

# HLAVNÍ DETERMINANTY OVLIVŇUJÍCÍ POPTÁVKU PO ŽIVOTNÍM POJIŠTĚNÍ V ČESKÉ REPUBLICE

Markéta Arltová, Tomáš Kábrt\*

## Abstract

### Analysis of Determinants, Influencing Life Insurance Demand in the Czech Republic

This article examines the impact of demographic, economic and institutional determinants on life insurance demand in the Czech Republic between 1993 and 2015. Theoretical part discusses general characteristics of the insurance market, life insurance, its importance in the Czech Republic. It also includes detailed research of historical studies and articles. In empirical part is surveyed an influence of determinants on life insurance demand, using econometric models based on time series and principal component analysis. We used autoregressive distributed lag model, which defines short-term relationships between principal components and an error correction model, which examines long-term relationships between time series. It was found that an increase in average wage and banking sector size had a positive impact on life insurance demand and an increase in young dependency ratio, old dependency ratio, interest rate and net national savings had a negative impact on life insurance demand. Number of tertiary educated people, public sector size, and consumer spending were classified as insignificant variables.

**Keywords:** time series analysis, principal component analysis, ADL model, error correction model, life insurance demand, determinants

**JEL Classification:** G22, C01, C32, C58

## Úvod

Vlivem celosvětového rozmachu životního pojištění vyvstávají na různých stranách otázky zabývající se faktory, které by určovaly budoucí vývoj tohoto odvětví. Pro tyto faktory se ujal souhrnný název „determinanty“ (Webb a Beck, 2003) a právě na jejich působení na českém pojistném trhu bude zaměřen tento článek. Rozvinutý pojistný trh hraje zásadní roli v téměř každé ekonomicky vyspělé zemi. K hlavnímu posunu v jeho vývoji dochází zpravidla transformací hospodářství z centrálně plánovaného na kapitalistické (Musílek, 2011). Toto pravidlo potvrzuje i Česká republika – před rokem 1989 tento způsob ochrany osob v zásadě neexistoval, a po roce 1993 lze pozorovat zejména v oblasti životního pojištění poměrně dramatický vývoj.

V současné době se český trh životního pojištění nachází v rozporuplné fázi, a to především jako důsledek nedávné finanční krize, doprovázené poklesem úrokových sazeb

\* **Markéta Arltová** (marketa.arltova@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, **Tomáš Kábrt** (xkabt05@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví.

Článek byl zpracován jako jeden z výstupů projektu Excellence Grantové agentury České republiky P402/12/G097 DYME – *Dynamické modely v ekonomii*, a také s podporou projektu IGA VŠE č. IG102046.

ze strany České národní banky. Opačnými silami zde však působí daňové zvýhodnění pro plátce daně z příjmů fyzických osob, kterým je od roku 2015 umožněno odečíst určitou částku zaplaceného pojistného od základu daně (zákon č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů, 2017). Zároveň zde také postupují tendence hypotečních bank zvýhodňovat žadatele o hypoteční či jiné dlouhodobé úvěry, kteří mají uzavřené životní pojištění (Ducháčková a Daňhel, 2010). Celkový efekt výše uvedených faktorů lze však hodnotit spíše jako negativní, což potvrzují i nedávno provedené studie Šindeláře (2016) a Kábrta (2016). Cílem tohoto článku je proto analyzovat vliv determinant, které by mohly mít zásadní vliv na vývoj poptávky po životním pojištění v České republice. Článek vychází z konceptu, který v roce 2002 představili Ian Webb a Thorsten Beck (Webb a Beck, 2003). Stejně jako v jejich případě byly vybrané determinanty rozčleněny do tří skupin podle typu ukazatele, který je v analýze zastupuje, na demografické, ekonomické a institucionální. Každá z těchto skupin obsahuje jednak determinanty, které se ve dříve publikovaných studiích potvrdily jako vlivné, a také determinanty, které byly autory zařazeny s ohledem na znalost specifík českého pojistného trhu.

V tomto příspěvku se nejprve budeme zabývat pojistným trhem a popíšeme současnou situaci na poli životního pojištění v České republice. Další část bude věnována představení historických determinant poptávky po životním pojištění, které se v minulosti v pracích jiných autorů potvrdily jako významné. Následovat bude vlastní empirický výzkum včetně podrobného výčtu vybraných determinant, popisu postupů a vlastních výpočtů, založených na vícerozměrné metodě hlavních komponent a ekonometrické analýze časových řad. V závěru budou diskutovány získané výsledky.

## 1. Pojistný trh

Pojistný trh chápeme jako místo, kde se střetává nabídka a poptávka po pojistné ochraně. Jak již bylo uvedeno v úvodu, rozvinutost pojistného trhu je zpravidla determinována stupněm ekonomického vývoje dané země. Například u neživotního pojištění je klíčovým faktorem existence soukromého vlastnictví. V centrálně plánovaných ekonomikách s komunistickým režimem, kde bylo soukromé vlastnictví potlačováno, nebyl motiv ze strany občanů uzavírat majetkové pojištění. Stejně tak je tomu i v případě životního pojištění, kde dle našeho názoru hraje rozhodující roli stupeň zabezpečení sociálních jistot občanů v jejich postaktivním věku. S nástupem tržní ekonomiky dochází jednak k nesymetrické redistribuci bohatství ve společnosti, ale také k poklesu transferových plateb obyvatelstvu – převážně starobních a sociálních penzí (Musílek, 2011). Tyto okolnosti jsou základní hybnou silou pojistného trhu, určující budoucí směr vývoje poptávky po pojistné ochraně (Kábrt, 2016). Pojistný trh je specifický převážně díky velké převaze nabídky pojistné ochrany nad poptávkou. Na straně nabídky stojí poskytovatelé pojištění, kterými jsou pojišťovny a zajišťovny. Naproti tomu, na straně poptávky, nalezneme koncové klienty, kteří zde hledají vhodnou formu zabezpečení proti rizikům. Na pojistném trhu hrají významnou roli také zprostředkovatelé, kterými jsou pojišťovací makléři, pojišťovací agenti a podřízení a vázaní pojišťovací zprostředkovatelé. Každá z těchto entit disponuje odlišnými pravomocemi. Jejich fungování na českém pojistném

trhu je upraveno zákonem č. 38/2004 Sb., 2005. Pojišťovny na nabídkové straně trhu inkasují pojistné, které zde chápeme jako cenu za pojištění, a na druhé straně vyplácejí pojistná plnění svým klientům v případě výskytu pojistné události. Z výše uvedeného vyplývá časový nesoulad mezi příjmem pojistného od klientů a výplatou plnění v momentu výskytu pojistné události. Volné finanční prostředky, které pojišťovna inkasovala od svých klientů a zatím nemusela vyplatit jako náhradu pojistných událostí, jsou v mezidobí investovány do instrumentů na finančním trhu. Hlavní činnost pojišťovny tak můžeme shrnout jako přejímání smluvně charakterizovaných rizik klientů. Asset liability managementem potom nazýváme propojení dvou klíčových rolí, které pojišťovna zastává. Jsou jimi jednak reakce na nahodilý výskyt pojistných událostí a s tím i spojená výplata pojistného plnění, ale také efektivní alokace nevyužitých finančních prostředků do instrumentů finančního trhu (Ducháčková a Daňhel, 2010).

Existence komerčního pojištění má však i další pozitivní efekty než pouze krytí nahodilých událostí klientů. Můžeme zmínit stabilizační vliv na ekonomickou situaci obyvatelstva, přenesení zodpovědnosti za sociální situaci obyvatel ze státu jako garanta těchto hodnot v dobách centrálně plánované ekonomiky na klienta. V neposlední řadě můžeme také konstatovat, že s rostoucí nutností alokace volných finančních prostředků pojišťovny na kapitálovém trhu tak dochází k jeho rozvoji. Instituce vystupující na českém pojistném trhu jsou tedy: pojišťovny a zajišťovny, pojišťovací zprostředkovatelé, asociace pojišťoven, dohledové orgány, finanční instituce zabývající se pojištěním vedle pojišťoven, a poradenské a ostatní firmy v oblasti pojišťovnictví (Ducháčková, 2005).

K měření velikosti pojistného trhu se používají specifické ukazatele. Jako první uvedeme ukazatel předepsaného pojistného, který představuje součet veškerého pojistného, které v daném období pojišťovna svým klientům předepsala k úhradě (Ducháčková a Daňhel, 2010). Tento ukazatel se ve statistických ročenkách vykazuje jako součet předepsaného pojistného všemi pojistiteli na daném území (ČAP, 2017). Jeho nevýhodou je však skutečnost, že se jedná o ukazatel absolutní, jehož prostřednictvím nelze porovnávat rozvinutost pojistného trhu ve dvou či více vybraných zemích. Předepsané pojistné je v mnoha případech primárním ukazatelem, od kterého je odvozena řada dalších. Mezi tyto odvozené ukazatele patří ukazatel tzv. pojištěnosti, který se získá jako podíl předepsaného pojistného a hrubého domácího produktu v běžných cenách. Dalším odvozeným ukazatelem je densita (z angl. insurance density) neboli podíl předepsaného pojistného a počtu obyvatel v dané zemi, kterým lze srovnávat úroveň rozvinutosti více pojistných trhů.

## 2. Životní pojištění

Komerční pojištění můžeme v základní rovině rozdělit na dvě oblasti: na životní pojištění, které pokrývá riziko smrti a dožití, a na neživotní pojištění, kryjící rizika neživotního charakteru. Životní pojištění existuje v České republice poměrně krátkou dobu, neboť v podmínkách centrálně plánované ekonomiky 20. století tento segment prakticky neexistoval (Přečková a Izáková, 2012). Původním záměrem životního pojištění bylo zabezpečit rodinu tehdy, pokud zemře její hlavní živitel. V minulosti se pro tento druh pojistné ochrany vžil název „pohřební pojištění“, jehož účelem bylo pokrytí pohřebních

nákladů zesnulého a finanční zajištění pozůstalých (Ducháčková a Daňhel, 2010). Současná podoba životního pojištění se však od té historické v mnoha ohledech liší. Dnes již nemusí pokrývat pouze riziko smrti a dožití se konkrétního věku, ale mohou v něm být zakomponovány také formy ochrany proti invaliditě, hospitalizaci apod. (Kábrt, 2016). Další úlohou životního pojištění může být i tvorba finanční rezervy na stáří, ve formě kapitálového životního pojištění, tj. zabezpečení se pro případ dožití předem stanoveného věku. S rostoucí cenovou hladinou a životními náklady je však velmi obtížné stanovit v daný moment odpovídající výši pojistných částek, které by měly být v budoucnu vyplaceny. Na životní pojištění jako produkt jsou kladeny stále vyšší nároky převážně ve výši minimální úrovně zabezpečení. V roce 2015 byla v České republice schválena novela zákona č. 586/1992 Sb. (zákon o daních z příjmů, 2015), jež umožňuje plátcům daně z příjmů fyzických osob odečíst část zaplaceného pojistného na životní pojištění od základu daně. Lze se domnívat, že by tento krok mohl mít pozitivní vliv na trh životního pojištění, ale máme za to, že výše odečitatelné položky není při současné výši životních nákladů stále dostatečná (Kábrt, 2016). Jak již bylo uvedeno výše, úlohou životního pojištění v tržních ekonomikách by také mělo být zajištění financování postaktivního věku klientů. V České republice, stejně jako v ostatních tranzitivních ekonomikách, dochází ke stárnutí populace a poklesu porodnosti. Důsledkem toho je rostoucí zátěž na sociální systém, fungující dnes na průběžném principu „pay as you go“ (Musílek, 2011). Dle Friedmana, Nárožníka a Jonáše (1994) je životní pojištění jedna z možných alternativ pro odlehčení neefektivnímu sociálnímu systému, který byl doposud založen na mezigeneračním altruismu. Závěrem je třeba dodat, že současná situace na českém pojistném trhu není standardní, neboť zde panuje konflikt mezi pojistiteli a zprostředkovateli pojištění, konkrétně v oblasti provizí za sjednání životního pojištění. Tyto spory se ve svých výsledcích projevují jako změny ve struktuře nabídky životních produktů a v některých ohledech znamenají i narušení dlouhodobých trendů (Šindelář, 2016).

### **3. Determinanty poptávky po životním pojištění**

Zatímco v české literatuře nenajdeme takřka žádné historické publikace věnující se problematice životního pojištění před rokem 1989, existuje v této oblasti velké množství výzkumů realizovaných v zahraničí. Většina těchto studií se věnuje komerčnímu životnímu pojištění, jelikož povinnost mít sjednané neživotní pojištění bývá mnohdy stanovena zákonem a z tohoto důvodu může být vliv vybraných determinant podstatnou měrou zkreslen (Feyen, Lester, a Rocha, 2011). Výsledky těchto studií přinesly velké množství závěrů o vlivu vybraných determinant na poptávku po životním pojištění, přičemž některé z nich se opakovaně potvrzují jako faktory s pozitivním vlivem, jiné jako faktory s vlivem negativním, jiné jsou nevýznamné a v některých případech jsou výsledky vzájemně v rozporu.

Jednou z prvních studií na toto téma byla práce Hammonda, Houstona a Melandera (1967), která dokazuje, že hlavním smyslem životního pojištění je ochrana závislých osob před nedostatkem finančních prostředků v případě smrti živitele rodiny. Teoretický model poptávky po pojištění odvodil jako první Yaari (1965), následně potom

Hakansson (1969) a Fisher (1973). Na tyto autory navázali o několik let později Pissarides (1980), Campbell (1980), Karni a Zilcha (1986), Lewis (1989) a Bernheim (1991). Tyto studie přinesly prvotní teoretický rámec, ohraničující analýzu poptávky po životním pojištění.

Za klíčové dílo však lze považovat studii provedenou v roce 2003 Beckem a Webbem (Webb a Beck, 2003). Autoři se zabývali výzkumem determinant, které dle jejich úsudku a také na základě dříve realizovaných studií ovlivňují poptávku po životním pojištění. Jejich datový vzorek obsahoval údaje z 68 zemí světa, v období let 1961–2000. Analýza byla provedena prostřednictvím analýzy panelových dat. Zkoumané determinanty klasifikovali do tří hlavních skupin, na demografické, ekonomické a institucionální. Z jejich výsledků vyplývá, že zásadní roli při formování poptávky po životním pojištění hraje příjem jednotlivce, úroveň vývoje bankovního sektoru, míra inflace a náboženské vyznání.

Li a kol. (2007) se zabývali analýzou determinant v zemích OECD. Stejně jako převážné většině výše uvedených autorů i jim vyšel jako pozitivně působící vysvětlující faktor příjem jednotlivce. Dalšími determinantami s pozitivním vlivem byly počet závislých osob, o které rodina pečuje, úroveň nejvyššího dosaženého vzdělání a úroveň rozvinutosti infrastruktury finančních služeb. Na druhou stranu, věk se zde prokázal jako faktor s negativním vlivem a stejně tak i úroveň sociálního zabezpečení a transfery vlády obyvatelstvu.

Další zajímavou studií je práce Yea a kol. (2009), kde autoři zkoumají determinanty ovlivňující zahraniční účast v oblasti životního pojištění v zemích OECD, mezi roky 1993–2000. Zde se potvrdil pozitivní vliv střední délky života, míry vzájemné závislosti mladých a starých obyvatel a výše příjmů. Podstatnější pro tento výzkum však byly determinanty institucionální, kde se prokázalo, že vyšší míra liberalizace, stabilnější vládní prostředí a vyšší účinnost vládních předpisů mají pozitivní dopad na účast zahraničních subjektů na domácím pojistném trhu. Vyšší výdaje na sociální zabezpečení, známé spíše z ekonomik s vysokou mírou redistribuce bohatství, mají negativní vliv na účast zahraničních subjektů na domácím trhu. Identifikací nelineárního vztahu mezi mírou ekonomického rozvoje a aktivitami na pojistném trhu se zabývali Chang a Lee (2012). Zajímalo je, zda je tento nelineární vztah ve zkoumaných 92 zemích obdobný, nebo se liší. Klíčovým zjištěním jejich výzkumu bylo, že zatímco stabilní politické a právní prostředí má pozitivní vliv na rozvoj pojistného trhu v nízkopříjmových ekonomikách, ve vysoce příjmových ekonomikách je tento faktor zanedbatelný. Jejich výzkum je tedy důkazem toho, že s rostoucím ekonomickým vývojem klesá vliv institucionálních faktorů na poptávku po životním pojištění.

Stejně jako Kotlikoff a Summers (1980) i Inkmann a Michaelides (2012) se pokoušeli odpovědět na otázku, zda trh životního pojištění skrývá určité „dědičné motivy“ (bequest motive). Bylo zjištěno, že poptávku pozitivním způsobem ovlivňuje uzavření sňatku mezi partnery a stejně tak i výchova dětí. Studie byla provedena napříč rodinami žijícími na území Velké Británie z dat pocházejících od ELSA (English Longitudinal Study of Ageing), shromážděných v roce 2003. Na dříve realizované studie navázali se svým článkem také Liebenberg, Carson, a Dumm (2012), kteří zkoumali poptávku po pojištění

jako funkci životního cyklu domácností a jejich finanční kondice. Zaznamenali, že nové životní události, jako narození dítěte či uzavření manželského svazku, mají na poptávku pozitivní vliv, a přinesli nový poznatek, kdy domácnosti, ve kterých je jeden z manželů nezaměstnaný, se častěji vzdávají, tj. ruší pojistnou smlouvu životního pojištění. Outreville (2015) přináší velmi zajímavý vhled na problematiku vzdělání ve vztahu k poptávce po životním pojištění. Dosud zde panovaly dva možné kauzální vztahy, kde s vyšší úrovní dosaženého vzdělání klesá averze k riziku, nebo že méně rizikově averzní jedinci si volí vyšší úroveň vzdělání. Autor zde přichází se závěrem, že averze k riziku je negativně korelována s vyšší úrovní vzdělání a lidského rozvoje.

V roce 2011 vydali svou práci Elango a Jones (2011), kde zkoumali hybné síly pojistného trhu v rozvíjejících se ekonomikách v letech 1998–2008. Do vzorku jejich referenčních zemí se dostala i Česká republika. Autoři opět vycházeli ze studie Webba a Becka (2003) a potvrdili zajímavý fakt, že demografické faktory vysvětlují vyšší míru variability zkoumaného souboru oproti faktorům ekonomickým a institucionálním. Další studií, která obsahovala údaje i za Českou republiku, byla práce Kjosevskioho (2012), který se pokusil identifikovat klíčové determinanty poptávky po životním pojištění v zemích střední a jihovýchodní Evropy v letech 1998–2010 pomocí analýzy panelových dat. Jako vysvětlovanou proměnnou využil ukazatel pojištěnosti a průměrné pojistné na obyvatele a konstatuje, že HDP na obyvatele, nejvyšší dosažené vzdělání a poměr zdravotních výdajů k HDP byly identifikovány jako determinanty s pozitivním vlivem, naproti tomu míra inflace a poměr mladých závislých osob se projeví jako negativní faktory. Jako další lze uvést studii Kramariče a Galetice (2013). Jejich cílem bylo analyzovat vliv ekonomického rozvoje na rozvoj pojistného trhu. Autoři počítali korelační koeficienty pro země EU27 a EU12 v letech 2000–2009. Bylo zjištěno, že vývoj pojistného trhu v zemích EU12 je s ekonomickým vývojem korelován silněji, než je tomu u zemí EU27. Dalším výsledkem bylo, že razantnější růst pojistného trhu je zaznamenán u nových členských zemí EU oproti těm stávajícím.

Studii nám geograficky velmi blízkou je práce Sliwinskiho, Michalskiho a Roszkiewiczze (2013), kteří se pokusili identifikovat determinanty rozvoje pojistného trhu v Polsku. Ve svém článku využili spojení determinant stejného typu do jedné proměnné a zkoumali vliv této nové proměnné na poptávku po životním pojištění. Jejich výsledky se v mnoha ohledech shodují s ekonomikami západního typu, kde ekonomické faktory mají na vývoj poptávky významný vliv. Stejně jako Sen (2008) a Mahdzan a Victorian (2013) v prostředí Jihovýchodní Asie identifikovali v Polsku jako nevýznamné nejvyšší dosažené vzdělání.

Z publikací slovenských autorů je třeba zmínit článek Brokešové, Pastorákové a Ondrušky (2014), kde je analyzována poptávka po pojištění v zemích Visegrádské skupiny v letech 1995–2010. Autoři se shodují, že determinanty, které se prokázaly jako významné v rozvinutých ekonomikách, jsou odlišné od těch, které jsou klíčové pro tyto čtyři zkoumané země. Jako významné determinanty s pozitivním vlivem na poptávku zde vyšly ekonomické faktory, jako nevýznamné zde vyšly míra inflace (stejně jako v Kábrtovi, 2016), sociální zabezpečení a kriminalita.

#### 4. Analýza determinant ovlivňujících poptávku po životním pojištění v České republice

V této části práce budeme empiricky analyzovat závislost předepsaného pojistného na životní pojištění v České republice na vybraných determinantách, které máme k dispozici ve formě ročních časových řad v období let 1993–2015. Předepsané pojistné na životní pojištění budeme analyzovat ve dvou podobách, jednak jako pojištěnost ( $PPZP_{HDP}$ ), tj. podíl předepsaného pojistného na životní pojištění k hrubému domácímu produktu (v %), a jako densitu ( $PPZP_{obyv.}$ ), tj. předepsané pojistné na životní pojištění na obyvatele (v Kč), (ČAP, 2017 a ČSÚ, 2017).

K dispozici máme 23 determinant, obdobně jako v práci Becka a Webba (2003), rozdělených do tří skupin: na ekonomické, demografické a institucionální. Ekonomická skupina obsahuje 13 determinant:

- *CDD* – čistý disponibilní důchod na obyvatele v Kč (ČSÚ, 2017),
- *CNU* – čisté národní úspory na obyvatele, v Kč v b. c. (ČSÚ, 2017),
- *DS* – diskontní sazba ČNB, v % (ČNB, 2017),
- *GI* – Giniho index, v % (Marek, 2016),
- *HDP* – hrubý domácí produkt na obyvatele, v b. c., v Kč (ČSÚ, 2017),
- *INF* – míra inflace, v % (ČSÚ, 2017),
- *MN* – míra nezaměstnanosti, v % (ČSÚ, 2017),
- *OSVČ* – počet samostatně výdělečných osob na 1000 obyvatel (ČSÚ, 2017),
- *PLV* – průměrný počet let vzdělávání, obě pohlaví, v letech, odhady UNESCO (UNESCO, 2017),
- *PM* – průměrná mzda na obyvatele, v Kč (ČSÚ, 2017),
- *UB* – úvěry na bydlení na obyvatele, v Kč (ČNB, 2017),
- *UD* – úvěry domácnostem na obyvatele v Kč (ČNB, 2017),
- *VSD* – výdaje na spotřebu domácností na obyvatele (ČSÚ, 2017);

demografická skupina 5 ukazatelů:

- *E0* – naděje dožití při narození za obě pohlaví, v letech (EUROSTAT, 2017),
- *IZ* – index závislosti – podíl počtu obyvatel ve věku 65 a více let na počtu obyvatel ve věku 0–14 let, v % (ČSÚ, 2017),
- *IZS* – index závislosti starých – podíl počtu obyvatel ve věku 65 a více let na počtu pracovně aktivních obyvatel ve věku 15–64 let, v % (ČSÚ, 2017),
- *IZM* – index závislosti mladých – podíl počtu obyvatel ve věku 0–14 let na počtu obyvatel ve věku 15–64 let, v % (ČSÚ, 2017),
- *VS* – počet osob s terciálním vzděláním na 1000 obyvatel (ČSÚ, 2017);

a institucionální také 5 ukazatelů:

- *DP* – daňové příjmy na obyvatele (MF, 2017),
- *DSP* – dávky sociální podpory na obyvatele (MPSV, 2017b),

- *PSD* – průměrný starobní důchod, v Kč (MPSV, 2017a),
- *VBS* – vývoj bankovního sektoru, vypočítaný jako podíl ukazatele M2 na HDP, v % (ČSÚ, 2017 a ČNB, 2017),
- *VVS* – velikost veřejného sektoru, vypočítaný jako podíl daňových příjmů na HDP, v % (MF, 2017).

Je zřejmé, že sestavit funkční model pro tak velké množství časových řad není možné, jelikož máme pro každou z nich k dispozici pouze 23 ročních údajů. Bude tak potřeba dimenzi modelu v průběhu přípravy analýzy výrazněji zredukovat.

Vzhledem k tomu, že má smysl analyzovat vztahy mezi časovými řadami pouze v případě, kdy jsou analyzované časové řady stejného řádu integrace, je prvním krokem při jejich modelování provedení testu jednotkových kořenů. Z rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu (Dickey a Fuller, 1979) uvedeného v tabulce 1 vyplývá, že s výjimkou časových řad *VS*, *VSD* a *VVS* jsou všechny časové řady nestacionární, tj. integrované řádu 1 ( $I(1)$ ). *VS* je nestacionární, integrovaná řádu 2 ( $I(2)$ ), *VSD* a *VVS* jsou stacionární, integrované řádu 0 ( $I(0)$ ). Tyto tři časové řady proto není možné do analýzy zahrnout a již nyní lze konstatovat, že na vývoj pojistného trhu v ČR nemají vliv.

Mezi nestacionárními časovými řadami bývají často identifikovány dva problémy – zdánlivá regrese a multikolinearita. Problém zdánlivé regrese spočívá v tom, že korelační koeficienty mezi časovými řadami vykazují, díky podobnému tvaru trendu, vysoké hodnoty, ač spolu časové řady ve skutečnosti nesouvisí. V případě multikolinearity jde o vzájemnou silnou závislost mezi vysvětlujícími proměnnými v modelu. Časové řady, u nichž byl identifikován jeden z výše uvedených problémů, potom nelze do modelu zahrnout. Oba problémy mají společný identifikátor a tím je hodnota párového korelačního koeficientu, vždy mezi dvojicí časových řad. Tabulka v Příloze obsahuje korelační matici s párovými korelačními koeficienty mezi všemi analyzovanými časovými řadami (již bez *VS*, *VSD* a *VVS*). Je zřejmé, že vysoké korelační koeficienty indikující multikolinearitu, lze nalézt u velkého množství časových řad, a bude tak třeba rozhodnout, které časové řady lze a které nelze, do modelu zahrnout, čímž dojde k další přirozené redukci dimenze modelu.

Podívejme se nejprve na analyzované determinanty obecněji, tj. nikoli z hlediska individuálních časových řad, ale z hlediska skupin, do kterých byly v úvodu této části zařazeny. Použijeme metodu hlavních komponent (např. Hebák a kol., 2015), která se používá v případě, kdy je k dispozici velké množství vzájemně závislých vstupních proměnných a pro analýzu je z nejrůznějších důvodů nutné jejich počet zredukovat. Metoda je založena na zkoumání, zda je možné analýzu zjednodušit tím, že původní skupinu proměnných, bez větší ztráty informace v nich obsažené, nahradíme jednou proměnnou nebo menším počtem nových proměnných. Tyto nové proměnné vzniknou jako lineární kombinace původních proměnných, jsou vzájemně nezávislé a označují se jako hlavní komponenty. Nejdůležitějším požadavkem na ně kladeným je, aby co nejvíce vysvětlovaly variabilitu původních proměnných, tj. aby první hlavní komponenta popsala největší část variability původních dat, druhá hlavní komponenta potom největší část variability neobsažené v první hlavní komponentě atd. Odhadneme tak hlavní komponenty pro každou skupinu determinant a zjistíme jejich vliv na předepsané pojistné.



**Tabulka 1 | ADF testy**

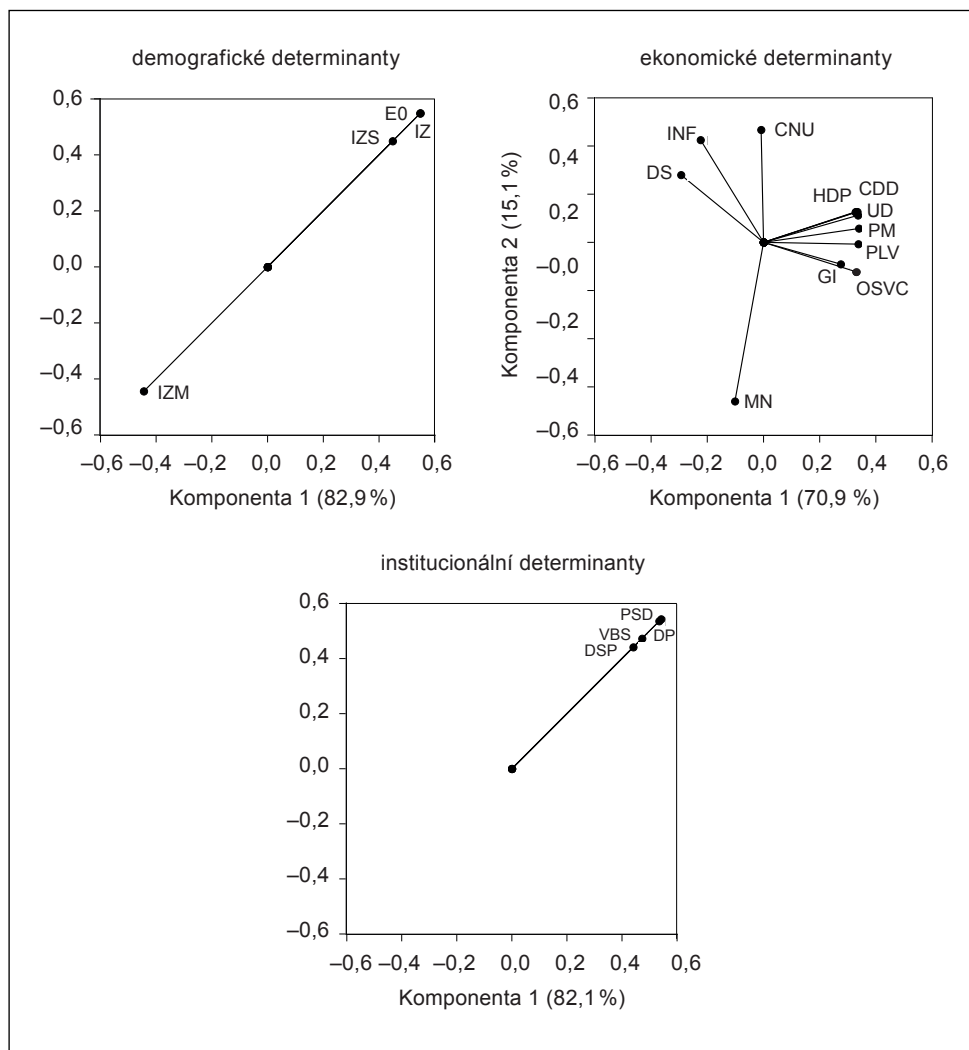
	$y_t$		$\Delta y_t$		$\Delta^2 y_t$		Typ integrace
	$t_{ADF}$	Prob.	$t_{ADF}$	Prob.	$t_{ADF}$	Prob.	
<b>PPZP<sub>HDP</sub></b>	-1,7499	0,3933	-3,9932	0,0305	x	x	I(1)
<b>PPZP<sub>OBYV</sub></b>	-1,4012	0,5629	-5,7546	0,0000	x	x	I(1)
<b>CDD</b>	-2,2974	0,4172	-4,7751	0,0001	x	x	I(1)
<b>CNU</b>	-2,9132	0,1783	-3,5336	0,0012	x	x	I(1)
<b>DP</b>	2,9241	0,9982	-4,8984	0,0009	x	x	I(1)
<b>DS</b>	-2,0588	0,2617	-3,7488	0,0125	x	x	I(1)
<b>DSP</b>	-2,3266	0,1738	-5,5271	0,0000	x	x	I(1)
<b>E0</b>	-3,0753	0,1352	-6,3854	0,0000	x	x	I(1)
<b>GI</b>	-3,5478	0,0612	-4,4260	0,0002	x	x	I(1)
<b>HDP</b>	-2,5787	0,2919	-5,2497	0,0000	x	x	I(1)
<b>INF</b>	-3,5035	0,0627	-19,5735	0,0001	x	x	I(1)
<b>IZ</b>	-2,3663	0,3855	-3,2363	0,0307	x	x	I(1)
<b>IZM</b>	2,3981	0,9942	-2,6717	0,0099	x	x	I(1)
<b>IZS</b>	-2,3352	0,4004	-5,4257	0,0256	x	x	I(1)
<b>MN</b>	-2,7788	0,0783	-3,7817	0,0007	x	x	I(1)
<b>OSVC</b>	-2,1707	0,2215	-3,0081	0,0045	x	x	I(1)
<b>PLV</b>	-2,8567	0,1933	-4,6979	0,0015	x	x	I(1)
<b>PM</b>	-2,8709	0,0643	-3,5859	0,0436	x	x	I(1)
<b>PSD</b>	-2,2890	0,1835	-3,4762	0,0184	x	x	I(1)
<b>UB</b>	0,4263	0,7946	-8,4015	0,0001	x	x	I(1)
<b>UD</b>	-3,5930	0,0551	-5,2567	0,0404	x	x	I(1)
<b>VBS</b>	0,8213	0,9917	-2,5122	0,0149	x	x	I(1)
<b>VS</b>	2,5659	0,9959	-2,5329	0,1224	-5,8524	0,0000	I(2)
<b>VSD</b>	-3,3817	0,0225	x	x	x	x	I(0)
<b>VVS</b>	-4,0011	0,0070	x	x	x	x	I(0)

Zdroj: vlastní zpracování

Pro skupinu demografických a institucionálních determinant byla identifikována jako významná pouze první hlavní komponenta (v případě demografických determinant vysvětluje 82,9 %, u institucionálních 82,1 %, celkové variability původních časových

řad) a pro ekonomické determinanty první (70,9 %) a druhá komponenta (15,1 %), které dohromady vysvětlují 86 % celkové variability původních časových řad. Jejich grafické zobrazení je uvedeno na obrázku 1, který znázorňuje hodnoty první, resp. prvních dvou hlavních komponent, a zároveň vyjadřuje jejich vztah k původním časovým řadám, protože úhel mezi vodicími čarami je nepřímo úměrný velikosti korelace mezi původními časovými řadami (svírají-li úhel 90°, korelační koeficient je roven 0, blíží-li se úhel ke 180°, potom se korelační koeficient blíží -1, čím je úhel mezi nimi menší, tím více se korelační koeficient blíží 1).

**Obrázek 1 | Biplot**



Zdroj: vlastní zpracování

Jak bylo řečeno výše, s hlavními komponentami lze bez větší ztráty informace pracovat jako s původními proměnnými. Použijeme je proto jako vysvětlující proměnné do regresního modelu  $Y_t = \beta'X_t + a_t$ , kde  $a_t$  je nesystematická složka modelu s vlastnostmi procesu bílého šumu, tj. náhodné veličiny  $a_t$  jsou vzájemně lineárně nezávislé a mají  $N(0, \sigma_a^2)$ , a pokusíme se identifikovat jejich vliv na oba ukazatele předepsaného pojistného.

Vzhledem k tomu, že v obou případech výše uvedený statický regresní model nelze z důvodu autokorelace nesystematické složky použít, dynamizujeme modely do tvaru modelu ADL (Arlt, Arltová, 2009):

$$\alpha(B)Y_t = c + \beta_1(B)X_{1,t-1} + \beta_2(B)X_{2,t-1} + \dots + \beta_k(B)X_{k,t-1} + a_t, \quad (1)$$

kde  $B$  je operátor zpoždění. Pro densitu dostaneme po úpravách model uvedený v tabulce 2.

**Tabulka 2 | Model ADL hlavních komponent pro densitu**

Závisle proměnná: <i>PPZP<sub>OBVY</sub></i>				
Proměnná	Parametr	Směrodatná chyba	t-stat	P-hodnota
<i>PPZP_OBYV(-1)</i>	1,1275	0,0157	71,9417	0,0000
<i>DEMOG(-1)</i>	-1 366,6600	192,4823	-7,1002	0,0000
<i>EKON1</i>	367,9459	82,0704	4,4833	0,0005
<i>INST</i>	282,2709	109,6863	2,5734	0,0221
<i>D1</i>	943,1330	159,9356	5,8970	0,0000
Diagnostické testy			TK	P-hodnota
<b>Breuschův-Godfreyho test autokorelace</b>			0,0592	0,9428
<b>ARCH test podmíněné heteroskedasticity</b>			1,9343	0,1833
<b>Jarqueho-Berův test normality</b>			0,0677	0,9667

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky ukazují, že densita, tj. předepsané pojistné na životní pojištění na obyvatele, je závislá přímo úměrně na své předchozí hodnotě, první hlavní ekonomické a institucionální komponentě a nepřímo úměrně na zpožděné první hlavní demografické komponentě (do modelu byla pro eliminaci zlomu v časových řadách, způsobeného finanční krizí, vložena umělá proměnná  $D_1$ , která je v roce 2010 = 1, jinde obsahuje 0). Druhá hlavní ekonomická komponenta byla v modelu statisticky nevýznamná, proto není ve výsledném modelu obsažena. Model vysvětluje  $R^2 = 0,995192$  rozptylu závisle proměnné, upravený  $R^2_{upr} = 0,993818$ . Diagnostická kontrola modelu prokázala, že nesystematická složka modelu není autokorelovaná, je homoskedastická a má normální rozdělení.

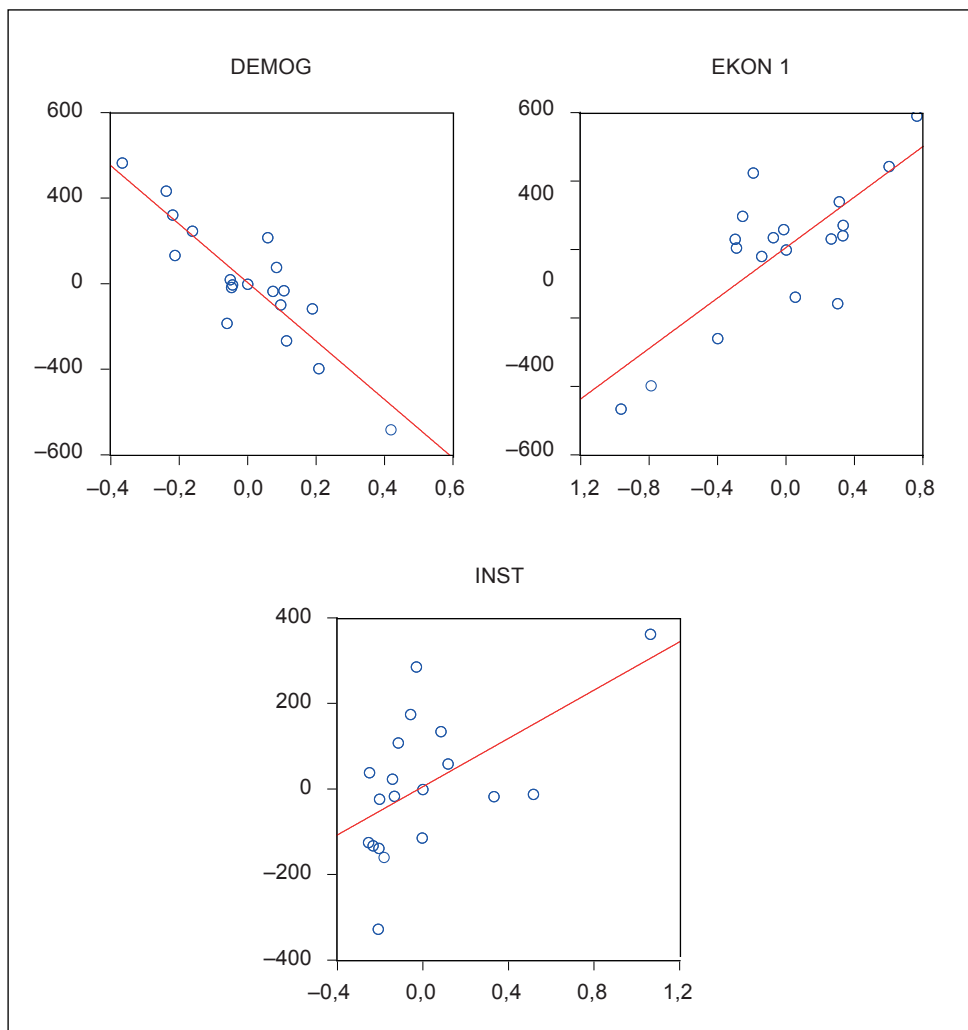
Z odhadu parametrů modelu ADL následně odvodíme parametry modelu korekce chyby

$$\Delta \widehat{PPZP}_{obyv,t} = 367,9459\Delta EKON1_t + 282,2709\Delta INST_t + 943,133D_{1t} + 0,1275(PPZP_{obyv,t-1} + 10721,34DEMOG_{t-1} - 2886,51EKON1_{t-1} - 2214,39INST_{t-1}), \quad (2)$$

a z toho potom dlouhodobý vztah ve formě

$$\widehat{PPZP}_{obyv,t} = -10721,34DEMOG_t + 2886,51EKON1_t + 2214,39INST_t. \quad (3)$$

**Obrázek 2 | Pákové grafy vlivu hlavních komponent na densitu**



Zdroj: vlastní výpočet

Výsledky dlouhodobého vztahu potvrzují i pákové grafy na obrázku 2, které ukazují, že na předepsané pojistné na životní pojištění na obyvatele má nepřímo úměrný silný vliv demografická komponenta a slabší, přímo úměrný vliv první ekonomická a institucionální komponenta.

Provedeme-li stejný výpočet pro pojištěnost (tabulka 3), tj. předepsané pojistné na životní pojištění k HDP, zjistíme, že je přímo úměrně závislé na své předchozí hodnotě a na první hlavní ekonomické komponentě a nepřímo úměrně na hlavní demografické komponentě (stejně jako u předchozího modelu je  $D_{1,2010} = 1$ ). Druhá hlavní ekonomická a první institucionální komponenta byly v modelu statisticky nevýznamné. Model vysvětluje  $R^2 = 0,959182$  rozptylu závisle proměnné, upravený  $R^2_{upr} = 0,951018$ . Diagnostická kontrola modelu prokázala, že nesystematická složka modelu není autokorelovaná, je homoskedastická a má normální rozdělení.

**Tabulka 3 | Model ADL hlavních komponent pro pojištěnost**

Závisle proměnná: $PPZP_{HDP}$				
Proměnná	Parametr	Směrodatná chyba	t-stat	P-hodnota
$PPZP_{HDP}(-1)$	1,1223	0,0357	31,4354	0,0000
<b>DEMOG</b>	-0,2412	0,0750	-3,2151	0,0058
<b>EKON1</b>	0,0793	0,0331	2,3999	0,0298
<b>D1</b>	0,2937	0,0814	3,6085	0,0026
Diagnostické testy			TK	P-hodnota
<b>Breuschův-Godfreyho test autokorelace</b>			0,8284	0,4586
<b>ARCH test podmíněné heteroskedasticity</b>			0,0796	0,7815
<b>Jarqueho-Berův test normality</b>			0,6814	0,7113

Zdroj: vlastní zpracování

Model korekce chyby potom bude ve tvaru

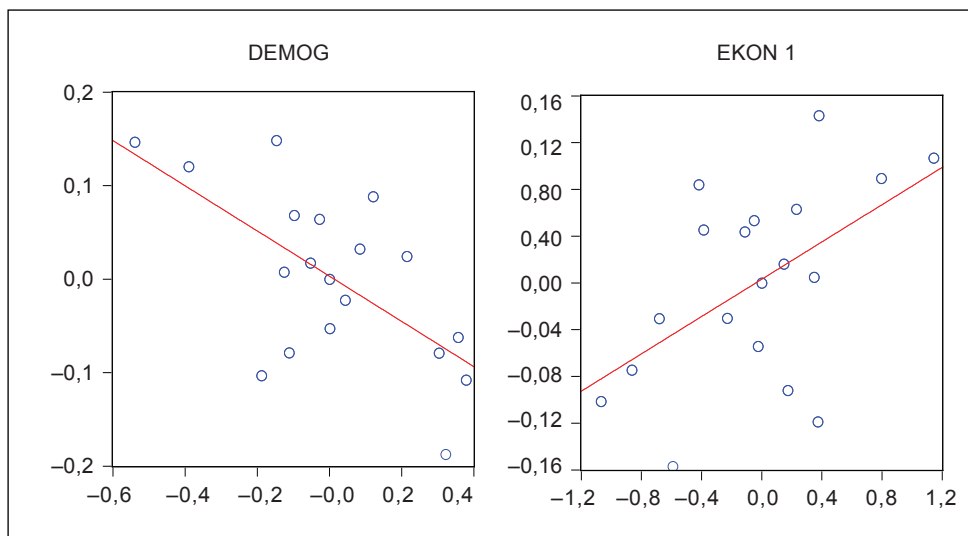
$$\Delta \widehat{PPZP}_{HDP,t} = -0,2412\Delta DEMOG_t + 0,0793\Delta EKON1_t + 0,2937D_{1,t} + 0,1223(PPZP_{HDP,t-1} + 1,9732DEMOG_{t-1} - 0,6488EKON1_{t-1}), \quad (4)$$

a z něho dlouhodobý vztah

$$\widehat{PPZP}_{HDP,t} = -1,9732DEMOG_t + 0,6488EKON1_t. \quad (5)$$

Pákové grafy na obrázku 3, stejně jako model dlouhodobého vztahu ukazují, že vliv na pojištěnost mají obě komponenty nepříliš silný, v případě demografické komponenty nepřímo úměrný, v případě první ekonomické komponenty přímo úměrný.

**Obrázek 3 | Pákové grafy vlivu hlavních komponent na pojištěnost**



Zdroj: vlastní výpočet

S informacemi získanými z modelů odhadnutých pomocí hlavních komponent se nyní lze vrátit zpět k individuálním časovým řadám.

**Tabulka 4 | Regresní model pro densitu**

Závisle proměnná: $PPZP_{OBYV}$				
Proměnná	Parametr	Směrodatná chyba	t-stat	P-hodnota
<i>DS</i>	-100,5642	37,9402	-2,6506	0,0158
<i>IZS</i>	-324,6024	103,9337	-3,1232	0,0056
<i>PM</i>	0,2768	0,0334	8,2918	0,0000
<i>VBS</i>	96,2618	35,2329	2,7322	0,0132
Diagnostické testy			TK	P-hodnota
<b>Breuschův-Godfreyho test autokorelace</b>			1,2926	0,3002
<b>ARCH test podmíněné heteroskedasticity</b>			0,6438	0,4318
<b>Jarqueho-Berův test normality</b>			1,1956	0,5501

Zdroj: vlastní zpracování

Z biplotů na obrázku 1 a z korelačních koeficientů uvedených v tabulce 2 je již v tuto chvíli jednodušší získat představu o tom, které časové řady lze a které nelze z každé skupiny determinant, s ohledem na multikolinearitu, zahrnout do modelu analyzujícího

individuální vliv na daný ukazatel předepsaného pojistného. Z obrázku 1 je patrné, že z časových řad, jejichž vodící čáry svírají v grafu minimální velikosti úhlů, lze vybrat vždy pouze jednu, protože časové řady jsou navzájem velmi silně korelované (tuto skutečnost lze ověřit v tabulce 2) a velmi pravděpodobně tak budou i nositeli zdánlivé regrese.

Po vyloučení kolineárních časových řad byly zbylé časové řady zahrnuty do analýzy a po eliminaci statisticky nevýznamných časových řad byl pro densitu odhadnut model v tabulce 4, který lze zapsat ve tvaru

$$\widehat{PPZP}_{obyt,t} = -100,5642DS_t - 324,6024IZS_t + 0,2768PM_t + 96,2618VBS_t. \quad (6)$$

Z výsledků vyplývá, že densita v ČR ve stejném čase závisí přímo úměrně na průměrné mzdě (*PM*) a velikosti bankovního sektoru (*VBS*), nepřímo úměrně na daňové sazbě (*DS*) a indexu závislosti starých (*IZS*), což přesně odpovídá i identifikovaným směrům působení z obrázku 1 a také z modelu ADL (v tabulce 2), odhadnutého pomocí metody hlavních komponent. Tomu také odpovídá zastoupení všech skupin determinant v odhadnutém modelu. Podle našeho modelu vede zvýšení průměrné mzdy o 1 Kč ke zvýšení předepsaného pojistného v průměru o necelých 0,28 Kč a zvětšení velikosti bankovního sektoru o procento zvýší předepsané pojistné v průměru o 96 Kč; a naopak zvýšení diskontní sazby ČNB o procento sníží v průměru předepsané pojistné o 100,6 Kč a zvýšení indexu závislosti starých o procento vede ke snížení předepsaného pojistného v průměru o 324,6 Kč; vše za předpokladu, že ostatní proměnné jsou v modelu konstantní. Index determinace  $R^2$  je 0,9802, upravený index determinace  $R^2_{upr} = 0,97712$ . Diagnostická kontrola modelu prokázala, že nesystematická složka modelu není autokorelovaná, je homoskedastická a má normální rozdělení.

Pro pojištěnost byl obdobným způsobem odhadnut model v tabulce 5.

**Tabulka 5 | Regresní model pro pojištěnost**

Závisle proměnná: $PPZP_{HDP}$				
Proměnná	Parametr	Směrodatná chyba	t-stat	P-hodnota
<b>C</b>	2,228398	0,391828	5,687189	0,0000
<b>CNU</b>	-0,000012	0,000003	-3,981248	0,0009
<b>DS</b>	-0,031680	0,010348	-3,061561	0,0067
<b>IZM</b>	-0,053309	0,014283	-3,732418	0,0015
<b>PM</b>	0,000028	0,000006	4,352681	0,0004
Diagnostické testy			TK	P-hodnota
<b>Breuschův-Godfreyho test autokorelace</b>			1,5695	0,2386
<b>ARCH test podmíněné heteroskedasticity</b>			0,5070	0,4847
<b>Jarqueho-Berův test normality</b>			2,9898	0,2243

Zdroj: vlastní zpracování

Lze jej přepsat do tvaru

$$\widehat{PPZP}_{HDP,t} = 2,2284 - 0,000012CNU_t - 0,0317DS_t - 0,0533IZM_t + 0,000028PM_t, \quad (7)$$

ve kterém pojištění v ČR ve stejném čase závisí přímo úměrně pouze na průměrné mzdě ( $PM$ ), nepřímo úměrně na čistých národních úsporách na obyvatele ( $CNU$ ), na daňové sazbě ( $DS$ ) a indexu závislosti mladých ( $IZM$ ), což opět zcela odpovídá výsledkům získaným z modelu ADL (v tabulce 3) odhadnutého pomocí metody hlavních komponent. Lze si všimnout i skutečnosti, že stejně jako v tabulce 3 nebyl identifikován významný vliv institucionální komponenty, nebyl ani zde identifikován významný vliv některé z časových řad, patřících do skupiny institucionálních determinant. Z modelu tak vyplývá, že zvýšení průměrné mzdy o 1 000 Kč vede ke zvýšení předepsaného pojistného v průměru o necelých 0,028 p. b.; a naopak zvýšení čistých národních úspor na obyvatele o 1 000 Kč v průměru sníží předepsané pojistné o 0,012 p. b., zvýšení diskontní sazby ČNB o procento sníží v průměru předepsané pojistné o 0,032 p. b. a zvýšení indexu závislosti mladých o procento vede k průměrnému snížení předepsaného pojistného o 0,053 p. b.; vše za předpokladu, že ostatní proměnné jsou v modelu konstantní. Index determinace  $R^2$  je 0,96748, upravený index determinace  $R^2_{upr} = 0,960254$ . Diagnostická kontrola modelu prokázala, že nesystematická složka modelu není autokorelovaná, je homoskedastická a má normální rozdělení.

## Závěr

Článek se zabýval analýzou determinant ovlivňujících poptávku po životním pojištění. Místo často využívané panelové regrese jsme pro analýzu použili regresní analýzu časových řad, která je však často zatížena problémy spjatými se zdánlivou regresí a multikolinearitou vysvětlujících proměnných. Pro eliminaci tohoto problému byla zvolena vícerozměrná metoda hlavních komponent, pomocí které jsme původní vysvětlující proměnné, rozdělené do skupin podle typu na demografické, ekonomické a institucionální, nahradili bez ztráty vypovídací schopnosti, jejich lineární kombinací.

Empirický výzkum jsme poté rozdělili do dvou částí. Vysvětlovaná proměnná, která reprezentovala poptávku po životním pojištění, byla zastoupena ukazatelem pojištěnosti a densitou. Pro obě vysvětlované proměnné byl nejprve odhadnut model obsahující komponentní proměnné a následně, s ohledem na jeho výsledky, model obsahující původní časové řady.

Na počátku jsme měli k dispozici 23 determinant, zastoupených ročními časovými řadami v období let 1993–2015. Již v prvním kroku analýzy, po provedení testu jednotkového koefice, došlo k zajímavému zjištění, a to, že do modelu nemůžeme zahrnout časové řady počet vysokoškolsky vzdělaných obyvatel, velikost veřejného sektoru a výdaje na spotřebu domácností na obyvatele, protože jsou jiného řádu integrace než ostatní časové řady. Tímto zjištěním se naše závěry výrazně liší od analýz provedených pro západní ekonomiky, kde zpravidla počet vysokoškolsky vzdělaných lidí má významně pozitivní vliv na vývoj poptávky po pojištění (např. Ye a kol., 2009). Nevýznamnost



velikosti veřejného sektoru potom odporuje studii Li a kol. (2007), ve které byla identifikována negativní závislost této proměnné. Tato studie však byla provedena souhrnně pro země OECD. S nárůstem veřejného sektoru v těchto zemích rostou zpravidla i transfery obyvatelstvu, což může ochromit růst poptávky po životním pojištění. V České republice zřejmě veřejný sektor nesehrává tak podstatnou roli při formování poptávky po životním pojištění. Pokud bychom zkoumali výši předepsaného pojistného u životního pojištění ve vztahu k HDP, zjistili bychom, že oproti vyspělým tržním ekonomikám nabývá tento ukazatel v České republice velmi nízkých hodnot (Kábrt, 2016). Z této skutečnosti může i vyplývat, že vliv spotřebních výdajů domácností, který je nedílnou součástí hrubého domácího produktu (Mankiw, 2012), nesouvisí s vývojem poptávky po životním pojištění.

Ve druhém kroku jsme pro identifikaci multikolinearity a zdánlivé regrese vypočetili korelační koeficienty mezi všemi zbylými proměnnými. Jelikož se ukázalo, že velmi mnoho časových řad je vzájemně kolineárních, bylo třeba pro další analýzu vybrat jen ty, které nebudou tímto problémem zatíženy a zároveň bude moci být jejich prostřednictvím vysvětlen vliv na poptávku po životním pojištění. Jako vhodnou jsme k tomuto účelu vybrali metodu hlavních komponent, pomocí které byly odhadnuty hlavní komponenty, které vysvětlovaly největší podíl variability původních proměnných pro každou skupinu determinant zvláště a pomocí biplotů byly upřesněny a zřehledněny informace získané z korelační tabulky.

Pro zjednodušení analýzy jsme dále tyto hlavní komponenty použili jako vysvětlující proměnné v regresním modelu analyzujícím souhrnný vliv faktorů na poptávku po životním pojištění. Výsledky těchto modelů jsou ve shodě s analýzami výše citovaných autorů. Byl zde identifikován negativní vztah mezi demografickou komponentou a poptávkou po pojištění, stejně jako ve studii Yea a kol. (2009). Vliv ekonomických determinant se v našem modelu projevil jako pozitivní, což je opět v souladu s naprostou většinou historických studií. Institucionální komponenta vyšla s pozitivním vlivem na poptávku v modelu density a jako nevýznamná v modelu pojistitelnosti, tento závěr je shodný se studií Becka a Webba (2003).

V poslední fázi naší analýzy, která byla zaměřena na individuální vliv determinant, jsme vyšli z informací získaných z metody hlavních komponent, z korelačních koeficientů a z regresních modelů analyzujících souhrnný vliv na poptávku. Vyloučili jsme kolineární časové řady a zbylé jsme zahrnuli regresního modelu. Po eliminaci statisticky nevýznamných časových řad jsme pro obě vysvětlované proměnné získali modely, jejichž výsledky jsou ve shodě s modely ADL získanými z modelů hlavních komponent. Projevil se zde však negativní vliv úrokové sazby na poptávku po životním pojištění. V západních ekonomikách bývá pravidlem, že kromě pozitivního vlivu bohatství (často reprezentovaného jako HDP na obyvatele nebo čistý disponibilní důchod) existuje i pozitivní vztah mezi úrokovou mírou a poptávkou po životním pojištění (Beck a Webb, 2003). Dříve realizovaná studie z českého prostředí – Kábrt (2016) – však poukazuje na fakt, že tato závislost nemusí být pravidlem, konkrétně v České republice dávají spotřebitelé s růstem úrokové míry přednost alternativním aktivitám před produkty životního pojištění. Determinanta příjem, kterou zde nahrazuje průměrná mzda, vystupuje v naprosté většině studií

jako faktor s pozitivním vlivem na poptávku po pojištění. Příjem je klíčovou determinantou, neboť se ekonomické subjekty při nákupu pojištění rozhodují jednak na základě výše volných peněžních prostředků (Beck a Webb, 2003), ale také podle ceny samotné pojistné ochrany (Ulbinaitė a Kucinskiene, 2013).

V modelu density byl dále identifikován negativní vztah mezi indexem závislosti starých lidí a poptávku po pojištění. Tento závěr je shodný se studií Yea a kol. (2009) a má své logické opodstatnění. Domníváme se, že demografické změny související se stárnutím populace mají za následek snížení počtu ekonomicky aktivního obyvatelstva. Jelikož v České republice v současné době stále převládá průběžný systém financování starobních penzí, není u starých lidí žádný stimul pro uzavírání životního pojištění. Podstatou životního pojištění je krytí finančních potřeb v postaktivním věku, z čehož vyplývá, že pojistné smlouvy životního pojištění v této etapě lidského života končí, což také negativně ovlivňuje vývoj poptávky. Poslední významnou determinantou v tomto modelu je velikost bankovního sektoru. Tento závěr je shodný se studií Becka a Webba (2003), s podobným závěrem přišel i Bobovnik (2016), který zkoumal vliv růstu počtu pracovníků v sektoru služeb na poptávku po životním pojištění. Jelikož do tohoto sektoru patří i obory bankovníctví a pojišťovnictví, můžeme implicitně konstatovat, že autor dospěl ke stejnému závěru jako Beck a Webb (2003). Můžeme tak usuzovat, že s růstem bankovního sektoru roste zpravidla i nabídka bankovních a pojistných produktů. Zároveň díky vyšší informovanosti obyvatel o těchto produktech roste i poptávka po životním pojištění.

V modelu pojištěnosti byly identifikovány, kromě průměrné mzdy a diskontní sazby, jako statisticky významné determinanty ještě čisté národní úspory na obyvatele a index závislosti mladých. V případě čistých národních úspor byla zjištěna negativní závislost na poptávce po pojištění. Tento závěr můžeme vysvětlit tak, že nákup pojištění považujeme za spotřební výdaj a čisté národní úspory jsou tvořeny úsporami firem, domácností a vlády. Z toho vyplývá, že finanční prostředky, které jsou spotřebovány na nákup životního pojištění, nemohou být uspořeny a je zde tedy zřejmý negativní vliv na poptávku po životním pojištění. Pro index závislosti mladých vyšel negativní směr závislosti jako v případě indexu závislosti starých. Tento výsledek je v rozporu s několika historickými studiemi, např. Yea a kol. (2009), Inkmanna a Michaelidese (2012), Sautera, Wallisera a Wintera (2015) a Dragoty, Dragose a Dragose (2015), kteří zaznamenali u této determinanty pozitivní vliv. Naproti tomu Kjosevski (2012), který zkoumal vliv determinant na území střední a jihovýchodní Evropy, dospěl ke stejnému závěru jako naše studie. Domníváme se, že vlivem přibývajících počtu dětí v rodinách rostou i finanční výdaje, které musí rodiče vynaložit na jejich životní potřeby. Z tohoto důvodu jim často nezbyvají volné finanční prostředky pro nákup produktů životního pojištění a tento jev tak má negativní vliv na poptávku po životním pojištění.

Z výše uvedeného je zřejmé, že se v mnoha ohledech poptávka po životním pojištění v České republice vyvíjí v souladu s pojistnými trhy v blízkém evropském regionu, má však svá specifika.

Tabulka | Korelační matice

	PPZP <sub>HDP</sub>	PPZP <sub>OSVC</sub>	CDD	CNU	DP	DS	DSP	EO	GI	HDP	INF	IZ	IZM	IZS	MN	OSVC	PLV	PM	PSD	UB	UD	VBS
PPZP <sub>HDP</sub>	1	0,956	0,838	-0,225	0,826	-0,893	0,553	0,837	0,677	0,848	-0,683	0,848	-0,785	0,540	-0,027	0,951	0,876	0,875	0,852	0,793	0,790	0,721
PPZP <sub>OSVC</sub>	0,956	1	0,944	-0,115	0,928	-0,839	0,634	0,953	0,729	0,955	-0,606	0,957	-0,729	0,704	-0,248	0,968	0,954	0,974	0,961	0,933	0,931	0,845
CDD	0,838	0,944	1	0,168	0,992	-0,809	0,711	0,962	0,722	0,998	-0,561	0,971	-0,720	0,731	-0,405	0,908	0,950	0,978	0,959	0,945	0,936	0,815
CNU	-0,225	-0,115	0,168	1	0,222	0,039	0,339	-0,019	-0,087	0,115	0,184	-0,016	-0,182	-0,123	-0,377	-0,140	-0,072	-0,026	-0,073	-0,053	-0,075	-0,241
DP	0,826	0,928	0,992	0,222	1	-0,806	0,692	0,944	0,697	0,985	-0,565	0,957	-0,705	0,727	-0,406	0,898	0,940	0,959	0,936	0,921	0,910	0,796
DS	-0,893	-0,839	-0,809	0,039	-0,806	1	-0,512	-0,767	-0,734	-0,804	0,821	-0,790	0,786	-0,489	-0,133	-0,895	-0,823	-0,802	-0,774	-0,684	-0,673	-0,609
DSP	0,553	0,634	0,711	0,339	0,692	-0,512	1	0,613	0,486	0,703	-0,335	0,603	-0,722	0,263	-0,461	0,539	0,591	0,641	0,609	0,609	0,603	0,398
EO	0,837	0,953	0,962	-0,019	0,944	-0,767	0,613	1	0,781	0,974	-0,546	0,993	-0,584	0,843	-0,349	0,926	0,966	0,989	0,991	0,984	0,980	0,916
GI	0,677	0,729	0,722	-0,087	0,697	-0,734	0,486	0,781	1	0,734	-0,472	0,769	-0,466	0,657	-0,112	0,775	0,766	0,757	0,783	0,725	0,725	0,725
HDP	0,848	0,955	0,998	0,115	0,985	-0,804	0,703	0,974	0,734	1	-0,564	0,980	-0,704	0,752	-0,401	0,917	0,960	0,988	0,973	0,960	0,953	0,840
INF	-0,683	-0,606	-0,561	0,184	-0,565	0,821	-0,335	-0,546	-0,472	-0,564	1	-0,590	0,509	-0,427	-0,282	-0,683	-0,666	-0,576	-0,553	-0,483	-0,473	-0,506
IZ	0,848	0,957	0,971	-0,016	0,957	-0,790	0,603	0,993	0,769	0,980	-0,590	1	-0,591	0,850	-0,349	0,938	0,983	0,994	0,993	0,983	0,978	0,923
IZM	-0,785	-0,729	-0,720	-0,182	-0,705	0,786	-0,722	-0,584	-0,466	-0,704	0,509	-0,591	1	-0,081	0,059	-0,666	-0,604	-0,651	-0,591	-0,525	-0,514	-0,280
IZS	0,540	0,704	0,731	-0,123	0,727	-0,489	0,263	0,843	0,657	0,752	-0,427	0,850	-0,081	1	-0,363	0,734	0,826	0,800	0,837	0,862	0,862	0,954
MN	-0,027	-0,248	-0,405	-0,377	-0,406	-0,133	-0,461	-0,349	-0,112	-0,401	-0,282	-0,349	0,059	-0,363	1	-0,135	-0,309	-0,360	-0,359	-0,451	-0,451	-0,348
OSVC	0,951	0,968	0,908	-0,140	0,898	-0,895	0,539	0,926	0,775	0,917	-0,683	0,938	-0,666	0,734	-0,135	1	0,948	0,944	0,934	0,888	0,883	0,847
PLV	0,876	0,954	0,950	-0,072	0,940	-0,823	0,591	0,966	0,766	0,960	-0,666	0,983	-0,604	0,826	-0,309	0,948	1	0,976	0,976	0,951	0,946	0,917
PM	0,875	0,974	0,978	-0,026	0,959	-0,802	0,641	0,989	0,757	0,988	-0,576	0,994	-0,651	0,800	-0,360	0,944	0,976	1	0,994	0,982	0,978	0,898
PSD	0,852	0,961	0,959	-0,073	0,936	-0,774	0,609	0,991	0,783	0,973	-0,553	0,993	-0,591	0,837	-0,359	0,934	0,976	0,994	1	0,988	0,987	0,930
UB	0,793	0,933	0,945	-0,053	0,921	-0,684	0,609	0,984	0,725	0,960	-0,483	0,983	-0,525	0,862	-0,451	0,888	0,951	0,982	0,988	1	0,999	0,936
UD	0,790	0,931	0,936	-0,075	0,910	-0,673	0,603	0,980	0,725	0,953	-0,473	0,978	-0,514	0,862	-0,451	0,883	0,946	0,978	0,987	0,999	1	0,939
VBS	0,721	0,845	0,815	-0,241	0,796	-0,609	0,398	0,916	0,725	0,840	-0,506	0,923	-0,280	0,954	-0,348	0,847	0,917	0,898	0,930	0,936	0,939	1

## Literatura

- Beck, T., Webb, I. (2003). Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries. *World Bank Economic Review*, 17(1), 51–88, <https://doi.org/10.1093/wber/lhg011>
- 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*, 99(5), 899–927, <https://doi.org/10.1086/261783>
- Bobovnik, D. (2016). Economic, Demographic and Institutional Determinants of the Insurance Market. *Ekonomický časopis*, 64(10), 958–972.
- Brokešová, Z., Pastoráková, E., Ondruška, T. (2014). Determinants of Insurance Industry Development in Transition Economies: Empirical Analysis of Visegrad Group Data. *Geneva Papers on Risk & Insurance; Basingstoke*, 39(3), 471–492.
- Campbell, R. A. (1980). The Demand For Life Insurance: An Application of the Economics of Uncertainty. *Journal of Finance*, 35(5), 1155–1172, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1980.tb02201.x>
- ČNB (2017). ARAD systém časových řad. <[http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.STROM\\_DRILL?p\\_strid=0&p\\_lang=CS](http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.STROM_DRILL?p_strid=0&p_lang=CS)>
- ČAP (2017). Česká asociace pojišťoven. <<http://www.cap.cz/statisticke-udaje/vyvoj-pojistneho-trhu>>
- ČSÚ (2017). Český statistický úřad. <<https://czso.cz>>
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association*, 74(366), 427–431, <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dragota, I. M., Dragos, S. L., Dragos, C. H. (2015). Investment, Protection, or Waste of Money: The Determinants of the Demand for Life Insurance and Private Pensions in the Case of Romania. *Transformations in Business and Economics*, 14(2), 97–116.
- Ducháčková, E. (2005). *Principy pojištění a pojišťovnictví*. Praha: Ekopress. ISBN 80-86119-92-0.
- Ducháčková, E., Daňhel, J. (2010). *Teorie pojistných trhů*. Praha: Professional Publishing. ISBN 9788074310157.
- Elango, B., Jones, J. (2011). Drivers of Insurance Demand in Emerging Markets. *Journal of Service Science Research, Heidelberg*, 3(2), 185–204.
- Eurostat (2017). *Eurostat Database*. <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- 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 Developing Countries*. The World Bank. Policy Research Working Papers, <https://doi.org/10.1596/1813-9450-5572>
- Fisher, S. (1973). A Life Cycle Model of Life Insurance Purchases. *International Economic Review*, 14(1), 132–152, <https://doi.org/10.2307/2526049>
- Friedman, M., Nárožník, V., Jonáš, J. (1994). *Kapitalismus a svoboda*. Liberální institut. Jinočany: H & H. ISBN 80-85787-33-4.
- Hakansson, N. H. (1969). Optimal Investment and Consumption Strategies Under Risk, an Uncertain Lifetime, and Insurance. *International Economic Review*, 10(3), 433–466, <https://doi.org/10.2307/2525655>
- 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*, 34(3), 397–408, <https://doi.org/10.2307/250854>

- Hebák, P., Jarošová, E., Pecáková, I., Plašil, M., Řezanková, H., Vilikus, O., Vlach, P. (2015). *Statistické myšlení a nástroje analýzy dat*. 2. vyd. Praha: Informatorium.
- Chang, Ch., Lee, Ch.-Ch. (2012). Non-Linearity Between Life Insurance and Economic Development: A Revisited Approach. *Geneva Risk and Insurance Review; Basingstoke*, 37(2), 223–257, <https://doi.org/10.1057/grir.2011.10>
- Inkmann, J., Michaelides, A. (2012). Can the Life Insurance Market Provide Evidence for a Bequest Motive? *Journal of Risk and Insurance*, 79(3), 671–695, <https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2011.01455.x>
- Kábrt, T. (2016). Analýza vlivu makroekonomických veličin na předepsané pojistné u životního pojištění v České republice, Německu a Spojených státech amerických. *Český finanční a účetní časopis*, 11(2), 49–72, <https://doi.org/10.18267/j.cfuc.473>
- Karni, E., Zilcha, I. (1986). Risk Aversion in the Theory of Life Insurance: The Fisherian Model. *The Journal of Risk and Insurance*, 53(4), 606–620, <https://doi.org/10.2307/252966>
- Kjosevski, J. (2012). The Determinants of Life Insurance Demand in Central and Southeastern Europe. *International Journal of Economics and Finance*, 4(3), <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n3p237>
- Kotlikoff, L., Summers. (1980). *The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation*. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Papers No. 445, <https://doi.org/10.3386/w0445>
- Kramaric, T. P., Galetic. F. (2013). The Role of the Overall Economic Development on the Insurance Market Growth-Evidence of the European Union. *Journal of Applied Finance and Banking; Athens*, 3(3), 157–168.
- Lewis, F. D. (1989). Dependents and the Demand for Life Insurance. *The American Economic Review*, 79(3), 452–467.
- Li, D., Moshirian, F., Nguyen, P., Wee, T. (2007). The Demand for Life Insurance in OECD Countries. *Journal of Risk & Insurance*, 74(3), 637–652, <https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2007.00228.x>
- Liebenberg, A. P., Carson, J. M., Dumm, R. E. (2012). A Dynamic Analysis of the Demand for Life Insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 79(3), 619–644, <https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2011.01454.x>
- Marek, L. (2016). Comparison of Wages in the Czech Republic According to Different Factors, in: *The 10th International Days of Statistics and Economics (MSED 2016)*. Praha, 08.09.2016 – 10.09.2016. Slaný: Melandrium, s. 1179–1188.
- Mahdzan, N. S., Victorian. S. M. P. (2013). The Determinants of Life Insurance Demand: A Focus on Saving Motives and Financial Literacy. *Asian Social Science*, 9(5), <https://doi.org/10.5539/ass.v9n5p274>
- Mankiw, N. G. (2012). *Principles of Economics*. 6th ed. Mason, OH: South-Western Cengage Learning.
- MF (2017). *Přehled vývoje inkasa uvedených daní v ČR*. Ministerstvo financí ČR.
- MPSV (2017a). *Průměrná měsíční výše důchodů v ČR podle druhu*. Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR.
- (2017b). *Výdaje na dávky státní sociální podpory v České republice*. Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR.
- Musílek, P. (2011). *Trhy cenných papírů*. Praha: Ekopress. ISBN 978-80-86929-70-5.

- Outreville, J. F. (2015). The Relationship between Relative Risk Aversion and the Level of Education: A Survey and Implications for the Demand for Life Insurance. *Journal of Economic Surveys*, 29(1), 97–111, <https://doi.org/10.1111/%28ISSN%291467-6419/issues>.
- Pissarides, C. A. (1980). The Wealth-Age Relation with Life Insurance. *Economia*, 47(188), 451–457, <https://doi.org/10.2307/2553390>
- Přečková, L., Izáková, K. (2012). Vývoj vybraných ukazatelů pojistného trhu v České a Slovenské republice. *Český finanční a účetní časopis*, 7(3), 103–119, <https://doi.org/10.18267/j.cfuc.326>
- Sauter, N., Walliser, J., Winter, J. (2015). Tax Incentives, Bequest Motives, and the Demand for Life Insurance: Evidence from a Natural Experiment in Germany. *Journal of Pension Economics and Finance*, 14(4), 525–553, <https://doi.org/10.1017/S1474747215000244>
- Sen, S. (2008). *An Analysis of Life Insurance Demand Determinants for Selected Asian Economies and India*. India: Madras School of Economics.
- Sliwinski, A., Michalski, T., Roszkiewicz, M. (2013). Demand for Life Insurance—An Empirical Analysis in the Case of Poland. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 38(1), 62–87, <https://doi.org/10.1057/gpp.2012.21>
- 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*, 11(1), 5–23, <https://doi.org/10.18267/j.cfuc.465>
- Ulbinaitė, A., Kucinskiene, M. (2013). Insurance Service Purchase Decision-Making Rationale: Expert-Based Evidence from Lithuania. *Ekonomika; Vilnius*, 92(2), 137–155.
- Webb, I., Beck, T. (2003). Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries. *World Bank Economic Review*, 17(1), 51–88, <https://doi.org/10.1093/wber/lhg011>
- Yaari, M. E. (1965). Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer. *Review of Economic Studies*, 32(2), 137–150, <https://doi.org/10.2307/2296058>
- Ye, D., Li, D., Chen, Z., Moshirian, F., Wee, T. (2009). Foreign Participation in Life Insurance Markets: Evidence from OECD Countries. *Geneva Papers on Risk & Insurance, Basingstoke* 34(3), 466–482, <http://dx.doi.org.zdroje.vse.cz/10.1057/gpp.2009.9>
- UNESCO (2017). *UIS. Stat.* <http://data.uis.unesco.org/index.aspx?queryid=147#>
- Zákon č. 38/2004 Sb., o pojišťovacích zprostředkovatelích a samostatných likvidátorech pojistných událostí a o změně živnostenského zákona (2005). Česká republika. Dostupné z: <https://www.zakonyprolidi.cz/cs/2004-38>.
- Zákon č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů (2017). Česká republika. Dostupné z: <http://business.center.cz/business/pravo/zakony/dprij/uvod.aspx>.