

# Analýza vlivu makroekonomických veličin na předepsané pojistné u životního pojištění v České republice, Německu a Spojených státech amerických

Tomáš Kábrt\*

## Abstrakt:

Článek se zabývá analýzou vlivu makroekonomických veličin (HDP na obyvatele, míra nezaměstnanosti a krátkodobá úroková sazba na mezibankovním trhu) na předepsané pojistné u životního pojištění v České republice, Německu a Spojených státech amerických. Teoretická část se věnuje obecné charakteristice pojistného trhu, životního pojištění a jeho významu v České republice. V empirické části je zkoumán vliv faktorů na předepsané pojistné, pomocí ekonometrických modelů, založených na časových řadách. Bylo využito modelu, pracujícího se zpožděnými vysvětlujícími proměnnými (ADL), pomocí něhož byly zkoumány krátkodobé vztahy mezi časovými řadami a modelu korekce chyb (ECM), který zkoumá dlouhodobé vztahy mezi časovými řadami. Bylo zjištěno, že míra nezaměstnanosti ovlivňuje předepsané pojistné negativně, ve všech zkoumaných ekonomikách, kromě Německa, kde je její vliv pozitivní. Krátkodobá úroková sazba měla pozitivní vliv na předepsané pojistné v Německu a ve Spojených státech amerických a negativní vliv v České republice. Vliv HDP na obyvatele na předepsané pojistné byl prokázán ve všech zkoumaných zemích jako pozitivní.

**Klíčová slova:** Životní pojištění; Časové řady; Poptávka.

**JEL klasifikace:** G22.

## 1 Úvod

Rozvinutý trh životního pojištění je vizitkou téměř každé vyspělé tržní ekonomiky. V České republice, která se v posledních dvaceti letech transformovala z centrálně plánovaného hospodářství do své současné podoby tržní ekonomiky, však můžeme pozorovat poměrně dynamický vývoj tohoto odvětví. V nynější době se trh životního pojištění v České republice nachází ve fázi útlumu, především z důvodu nedávné ekonomické krize, nízkých úrokových sazeb a nejistého vývoje regulatorních pravidel ze strany České národní banky (Ducháčková a Daňhel, 2010). Výše uvedený stav byl potvrzen i nedávnou studií, provedenou dr. Šindelářem (Šindelář, 2016). Článek přináší teoretickou i empirickou analýzu

---

\* Tomáš Kábrt; katedra bankovníctví a pojišťovnictví, Fakulta financí a účetnictví, Vysoká škola ekonomická v Praze, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3; <xxkabt05@vse.cz>.

Článek je zpracován jako jeden z výstupů výzkumného projektu *Pokročilé metody modelování výnosů a rizik finančních instrumentů*, registrovaného pod evidenčním číslem IGA VŠE F1/23/2015.

poptávky po životním pojištění a zkoumá vliv makroekonomických determinant na hodnotu předepsaného pojistného u životního pojištění. Cílem tohoto článku je analyzovat vliv makroekonomických veličin (HDP na obyvatele, míra nezaměstnanosti a krátkodobá úroková sazba na mezibankovním trhu) na výši předepsaného pojistného u životního pojištění v České republice, Německu a Spojených státech amerických. Teoretická část článku, která obsahuje části 1 a 2, je věnována obecné charakteristice pojistného trhu a jeho ukazatelům a dále rozboru aktuální situace v České republice. Třetí část představuje výčet historických studií, věnujících se analýze poptávky po pojištění a shrnuje dosud objevené poznatky v této oblasti. Empirická čtvrtá část článku potom zkoumá vliv výše uvedených makroekonomických veličin na předepsané pojistné u životního pojištění v České republice, Německu a Spojených státech amerických. Pro účely tohoto výzkumu bylo využito ekonometrických modelů, pracujících s časovými řadami s roční frekvencí. Závěrečná část diskutuje hodnoty naměřených parametrů a vyvozuje z nich příslušná stanoviska a závěry.

## **2 Pojištění, pojistný trh a jeho ukazatele**

Pojistným trhem chápeme místo, kde se střetává nabídka a poptávka po pojistné ochraně. Existence rozvinutého pojistného trhu je jakýmsi ukazatelem vyspělosti dané ekonomiky, kde na nabídkové straně pojistného trhu stojí poskytovatelé pojištění – pojišťovny, a na straně poptávky koncoví klienti, hledající formu pojistné ochrany. Setkáme se zde i se zprostředkovateli pojištění, kterými jsou makléři, agenti a finanční poradci. Pojišťovny na jedné straně inkasují pojistné od svých klientů (jako cenu za pojištění) a na straně druhé vyplácejí pojistné plnění v případě výskytu pojistné události. Dochází tak k časovému nesouladu mezi přijetím a výplatou finančních prostředků. Tyto volné finanční prostředky jsou pojišťovnou alokovány do instrumentů finančního trhu. Předmětem činnosti pojišťovny je přejímání smluvně definovaných rizik svých klientů. Vzhledem ke svému specifickému postavení musí pojišťovny na dvou provázaných úrovních jednak reagovat na nahodilost, která představuje hlavní složku pojišťovacího byznysu a dále rozhodovat o alokaci volných finančních prostředků, plynoucích z časového nesouladu mezi přijetím pojistného a výplatou pojistného plnění. Integraci těchto dvou oblastí se zabývá metoda Asset Liability Management (Ducháčková a Daňhel, 2010).

Komerční pojištění má v ekonomice několik významů, jako například stabilizaci ekonomické úrovně obyvatelstva, uplatnění odpovědnosti ekonomických subjektů za svou finanční i sociální situaci a dále také makroekonomický význam v souvislosti s tvorbou a investováním technických rezerv na finančním trhu. Mezi instituce, vystupující na pojistném trhu, řadíme pojišťovny a zajišťovny, pojišťovací zprostředkovatele, asociace pojišťoven, instituce zabývající se dohledem (v případě

ČR je to ČNB), finanční instituce zabývající se pojištěním vedle pojišťoven a poradenské a ostatní firmy v oblasti pojišťovnictví (Ducháčková, 2005).

Pokud budeme chtít ohodnotit úroveň pojistného trhu v dané zemi, či porovnávat jednotlivé země mezi sebou, využijeme k tomu konkrétní ukazatele pojistného trhu. Nejsledovanějším z nich je tzv. předepsané pojistné, představující výčet všech položek pojistného, které v daném období pojišťovna svým klientům předepsala k úhradě (Ducháčková a Daňhel, 2010). Představuje tedy pro pojišťovnu výnos, ze kterého je počítán základ daně z příjmu. Od ukazatele předepsaného pojistného je odvozena řada dalších. Sledována je meziroční změna předepsaného pojistného, nebo podíl předepsaného pojistného u životního pojištění a neživotního pojištění na celkovém předepsaném pojistném. Mezi ukazatele, které se využívají pro mezinárodní srovnání (tzv. úrovněvé ukazatele), patří pojištěnost a průměrné pojistné na jednoho obyvatele. Pojištěnost představuje úroveň pojistného trhu a je dána poměrem mezi předepsaným pojistným a hrubým domácím produktem v běžných cenách. S rostoucí hodnotou tohoto ukazatele roste význam pojistného trhu v dané zemi (IE, 2014).

### 3 Životní pojištění

Komerční pojištění se dělí na životní (kryje riziko úmrtí a dožití) a neživotní (pokrývající celou škálu existujících rizik neživotního charakteru). Původním posláním životního pojištění bylo zabezpečení rodiny v případě úmrtí hlavního živitele. Toto pojištění bylo dříve koncipované jako tzv. „pohřební“, jehož hlavním účelem bylo pokrytí nákladů, souvisejících s pohřbem pojištěného v případě jeho úmrtí a podpora pro pozůstalé. Současná úprava životního pojištění se však od té původní výrazně odlišuje. Sjednáním současného životního pojištění, může dnes jednotlivec zabezpečit svou rodinu, v případě nepříznivé události (úmrtí, invalidita apod.), ale může si také vytvořit finanční rezervu, v případě dožití předem stanoveného věku. Rostoucí životní úroveň a nákladnější životní styl oproti minulosti, dnes kladou na životní pojištění nové požadavky, převážně ve výši minimálního zabezpečení.

Životní pojištění oproti minulosti řeší také problematiku financování postaktivní části života pojištěného, kdy je žádoucí, aby nebyla snížena jeho životní úroveň. Přestože bylo výše uvedeno, že pojištění je ochranou proti realizaci rizika, je v tomto bodu nutné zdůraznit, že pojištění na dožití se sjednaného věku žádné riziko neobsahuje. Riziko smrti je jev jistý, přičemž nejistý je pouze moment realizace a událost „dožití se stanoveného věku“ je standardně navázaná na období konce pracovní aktivity. Z těchto důvodů se životní pojištění stává optimální variantou pro tvorbu „vlastních sociálních jistot“ (Ducháčková a Daňhel, 2010).

Česká republika, stejně jako většina evropských zemí, řeší v současné době problém, týkající se stárnutí populace a poklesu porodnosti. Následkem těchto jevů je vyšší zátěž na sociální systém, který v současné době funguje na průběžném

principu „pay as you go“ (Musílek, 2011). Komerční životní pojištění se v tomto případě nabízí jako jedna z alternativ pro odlehčení nákladnému a méně efektivnímu sociálnímu systému, založenému na mezigeneračním altruismu (Friedman a Friedman, 1993).

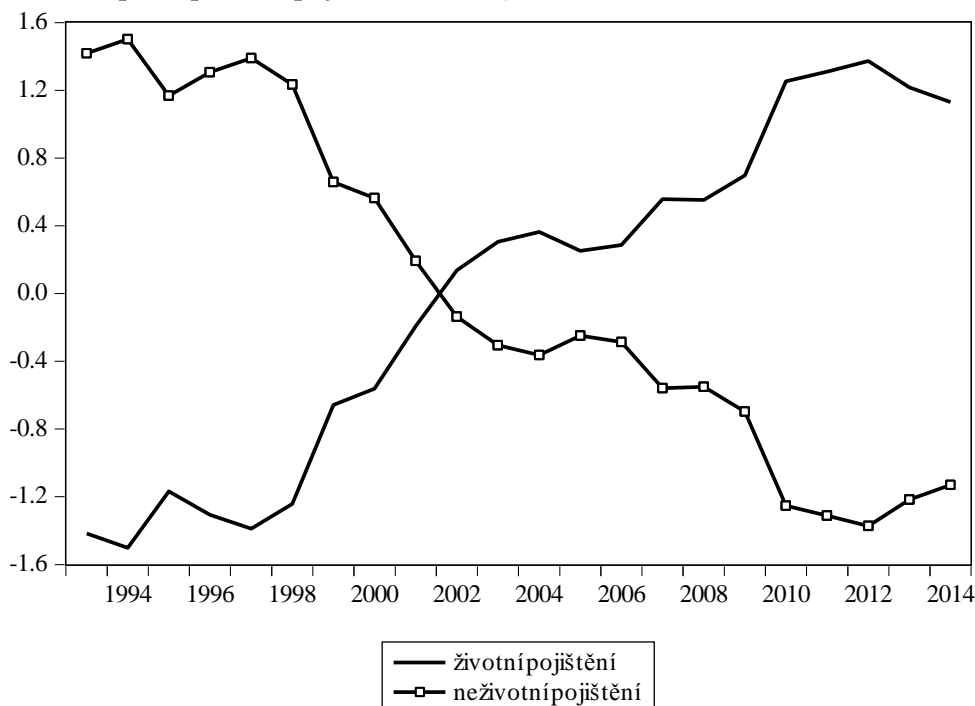
Ve své tradiční podstatě garantuje klasické životní pojištění určitý minimální výnos, který představuje technická úroková míra. Skutečný výnos může být však i vyšší, ale záleží na tom, jak se pojišťovná provede volné finanční prostředky zhodnotit na finančním trhu. Z toho plyne, že životní pojištění je atraktivní převážně ve stabilních vyspělých ekonomikách. Dobře fungující pojistný trh má pozitivní vliv na celkovou ekonomickou rovnováhu (Ducháčková a Daňhel, 2010).

V druhé polovině minulého století došlo v oblasti životního pojištění k výrazným změnám. V rámci konkurenčních bojů mezi finančními institucemi o nové klienty vzniklo na poli životního pojištění několik nových produktů. Prvním takto vzniklým produktem bylo tzv. univerzální životní pojištění, které umožňovalo flexibilní úpravu pojistného vzhledem k jeho aktuální finanční situaci. Tato změna odstartovala masovou produktovou inovaci v oblasti novodobého životního pojištění, jako investičního instrumentu. Dalším, z nově vzniklých produktů, je investiční životní pojištění, které kombinuje klasické pojištění s investováním na kapitálovém trhu. Jedná se o poměrně kontroverzní produkt, jelikož v sobě snoubí na jedné straně ochranu v případě smrti resp. dožití a na druhé straně investici na finančním trhu a s ní spojená rizika. Výnosy z investovaných prostředků nejsou v tomto případě garantovány (oproti kapitálovému životnímu pojištění, kde je minimální hranice výnosu určená technickou úrokovou mírou). Vzhledem k poměrně složité konstrukci tohoto pojistně-investičního produktu docházelo mnohdy k asymetrii informací mezi prodejci pojištění a koncovými klienty, kteří při současně nízké výnosnosti kapitálových trhů nedosahovali požadovaného zhodnocení investovaných prostředků.

V České republice není životní pojištění zatím natolik rozšířeno, jako v západní Evropě. Jako hlavní příčinu této situace lze označit nedostatečné pochopení významu životního pojištění, z ekonomického hlediska potom i nestabilní ekonomické klima v 90. letech minulého století. Vývoj životního pojištění byl v novém století zpomalen vlivem finanční a ekonomické krize a propadem technické úrokové míry na neatraktivní úroveň. Finanční krize měla negativní dopad zejména na klienty, kteří si sjednali investiční životní pojištění ještě před propadem finančních trhů v roce 2008, kdy jejich aktiva během této doby klesla na polovinu původní hodnoty. Neméně důležité je pro vývoj životního pojištění také vhodné daňové prostředí, které by občany stimulovalo k tvorbě finanční rezervy. V České republice je současná situace taková, že daňové úlevy pokrývají přibližně polovinu pojistné potřeby pojištěného ve věku, kdy se lidé o zabezpečení ve stáří začínají zajímat nejvíce (Ducháčková a Daňhel, 2010). V České republice lze pozorovat relativní nárůst významu životního pojištění ve vztahu k pojištění neživotnímu.

Z obrázku 1 je patrné, že poměr předepsaného pojistného u životního pojištění k celkovému předepsanému pojistnému<sup>1</sup> od počátku sledovaného období (1993) roste. V roce 2001 tvoří obě „složky“ stejnou část z celkového předepsaného pojistného a od této doby do konce sledovaného období (2014) již dominuje životní pojištění. Význam životního pojištění se v posledních letech zvýšil zejména vlivem stárnutím populace. Od původního záměru, krytí rizika úmrtí, se v dnešní době dostává do popředí zájem veřejnosti o tvorbu úspor, které by měly financovat období jejich postaktivního věku. Vlivem transformace ekonomiky z centrálně plánované na tržní a postupným stárnutím populace, dochází často i k reformám systému důchodového zabezpečení z průběžného státního systému, známého jako „pay as you go“, na systém kapitálového financování, ve kterém jsou úspory jednotlivce investovány do aktiv na kapitálovém trhu (Musílek, 2011). Životní pojištění se tak stává dobrovolnou složkou důchodového zabezpečení.

**Obr 1: Vývoj podílu životního a neživotního pojištění na celkovém předepsaném pojistném v ČR (1993–2014)<sup>2</sup>**



Zdroj: OECD: Insurance Statistics a vlastní výpočty v programu EViews.

<sup>1</sup> Za životní i neživotní pojištění.

<sup>2</sup> Data obsažená ve všech grafech byla znormována na stejnou střední hodnotu a rozptyl.

Oproti odvodům na sociální zabezpečení, které jsou určeny procentem z hrubé mzdy zaměstnance, je životní pojištění mnohem více flexibilní, co se týče frekvence a způsobu placení pojistného i výplaty pojistného plnění. Životní pojištění umožňuje jednotlivcům pružně reagovat na jejich aktuální potřeby a finanční situaci (Smrčka a Arltová, 2012). Vlivem rostoucí poptávky po hypotečních úvěrech dnes lidé také využívají životní pojištění jako nástroj zabezpečující splacení nemovitosti v případě úmrtí, nebo pracovní neschopnosti hlavního živitele (Ducháčková and Daňhel, 2010). Ducháčková a Daňhel (2010) dále uvádějí, že nízká výnosnost finančních trhů měla v posledních letech za následek úpadek poptávky po klasickém kapitálovém životním pojištění. Kapitálové životní pojištění (KŽP) garantuje jistou výnosnost v podobě technické úrokové míry, která představuje takové zhodnocení rezervy pojistného životního pojištění, na které má klient smluvní nárok. Maximální výše technické úrokové míry je stanovena vyhláškou (ČNB, 2016). Vlivem poklesu úrokové míry a také snahou finančních institucí, obsloužit klienta komplexně na jednom místě (občas se lze setkat s pojmem „finanční supermarket“ (Musílek, 2011)) vzniká produkt investičního životního pojištění (IŽP). Oproti původnímu KŽP, kde měl jedinec jistotu ohledně návratnosti investovaných prostředků (ČNB, 2016), přináší IŽP mnohem dynamičtější možnosti zhodnocení. Jedinec (v tomto případě se již jedná o investora) si na počátku pojištění stanoví, jaká část pojistného bude alokována do krytí rizik životního pojištění (zpravidla riziko smrti) a do neživotního pojištění<sup>3</sup> a také kolik procent z celkového pojistného bude představovat rezervotvorná složka. Prostředky alokované do rezervotvorné složky jsou investovány přímo na finančním trhu a jejich návratnost již není garantována (jako u KŽP). IŽP tak představuje jakýsi paradox v oblasti životního pojištění, kdy jedna jeho část zodpovídá za krytí rizika smrti a dožití (doplňkově potom i krytí rizik neživotního charakteru) a další jeho část je čistě spekulativního charakteru. Jedinec zde na sebe přebírá tržní riziko, spojené s investováním vlastních peněžních prostředků do aktiv finančního trhu. Vlivem hospodářské krize v letech 2008–2009 došlo k poklesu výnosnosti většiny finančních aktiv a propadu kapitálových trhů. Tato skutečnost měla na trh IŽP zásadní význam a to konkrétně ve změně složení portfolia. Zatímco před finanční krizí bylo IŽP často zaměřováno za spořicí produkt, došlo v současné době k poklesu zájmu veřejnosti o jeho rezervotvornou složku, alokovanou na finančních trzích a její realokace do krytí rizik neživotního charakteru, jakými jsou např. rizika úrazu, invalidity a pracovní neschopnosti.

---

<sup>3</sup> V souvislosti se vznikem finančních supermarketů a snaze přizpůsobit se stále komplexnějším požadavkům klientů jsou v rámci IŽP doplňkově kryta i rizika neživotního charakteru – zpravidla riziko invalidity, trvalých následků úrazu a denního odškodného při pracovní neschopnosti.

#### 4 Historická analýza determinant ovlivňujících poptávku po životním pojištění

V oblasti analýzy determinant ovlivňujících poptávku po pojištění existuje řada výzkumů, z nichž se většina věnovala právě životnímu pojištění. Důvodů je hned několik. Povinnost uzavřít si neživotní pojištění plyne velmi často ze zákona, což může dosah některých determinant velmi zkreslit (Feyen et al., 2011). Empirický výzkum, který v minulosti realizovali Hammond, Campbell a Melander (Hammond et al., 1967) dokazují, že jedním z hlavních smyslů životního pojištění je ochrana závislých osob před finančními ztrátami, které by domácnost postihly v momentu smrti živitele.

Životní pojištění ale také slouží jako instrument pro zabezpečení finančních prostředků na stáří. Jako první odvodil teoretický model poptávky po pojištění (Yaari, 1965), a dále (Hakansson, 1969) a (Fisher, 1973), přičemž zanedlouho na jejich práci navázali (Pissarides, 1980), (Campbell, 1980), (Karni a Zilcha, 1986), (Lewis, 1989) a (Bernheim, 1991). Tyto studie stanovily prvotní teoretický rámec, který interpretoval mechanismus poptávky po životním pojištění. V roce 2002 provedli poměrně důkladnou analýzu Webb a Beck (2002), kteří zkoumali různé determinanty ovlivňující poptávku po životním pojištění v 68 různých zemích světa mezi roky 1961–2000. Zjistili např., že příjem na jednotlivce, inflace, úroveň vývoje bankovního trhu a náboženské smýšlení, mají významný vliv na poptávku po životním pojištění. V rámci svého výzkumu také rozdělili zkoumané determinanty do dvou skupin (Tabulka 1).

**Tab. 1: Vybrané determinanty poptávky po životním pojištění**

Osobní a demografické determinanty	Finanční a ekonomické determinanty
věk	rodinný rozpočet
pohlaví	vlastnictví nemovitosti
počet dětí	forma bydlení
rodinný stav	příjem
zaměstnání	očekávaný příjem
počet členů domácnosti	příjem manželky/manžela
počet pracujících členů domácnosti	bohatství
vzdělání	úspory
pracovní morálka	pracovní zařazení
rasa	výše pojistného
náboženství	inflace
geografická mobilita	úroková míra
střední délka života	sociální zabezpečení

Zdroj: Webb a Beck (2002).

Modelováním poptávky po životním pojištění na českém trhu se zabýval i (Šindelář, 2016). Odhadoval budoucí vývoj poptávky po pojištění (stanovené jako hustota pojištění, tedy předepsané pojistné na obyvatele) pro období 2015–2018, na základě predikovaných hodnot makroekonomických a demografických ukazatelů (HDP na obyvatele, střední délky života, počtu závislých osob, počtu aktuálně studujících osob a výdajů na sociální služby), pomocí modelu log-lineární regrese, odvozené v (Li et al., 2007) a dospěl k zajímavému závěru, že by hustota pojištění měla v letech 2015–2018 růst tempem 7,75 %.

## 5 Empirická analýza vlivu makroekonomických determinant na trhy s životním pojištěním

Nyní se pokusíme analyzovat vliv makroekonomických determinant na vývoj předepsaného pojistného u životního pojištění v České republice. V analýze použijeme ekonometrický model založený na časových řadách a jako vhodné ukazatele vybereme jen makroekonomické: HDP na obyvatele, nezaměstnanost a míru inflace. Tuto analýzu následně provedeme pro srovnání i pro Německo a USA. Budeme vycházet z časových řad s roční frekvencí, za období 1993–2014 pro Českou republiku a 1990–2014 pro Německo a USA, získaných z veřejně dostupné databáze OECD Insurance statistics. Analýzu dlouhodobého vztahu mezi časovými řadami můžeme provést jen tehdy, pokud jsou tyto časové řady nestacionární a mají společný stochastický trend. Tyto časové řady označujeme jako kointegrované. V našem výzkumu budeme předpokládat pouze jednosměrnou závislost<sup>4</sup>.

Vyjdeme tedy z následující rovnice

$$Y_t = \beta X_t + a_t, \quad (1)$$

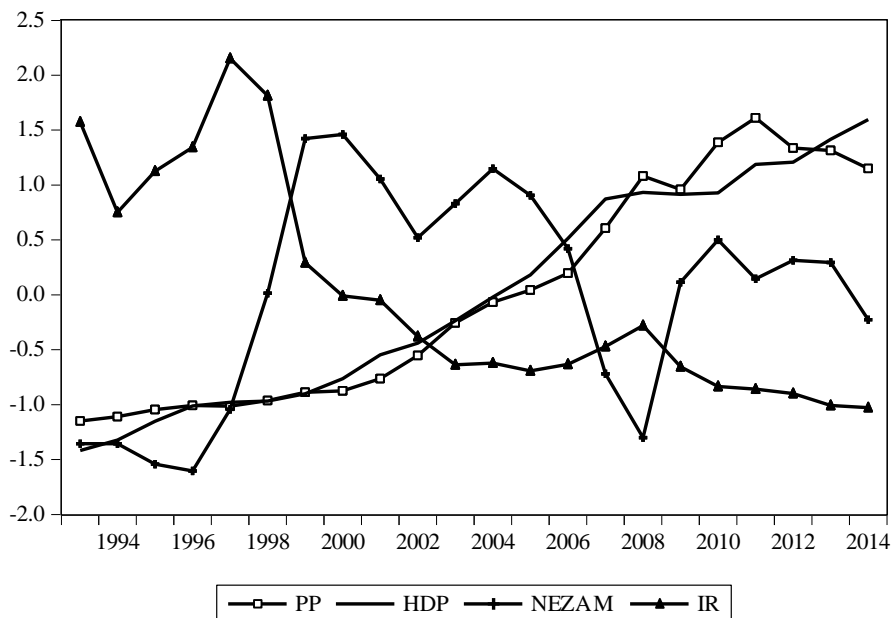
kde budeme sledovat rezidua tohoto modelu. Pokud budou tato rezidua stacionární, neboli typu  $I(0)$ , můžeme tyto časové řady označit jako kointegrované. Pokud mají tato rezidua charakter bílého šumu, postačí k analýze rovnice (1) a parametry  $\beta$  budou dlouhodobými multiplikátory určujícími dlouhodobý rovnovážný vztah (ekvilíbrio)  $Y_t$  vzhledem k jednotlivým  $X_{it}$ . V tabulce 3 můžeme vidět výsledky testu jednotkového kořene (Dickey a Fuller, 1979) u zkoumaných časových řad. Doplnkově jsou zde přiloženy obrázky 2–4, znázorňující průběh všech zkoumaných veličin (HDP – HDP na obyvatele, NEZAM – míry nezaměstnanosti, IR – úrokové sazby a PP – předepsaného pojistného u životního pojištění).

---

<sup>4</sup> Domníváme se, že předepsané pojistné je ovlivněno výší HDP na obyvatele, úrokovou sazbou a mírou nezaměstnanosti a nikoliv naopak

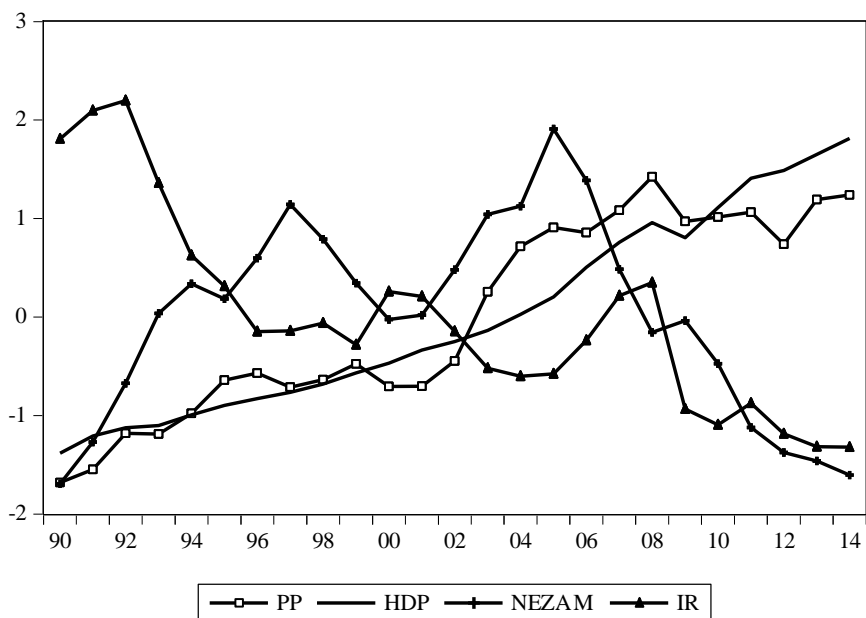


**Obr 2: Vývoj zkoumaných veličin v České republice (1993–2014)**



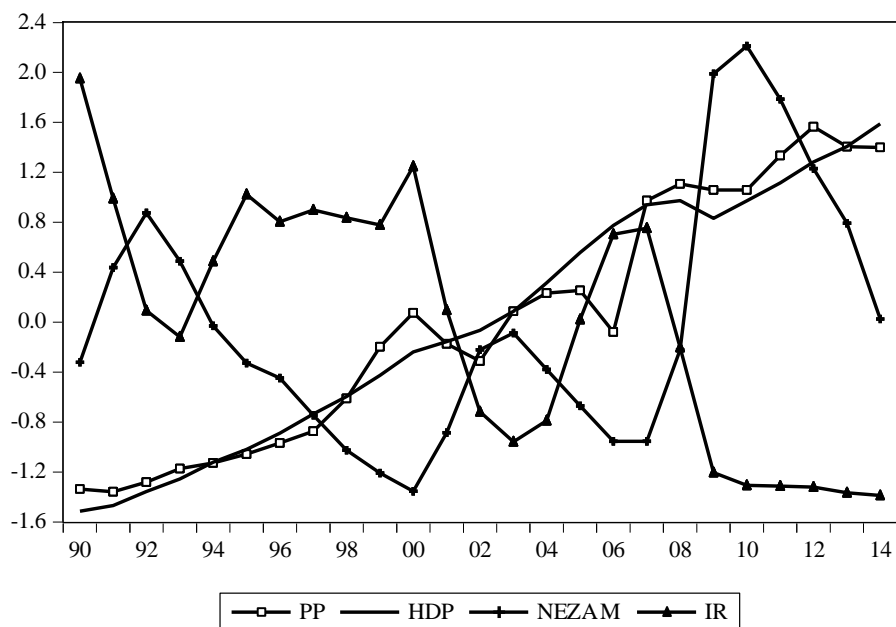
Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

**Obr 3: Vývoj zkoumaných veličin v Německu (1990- 2014)**



Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

**Obr 4: Vývoj zkoumaných veličin v USA (1990- 2014)**



Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

**Tab. 2: Testy jednotkového kořene časových řad**

Časové řady	t <sub>ADF</sub>	Prob.	výsledek
PP <sub>CR</sub>	-1,906	0,055	nestacionární
IR <sub>CR</sub>	-6,559	0,000	stacionární
HDP <sub>CR</sub>	-2,231	0,448	nestacionární
NEZAM <sub>CR</sub>	-2,765	0,081	nestacionární
PP <sub>DE</sub>	-1,833	0,656	nestacionární
IR <sub>DE</sub>	-2,149	0,033	stacionární
HDP <sub>DE</sub>	-1,334	0,854	nestacionární
NEZAM <sub>DE</sub>	-2,066	0,536	nestacionární
PP <sub>USA</sub>	-3,998	0,023	stacionární
IR <sub>USA</sub>	-4,706	0,005	stacionární
HDP <sub>USA</sub>	-2,984	0,157	nestacionární
NEZAM <sub>USA</sub>	-2,931	0,057	nestacionární

Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

Z tabulky 2 můžeme vidět, že většina zkoumaných časových řad je na 5% hladině významnosti nestacionárních. V naší analýze se budeme snažit vysvětlit proměnnou PP (hrubé předepsané pojistné u životního pojištění) vysvětlujícími proměnnými: hrubým domácím produktem na jednoho obyvatele, mírou nezaměstnanosti a 3M úrokovou sazbou mezibankovního trhu. V případě České republiky a Německa si v tabulce 3 můžeme všimnout, že obě vysvětlované časové řady jsou nestacionární, oproti USA, kde je vysvětlovaná proměnná stacionární. Pro případ USA můžeme analyzovat pouze vliv 3M úrokové sazby na předepsané pojistné, jelikož nelze vysvětlit stacionární časovou řadu ( $PP_{USA}$ ) nestacionárními časovými řadami (Arlt a Arltová, 2009).

### 5.1 Analýza vztahů mezi časovými řadami v České republice

Abychom mohli zkoumat vztahy mezi časovými řadami, musí být jejich rezidua stacionární, což se v případě České republiky potvrdilo testem jednotkového kořene ( $\text{Prob} = 0,019$ ). Rezidua tohoto modelu jsou však autokorelovaná ( $t = 7,425$ ,  $\text{Prob} = 0,00$ ). Z tohoto důvodu přistoupíme ke konstrukci ADL modelu (Fisher, 1937), který sleduje krátkodobé vztahy mezi časovými řadami a odfiltruje z modelu autokorelaci, přidáním zpožděných proměnných (Arlt a Arltová, 2009) – tabulka 3. Můžeme vidět, že předepsané pojistné v  $PP_{CZ(t)}$  je přímo závislé na  $PP_{CZ(t-1)}$ , neboli předepsaném pojistném v předchozím roce, dále na  $HDP_{CZ(t-2)}$ , tedy úrovni HDP na obyvatele v předminulém roce a přímo závislé na úrokové sazbě a nezaměstnanosti v roce letošním.

Výslednou rovnici (2) modelu ADL můžeme přepsat do následujícího tvaru

$$\widehat{PP}_t = 0,428 * PP_{t-1} + 0,103 * HDP_{t-2} - 46,791 * IR_t - 98,415 * NEZAM_t \quad (2)$$

Z tabulky 4 je patrné že, rezidua modelu jsou podmíněně homoskedastická (ARCH Test:  $\text{Prob} = 0,070$ ), neautokorelovaná (LM Test:  $\text{Prob} = 0,633$ ) a mají normální rozdělení (Jarque-Bera:  $\text{Prob} = 0,143$ )

**Tab. 3: Analýza vztahů mezi časovými řadami v České republice**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>PP (-1)</b>	0,428	0,169	2,531	0,022
<b>HDP (-2)</b>	0,103	0,030	3,373	0,003
<b>IR</b>	-46,791	17,108	-2,735	0,014
<b>NEZAM</b>	-98,415	41,370	-2,378	0,030
<b>R-squared</b>	0,976			
<b>D-W statistics</b>	1,481			
<b>Diagnostics tests</b>			<b>F - statistics</b>	<b>Prob.</b>
<b>Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:</b>			0,471	0,633
<b>Jarque-Bera Test</b>			0,143	0,930
<b>ARCH Test</b>			3,737	0,070

Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

## 5.2 Analýza vztahů mezi časovými řadami v Německu

Při analýze časových řad v Německu bylo zjištěné, že rezidua modelu jsou rovněž stacionární (Test jednotkového kořene: Prob = 0,000) a autokorelovaná ( $t = 4,692154$ , Prob = 0,071). Tabulka 4 nám ukazuje výsledný ADL model, zahrnující zpožděné proměnné, kde vysvětlovaná proměnná  $PP_{DE(t)}$  závisí negativně na  $PP_{DE(t-2)}$  a dále potom na pozitivně na všech zbylých vysvětlujících proměnných. Oproti České republice vyšel v Německu kladný vliv nezaměstnanosti v současném i předminulém roce na hodnotu předepsaného pojistného a dále rozdílný vliv úrokové sazby. V modelu je oproti České republice statisticky významným parametrem také konstanta.

Z tabulky 4 je patrné že koeficient determinace dosahuje opět velmi vysokých hodnot, 0,97. Rezidua modelu jsou podmíněně homoskedastická (ARCH Test: Prob = 0,448), neautokorelovaná (LM Test: Prob = 0,097) a mají normální rozdělení (Jarque-Bera: Prob = 0,148). Výsledný ADL model můžeme zapsat v následujícím tvaru – rovnice (3):

$$\widehat{PP}_t = -144320,245 - 0,391 * PP_{(t-2)} + 5,533 * HDP_t + 3456,841 * IR_{t-2} + 5794,498 * NEZAM_t + 3857,579 * NEZAM_{t-2} \quad (3)$$

**Tab. 4: Analýza vztahů mezi časovými řadami v Německu**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-144320,2	22339,63	-6,460	0,000
PP (-2)	-0,391	0,169	-2,309	0,033
HDP	5,533	0,687	8,045	0,000
IR (-2)	3456,842	881,947	3,919	0,001
NEZAM	5794,498	1097,479	5,279	0,000
NEZAM (-2)	3857,580	1278,825	3,016	0,007
R-squared	0,971			
D-W statistics	1,699			
Diagnostics tests			F - statistics	Prob.
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			2,731	0,097
Jarque-Bera Test			1,097	0,148
ARCH Test			0,607	0,444

Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

### 5.3 Analýza vlivu HDP na obyvatele, míry nezaměstnanosti a 3M úrokové sazby na předepsané pojistné u životního pojištění v České republice

Analýza vztahu mezi vysvětlujícími proměnnými a předepsaným pojistným u životního pojištění bude v případě České republiky, Německa a USA rozdělena do samostatných modelů, přičemž každý z nich obsahuje právě jednu vysvětlující proměnnou. Tabulka 5 představuje souhrn analyzovaných časových řad pro Českou republiku a výsledky testů jednotkových kořenů.

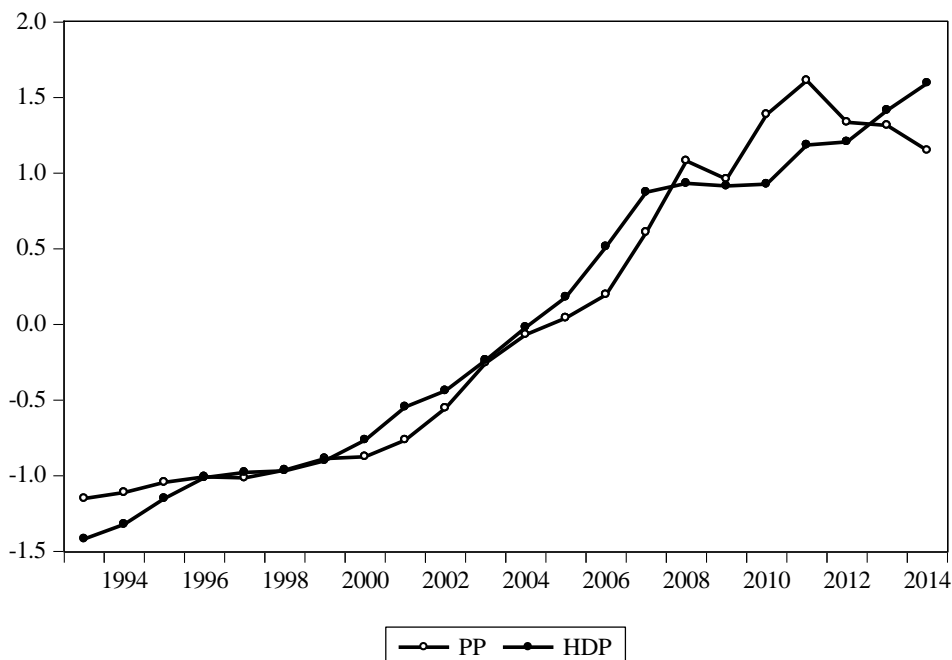
**Tab. 5: Analýza časových řad v České republice**

Časové řady	Test jednotkového kořene			$\widehat{a}_t$		
	t <sub>ADF</sub>	Prob.	výsledek	t <sub>ADF</sub>	Prob.	výsledek
PP <sub>CR</sub>	-1,906	0,055	nestacionární	-2,991	0,005	stacionární
HDP <sub>CR</sub>	-2,231	0,448	nestacionární			
PP <sub>CR</sub>	-1,906	0,055	nestacionární	-0,385	0,532	nestacionární
NEZAM <sub>CR</sub>	-2,765	0,081	nestacionární			
PP <sub>CR</sub>	-1,906	0,055	nestacionární	-1,531	0,115	nestacionární
IR <sub>CR</sub>	-6,559	0,000	stacionární			

Zdroj: (OECD, 2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

Z tabulky 5 můžeme vidět, že nesystematická složka je stacionární pouze u modelu, zkoumajícího vztah mezi  $PP_{CR}$  a  $HDP_{CR}$ . Při analýze vlivu míry nezaměstnanosti (NEZAM) na předepsané pojistné (PP) a 3M úrokové sazby (IR) na předepsané pojistné (PP) bylo zjištěno, že v obou případech jde o zdánlivý vztah (Prob. = 0,532 pro PP a NEZAM) a (Prob. = 0,115 pro PP a IR). Zdánlivý vztah lze vyřešit zdiferencováním časových řad. Po výpočtu prvních diferencí těchto časových řad byly znovu provedeny testy jednotkového kořene reziduí. Test jednotkového kořene reziduí u modelu  $dPP^5$  a  $dNEZAM$  dosáhl hodnoty Prob = 0,004 a u modelu  $dPP$  a  $dIR$  potom Prob = 0,001, což v obou případech indikuje stacionaritu. Při konstrukci obou modelů se nakonec ukázalo, že vysvětlující proměnné  $dNEZAM$  a  $dIR$  nejsou statisticky nevýznamné a jejich přírůstek tedy nemají vliv na hodnotu přírůstku předepsaného pojistného. Na obrázku 5 můžeme vidět průběh dvou níže zkoumaných veličin ( $PP_{CR}$  a  $HDP_{CR}$ ), jejichž regresní model znázorňuje tabulka 6.

**Obr 5: Vývoj analyzovaných časových řad v ČR (1994- 2014)**



Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

Tabulka 6 znázorňuje vztah mezi předepsaným pojistným a HDP na obyvatele v České republice. Můžeme si všimnout, že zde existuje pozitivní závislost mezi předepsaným pojistným a HDP na obyvatele. Zároveň je předepsané pojistné v současném roce ovlivněno výší předepsaného pojistného v roce minulém. Rezidua

<sup>5</sup>  $dPP$ ,  $dNEZAM$  a  $dIR$  představují diferencované časové řady.

modelu jsou podmíněně homoskedastická, neautokorelovaná a mají normální rozdělení. Výsledný model ADL můžeme zapsat v následujícím tvaru – rovnice (4).

$$\widehat{PP}_t = -1089,655 + 0,592 * PP_{t-1} + 0,090 * HDP_t \quad (4)$$

**Tab. 6: Analýza vztahů mezi časovými řadami v České republice**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1089,655	482,737	-2,257	0,036
PP (-1)	0,592	0,149	3,959	0,000
HDP	0,090	0,033	2,682	0,015
R-squared	0,973			
D-W statistics	1,500			
<b>Diagnostics tests</b>			<b>F-statistics</b>	<b>Prob.</b>
<b>Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:</b>			0,320	0,730
<b>Jarque-Bera Test</b>			1,273	0,529
<b>ARCH Test</b>			0,788	0,386

Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

Jelikož byly obě časové řady ( $PP_{CR}$  a  $HDP_{CR}$ ) nestacionární, můžeme převést model ADL na model korekce chyby, který vysvětluje dlouhodobé vztahy mezi oběma zkoumanými časovými řadami. Pro konstrukci modelu korekce chyby (EC) vyjdeme z rovnice (5). Finální podobu modelu potom představuje rovnice (6). Parametr  $\beta$ , charakterizující dlouhodobý vztah mezi časovými řadami je -0,2211. Kladná hodnota tohoto multiplikátoru potvrzuje přímo úměrný vztah mezi cenami HDP v loňském roce a předepsaném pojistném v roce současném.

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_1 X_t + a_t \quad (5)$$

$$\widehat{\Delta PP}_t = 0,090 * HDP_t - 0,407 * PP_{t-1} - 0,221 * HDP_{t-1} \quad (6)$$

#### 5.4 Analýza vlivu HDP na obyvatele, míry nezaměstnanosti a 3M úrokové sazby na předepsané pojistné u životního pojištění v Německu

Jako první budeme zkoumat závislost mezi předepsaným pojistným u životního pojištění a HDP na obyvatele. Průběh obou časových řad je znázorněn v obrázku č. 6. V tabulce 7 můžeme vidět, že obě zmíněné časové řady jsou nestacionární. Po sestrojení modelu závislosti předepsaného pojistného na HDP na obyvatele bylo zjištěno, že rezidua tohoto modelu jsou stacionární. Test jednotkového kořene nám prokázal na 5% hladině významnosti stacionaritu (Prob = 0,0214). Rezidua modelu jsou ale autokorelovaná (LM Test: Prob = 0,000) a z tohoto důvodu sestrojíme model ADL se zpožděnými proměnnými pro odfiltrování autokorelace. Jelikož jsou rezidua modelu stacionární, můžeme předpokládat, že zde vyskytují jak krátkodobé,

tak dlouhodobé vztahy (Arlt a Arltová, 2009). Tabulka 8 nám představuje výsledný ADL model, reprezentující krátkodobé vztahy mezi proměnnými, kde vysvětlovaná proměnná  $PP_{(t)}$  závisí pozitivně na  $PP_{(t-1)}$  a dále potom na pozitivně na  $HDP_{(t)}$ . Výsledný tvar modelu ADL znázorňuje rovnice 7.

$$\widehat{PP}_t = 0,729 * PP_{(t-1)} + 0,836 * HDP_t \quad (7)$$

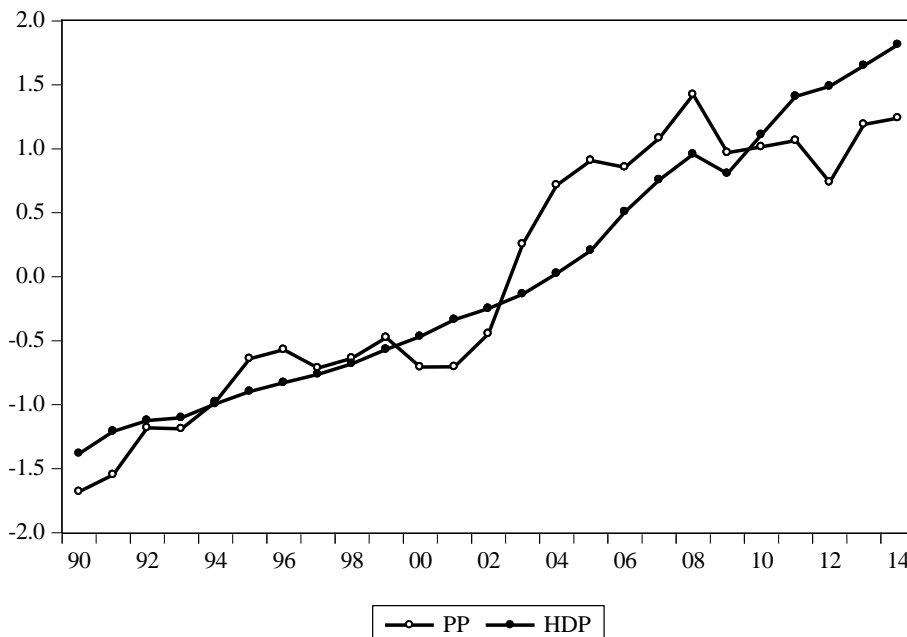
Dále jsme zkoumali vliv míry nezaměstnanosti (NEZAM) a 3M úrokové sazby (IR) na předepsané pojistné v Německu (PP). Po konstrukci tohoto modelu bylo testem jednotkového kořene zjištěno, že jeho rezidua jsou nestacionární (Prob = 0,251 pro PP a NEZAM) a (Prob = 0,064 pro PP a IR). Z tohoto důvodu jsme nadále opět pracovali s diferencovanými časovými řadami. Po následném sestrojení modelu se ukázalo, že vysvětlující proměnná dNEZAM ani proměnné dIR nebyly statisticky významné (Prob = 0,477 u dNEZAM) a (Prob = 0,473) a jejich přírůstek tedy nemá vliv na hodnotu přírůstek předepsaného pojistného.

**Tab. 7: Analýza časových řad v Německu**

Časové řady	Test jednotkového kořene			$\widehat{a}_t$		
	tADF	Prob.	výsledek	tADF	Prob.	výsledek
<b>PP<sub>DE</sub></b>	-1,833	0,656	nestacionární	-2,344	0,021	stacionární
<b>HDP<sub>DE</sub></b>	-1,334	0,854	nestacionární			
<b>PP<sub>DE</sub></b>	-1,833	0,656	nestacionární	-1,063	0,251	nestacionární
<b>NEZAM<sub>DE</sub></b>	-2,066	0,536	nestacionární			
<b>PP<sub>DE</sub></b>	-1,833	0,656	nestacionární	-1,835	0,064	nestacionární
<b>IR<sub>DE</sub></b>	-2,149	0,033	stacionární			

Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.



**Obr 6: Vývoj analyzovaných časových řad v Německu (1990- 2014)**

Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

**Tab. 8: Analýza vztahů mezi časovými řadami v Německu**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PP (-1)	0,729	0,137	5,288	0,000
HDP	0,836	0,380	2,199	0,038
R-squared	0,933			
D-W statistics	1,537			
<b>Diagnostics tests</b>			<b>F - statistics</b>	<b>Prob</b>
<b>Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:</b>			1,168	0,331
<b>Jarque-Bera Test</b>			0,094	0,953
<b>ARCH Test</b>			0,235	0,632

Zdroj: (OECD, 2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

Z tabulky 8 můžeme vidět, že námi zkonstruovaný model ADL obsahuje 2 statisticky významné proměnné a rezidua modelu jsou podmíněně homoskedastická (ARCH Test: Prob = 0,632), neautokorelovaná (LM Test: Prob = 0,331) a mají normální rozdělení (Jarque-Bera: Prob = 0,954). Pro analýzu dlouhodobých vztahů mezi proměnnými jsme výsledný model ADL převedli do tvaru modelu korekce

chyby (EC), vysvětlující dlouhodobé vztahy mezi časovými řadami. Jeho obecnou podobu potom můžeme vidět v rovnici 8 a výslednou podobu v rovnici 9.

$$\widehat{\Delta Y_t} = \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_1 X_t + a_t \quad (8)$$

$$\widehat{\Delta PP_t} = 0,836 * \Delta HDP_t - 0,270 * [PP_{t-1} - 3,090 * HDP_{t-1}] \quad (9)$$

Parametr  $\beta$ , který zde charakterizuje dlouhodobý vztah mezi časovými řadami je roven hodnotě -3,090. Kladná hodnota tohoto multiplikátoru opět potvrzuje přímo úměrný vztah mezi cenami HDP v loňském roce a předepsaném pojistném v roce současném.

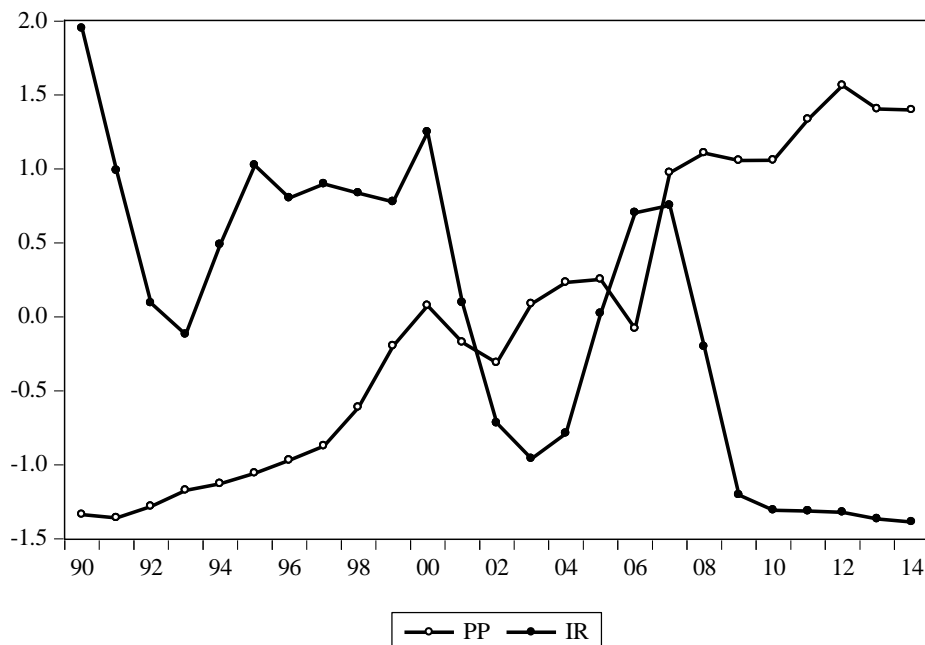
### 5.5 Analýza vlivu 3M úrokové sazby na předepsané pojistné u životního pojištění v USA

V případě USA můžeme z důvodu stacionarity vysvětlované proměnné zkoumat pouze vliv 3M úrokové sazby mezibankovního trhu (neboť je také stacionární) na předepsané pojistné. Obrázek 7 vykresluje průběh obou zkoumaných veličin. Po sestrojení modelu bylo zjištěno, že jeho rezidua jsou stacionární (Prob = 0,028), ale autokorelovaná (LM Test: Prob = 0,000). Jelikož byly obě zkoumané časové řady stacionární, existují mezi nimi pouze krátkodobé vztahy (Arlt a Arltová, 2009).

**Tab. 9: Analýza časových řad v USA**

Časové řady	Test jednotkového kořene			$\widehat{a_t}$		
	t <sub>ADF</sub>	Prob.	výsledek	t <sub>ADF</sub>	Prob.	výsledek
PP <sub>USA</sub>	-3,998	0,023	stacionární	-3,914	0,028	stacionární
IR <sub>USA</sub>	-4,706	0,005	stacionární			

Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

**Obr 7: Vývoj analyzovaných časových řad v USA (1990–2014)**

Zdroj: OECD (2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

Pro odfiltrování autokorelace byl použit opět model ADL se zpožděnými proměnnými. Jeho podobu znázorňuje tabulka 10 a výsledný tvar modelu ADL potom rovnice (10). Je patrné, že předepsané pojistné v čase  $t$ , závisí kladně na předepsaném pojistném v loňském roce, na předepsaném pojistném v roce  $t-3$  a také na úrokové sazbě. Do modelu byla vložena umělá proměnná  $D1$ , eliminující výkyvy v roce 2006.<sup>6</sup> Dle výsledků diagnostických testů můžeme vidět, že rezidua modelu jsou podmíněně homoskedastická (ARCH Test: Prob = 0,5294), neautokorelovaná (LM Test: Prob = 0,337) a mají normální rozdělení (Jarque-Bera: Prob = 0,211).

$$\widehat{PP}_t = 0,621 * PP_{(t-1)} + 0,432 * PP_{(t-3)} + 11202,433 * IR_t - 153181,029 * D1 \quad (10)$$

<sup>6</sup>  $D1$  v roce 2006 = 1

**Tab. 10: Analýza vztahů mezi časovými řadami v USA**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>PP (-1)</b>	0,621	0,132	4,678	0,000
<b>PP (-3)</b>	0,432	0,144	2,988	0,008
<b>IR</b>	11202,43	3781,688	2,962	0,008
<b>D1</b>	-153181,0	55332,71	-2,768	0,015
<b>R-squared</b>	0,951			
<b>D-W statistics</b>	1,415			
<b>Diagnostics tests</b>			<b>F-statistics</b>	<b>Prob.</b>
<b>Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:</b>			1,164	0,337
<b>Jarque-Bera Test</b>			3,115	0,211
<b>ARCH Test</b>			0,411	0,529

Zdroj: (OECD, 2016) a vlastní výpočty v programu EViews.

## 6 Závěr

Cílem tohoto článku byla analýza vlivu HDP na obyvatele, míry nezaměstnanosti a krátkodobá úrokové sazby na předepsané pojistné u životního pojištění v České republice, Německu a Spojených státech amerických. Článek shrnoval výsledky předchozích studií, z nichž většina pocházela od zahraničních autorů. Pro českou ekonomiku existuje zatím jen velmi málo publikací, věnujících se kvantitativní analýze pojistného trhu. V empirické části článku byly zkoumány vztahy mezi časovými řadami, pomocí ekonometrických modelů (modelu ADL, zkoumajícím krátkodobé vztahy a modelu EC, zkoumajícím dlouhodobé vztahy). V Německu i v České republice byl nalezen pozitivní krátkodobý i dlouhodobý vztah mezi předepsaným pojistným a HDP na obyvatele. Tyto naměřené hodnoty korespondují s historickými studiemi, prezentovanými v třetí části článku, stejně tak s výzkumem dr. Šindeláře (Šindelář, 2016), kde vyšší životní úroveň značí vyšší míru bohatství a tedy růst poptávky po produktech životního pojištění (Webb a Beck, 2002). V případě USA byl mezi těmito veličinami objeven zdánlivý vztah a závislost zde tedy nebylo možné prokázat. V případě nezaměstnanosti byl v České republice zjištěn krátkodobý negativní vliv na předepsané pojistné a Německu krátkodobý pozitivní vliv na předepsané pojistné. V případě České republiky můžeme hodnotu tohoto ukazatele interpretovat stejně jako v předchozím případě, kdy zaměstnaní obyvatelé dosahují vyšších příjmů a mohou si tedy uzavřít soukromé životní pojištění. V případě USA byl mezi těmito veličinami opět pouze zdánlivý vztah a závislost nebylo možné prokázat. Vliv mezibankovní úrokové sazby byl ve všech zemích stanoven pouze krátkodobý - v USA a Německu pozitivní a v případě České republiky negativní. Vysvětlením pozitivního vlivu úrokové sazby může být fakt,

že s růstem technické úrokové míry, které je charakterizována jako garantovaná výnosnost produktů životního pojištění, roste i poptávka po tomto produktu v podobě předepsaného pojistného. Dalším vysvětlením může být existence investičního životního pojištění, kdy je část pojistného alokována do instrumentů finančního trhu, a tedy s růstem úrokových sazeb roste poptávka po těchto instrumentech a tím i předepsané pojistné. Negativní vliv úrokové sazby na předepsané pojistné v České republice může být způsoben tím, že s jejím růstem dávají Češi přednost nákupu alternativních investičních instrumentů. Vlivem nízkých úrokových sazeb a tím i poklesu atraktivity finančního trhu klesá v poslední době zájem o životní pojištění. Jelikož životní pojištění kryje pouze riziko smrti a dožití, má výše úrokové sazby klíčovou úlohu v rámci investičního rozhodování klientů. Pokud finanční trhy nenabízí možnost výhodného zhodnocení finančních prostředků, upadá zájem veřejnosti o tento produkt a snaží se o zhodnocení v alternativních aktivech. Posledním faktorem, který dle mého názoru brzdí vzestupný vývoj poptávky po pojištění v České republice je nepřilíh atraktivní daňové zvýhodnění v podobě nízké odečitatelné položky od základu daně z příjmů fyzických osob. Zůstává nyní otázkou, zdali produkt životního pojištění přežije tuto bouřlivou fázi hospodářského cyklu, nebo se z českého trhu bude pomalu vytrácet.

## Literatura

ARLT, J., ARLTOVÁ, M., 2009. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing.

BERNHEIM, B. D., 1991. How Strong Are Bequest Motives? Evidence Based on Estimates of the Demand for Life Insurance and Annuities. *Journal of Political Economy*, sv. 99, č. 5, s. 899–927.

CAMPBELL, R. A., 1980. The Demand For Life Insurance: An Application of the Economics of Uncertainty. *Journal of Finance*, sv. 35, č. 5, s. 1155–1172.

ČNB, 2016. *ČNB: Slovník pojmů*. Praha: Česká národní banka.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A., 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, roč. 74, č. 366a, s. 427–431.

Dostupné z: doi: <10.1080/01621459.1979.10482531>.

DUCHÁČKOVÁ, E., 2005. *Principy pojištění a pojišťovnictví*. Praha: Ekopress.

DUCHÁČKOVÁ, E., DAŇHEL, J., 2010. *Teorie pojistných trhů*. Praha: Professional Publishing.

FEYEN, E., LESTER, R., ROCHA, R., 2011. *What drives the development of the insurance sector? An empirical analysis based on a panel of developed and*

Kábrt, T.: *Analýza vlivu makroekonomických veličin na předepsané pojistné u životního pojištění.*

*developing countries* [online]. The World Bank. Policy Research Working Papers [cit. 2016-04-10].

Dostupné z: <<http://elibrary.worldbank.org/doi/book/10.1596/1813-9450-5572>>

FISHER, I., 1937. Note on a Short-cut Method for Calculating Distributed Lags. *International Statistical Institute*, č. 3, Bulletin 29, s. 323–328.

FISHER, S., 1973. A Life Cycle Model of Life Insurance Purchases. *International Economic Review*, sv. 14, č. 1, s. 132–152.

FRIEDMAN, M., FRIEDMAN, R. D., 1993. *Kapitalismus a svoboda*. Praha: Liberální institut.

HAKANSSON, N. H., 1969. Optimal Investment and Consumption Strategies Under Risk, an Uncertain Lifetime, and Insurance. *International Economic Review*, sv. 10, č. 3, s. 433–466.

HAMMOND, J. D., HOUSTON, D. B., MELANDER, E. R., 1967. Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures: An Empirical Investigation. *The Journal of Risk and Insurance*, sv. 34, č. 3, s. 397–408.

IE [Insurance Europe], 2014. *European Insurance in Figures* [online]. Insurance Europe aisbl. [cit. 28. 4. 2016] Dostupné z:

<<http://www.insuranceeurope.eu/sites/default/files/attachments/StatisticsNo50EuropeanInsuranceinFigures.pdf>>

KARNI, E., ZILCHA, I., 1986. Risk Aversion in the Theory of Life Insurance: The Fisherian Model. *The Journal of Risk and Insurance*, sv. 53, č. 4, s. 606–620.

LEWIS, F. D., 1989. Dependents and the Demand for Life Insurance. *The American Economic Review*, sv. 79, č. 3, s. 452–467.

LI, D., et al., 2007. The Demand for Life Insurance in OECD Countries. *Journal of Risk & Insurance*, sv. 74, č. 3, s. 637–652.

Dostupné z: doi: <10.1111/j.1539-6975.2007.00228.x>.

MUSÍLEK, P., 2011. *Trhy cenných papírů*. Praha: Ekopress.

OECD, 2016. *Gross domestic product, Gross premium - life, Interest rates, Unemployment rate* [online]. Paris: OECD [cit. 2016-03-15].

Dostupné z: <<https://data.oecd.org/>>

PISSARIDES, C. A., 1980. The Wealth-Age Relation with Life Insurance. *Economia*, sv. 47, č. 188, s. 451–457.

SMRČKA, L., ARLTOVÁ, M., 2012. Ekonomické aspekty stárnutí populace ve vyspělých zemích. *Politická ekonomie*, roč. 60, č. 1, s. 113–132.

ŠINDELÁŘ, J., 2016. Kvantitativní prognóza poptávky po životním pojištění v ČR v letech 2015-2018: makroekonomický růst versus odvětvová restrukturalizace. *Český finanční a účetní časopis*, roč. 10, č. 1, s. 5–23.

WEBB, I., BECK, T., 2002. Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries. *World Bank Economic Review*, sv. 17.

YAARI, M. E., 1965. Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer. *Review of Economic Studies*, roč. 1965, č. 2, s. 137–150.

# **Analysis of influence of macroeconomic indicators on life insurance premium in Czech Republic, Germany and US**

*Tomáš Kábrt*

**Abstract:**

The article deals with an impact of macroeconomic variables (GDP per capita, unemployment rate and short term interest rate) on life insurance premium in the Czech Republic, Germany and the United States. The theoretical part discusses general characteristics of the insurance market, life insurance and its importance in the Czech Republic. In empirical part is analyzed an influence of factors on life insurance premiums, using econometric models based on time series. It used a model, operating with delayed independent variables (ADL), which defines a short-term relationships between time series and an error correction model (ECM), which examines the long-term relationships between time series. It was found out that the unemployment rate affects life insurance premiums negatively, in all surveyed economies, except Germany, where its influence was positive. Short-term interest rates had a positive effect on life insurance premiums in Germany and in the United States and a negative effect in the Czech Republic. The influence of GDP per capita on life insurance premiums was positive in all surveyed countries.

**Keywords:** Life insurance; Time series; Demand.

**JEL Classification:** G22.