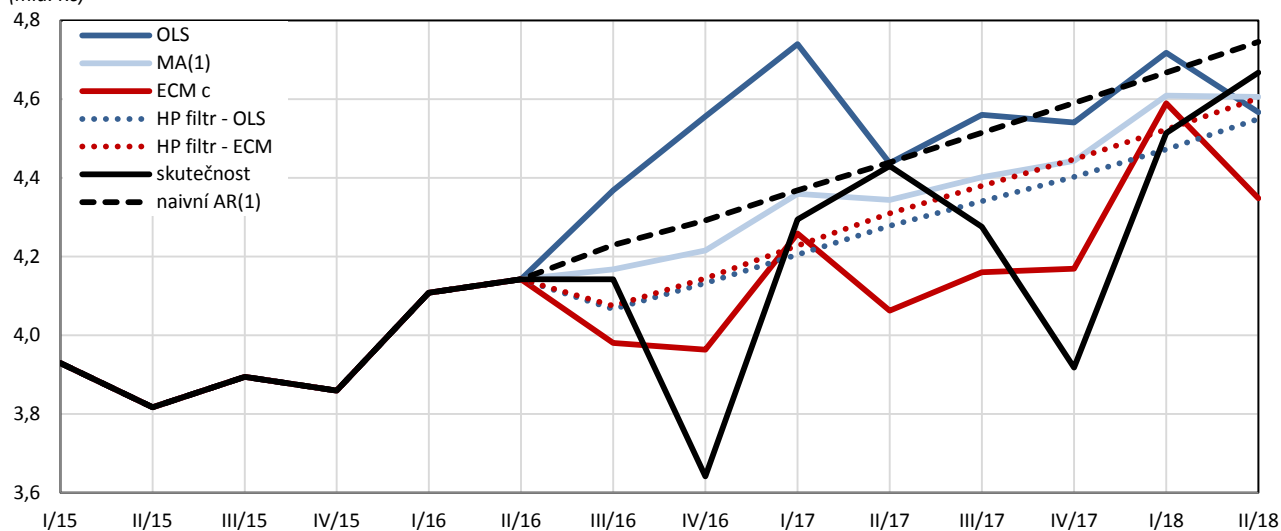
kde $HP(\bullet)$ značí využití Hodrickova-Prescottova filtru ($\lambda=100$), $\alpha_0, \dots, \alpha_4$ jsou parametry modelu, $\Delta(\bullet)$ první diference dané proměnné, POJ_OSVC_t značí vybrané pojistné od OSVČ v čase t , MVZ_t značí minimální vyměřovací základ pro platbu pojistného OSVČ v čase t , HDP_SA_t značí sezónně očištěný nominální HDP v čase t , $OSVC_t$ představuje počet evidovaných OSVČ, ε_t je náhodná složka a \hat{u}_t jsou rezidua získaná z regresního modelu

$$\log(POJ_OSVC_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(MVZ_t) + \beta_2 \log(HDP_SA_t) + \beta_3 \log(OSVC_t) + u_t \quad (8)$$

Model (7) vykazuje o něco větší chybovost (viz poslední sloupec Tabulky 6), než model korekce chyby pro nevyhlazenou řadu.

Obrázek 6: Porovnání skutečných a predikovaných hodnot pojistného za OSVČ – čtvrtletní data

(mld. Kč)



Zdroj: Výroční zprávy zdravotních pojišťoven. Výpočty MF ČR.

Ze stejného důvodu, jako jsme použili vyhlazení pomocí HP filtru, využíváme i odhadu pro roční data. Podstatným výstupem jsou v každém případě predikce pro jednotlivé roky a nedaří-li se nalézt ve čtvrtletních datech vysvětlení pro mezičtvrtletní variabilitu, mohou být výstupy z ročních dat nakonec přesnější. Specifikace zachováváme stejné jako u čtvrtletních dat. I v tomto případě je přítomna složka klouzavých průměrů prvního řádu a kointegrace mezi proměnnými.

Tabulka 7: Výsledky modelu pro výběr pojistného za OSVČ – roční data

Výběr pojistného	OLS	MA(1)	ECM c	naivní AR(1)	čtvrťl. ECM	čtvrťl. HP ECM
Konstanta	-0,03 (0,03)		-0,01 (0,01)	0,05 ** (0,02)	-0,00 (0,02)	0,01 *** (0,00)
Minimální vyměřovací základ	0,53 (0,49)		0,18 (0,24)		1,38 (0,97)	0,23 *** (0,07)
Nominální HDP	1,15 ** (0,44)	1,00 *** (0,18)	1,28 *** (0,22)		-0,06 (0,36)	0,09 *** (0,03)
Počet OSVČ	0,69 (0,49)	1,08 ** (0,49)	0,68 ** (0,24)			0,01 (0,07)
AR(1)				0,06 (0,23)		
MA(1)		-0,59 (0,41)				
Korekce chyby			-1,18 *** (0,18)		-0,96 *** (0,13)	-0,09 *** (0,03)
Počet pozorování	17	17	17	16	73	73
Adj. R-squared	0,33	0,42	0,83	-0,01	0,48	0,16
AIC	-2,88	-3,00	-4,26	-2,70	-1,38	-6,67
Průměrná RMSE	0,46	0,54	0,70	0,43	0,38	0,64

Pozn.: V závorkách jsou uvedeny standardní chyby odhadu. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Dva modely založené na čtvrtletních datech pro srovnání v pravé části tabulky se shodují s příslušnými modely z Tabulky 6, pouze RMSE je jiné, neboť je spočteno na základě ročních hodnot pro srovnatelnost s RMSE modelů na ročních datech.

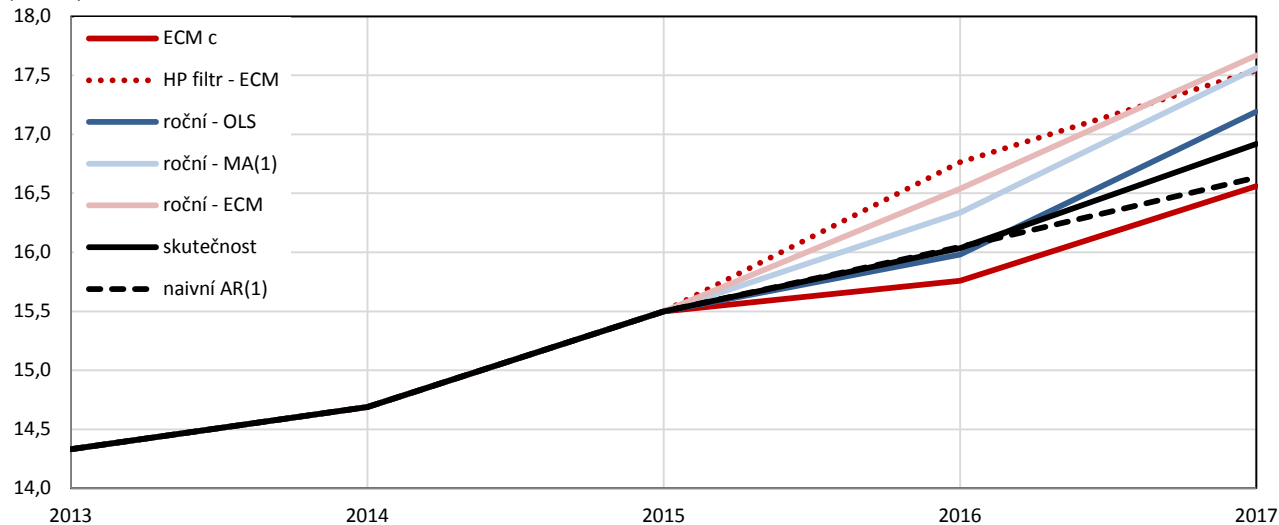
Zdroj: Výpočty MF ČR.

Roční časové řady jsou pochopitelně výrazně kratší, což je nevýhoda modelů založených na ročních datech, zejména v případě ECM. Z Tabulky 7 vyplývá robustní závislost na výši nominálního HDP. Co se týče předpovědní chyby, nejlépe vychází kupodivu naivní AR(1) model, přičemž autoregresní složka vychází statisticky nesignifikantně. Navrhovaný model by tedy znamenal v podstatě jen předpoklad konstantního růstu pojistného za OSVČ na úrovni 5 % ročně. Ve

srovnání s výsledky pro čtvrtletní data ovšem vychází nejlépe čtvrtletní model korekce chyby, a to i v predikční schopnosti. Jako výsledný model proto volíme model ECM pro nevyhlazenou čtvrtletní řadu (červeně v Obrázku 6 a 7).

Obrázek 7: Porovnání skutečných a predikovaných hodnot pojistného za OSVČ – roční data

(mld. Kč)



Zdroj: Výroční zprávy zdravotních pojišťoven. Výpočty MF ČR.

5 Osoby bez zdanitelných příjmů

Pojistné za OBZP je dle §3b zákona o pojistném na veřejné zdravotní pojištění stanoveno procentní sazbou z minimální mzdy. Základní model pro predikci pojistného vybraného od OBZP má proto následující podobu:

$$\Delta \log(POJ_OBZP_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \log(MIN_MZDA_t) + \varepsilon_t \quad (9)$$

POJ_OBZP_t je pojistné vybrané od OBZP a MIN_MZDA_t představuje minimální mzdu (na níž je výše pojistného převážně závislá). Takový model obsahuje navíc autokorelaci odpovídající procesu klouzavých průměrů prvního řádu MA(1). Zahrnutí složky klouzavých průměrů nicméně nezvyšuje předpovědní schopnost modelu. Vzhledem k povaze časové řady výběru pojistného od osob bez zdanitelných příjmů je ovšem možné uvažovat model bez logaritmu. Logaritmická transformace totiž v tomto případě paradoxně zvyšuje variabilitu. V Tabulce 8 jsou shrnuty výsledky těchto specifikací včetně srovnání s referenčním AR(1) procesem.

Tabulka 8: Výsledky modelu pro výběr pojistného za OBZP

Výběr pojistného	OLS	MA(1)	naivní AR(1)	MA(1) bez log
Konstanta	0,04 (0,06)	0,04 (0,03)	0,06 (0,05)	9,78 (6,88)
Minimální mzda	0,26 (1,50)	0,30 (1,73)		0,03 (0,07)
AR(1)			-0,42 *** (0,11)	
MA(1)		-0,59 *** (0,10)		-0,80 *** (0,15)
Počet pozorování	73	73	72	73
Adj. R-squared	-0,02	0,23	0,17	0,35
AIC	1,21	0,96	1,03	12,87
Průměrná RMSE	0,16	0,19	0,16	0,10

Pozn.: V závorkách jsou uvedeny standardní chyby odhadu. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

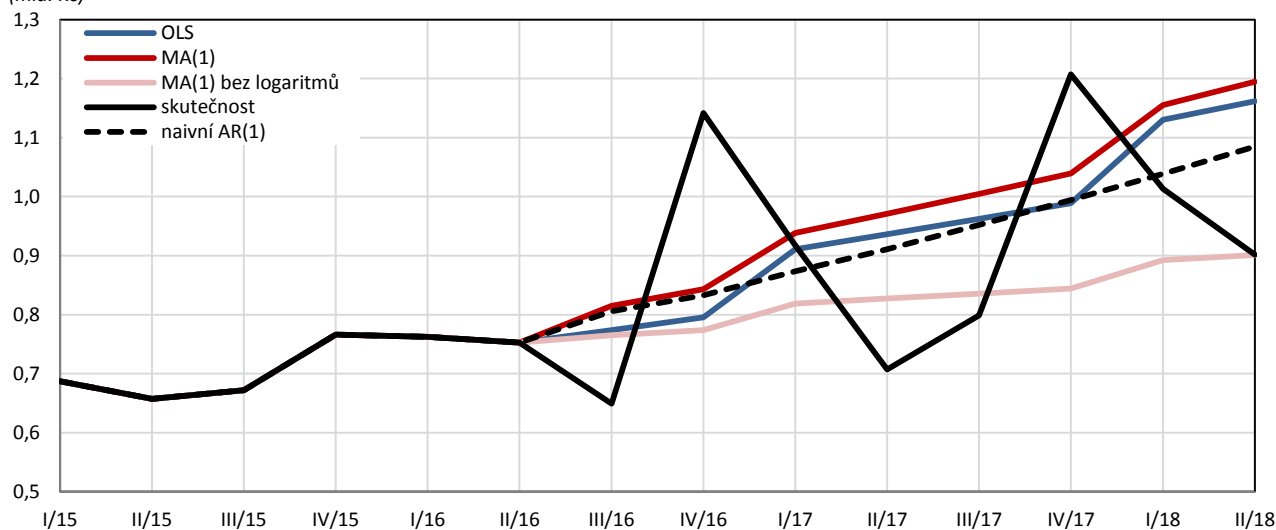
Zdroj: Výpočty MF ČR.

Minimální mzda nevysvětluje nic z vývoje výběru pojistného za OBZP. Časová řada je nicméně autokorelovaná, dle autokorelační funkce odpovídá (alespoň v případě bez logaritmů) procesu MA(1). Tento model má zároveň nejlepší predikční schopnost. Výsledný model je tedy proces MA(1) bez logaritmické transformace:

$$\Delta(POJ_OBZP_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta(MIN_MZDA_t) + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \quad (10)$$

Obrázek 8: Porovnání skutečných a predikovaných hodnot pojistného za OBZP

(mld. Kč)



Zdroj: Výroční zprávy zdravotních pojišťoven. Výpočty MF ČR.

Závěr

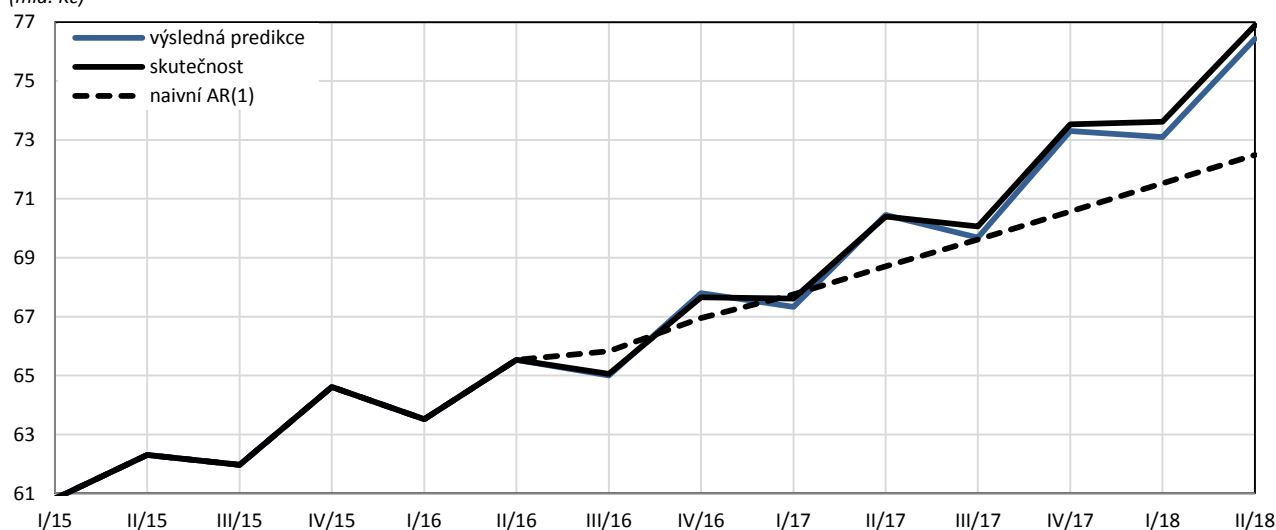
Celková výše pojistného je téměř výlučně tvořena součtem pojistného za jednotlivé plátce. Stejný kompozitní přístup proto volíme při tvorbě predikce příjmů z veřejného zdravotního pojištění, tedy agregát dílčích predikcí pro jednotlivé plátce. Zdaleka největší část přitom tvoří pojistné za zaměstnance. Z cca 282 mld. Kč vybraného pojistného v roce 2017 pochází cca 70 % od zaměstnanců, 23 % od státních pojištěnců a pouhých 6 % a 1 % od osob samostatně výdělečně činných, resp. osob bez zdanitelného plnění. Tyto proporce jsou relativně stabilní i v delším časovém horizontu.

Pro rekapitulaci – pojistné za zaměstnance je predikováno pomocí modelu (4) FMOLS (OLS s korekcí chyby vyplývající z kointegračního vztahu), státní pojištěnce predikuje AR(1) dle modelu (6), příjmy od OSVČ nejlépe odpovídají modelu korekce chyby a nakonec OBZP je predikováno pomocí modelu (10), tj. MA(1) bez logaritmické transformace.

V Obrázku 9 lze srovnat výslednou *in-sample* predikci s hodnotami pro součet naivních AR(1) predikcí. Ačkoli výsledná predikce MF ČR vykazuje o poznání nižší střední odmocninovou chybu, i naivní AR(1) model nabízí, po určitou dobu, relativně smysluplné výsledky. Je to ovšem v tomto případě způsobeno spíše shodou náhod, jelikož podhodnocení příjmů za zaměstnance je kompenzováno výrazným nadhodnocením příjmů za státního pojištěnce.

Obrázek 9: Porovnání skutečných a predikovaných hodnot celkového pojistného

(mld. Kč)



Zdroj: Výroční zprávy zdravotních pojišťoven. Výpočty MF ČR.

Přehled literatury a použitých zdrojů

ČSÚ (2018a): Výsledky zdravotnických účtů ČR – 2010 až 2016. Praha, Český statistický úřad, 7. 6. 2018 [cit. 19. 6. 2018], <<https://www.czso.cz/csu/czso/vysledky-zdravotnickych-uctu-cr>>.

ČSÚ (2018b): Hrubý domácí produkt – časové řady ukazatelů čtvrtletních účtů. Praha, Český statistický úřad, 31. 8. 2018 [cit. 10. 9. 2018], <https://www.czso.cz/csu/czso/hdp_cr>.

MF ČR (2018): *Makroekonomická predikce České republiky*, červenec 2018. Ministerstvo financí ČR, 31. července 2018 [cit. 31. 7. 2018], <https://www.mfcr.cz/assets/cs/media/Makro-ekonomicka-predikce_2018-Q3_Makroekonomicka-predikce-cervenec-2018.pdf>.

OECD, Eurostat and WHO (2017): *A System of Health Accounts 2011: Revised edition*, OECD Publishing, Paris. [cit. 19. 6. 2018], <<http://dx.doi.org/10.1787/9789264270985-en>>.

Zákon č. 551/1991 Sb., o Všeobecné zdravotní pojišťovně České republiky, ve znění pozdějších předpisů.

Zákon č. 280/1992 Sb., o resortních, oborových, podnikových a dalších zdravotních pojišťovnách, ve znění pozdějších předpisů.

Zákon č. 592/1992 Sb., o pojistném na veřejné zdravotní pojištění, ve znění pozdějších předpisů.

Zákon č. 48/1997 Sb., o veřejném zdravotním pojištění, ve znění pozdějších předpisů.

Zákon č. 23/2017 Sb., o pravidlech rozpočtové odpovědnosti.



5 860 75 960 7 01

Ministerstvo financí České republiky

Letenská 15
118 10 Praha 1

<http://www.mfcr.cz>