UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE

PŘÍRODOVĚDECKÁ FAKULTA

Studijní program: Demografie

Studijní obor: Demografie

Bc. Kristýna Konířová

Analýza vlivu stárnutí populace na výdaje v oblasti zdravotnictví ve vybraných zemích Commonwealthu

Analysis of the impact of ageing on health care spending in selected countries of the Commonwealth

Diplomová práce

Vedoucí práce/Školitel: **RNDr. Klára Hulíková Tesárková, Ph.D.**

Praha 2014

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci zpracoval/a samostatně a že jsem uvedl/a všechny použité informační zdroje a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze dne 29. dubna 2014

Podpis:

Bc. Kristýna Konířová

Poděkování

Na tomto místě bych ráda poděkovala paní RNDr. Kláře Hulíkové Tesárkové, Ph.D. za vedení této práce, její ochotu a čas mně věnovaný, stejně jako za odborné konzultace a cenné připomínky.

Analýza vlivu stárnutí populace na výdaje v oblasti zdravotnictví ve vybraných zemích Commonwealthu

Abstrakt

Tato práce zkoumá a analyzuje vývoj stárnutí populace v Austrálii, Kanadě a na Novém Zélandu a především jeho dopady na výdajové odvětví zdravotnictví. Nejdříve je srovnán demografický vývoj a popsány zdravotnické systémy vybraných zemí. V rámci analýzy je pak zpracován ekonometrický model se zaměřením na vliv stárnutí populace na vládní výdaje a výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví pomocí naděje dožití při narození, podílu obyvatel ve věku 65 let a více a dalších ukazatelů. Modelování je provedeno pomocí lineární regrese, vektorové autoregrese a modelu fixních efektů za využití panelových dat. Z výsledků plyne, že stárnutí populace skutečně ovlivňuje různou intenzitou jak vládní tak i soukromé výdaje na zdravotnictví v Austrálii, Kanadě a na Novém Zélandu.

Klíčová slova: Demografické stárnutí populace, výdaje na zdravotnictví, Austrálie, Kanada, Nový Zéland, analýza dat, ekonometrický model, lineární regrese, vektorová autoregrese, panelová data

Analysis of the impact of ageing on health care spending in selected countries of the Commonwealth

Abstract

This thesis examines and analyses development of population ageing in Australia, Canada and New Zealand and especially its impact on the spending in the sector of health care. It includes comparison of demographic trends and description of health care systems in selected countries. The analysis is then processed by an econometric model focused on the impact of population ageing on government spending and spending of the private sector on health care through life expectancy at birth, ratio of population aged 65 years and above and other indicators. The modelling is carried out using linear regression, vector autoregression and fixed effects model in panel data. The results show that population ageing indeed affects through different intensity both government and private sector spending on health care in Australia, Canada and New Zealand.

Keywords: Demographic ageing of the population, health expenditure, Australia, Canada, New Zealand, data analysis, econometric model, linear regression, vector autoregression, Panel Data

OBSAH

PŘEHLED POUŽITÝCH ZKRATEK 6
SEZNAM TABULEK 8
SEZNAM GRAFŮ 10
ÚVOD 11
1 STÁRNUTÍ POPULACE A CHARAKTERISTIKY VYBRANÝCH ZEMÍ 14
1.1 Možnosti hodnocení stárnutí populace 14
1.2 Demografické stárnutí ve světě z pohledu nadnárodních organizací 15
1.3 Charakteristiky vybraných demografických ukazatelů a zdravotnických systémů analyzovaných zemí 17
1.3.1 Nástin demografického vývoje v analyzovaných státech 17
1.3.2 Srovnání demografických ukazatelů vybraných zemí 25
1.3.3 Současné prognózy demografického stárnutí populace v analyzovaných státech 27
1.3.4 Opatření jednotlivých vlád spojená se stárnutím populace 29
1.3.5 Zdravotnický systém ve vybraných zemích 32
2 ANALÝZA VZTAHU VÝDAJŮ NA ZDRAVOTNICTVÍ A STÁRNUTÍ POPULACE A DALŠÍCH VYBRANÝCH FAKTORŮ 36
2.1 Metodika a data použitá v ekonometrických modelech 36
2.1.1 Metody využité v rámci praktické části 37
2.1.2 Data, ze kterých vychází modely využité v analytické části práce 45
2.2 Předpokládané výsledky modelů na základě dané literatury 49
2.3 Analýza vlivů vybraných faktorů na výdaje ve zdravotnictví v jednotlivých zemích pomocí modelů OLS a VAR 50
2.3.1 Srovnání vybraných zemí 68
2.4 Vliv stárnutí a vybraných faktorů na výdaje ve zdravotnictví na principu panelových dat 71
2.5 Porovnání výsledků s jinými studiemi 77
ZÁVĚR 79
SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY 81

SEZNAM PŘÍLOH 88

PŘÍLOHY 90

PŘEHLED POUŽITÝCH ZKRATEK

ABS	Australian Bureau of Statistics \ Australský statistický úřad
ACC	Accident Compensation Corporation \ Korporace na kompenzaci nehod
AIHW	Australian Institute of Health and Welfare \ Australský institut pro zdraví a sociální péči
CACP	Community Aged Care Package \ Balíček domácí péče
CIA	Central Intelligence Agency \ Ústřední zpravodajská služba
CIHI	Canadian Institute for Health Information \ Kanadský institut pro informace o zdraví
CHMD	Canadian Human Mortality Database \ Kanadská database úmrtnosti
CHST	Canada Health and Social Transfer \ Kanadské zdravotnické a sociální transfery
CHT	Canada Health Transfer \ Kanadské zdravotnické transfery
COAG	Council of Australian Governments \ Rada australských vlád
DHB	District Health Board \ Okresní zdravotní rada
DoH	Department of Health \ Ministerstvo zdravotnictví
EACH	Extended Aged Care at Home package \ Rozšířený balíček domácí péče
EACHD	Extended Aged Care at Home Dementia package \ Rozšířený balíček domácí péče pro občany trpící demencí
HAC	Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent \ Odhad odolný vůči heteroskedasticitě a autokorelaci
HACC	Home and Community Care \ Domácí a komunitní péče
HDI	Human Development Index \ Index lidského rozvoje
HDP	Hrubý domácí produkt
HMD	Human Mortality Database \ Databáze úmrtnosti
MPSV	Ministerstvo práce a sociálních věcí
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development \ Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
OLS	Ordinary Least Squares \ Metoda nejmenších čtverců
PBS	Pharmaceutical Benefits Scheme \ Režim farmaceutické podpory
PHI	Private Health Insurance \ Soukromé zdravotní pojištění
PHO	Primary Health Organizations \ Primární zdravotní organizace

PPP	Purchasing Power Parity \ Parita kupní síly
VAR	Vector Autoregression \ Vektorová autoregrese
UN	United Nations \ Organizace spojených národů
UNDP	United Nations Development Programme \ Rozvojový program Organizace spojených národů
WHO	World Health Organisation \ Světová zdravotnická organizace

SEZNAM TABULEK

Tabulka 1: Prognózy vybraných demografických ukazatelů, Austrálie, 2011–2101 27

Tabulka 2: Prognózy vybraných demografických ukazatelů, Kanada, 2011–2101 28

Tabulka 3: Prognózy vybraných demografických ukazatelů, Nový Zéland, 2011–2101 28

Tabulka 4: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím vládních výdajů, Austrálie, 1971–2010 51

Tabulka 5: Výstupy modelu OLS, vládní výdaje, Austrálie, 1971–2010 52

Tabulka 6: Výstupy modelu OLS – robustní odhad, vládní výdaje, Austrálie, 1971–2010 53

Tabulka 7: Výstupy modelu VAR, vládní výdaje s časovým trendem, Austrálie, 1971–2010 54

Tabulka 8: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím výdajů soukromého sektoru, Austrálie, 1971–2010 55

Tabulka 9: Výstupy modelu OLS, soukromý sektor, Austrálie, 1971–2010 56

Tabulka 10: Výstupy modelu VAR, soukromý sektor, Austrálie, 1971–2010 57

Tabulka 11: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím vládních výdajů, Kanada, 1971–2010 58

Tabulka 12: Výstupy modelu OLS, vládní výdaje, Kanada, 1971–2010 59

Tabulka 13: Výstupy modelu VAR, vládní výdaje, Kanada, 1971–2010 60

Tabulka 14: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím výdajů soukromého sektoru, Kanada, 1971–2010 60

Tabulka 15: Výstupy modelu OLS, soukromý sektor, Kanada, 1971–2010 61

Tabulka 16: Výstupy modelu VAR, soukromý sektor, Kanada, 1971–2010 62

Tabulka 17: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím vládních výdajů, Nový Zéland, 1971–2010 63

Tabulka 18: Výstupy modelu OLS, vládní výdaje, Nový Zéland, 1971–2010 64

Tabulka 19: Výstupy modelu VAR, vládní výdaje, Nový Zéland, 1971–2010 65

Tabulka 20: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím výdajů soukromého sektoru, Nový Zéland, 1971–2010 65

Tabulka 21: Výstupy modelu OLS, soukromý sektor, Nový Zéland, 1971–2010 66

Tabulka 22: Výstupy modelu OLS – robustní odhad, soukromý sektor, Nový Zéland, 1971–2010 67

Tabulka 23: Výstupy modelu VAR, soukromý sektor, Nový Zéland, 1972–2010 68

Tabulka 24: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím vládních výdajů, všechny země, 1971–2010 71

Tabulka 25: Výstupy modelu pevných efektů, vládní výdaje, všechny země, 1971–2010 72

Tabulka 26: Výstupy modelu pevných efektů – Časové indikátorové proměnné, vládní výdaje, všechny země, 1971–2010 73

Tabulka 27: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím výdajů soukromého sektoru, všechny země, 1971–2010 74

Tabulka 28: Výstupy modelu pevných efektů, soukromý sektor, všechny země, 1971–2010 75

Tabulka 29: Výstupy modelu pevných efektů – robustní odhad, soukromý sektor, všechny země, 1971–2010 75

Tabulka 30: Výstupy modelu pevných efektů – Časové indikátorové proměnné, soukromý sektor, všechny země, 1971–2010 76

Tabulka 31: Výstupy modelu pevných efektů – Časové indikátorové proměnné – robustní odhad, soukromý sektor, všechny země, 1971–2010 77

SEZNAM GRAFŮ

Graf 1: Počet zemřelých na 100 000 obyvatel, Austrálie, 1960–2011 18

Graf 2: Naděje dožití při narození a v přesném věku 65 let, Austrálie, 1960–2011 18

Graf 3: Úhrnná plodnost, Austrálie, 1921–2012 19

Graf 4: Struktura populace podle věku a pohlaví, Austrálie, střední stav obyvatelstva v tisících 19

Graf 5: Počet zemřelých na 100 000 obyvatel, Kanada, 1960–2011 20

Graf 6: Naděje dožití při narození a ve věku 65 let, Kanada, 1960–2011 21

Graf 7: Úhrnná plodnost, Kanada, 1921–2012 21

Graf 8: Struktura populace podle věku a pohlaví, Kanada, střední stav obyvatelstva v tisících 22

Graf 9: Počet zemřelých na 100 000 obyvatel, Nový Zéland, 1960–2011 22

Graf 10: Naděje dožití při narození a ve věku 65 let, Nový Zéland, 1960–2011 23

Graf 11: Úhrnná plodnost, Nový Zéland, 1921–2012 23

Graf 12: Struktura populace podle věku a pohlaví, Nový Zéland, střední stav obyvatelstva v tisících 24

Graf 13: Počet zemřelých na 100 000 obyvatel za obě pohlaví, v analyzovaných státech, 1960–2011 25

Graf 14: Naděje dožití při narození za obě pohlaví, v analyzovaných státech, 1960–2011 26

Graf 15: Úhrnná plodnost, v analyzovaných státech, 1921–2012 26

Grafy 16: Vývoj vysvětlujících proměnných souvisejících se stárnutím populace ve vybraných zemích, 1971–2010 48

Grafy 17: Vývoj vysvětlujících proměnných ve vybraných zemích, 1971–2010 48

Grafy 18: Vývoj výdajů na zdravotnictví ve vybraných zemích, 1971–2010 49

Úvod

Vývoj lidské společnosti ve 20. a 21. století přinesl mnoho zásadních změn snad ve všech oblastech. Lidská společnost se v posledních sto letech vyvíjela rychleji než kdykoli předtím. Ač jsou na první pohled patrné především změny v oblasti přírodních věd a potažmo technologických vynálezů, k neméně významnému vývoji dochází v oblasti sociálních věd, včetně demografického vývoje.

Jedním z nejvýznamnějších demografických trendů současnosti je všeobecné stárnutí populace. Na jedné straně dochází k rapidnímu snižování úmrtnosti a prodlužování délky života hlavně díky stále efektivnějším a dostupnějším zdravotnickým službám, na straně druhé pak ke snižování porodnosti především ve vyspělých ekonomikách.

Změna věkové struktury zapříčiněná demografickým stárnutím má hluboký dopad na širokou škálu ekonomických, politických i sociálních aspektů a souvisejících procesů. Rostou obavy o udržitelnost mezigeneračních systémů sociální podpory, které mají zásadní vliv na blaho všech generací. Tyto obavy jsou zvláště akutní ve společnostech, kde se stává stále obtížnějším poskytování péče v rámci rodiny. Důvodem je především zmenšování velikosti rodiny, uvolňování rodinných vazeb a větší zapojování žen, které bývají nejčastěji hlavními pečovatelkami, do pracovního procesu. Do této kategorie společností spadají vyspělé země, ve kterých je tato problematika velmi aktuálním tématem.

Mezi vyspělé státy se řadí i Austrálie, Kanada a Nový Zéland, tři velmi vyspělé země, které jsou významnou součástí Společenství národů (Commonwealth of Nations), spadající do personální unie se Spojeným královstvím Velké Británie a Severního Irska. Tato práce je zaměřena právě na tyto tři země z důvodu, že tyto země vykazují společné rysy, jde o země kulturně relativně mladé, nezatížené historickým dědictvím evropské či jiné tradiční kultury. Rovněž je spojuje postupný proces stárnutí, vazba na britskou korunu, úřední řeč a další aspekty. V neposlední řadě byly zvoleny i díky osobním vazbám autorky, kdy se její zájem o tyto země projevil v rámci přípravy na studium v jedné z nich.

S prodlužující se délkou života musí být některé služby, jakými jsou například důchody, zdravotní péče nebo podpora ve stáří, vypláceny po delší dobu. Rostoucí dlouhověkost je mimo jiných příčin pravděpodobně jedním z důvodů zvyšujících se nároků na zdravotní péči, které jdou pak rovněž ruku v ruce se stále rostoucími náklady na zdravotní péči a zvyšujícími se nároky na zdravotní služby. To je důvodem, proč je tato práce zaměřena na analýzu vlivu stárnutí populace na odvětví zdravotnictví. Především pak zkoumá jeho vliv na vládní výdaje a výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví.

Struktura práce

Diplomová práce je rozdělena do čtyř hlavních kapitol. První úvodní kapitola se věnuje především seznámení s tématem a obsahem práce, s jejími východisky, hypotézami a podstatnými cíli. Její důležitou součástí je rovněž vysvětlení přístupů a postupů, které byly v této práci aplikovány.

Druhá kapitola pak vysvětluje stárnutí populace z pohledu mezinárodních organizací, jakými jsou Organizace spojených národů (OSN), Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD) a Světová zdravotnická organizace (WHO), a to z teoretického hlediska. Dále se zaměřuje na seznámení s demografickým vývojem v zemích zvolených pro analytickou část práce, jejich krátké porovnání a budoucí vývoj. V závěru této kapitoly pak následuje popis zdravotnických systémů vybraných zemí.

Stěžejní kapitolou je pak kapitola třetí, která se soustředí na samotný ekonometrický model. Je rozdělena na pět dílčích podkapitol. V první je čtenáři nejprve představena metodika, ze které model vychází, včetně seznámení s literaturou spojenou s analýzou stárnutí populace a jeho vlivu na výdaje ve zdravotnictví. Poté následuje vysvětlení modelů použitých při samotné analýze pomocí vzorců a jejich definování. Do části metodiky je také zařazen popis, struktura a zdroje dat, se kterými se v ekonometrickém modelu pracuje. Druhá část této kapitoly vysvětluje očekávané výsledky na základě vybrané literatury. Ve třetí a čtvrté části je pak sledována samotná aplikace vybraných modelů a porovnání vybraných zemí v rámci těchto modelů. Poslední část obsahuje vyhodnocení a diskusi výsledků s literaturou.

Závěrečná kapitola je pak celkovým shrnutím a vyhodnocením naplnění cílů této diplomové práce, které jsou vytyčeny dále.

Cíle práce a hypotézy

Ústředním cílem této práce je analýza vztahu stárnutí populace a konkrétního aspektu zdravotnictví, kterým jsou výdaje, ve sledovaných zemích za určité období. Vliv stárnutí populace je vztažen ke dvěma částem celkových výdajů na zdravotnictví a to výdajům vládním a výdajům soukromého sektoru. Rozdělení na vládní výdaje a výdaje soukromého sektoru má za cíl porovnání těchto dvou odvětví, jelikož jedním z předpokladů je, že se vlivy jednotlivých proměnných na oblast vládních výdajů můžou lišit od vlivů stejných proměnných na výdaje soukromého sektoru. Stárnutí populace samo o sobě nemá pouze jeden ukazatel, proto jsou k pozorování jeho vlivu na daná odvětví analyzovány především ukazatele naděje dožití při narození a podíl obyvatel ve věku 65 a více let.

Dílčími cíli, podle kterých je následně posuzován hlavní cíl, jsou pak zasazení aktuálního i historického vývoje stárnutí populace ve vybraných zemích do kontextu celosvětového vývoje, porovnání vývoje ve vybraných zemích a zhodnocení zdravotnických systémů a jejich financování v těchto zemích. Jako hlavní ukazatele byly použity následující ukazatele demografického vývoje: počty zemřelých na 100 000 obyvatel, naděje dožití při narození a ve věku 65 let, úhrnná plodnost a věkové struktury vybraných zemí.

Mimo demografických ukazatelů budou do analýzy zahrnuty i další vysvětlující proměnné, kde bude studována jejich souvislost s výdaji na zdravotnictví.
Těmi jsou například hrubý domácí produkt či počet lékařů na tisíc obyvatel. Tyto a další ukazatele jsou používány i mnoha jinými studiemi, k lepšímu porovnání daných zemí či regionů. Blíže budou popsány v další části.

S hlavním cílem této práce je úzce spjat primární předpoklad, určený na základě vybrané dostupné literatury, kterou je například Sauerland, 2002, Tang, 2010 či Dybczak a Przywara, 2010, zabývající se vlivem různých faktorů včetně stárnutí populace na výdaje ve zdravotnictví v Německu, resp. Malajsii či v rámci Evropské unie. Tímto předpokladem je, že jednotlivé ukazatele stárnutí populace skutečně do jisté míry ovlivňují výdaje na zdravotnictví a to jak vládní tak i výdaje soukromého sektoru. V dalších částech práce budou publikované studie na zde řešené téma detailněji představeny.

Nejpodstatnějšími zdroji dat se pro tuto práci stala data statistických úřadů vybraných zemí a statistiky a data poskytovaná mezinárodními organizacemi, především pak OECD.

Kapitola 1

Stárnutí populace a charakteristiky vybraných zemí

Stárnutí populace, proces, při němž starší osoby[1] představují proporcionálně větší podíl v celkovém počtu obyvatel, je klíčovým důsledkem populačních trendů 20. století a pravděpodobně bude také výrazným rysem 21. století. Je celosvětovým demografickým fenoménem, který má původ ve změnách v porodnosti a úmrtnosti. Demografické stárnutí je charakterizováno především růstem podílu obyvatelstva ve věku nad 60 či 65 let (v současnosti se již užívá spíše vyšší věk, tedy 65 let) a zmenšením podílu obyvatel mladších 15 let. Objevuje se jako důsledek prodlužování délky života a poklesu porodnosti, a také výrazně mění věkovou strukturu obyvatelstva.

V první číslované kapitole je v rámci výše uvedených dílčích cílů shrnuto možné hodnocení stárnutí populace. Jsou přiblíženy postoje vybraných mezinárodních organizací ke stárnutí populace. Ve třetí části je pak popsán demografický vývoj vybraných zemí, jejich přístup k otázce stárnutí populace a definování jejich zdravotnických systémů.

1.1 Možnosti hodnocení stárnutí populace

Stárnutí populace je nejlépe možné hodnotit pomocí podílu obyvatel ve starším věku, tato hranice se může v různých pracích lišit, nejčastěji používanou hranicí je však v současnosti 65 let (dříve 60 let) a dále prostřednictvím naděje dožití při narození či prostřednictvím mediánu věku. Se zvýšením v obou těchto ukazatelích je pak možné prohlásit, že daná populace stárne.

Dalšími sledovanými proměnnými při analýze stárnutí populace jsou změny v rámci plodnosti, úmrtnosti, ale i migrace v rámci jednotlivých zemí.

V teoretické části této diplomové práce je pomocí grafů a tabulek zpracováno mnoho dat k lepšímu pochopení vybraných ukazatelů. Především se vychází z dat statistických úřadů jednotlivých zemí. Jmenovitě to jsou za Austrálii *Australian Bureau of Statistics* (ABS), za Kanadu *Statistics Canada* a za Nový Zéland *Statistics New Zealand*. Dále byla použita data

[1] Staršími osobami jsou v práci myšleny osoby ve věku 65 let a více

Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD), Organizace spojených národů (UN) a Světové zdravotnické organizace (WHO). Dalšími důležitými zdroji se staly instituty a organizace zabývající se zdravotní péčí a jejím financováním ve vybraných zemích a informace poskytované vládami vybraných zemí. Těmito zdroji jsou *The Department of Health* (DoH) a *Australian Institute of Health* (AIHW) – v rámci australské vlády, *Canadian Institute for Health Information* (CIHI). Důležitým zdrojem pro věkové struktury obyvatel byla *Human Mortality Database* (HMD).

1.2 Demografické stárnutí ve světě z pohledu nadnárodních organizací

V devatenáctém století započal proces takzvané epidemiologické transformace, spočívající v ústupu rozsáhlých epidemií, snížení dětské a kojenecké úmrtnosti. Jejím důsledkem, a též vlivem počínající průmyslové revoluce, nových objevů v medicíně a demografické revoluce, je nastartování procesu stárnutí populace, který trvá dodnes (Rabušic, 1995).

Stárnutí populace se nejdříve začalo projevovat v rozvinutých zemích a v současnosti je velmi znatelné i v zemích rozvojových. Ve střednědobém horizontu bude mít pravděpodobně vliv na všechny země, byť se jeho intenzita v jednotlivých zemích značně liší (UN, 2009).

Zpráva *World Population Ageing 2009*, (UN, 2009), zdůrazňuje několik hlavních závěrů týkajících se stárnutí populace. Jednak že stárnutí populace je bezprecedentní, neboť populace stárne, pokud je zvyšování podílu starších obyvatel (starších 65 let) doprovázeno snižováním podílu dětí (osob mladších 15 let), a dále poklesem obyvatel v produktivním věku (15–59 let). Celosvětově se předpokládá, že počet starších osob přesáhne počet dětí poprvé v roce 2045. V rozvinutějších regionech byla tato hranice překročena již v roce 1998. Dále poukazuje na to, že stárnutí populace je všudypřítomné a ovlivňuje téměř všechny země světa. Má významný dopad a vliv na všechny aspekty lidského života. Zpráva též vyzdvihuje, že stárnutí populace je dlouhodobé, což dokládá fakt, že od roku 1950 podíl starších osob trvale rostl z 8 % na 11% v roce 2009. Očekává se, že dosáhne až 22 % v roce 2050 (UN, 2009).

Ze zprávy vyplývá, že stárnutí populace je nevratné a podíl mladé populace bude ubývat pravděpodobně i nadále. V roce 2000 přesahoval celosvětově počet obyvatel starších 60 let 600 milionů, což je trojnásobek oproti roku 1950, v roce 2009 pak přesáhl 700 milionů a předpokládá se, že hranice 2 miliard dosáhne nejpozději do roku 2050. Celosvětově roste počet starších osob rychlostí 2,6 % za rok, tedy rychleji než celková populace (1,2 % ročně). Tempo stárnutí populace je v rozvojových zemích rychlejší než v zemích rozvinutých, přičemž stárnutí populace zde probíhá na nižší úrovni socio-ekonomického rozvoje. Nejrychleji stárnoucí skupinou obyvatel je skupina osob starších 80 let, která narůstá tempem 4 % ročně. Potenciální míra podpory, která udává počet osob ve věku 15–64 let (ekonomicky aktivních) na osoby ve věku 65 let a více, celosvětově klesla mezi lety 1950 a 2009 z 12 na 9 a očekává se pokles až na 4 potenciální pracovníky na jednu starší osobu (UN, 2009).

V roce 2013 se odhadoval průměrný věk na 29,4 let. Zemí s nejmladší populací byl Niger s 15 lety, s nejstarší Japonsko se 44 lety. Austrálie, Kanada i Nový Zéland spadají do skupiny s vysokým průměrným věkem a to 38,1 let v Austrálii, 41,5 v Kanadě a 37,4 let na Novém Zélandu (Central Intelligence Agency – CIA, 2014).

Ve většině zemí čelí venkovské oblasti dvojí demografické zátěži, vyššímu počtu dětí a zároveň i starších osob. Tato situace je zapříčiněna kombinací vysoké plodnosti ve venkovských oblastech a stále častějším opouštěním venkova ekonomicky aktivním obyvatelstvem (UN, 2009).

Takzvaný efektivní věk při odchodu do důchodu[2] se ve světě značně liší. V zemích s vysokými příjmy na osobu je nižší participace pracovní síly ve vyšším věku, pouze 14 % mužů ve věku 65 a více let je zde ekonomicky aktivních. V méně rozvinutých zemích je to až 35 %. U žen jsou tyto poměry 8 % v rozvinutějších zemích k 19 % v zemích rozvojových. (UN, 2009).

Pohled Světové zdravotnické organizace na stárnutí populace je velice obdobný. Jak vyplývá ze zprávy ke Světovému dni zdraví roku 2012 (WHO, 2012), stárnutí populace je v současnosti rychlejší v rozvojových zemích, je silně spjato se socio-ekonomickým rozvojem dané země a souvisí také s urbanizací, technologickým rozvojem a celkovou globalizací. Tato zpráva však dále uvádí, že stárnutí populace otvírá mnoho možností, a pokládá za nutnost podporu dobrého zdravotního stavu ve stáří, protože špatné zdraví staršího člověka zatěžuje nejen jeho, ale i jeho rodinu a společnost celkově. Tato zpráva dále navrhuje konkrétní řešení pro vlády jednotlivých zemí, jak si poradit se stárnutím populace (WHO, 2012).

Dle zprávy zaměřené na politiku zdravého stárnutí (Oxley, 2009), vytvořené pro OECD, bude udržení zdraví starších obyvatel čím dál důležitější. Navrhuje čtyři postupy, jak dosáhnout zlepšení zdravotního stavu starších občanů. Prvním z nich je větší zapojení starších obyvatel do společnosti a ekonomiky rozšířením délky pracovního období v životě, dále vyšší kvalita životního stylu skrze fyzickou aktivitu, stravování apod. V rámci dalších možností zlepšení zdravotního stavu starších občanů doporučuje přizpůsobení zdravotních systémů potřebám starších obyvatel pomocí pravidelných kontrol chronicky nemocných pacientů, zlepšení preventivních kontrol a vyššího zaměření na duševní zdraví. Posledním podstatným krokem by mělo být zaměření na zásadní sociální a environmentální faktory ovlivňující zdravé stárnutí (Oxley, 2009).

[2] Skutečný věk, kdy lidé odcházejí do důchodu (Ministerstvo práce a sociálních věcí – MPSV, 2011)

1.3 Charakteristiky vybraných demografických ukazatelů a zdravotnických systémů analyzovaných zemí

Pro uvedení do kontextu celého tématu diplomové práce je třeba nastínit demografickou situaci ve vybraných zemích, tedy v Austrálii, Kanadě a na Novém Zélandu. V první řadě je stručně představen vývoj základních demografických ukazatelů, jehož pomocí je ilustrována demografická situace analyzovaných zemí, jejich minulost a možné výhledy do budoucna. Dále je popsán systém zdravotní péče ve vybraných zemích a jeho financování. Každé z vybraných zemí je věnována dílčí podkapitola.

1.3.1 Nástin demografického vývoje v analyzovaných státech

První část je zaměřena na vývoj základních demografických ukazatelů spojených se stárnutím populace ve vybraných zemích. Tento vývoj bude popsán pomocí změn v plodnosti – za pomoci úhrnné plodnosti, úmrtnosti – vyjádřené nadějí dožití při narození a v přesném věku 65 let a pro základní orientaci i počtem zemřelých na 100 000 obyvatel (hrubou mírou úmrtnosti), migrace a věkové struktury obyvatelstva.

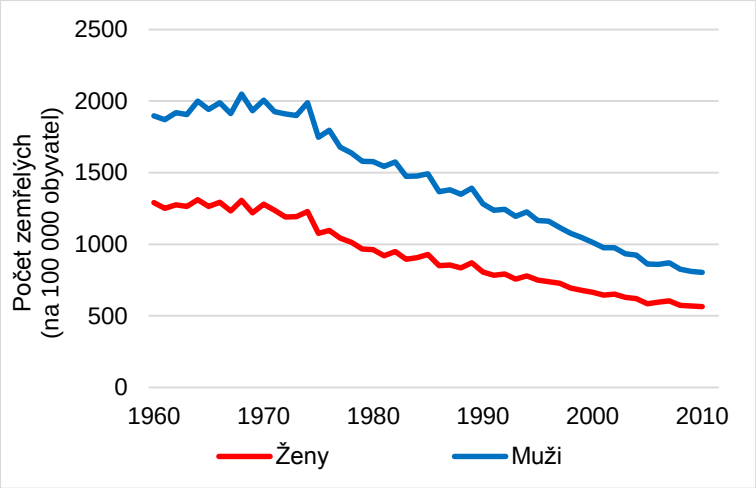
Počet zemřelých na 100 000 obyvatel tedy hrubá míra úmrtnosti, nebyl standardizován, a tudíž je nutná opatrná interpretace, jelikož jeho hodnoty jsou ovlivněny věkovou strukturou populace. Tento ukazatel byl přesto do práce zařazen, protože je užíván OECD (OECD, 2014) a bylo záměrem udržet srovnatelnost za jednotlivé analyzované země.

Druhá navazující kapitola pak patří krátkému srovnání vývoje ve vybraných zemích. Toto srovnání bude provedeno v rámci jednotlivých ukazatelů za obě pohlaví.

Austrálie

V celém 20. století je možné sledovat výrazný pokles v počtu zemřelých. Hlavní příčinou tohoto klesajícího trendu v první polovině 20. století bylo zlepšení životních podmínek, v následujících letech byla nižší úmrtnost způsobena především výraznými pokroky v lékařském výzkumu. Graf 1 ukazuje, že od roku 1960 poklesla hrubá míra úmrtnosti z 1560,3 úmrtí na 100 000 obyvatel na 673,3 v roce 2011 (OECD, 2014). Výrazné snížení se také projevilo v rámci kojenecké úmrtnosti (Kudrna a Woodland, 2011).

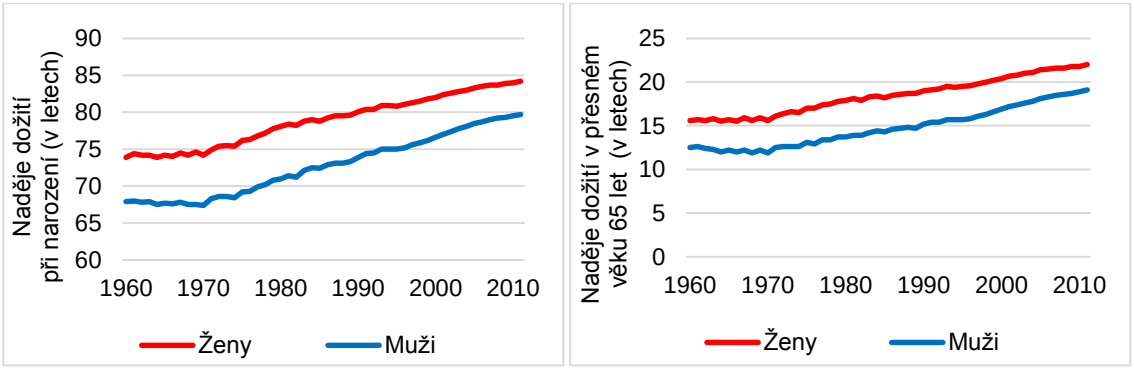
Graf 1: Počet zemřelých na 100 000 obyvatel, Austrálie, 1960–2011



Zdroj dat: OECD, 2014

Pokles v měrách úmrtnosti vedl ke zvýšení střední délky života (naděje dožití) při narození a to o více než 30 let od roku 1880 (Kudrna a Woodland, 2011). Jak je patrné níže (Graf 2), naděje dožití při narození stoupla mezi lety 1960 a 2011 o 10,3 let na 84,2 let pro ženy a dokonce o 11,8 let na 79,7 let pro muže. Růst naděje dožití byl logicky nižší pro věk 65 let, přesně, 6,4 let pro ženy a 6,6 let pro muže (OECD, 2014).

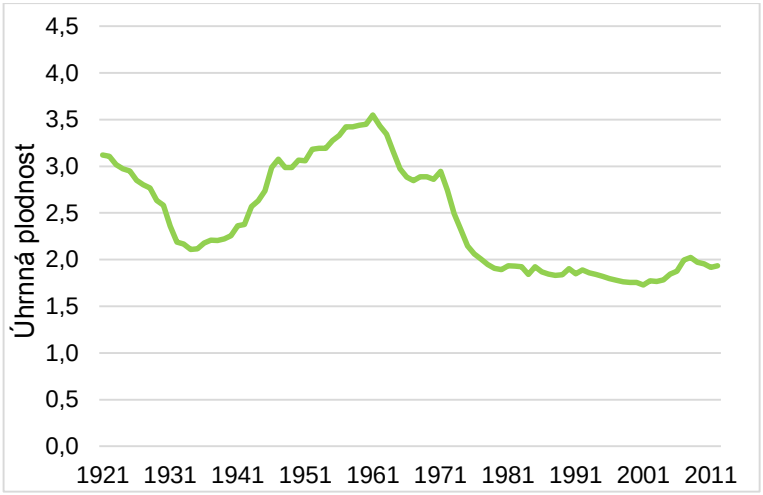
Graf 2: Naděje dožití při narození a v přesném věku 65 let, Austrálie, 1960–2011



Zdroj dat: OECD, 2014

Dále se zaměříme na vývoj plodnosti, který je možné sledovat dle ukazatele úhrnné plodnosti. Ta začala klesat kolem roku 1960 především díky novým objevům ve zdravotnictví. Jako příklad je možné uvést nově dostupnou perorální antikoncepci. Dalším významným faktorem bylo rovněž zvýšení zaměstnanosti žen (Kudrna a Woodland, 2011). Jak demonstruje Graf 3 níže, ve sledovaném období dosáhla úhrnná plodnost vrcholu téměř 3,5 dětí na jednu ženu v roce 1961. Následoval ostrý pokles až do konce sedmdesátých let. Od této doby je možné sledovat neustálý mírný pokles až na hladinu 1,7 dětí na jednu ženu v roce 2001, v dalších letech pak bylo zaznamenáno mírné oživení, které se ustálilo na hodnotě 1,9 v letech 2011 a 2012 (ABS, 2013).

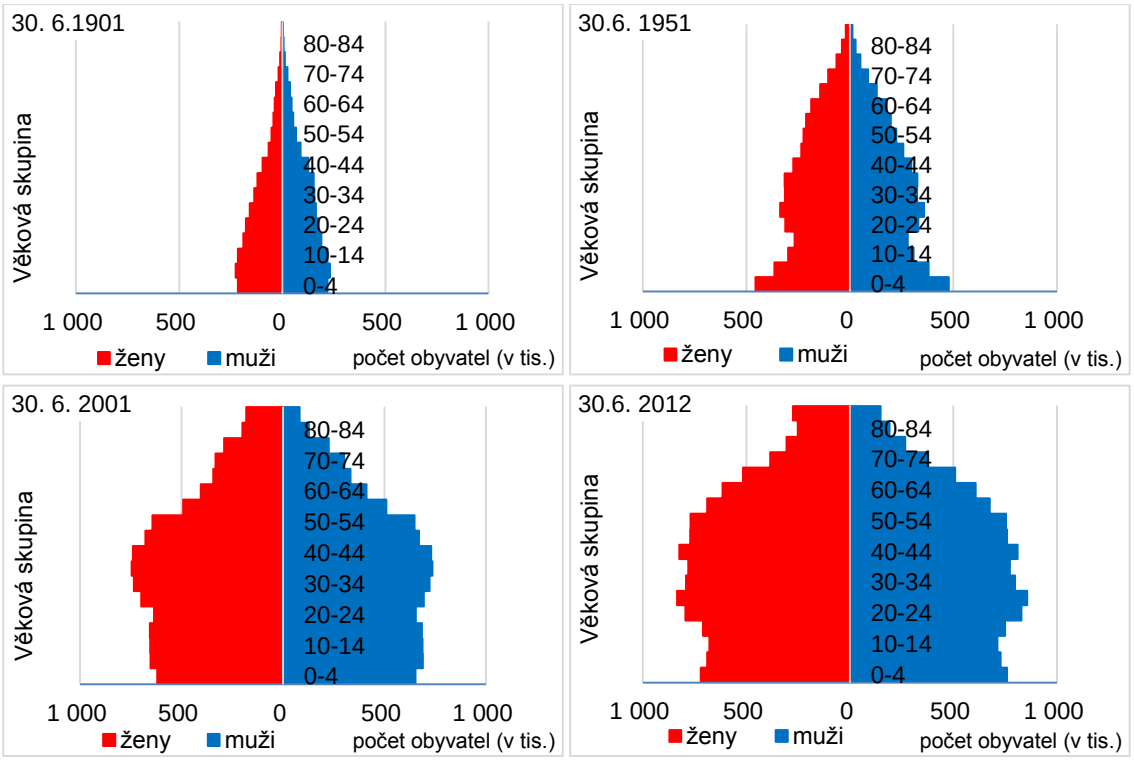
Graf 3: Úhrnná plodnost, Austrálie, 1921–2012



Zdroj dat: Australian Bureau of Statistics, 2012

Už od 2. světové války zaznamenává Austrálie silný příliv imigrantů. V posledních deseti letech příliv imigrantů výrazně kolísal, a to mezi hodnotami 142 581 lidí v období 2004–2005 a 244 371 v období 2012–2013. Migrační saldo, tedy rozdíl mezi počtem přistěhovalých a vystěhovalých však neustále stoupá, z 117 233 osob v roce 2001 na 192 795 osob v roce 2011 (OECD, 2014). Potenciálním dopadem migrace by mělo být zmírnění stárnutí populace, z důvodu většího počtu mladých přistěhovalců. V roce 2002 byla většina přistěhovalců ve věku mezi 20 a 40 let (Kudrna a Woodland, 2011).

Graf 4: Struktura populace podle věku a pohlaví, Austrálie, střední stav obyvatelstva v tisících



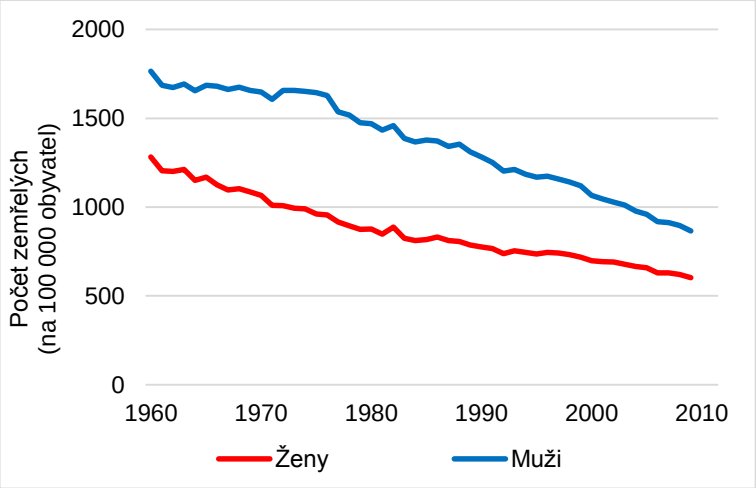
Zdroj dat: Australian Bureau of Statistics, 2012

Od roku 1901 (do 2012) vzrostla populace Austrálie o téměř 19 milionů obyvatel, především díky přirozenému přírůstku, který tvořil zhruba dvě třetiny celkového růstu. Čistá migrace ze zámoří tvoří právě zbylou třetinu z celkového růstu od roku 1901 (ABS, 2013). Věková struktura zaznamenala také výraznou změnu během dvacátého století. Podíl dětí ve věku 0–14 let se mezi lety 1901 a 2007 snížil o 15,7 procentních bodů a naopak podíl obyvatel ve věku 65 let a více vzrostl ze 4,1 % v roce 1901 na 13,1 % v roce 2007. Podrobnější změnu ukazuje Graf 4. Medián věku obyvatel se mezi těmito roky zvýšil o 14,3 let z 22,5 v roce 1901 na 36,8 v roce 2007 (Kudrna a Woodland, 2011).

Kanada

Již od dvacátých let 20. století počet zemřelých na 100 000 obyvatel v Kanadě klesal s menším výkyvem v polovině dvacátých let. Od roku 1960 dále pokračoval v poklesu. Je možné sledovat (Graf 5) nejdříve pomalejší pokles u mužů, který se po roce 1976 dále zrychloval a začal se přibližovat počtu zemřelých žen na 100 000 obyvatel. Celkový pokles pak byl u mužů z hodnoty 1764,4 v roce 1960 na 864,8 v roce 2009 a u žen z 1281,8 v roce 1960 na 602,8 v roce 2009 (OECD, 2014).

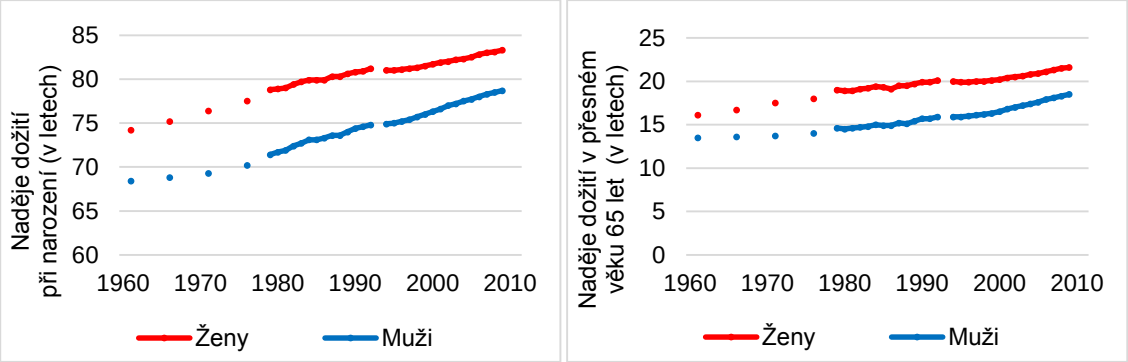
Graf 5: Počet zemřelých na 100 000 obyvatel, Kanada, 1960–2011



Zdroj dat: OECD, 2014

Naděje dožití při narození stoupala mezi lety 1961 a 2009 rychleji v případě mužů než žen (viz Graf 6). U žen vzrostla o 9,1 roku na 83,3 roky a u mužů o 10,3 roky na 78,7 let. V případě naděje dožití v přesném věku 65 let byl růst pomalejší a rozdíl mezi ženami a muži menší, konkrétně u žen došlo k nárůstu o 5,5 let a u mužů pak o 5,0 let (OECD, 2014).

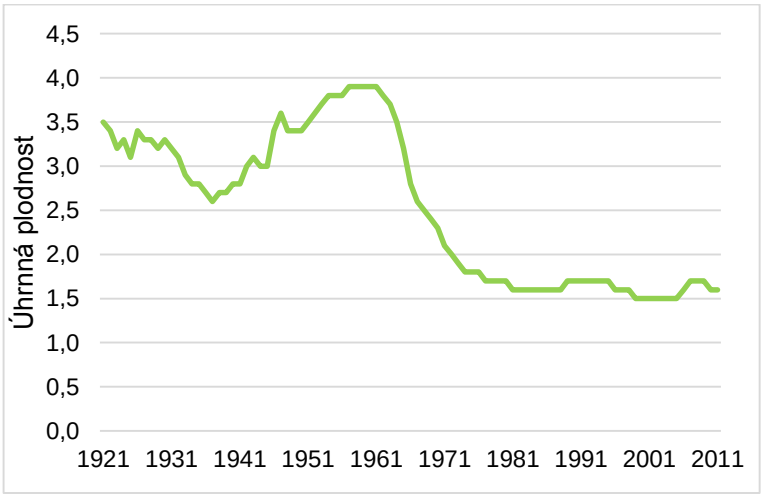
Graf 6: Naděje dožití při narození a ve věku 65 let, Kanada, 1960–2011



Poznámky: OECD poskytuje pouze omezená data, stejně tak Kanadský statistický úřad. Proto jsou nedostupná data v grafu vynechána.
Zdroj dat: OECD, 2014

Graf 7 znázorňuje, že úhrnná plodnost po 2. světové válce výrazně vzrostla stejně jako ve většině ostatních zemí, což bylo způsobeno tzv. poválečným baby boomem (Greenwood, Seshadri a Vandenbroucke, 2005). V dalších dvaceti letech úhrnná plodnost pak významně klesala. Z nejvyšší hodnoty 3,93 dětí na jednu ženu v roce 1959 klesala nejvíce během šedesátých let. Historické minimum 1,49 dítěte na jednu ženu bylo zaznamenáno v roce 2000. Dále následoval mírný růst na hodnotu 1,6 v roce 2011 (Statistics Canada, 2011).

Graf 7: Úhrnná plodnost, Kanada, 1921–2012

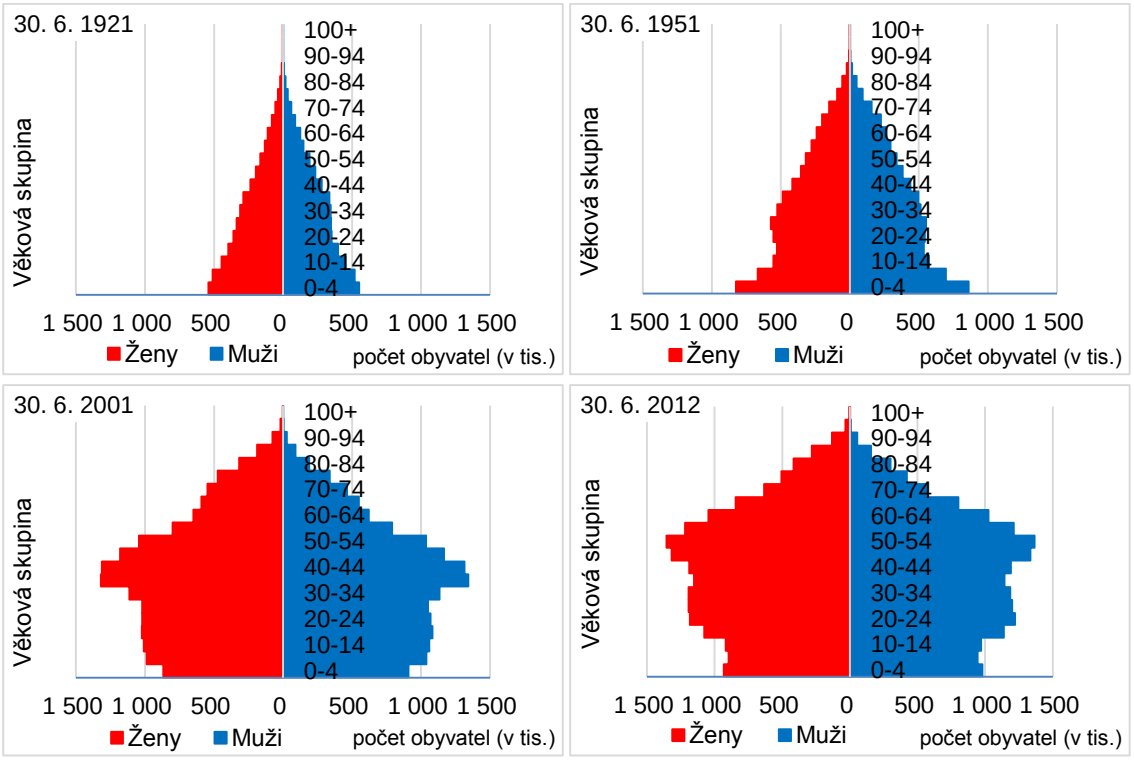


Zdroj dat: Statistics Canada, 2012

Ve druhé polovině devatenáctého století se kanadská populace zvyšovala zhruba o 1,3 % ročně. V prvních dvaceti letech 20. století se tento nárůst zvýšil na 3 % ročně s následným poklesem až k 1 % ve třicátých letech 20. století. V následujícím období byl zaznamenán opětovný růst a to především díky baby boomu a imigraci. Růst kanadského obyvatelstva se poté ustálil opět na hladině kolem 1 %. S touto rychlostí se Kanada řadí mezi jednu z nejrychleji rostoucích populací mezi zeměmi G8 (Statistics Canada, 2011). Při pohledu na Graf 8 je zřejmé, že během posledních 90 let věková struktura obyvatelstva postupně přecházela z progresivního

typu, přes stacionární až do typu regresivního. Tento typ věkové struktury je v Kanadě patrný již od poloviny sedmdesátých let 20. století (CHMD, 2012).

Graf 8: Struktura populace podle věku a pohlaví, Kanada, střední stav obyvatelstva v tisících

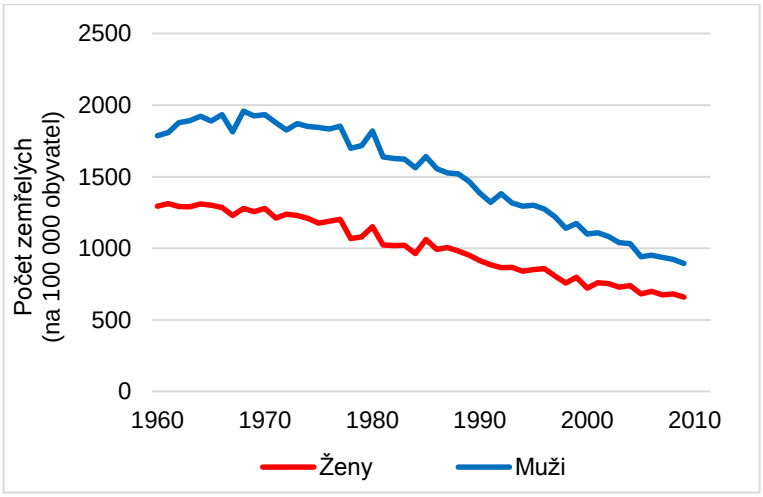


Poznámky: Pro Kanadu byla data dostupná až od roku 1921, proto je první pyramida k tomuto roku
Zdroj dat: CHMD, 2012, Statistics Canada, 2012

Nový Zéland

Hrubé míry úmrtnosti klesaly na Novém Zélandu během celého 20. století. Dá se říci, že během 20. století byly tyto změny jednou z příčin zvýšení naděje dožití při narození o zhruba 20 let.

Graf 9: Počet zemřelých na 100 000 obyvatel, Nový Zéland, 1960–2011

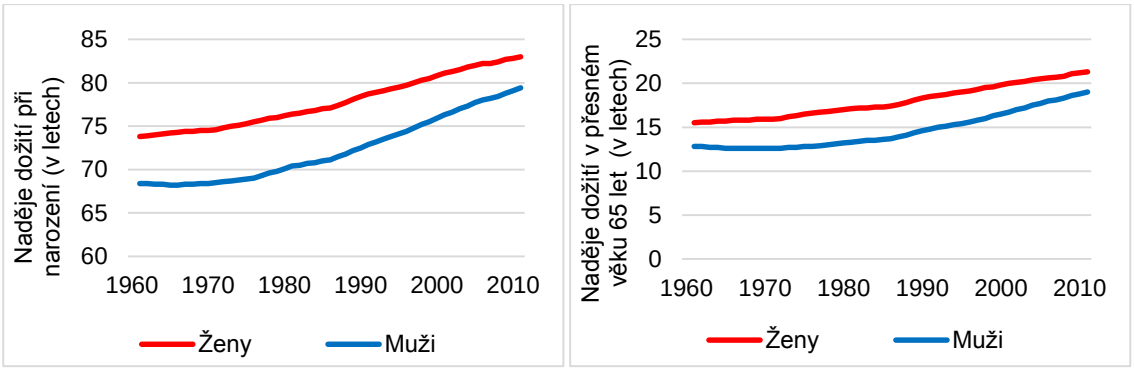


Zdroj dat: OECD, 2014

V první polovině 20. století výrazně klesala kojenecká úmrtnost, zatímco míra úmrtnosti osob ve věku 65 let a více klesala méně výrazně (Khawaja a Dunstan, 2000). Tento trend se změnil po roce 1961, kdy největší absolutní poklesy úmrtnosti byly zaznamenány právě ve skupině obyvatel ve věku 65 let a více. V celkovém pohledu na počet zemřelých na 100 000 obyvatel (Graf 9) je patrné, že u mužů po roce 1960 tento počet lehce narůstal, avšak od 80. let se začal více přibližovat počtu zemřelých žen na 100 000 obyvatel (OECD, 2014).

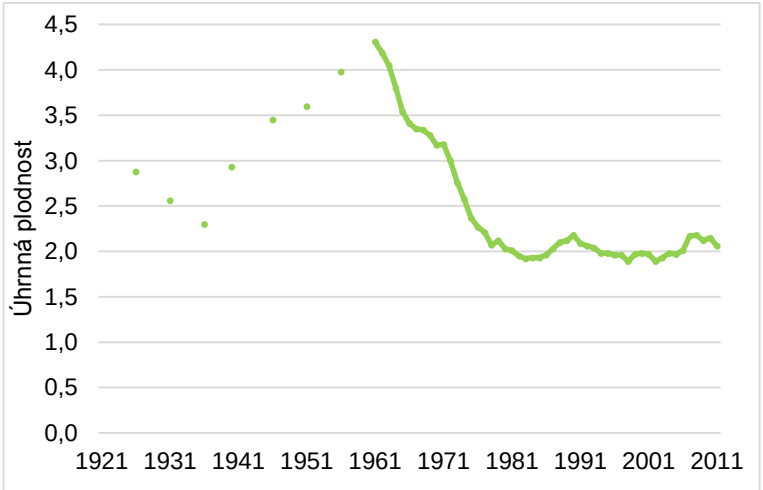
Výše zmíněné poklesy kojenecké úmrtnosti a hrubých měr úmrtnosti měly vliv nejdříve na pokles průměrného věku obyvatelstva., přímo, zvýšením počtu přežívajících dětí do dospělosti, a nepřímo, zvyšováním poměru obyvatel přežívajících do reprodukčního období, kdy sami mohou mít děti. Poklesy hrubé míry úmrtnosti v druhé polovině šedesátých let pak vyvolaly další zvýšení průměrného věku populace. Zvýšil se počet obyvatel ve vyšším věku, který již nijak neovlivňoval počet narozených (Bryant, 2003). Od sedmdesátých let 20. století stoupala naděje dožití při narození rychleji u mužů než u žen. V případě naděje dožití v přesném věku 65 let byl tento vývoj obdobný (viz Graf 10).

Graf 10: Naděje dožití při narození a ve věku 65 let, Nový Zéland, 1960–2011



Zdroj dat: OECD, 2014

Graf 11: Úhrnná plodnost, Nový Zéland, 1921–2012



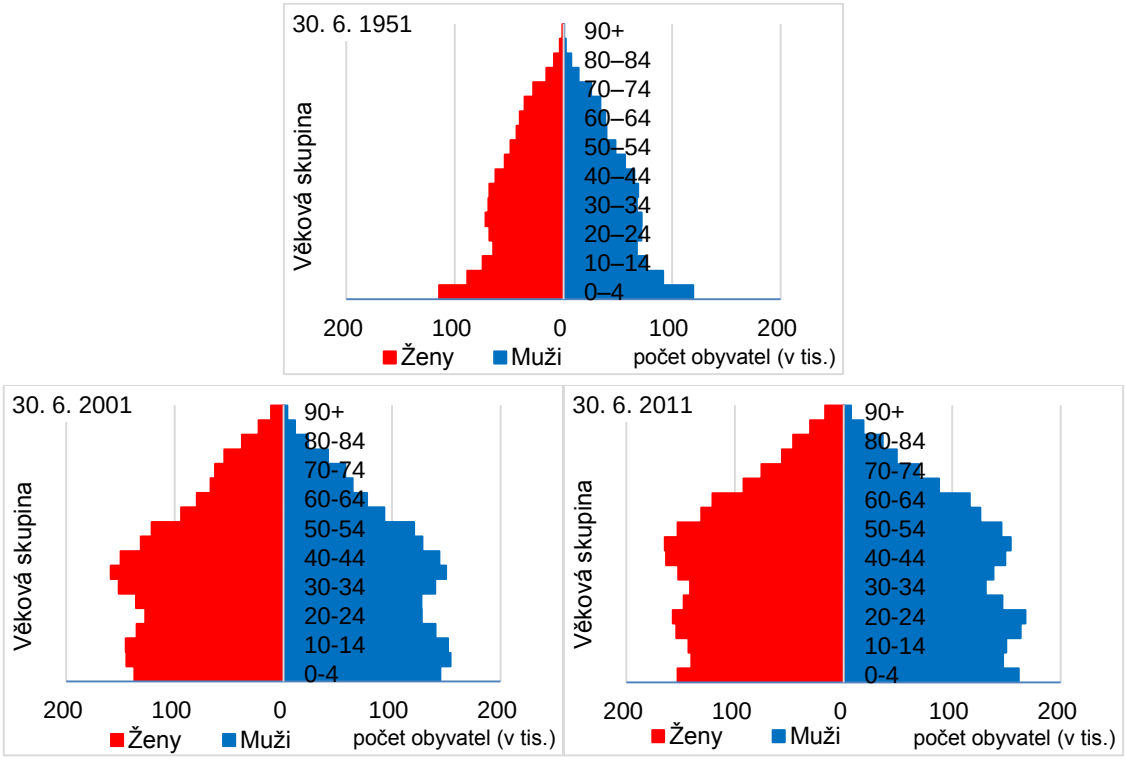
Poznámky: Statistický úřad Nového Zélandu poskytuje pouze omezená data. Proto jsou nedostupná data v grafu vynechána.
Zdroj dat: Statistics New Zealand, 2012

Úhrnná plodnost se snižovala již od osmdesátých let 19. století s malými odchylkami ve čtyřicátých, padesátých a šedesátých letech 20. století. Z dlouhodobého hlediska vede snižování plodnosti k nižšímu podílu mladých lidí a vyššímu podílu lidí starších, tedy ke stárnutí populace (Bryant, 2003). Úhrnná plodnost poklesla v posledních padesáti letech z hodnoty 4,3 v roce 1961 na 2,1 v roce 2011, jak je znázorněno výše (Graf 11), (Statistics New Zealand, 2012).

Úroveň migračního salda na Novém Zélandu se značně lišila během celého 20. století. Byla ovlivněna především legislativními a ekonomickými faktory na Novém Zélandu i v zahraničí. V sedmdesátých a osmdesátých letech zaznamenal Nový Zéland negativní úroveň migračního salda kvůli zhoršení ekonomické situace země (Statistics New Zealand, 2010). Nejvyšších hodnot v posledních letech dosáhlo migrační saldo v roce 2006, a to 29 339 osob, nejnižších pak v roce 2004, 13 974 osob (OECD, 2014).

Počet obyvatel Nového Zélandu se během 20. století zvětšil více než čtyřikrát. V roce 1901 obývalo Nový Zéland zhruba 815 tisíc obyvatel. V současnosti přesahuje počet obyvatel hranici 4,4 milionu. Populace Nového Zélandu prochází dlouhodobým přechodem z předindustriální věkové struktury, ve které je valná většina obyvatel mladých, na postindustriální věkovou strukturu, ve které jsou skupiny mladých a starších obyvatel více vyrovnané, (Graf 12), (Khawaja a Dunstan, 2000). Jelikož data Statistického úřadu jsou poskytována až od roku 1951 a data Human Mortality Database – HMD jsou dostupná od roku 1948, byl jako první graf zvolen graf za rok 1951.

Graf 12: Struktura populace podle věku a pohlaví, Nový Zéland, střední stav obyvatelstva v tisících

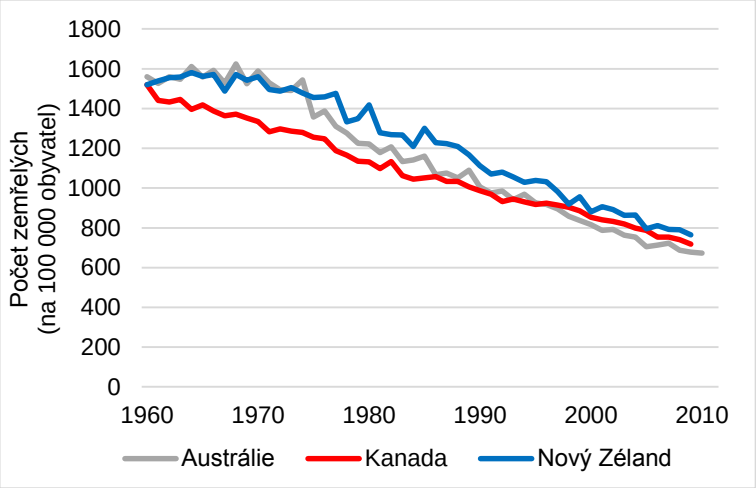


Poznámky: HMD poskytuje pouze omezená data, stejně tak Statistický úřad Nového Zélandu. Proto zde není uvedena pyramida za rok 1901 respektive 1921 jako v předchozích v případech.
Zdroje dat: HMD, 2010, Statistics New Zealand, 2012

1.3.2 Srovnání demografických ukazatelů vybraných zemí

Při porovnání počtu zemřelých na 100 000 obyvatel za obě pohlaví je zřejmé (Graf 13), že Nový Zéland a Austrálie z počátku sledovaného období zaznamenávaly podobný vývoj. Kanada obecně byla v této kategorii na nižší úrovni než zbylé dvě země. Avšak od poloviny 80. let se k ní začala hodnota počtu zemřelých na 100 000 obyvatel v Austrálii výrazně přibližovat a v roce 1996 pak dokonce klesla pod hladinu Kanady. Celkově je patrné sbližování hodnot u všech tří zemí. V rámci zkoumání této proměnné u žen a zvláště u mužů je vývoj také velice podobný. Rozdíly mezi hodnotami pro muže a ženy byly ve všech třech zemích v pozorovaném období téměř shodné s výjimkou počátku 60. let 20. století v Austrálii, kdy byl rozdíl mezi muži a ženami až o 20 % vyšší než v Kanadě a na Novém Zélandu. Hladiny hodnot pro muže a ženy se začaly v Austrálii, Kanadě i na Novém Zélandu sbližovat na počátku 80. let (OECD, 2014).

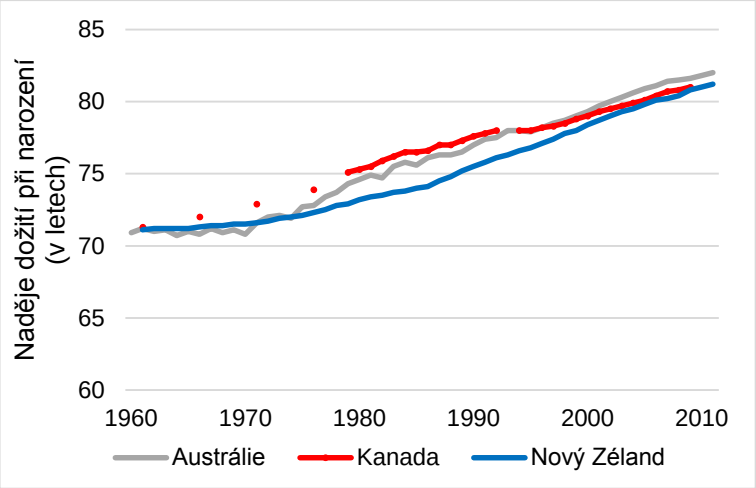
Graf 13: Počet zemřelých na 100 000 obyvatel za obě pohlaví, v analyzovaných státech, 1960–2011



Zdroj dat: OECD, 2014

Co se týče naděje dožití při narození, vyvíjela se ve vybraných zemích rámcově podobně (viz Graf 14). U naděje dožití při narození Nového Zélandu je zřejmý pomalejší nárůst, který byl zapříčiněn pravděpodobně ekonomickou situací v 70. a 80. letech a naopak zpomalení růstu naděje dožití při narození v případě Kanady. Avšak ve 21. století již je růst naděje dožití při narození ve vybraných zemích téměř totožný, což odpovídá podobnému vývoji indexu lidského rozvoje (HDI – Human Development Index) dle Programu rozvoje OSN (UNDPA, 2014).

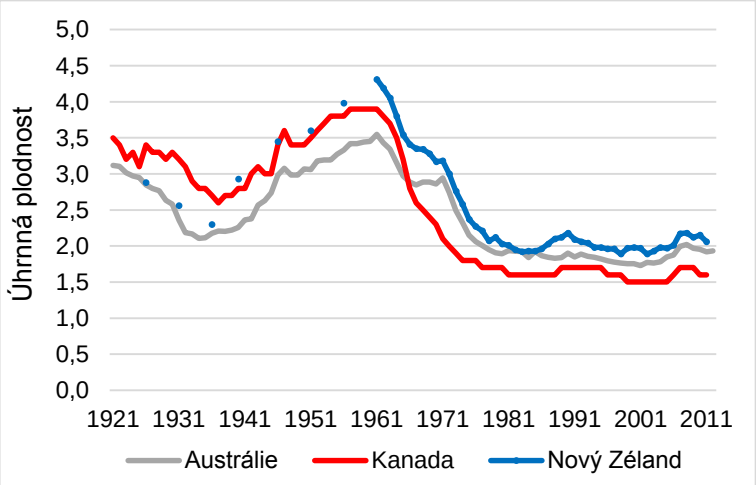
Graf 14: Naděje dožití při narození za obě pohlaví, v analyzovaných státech, 1960–2011



Poznámky: OECD poskytuje pouze omezená data. Proto jsou nedostupná data v grafu vynechána.
Zdroj dat: OECD, 2014

Úhrnná plodnost se ve vybraných zemích také vyvíjela podobným směrem stejně jako ostatní faktory. Mezi světovými válkami byl zaznamenán výraznější pokles, avšak po 2. světové válce prudký nárůst, kde dominovala hodnota za Nový Zéland. Hodnoty Nového Zélandu zůstaly lehce vyšší po celé sledované období oproti Austrálii a Kanadě (viz Graf 15). Všechny tři země se v současnosti pohybují pod celosvětovou hodnotou, která byla přibližně 2,5 v roce 2011 (UN, 2012) a také pod hranicí 2,1, což je hranice pro udržení početního stavu populace (Kalibová, 2002).

Graf 15: Úhrnná plodnost, v analyzovaných státech, 1921–2012



Poznámky: Statistický úřad Nového Zélandu poskytuje pouze omezená data. Proto jsou nedostupná data v grafu vynechána.
Zdroj dat: ABS, 2012; Statistics Canada, 2012; Statistics New Zealand, 2012

1.3.3 Současné prognózy demografického stárnutí populace v analyzovaných státech

Cílem této kapitoly je krátké shrnutí možného budoucího vývoje ukazatelů stárnutí populace v Austrálii, Kanadě a na Novém Zélandu. Tohoto je dosaženo pomocí zhodnocení očekávaných budoucích změn v celkovém počtu obyvatel, úhrnné plodnosti, naději dožití při narození a změny ve středním věku obyvatelstva jednotlivých zemí. Prognózy každé země jsou popsány v dílčích podkapitolách a doplněny o tabulky pro lepší srovnání vybraných ukazatelů. V rámci tabulek si lze povšimnout rozdílů mezi uváděnými roky pro jednotlivé ukazatele, a potažmo státy. Tyto rozdíly jsou způsobeny odlišnými přístupy každé prognózy, kdy jsou ukazatele v materiálech těchto prognóz uváděny za nestejné roky.

Austrálie

Z nejnovější publikace ABS – Population projections 2012 to 2102 (ABS, 2013) vyplývá, že stárnutí populace bude i nadále pokračovat. Dle střední varianty by měl podíl obyvatel ve věku 65 let a více stoupnout ze 14 % v roce 2012 na 22 % v roce 2061 resp. až na 25 % celkové populace v roce 2101. Naopak podíl obyvatel mladších 15 let bude pravděpodobně v rámci této varianty klesat z 19 % roku 2012 přes 17 % v roce 2061 na 16 % v roce 2101. Podíl skupiny obyvatel ve věku 85 let a více by pak měl stoupnout z 2% na přibližně 6 % celkové populace v Austrálii (ABS, 2013). Pravděpodobný vývoj jednotlivých ukazatelů je dokumentován níže (viz Tabulka 1).

Tabulka 1: Prognózy vybraných demografických ukazatelů, Austrálie, 2011–2101

	Počet obyvatel			***Úhrnná plodnost***		***Migrační saldo***	
	2012	*2061*	*2101*	*2011*	*2026*	*2012*	*2021*
	v milionech					*v tisících*	
Varianta vysoká		48,3	70,1		2,0		280,0
Varianta střední	22,7	41,5	53,6	1,9	1,8	223,1	240,0
Varianta nízká		36,8	42,4		1,6		200,0

	Naděje dožití při narození				***Střední věk***			
	2011		*2061*		*2012*	*2031*	*2061*	*2101*
	Muži	*Ženy*	*Muži*	*Ženy*				
Varianta vysoká			92,1	93,6		40,5	44,5	46,2
Varianta střední	79,7	84,2	85,2	88,3	37,3			
Varianta nízká			85,2	88,3		38,6	41,0	43,1

Poznámka: Počet obyvatel je udáván k 30. 6. daného roku
Zdroje dat: ABS, 2013

Kanada

Populační prognózy aktuálně vytvořené Kanadským statistickým úřadem uvádějí, že stárnutí populace v Kanadě by se mělo zrychlit mezi lety 2010 a 2031, po tomto roce by mělo i nadále

pokračovat, ale pomaleji. Podíl obyvatel ve věku 65 let a více by měl vzrůst ze 14 % roku 2009 na 23 % dle nízké varianty nebo 25 % dle vysoké varianty v roce 2036 a v roce 2061 pak až na 24 % nebo 28 % (nízká, resp. vysoká varianta) celkové populace Kanady (Statistics Canada, 2010). Více k jednotlivým ukazatelům je uvedeno níže (viz Tabulka 2).

Tabulka 2: Prognózy vybraných demografických ukazatelů, Kanada, 2011–2101

	Počet obyvatel		***Úhrnná plodnost***		***Migrační saldo***	
	2009	*2036*	*2007*	*2036*	*2010*	*2036*
	v milionech				*v tisících*	
Varianta vysoká		47,7		1,9		375,9
Varianta střední	33,7	43,8	1,7	1,7	252,5	274,4
Varianta nízká		40,1		1,5		185,6

	Naděje dožití při narození				***Střední věk***		
	2006		*2036*		*2009*	*2036*	*2061*
	Muži	*Ženy*	*Muži*	*Ženy*			
Varianta vysoká			85,4	88,4		45,0	47,0
Varianta střední	78,2	82,9	84,0	87,3	40,0	44,0	44,0
Varianta nízká			78,2	86,0		42,0	42,0

Poznámka: Počet obyvatel je udáván k 30. 6. daného roku
Zdroje dat: Statistics Canada, 2010

Nový Zéland

Růst novozélandské populace by měl zpomalovat s tím, jak bude tato populace stárnout. Střední věk (medián věku) obyvatel Nového Zélandu bude pravděpodobně růst ze současných 37 let na 44 let v roce 2061 (Statistics New Zealand, 2011).

Tabulka 3: Prognózy vybraných demografických ukazatelů, Nový Zéland, 2011–2101

	Počet obyvatel			***Úhrnná plodnost***			***Migrační saldo***		
	2012	*2036*	*2061*	*2012*	*2036*	*2061*	*2012*	*2036*	*2061*
	v milionech						*v tisících*		
Varianta vysoká		5,7	7,1		2,5	2,5		25,0	30,0
Varianta střední	4,4	5,4	6,0	2,1	1,9	1,9	-3,0	12,0	12,0
Varianta nízká		5,0	5,1		1,9	1,9		-10,0	-7,7

	Naděje dožití při narození						***Střední věk***		
	2012		*2036*		*2061*		*2012*	*2036*	*2061*
	Muži	*Ženy*	*Muži*	*Ženy*	*Muži*	*Ženy*			
Varianta vysoká			87,2	88,9	95,0	95,0		42,7	46,1
Varianta střední	79,7	83	84,3	87,3	88,1	90,5	37,0	41,1	44,0
Varianta nízká			82,7	86,0	87,0	88,2		38,7	37,7

Poznámky: Počet obyvatel je udáván k 30. 6. daného roku
Statistický úřad Nového Zélandu vytvořil prognózy s pěti možnými variantami. Pro srovnání s prognózami pro Austrálii a Kanadu byly vybrány varianty odpovídající vysoké, střední a nízké ve zbylých dvou zemích.
Zdroje dat: Statistics New Zealand, 2012

Podíl obyvatel ve věku 65 let a více by měl, dle střední varianty Národních populačních prognóz vytvořených v roce 2012 pro Statistický úřad Nového Zélandu, vzrůst ze 14 % roku 2012 přes 23 % v roce 2036 až na 26 % v roce 2061 (Bascand, 2012). Tabulka 3 dokumentuje prognózy vybraných ukazatelů.

1.3.4 Opatření jednotlivých vlád spojená se stárnutím populace

Protože stárnutí populace výrazně ovlivňuje mnoho sfér lidského života, musí vlády jednotlivých analyzovaných zemí přizpůsobovat legislativu a zajistit podporu pro starší obyvatelstvo. Tato část práce je proto zaměřena na konkrétní opatření přijatá v této souvislosti vládami analyzovaných států v posledních letech.

Austrálie

Zdraví se stává klíčovou ekonomickou prioritou australské vlády. Ta se snaží povzbuzovat jedince k plánování finančního zabezpečení a nezávislosti v pozdějším životě a nabízí starším obyvatelům širokou škálu služeb. Dle názoru vlády je nezbytné zajistit, aby pracovní síla byla tak produktivní, jak jen bude možné. Pokud kvůli špatnému zdraví nebudou lidé schopni přispívat ve svých produktivních letech, zhorší se blahobyt občanů i ekonomický růst země (Department of Health and Ageing, 2008).

Australská vláda si uvědomuje, že starší lidé neocenitelně přispívají společnosti. Zavazuje se pomáhat jim těšit se z aktivního, zdravého a nezávislého života. Toto by chtěla zabezpečit zejména prostřednictvím poskytování komplexních informací, posudků a referenčních mechanismů; podporou pro pečovatele, starající se o starší obyvatele žijící v domácím prostředí a podporou pro obyvatele se speciálními potřebami. Dále se snaží umožnit volbu typů služeb, zajištění kvalitní, přístupné a cenově dostupné péče, která bude pro starší obyvatele bezpečná a spolehlivá (Department of Social Services, 2013)

Výdaje australské vlády na péči o starší osoby dosahovaly mezi lety 2012–2013 částky 13,3 miliardy dolarů, což je navýšení o 6,1 procentních bodů oproti období 2011–2012 (Department of Social Services, 2013).

V Austrálii je poskytována péče více než jednomu milionu starších obyvatel, každá desátá osoba ve věku 70 a více let má zajištěnou trvalou ústavní péči. V období 2012–2013 byla poskytnuta 226 042 osobám trvalá ústavní péče – což odpovídá 10,1 % lidí nad 70 let. Celkem 82 668 osob využívalo péče prostřednictvím balíčku domácí péče (CACP – Community Aged Care Package, EACH – Extended Aged Care at Home package nebo EAHCD – Extended Aged Care at Home Dementia package) – tedy 3,7 % lidí starších 70 let, 48 182 osob rezidenční respitní

péče[3] – tedy 2,1 % lidí nad 70 let a 23 180 péče v rámci Programu přechodné péče (Transition Care Program), což je nárůst o 6,7 procentních bodů oproti období 2011–2012. Péči prostřednictvím Commmonwealth HACC – Home and Community Care programu na podporu starších osob zůstat doma čerpalo 486 159 klientů ve věku 65 let a více (Department of Social Services, 2013).

Kanada

Ve federální vládě je ministru zdravotnictví přiřazena funkce ministra odpovědného za seniory a v roce 1980 vytvořila vláda National Advisory Council on Aging. Mezi jeho funkce spadá posuzování potřeb a problémů seniorů, doporučení nápravných opatření a podpora veřejných diskuzí o stárnutí (Government of Canada, 2002).

Mezi federální orgány a agentury, které zaštiťují programy stárnutí, patří Canada Mortgage and Housing Corporation[4] – organizace na výzkum, inovace a informace o bydlení seniorů, Health Canada – organizace na podporu zdraví seniorů a související výzkum, Human Resources Development Canada[5] – organizace na zajišťování programů při poskytování důchodů a dávek, podporu gramotnosti apod., Industry Canada – na výzkum a propagaci průmyslu a zařízení, která pomáhají seniorům v samostatném životě, Statistics Canada – institut pro demografický a sociální výzkum stárnutí kanadské populace a Veterans Affairs Canada[6] – zajišťující programy zdravotní péče, podpory, invalidních důchodů a programy na podporu příjmů pro veterány a jejich pozůstalé (Government of Canada, 2002).

Federální vláda v současnosti vynakládá více než 27 miliard dolarů na otázky týkající se seniorů. Kromě toho převáděla kanadská vláda v letech 2001–02 přibližně 34,6 miliard dolarů do jednotlivých provincií v rámci CHST – Canada Health and Social Transfer[7] (Government of Canada, 2002).

Nový Zéland

Diskutovaným tématem novozélandské vlády je, zda by se měli obyvatelé ve věku 65 let a více podílet na svých nákladech prostřednictvím pojištění. V minulosti byly na Novém Zélandu vypláceny penze pomocí profesních schémat odchodu do důchodu. Od devadesátých let, kdy byly odstraněny daňové výhody ze všech forem důchodových spoření, došlo k výraznému poklesu

[3] krátkodobá úlevová péče pro rodinné příslušníky a opatrovníky, kteří trvale pečují o vážně duševně nebo tělesně postiženou osobu (dítě, dospělého nebo seniora, který je opakovaně na přechodnou dobu v respitní péči umístěn) – dle http://slovnik-cizich-slov.abz.cz

[4] Kanadská korporace pro hypotéky a bydlení – překlad autora

[5] Rozvoj lidských zdrojů v Kanadě – překlad autora

[6] Záležitosti kanadských veteránů – překlad autora

[7] Kanadských zdravotnických a sociálních transferů - Překlad autora

ve využívání penzijních systémů, které vyplácí trvalý příjem ve prospěch příspěvkových schémat jednorázových částek. Většina občanů pocházejících z baby boomu let 1946–1966 nebude mít zajištěnu ochranu penzijních dávek, ale je pravděpodobné, že budou mít dostatek nelikvidních aktiv jako například bydlení (Ministry of Social Policy, 2001).

Novozélandská strategie pro pozitivní stárnutí[8] (Ministry of Social Policy, 2001) by měla posilovat závazky vlády na podporu účasti starších osob ve společnosti a zlepšení příležitostí pro starší občany.

Z průzkumu provedeného v roce 2010 (Grant Thornton, 2010) vyplývá, že pokud by se odvětví stárnutí populace vyvíjelo i nadále ve stejném duchu, vzrostla by poptávka po zařízeních ústavní sociální péči pro starší obyvatele. V období od roku 2006 do roku 2026 se předpokládá růst počtu obyvatel ve věku 65 let a více o 84 % (z 512 tisíc na 944 tisíce). Počty lůžek by se měly zvýšit o 78 až 110 % do roku 2026. Stejně poroste i potřeba dalších nákladů a investic. V současnosti vynakládané prostředky na budování nových kapacit a obnovu zařízení ústavní sociální péče pro starší občany nejsou dostatečné. Přibližně polovina současných zařízení je starší než 20 let. Počet osob zaměstnaných v rámci ústavní sociální péče pro starší obyvatele se zdvojnásobil v posledních 20 letech na 33 tisíc zaměstnanců. Očekává se, že poptávka po pracovní síle v tomto odvětví se zvýší o 50 až 75 % (při plném pracovním poměru) do roku 2026 (Grant Thornton, 2010).

V rámci principů pozitivního stárnutí je kladen důraz na posilování pravomoci starších občanů při rozhodování, které jim umožní spokojený život a zdravý životní styl, zajišťování jim příležitostí účastnit se a přispívat k dění rodiny a společnosti, uznávat stárnutí jako běžnou součást životního cyklu, oceňovat kulturní rozmanitost starších osob, které žijí na Novém Zélandu a uvědomovat si rozdílné problémy týkající se žen a mužů a v neposlední řadě zajišťovat starším osobám možnost žít s důvěrou v bezpečném prostředí. Konkrétní postupy by měly být prováděny vládními úřady. Jejich úspěch však závisí nejen na nich, ale i na přispění ostatních odvětví ve společnosti (Ministry of Social Policy, 2001).

V květnu 2002 spustila vláda Nového Zélandu program s názvem Zdraví starších občanů[9] (HOP – Health of Older People Strategy). Vize této strategie spočívá v tom, že starší obyvatelé se podílejí na rozhodování ohledně svého zdraví a blahobytu v rámci rodinného i komunitního života. V roce 2007 pak představila systém zvaný KiwiSaver. Oproti předchozí daňově neutrální politice spoření na důchody je systém KiwiSaver dotován. Úspory akumulované díky KiwiSaver by měly být vypláceny jednorázově stejným způsobem jako v případě nedotovaných úspor penzijního systému. V důsledku toho má od roku 2012 mnoho občanů vstupujících do důchodového věku přístup ke stále se zvyšujícím paušálním částkám (St. John a Dale, 2011).

[8] Překlad autora

[9] Překlad autora

1.3.5 Zdravotnický systém ve vybraných zemích

Pro tuto diplomovou práci je důležité vysvětlit způsoby, jak funguje zdravotnický systém ve vybraných zemích, jaké skupiny osob dosáhnou na jaké stupně péče, jaká péče je poskytována za jakých podmínek, jak je zdravotnictví financováno a podobně.

1.3.5.1 Systémy poskytování zdravotní péče ve vybraných zemích

V první části kapitoly o zdravotnictví je vysvětlen princip a funkce zdravotní péče ve vybraných zemích včetně rozdílů mezi veřejnou a soukromou zdravotní péčí, za účelem lepšího pochopení poskytování zdravotní péče v Austrálii, Kanadě a na Novém Zélandu.

Austrálie

Australské zdravotnické služby jsou spravovány australskou vládou a realizovány veřejnými i soukromými poskytovateli. Z prostředků australské vlády jsou poskytovány zdravotnické služby, dotace léčiv a rezidenční péče o seniory (domy s pečovatelskou službou). Fondy šesti státních a dvou teritoriálních vlád spravují, s finanční pomocí australské vlády, veřejné nemocnice a komunitní zdravotní služby. Soukromý sektor pak zahrnuje řadu pojišťoven, nemocnic a zdravotnických zařízení (Commonwealth Department of Health and Aged Care, 2000).

Federální vláda spravuje a financuje národní systém zdravotního pojištění tzv. Medicare a financuje léky a léčiva. Společně s jednotlivými státy a teritorii spravuje veřejné nemocnice a zdravotní programy obyvatelstva. Reguluje většinu zdravotnického systému včetně soukromého zdravotního pojištění (PHI – Private Health Insurance), poskytování léčiv a zdravotních služeb. Má hlavní finanční a regulační zodpovědnost za státem dotovaná zařízení rezidenční péče. Role australské vlády ve financování a správě veřejných nemocnic a základní zdravotní péče byla posílena Národní reformou zdravotnictví schválenou Radou australských vlád (COAG – Council of Australian Governements) v roce 2011 (Healy, 2012).

Systém Medicare poskytuje všeobecné zdravotní pojištění pro občany s trvalým pobytem, a dále automatické pojištění pro osoby s dočasným vízem ze zemí, s nimiž má Austrálie uzavřeny vzájemné dohody. Tento systém je financován v rámci Společenství národů (Commonwealth). Poskytuje bezplatné nemocniční služby ve veřejných nemocnicích pro pacienty pojištěné veřejně, platí až 75 % poplatků pacientům pojištěným soukromě (dle Schedule fee[10]), hradí péči mimo nemocnice do výše 85 % Schedule fee (Biggs, 2004).

Zahraniční studenti jsou povinni se zapsat do programu Zahraničního studentského zdravotního krytí (Overseas Student Health Cover). Odbor pro záležitosti válečných veteránů (The Department of Veterans' Affairs) pak poskytuje péči válečným veteránům a jejich rodinným

[10] Schedule fee je kompletní seznam poplatků, jež jsou hrazeny programem Medicare (Centers for MediCare & Medicaid Services, 2013)

příslušníkům. Vláda poskytuje pomoc také žadatelům o azyl během zpracovávání jejich žádostí. Dobrovolné soukromé zdravotní pojištění toto doplňuje. Nabízí občanům přístup k léčbě v soukromých nemocnicích a pokrývá některé doplňkové služby zdravotní péče (Healy, 2013).

Péče ve veřejných nemocnicích je poskytována zdarma podle zákona o národním zdraví z roku 1953 (National Health Act). Občané mohou využít soukromou placenou péči ve veřejných či soukromých nemocnicích. Medicare poskytuje bezplatný nebo dotovaný přístup k většině lékařských služeb a pokrývá léky na předpis. Australská vláda specifikuje dotace Medicare pro ambulantní lékařské služby dle Plánu lékařských dávek (the Medical Benefits Schedule) ministerstva zdravotnictví (Department of Health) a dotace na léky v rámci Plánu farmaceutických dávek (Schedule Pharmaceutical Benefits) vydaného Režimem farmaceutické podpory (PBS – Pharmaceutical Benefits Scheme). Domácí zdravotní péče o starší občany je poskytována prostřednictvím Programu domácí a komunitní péče (Home and Community Care Program). Australská vláda společně se státními a teritoriálními vládami financuje širokou škálu dalších zdravotnických zařízení, programů zdraví obyvatel, duševního zdraví, venkovských zdravotních programů a zdravotních služeb pro válečné veterány (Healy et al., 2006).

Kanada

Stejně jako v Austrálii mají kanadské provincie a teritoria primární odpovědnost za organizaci a poskytování zdravotní péče, včetně vzdělávání ve zdravotnictví a přidělování licencí poskytovatelům zdravotní péče. Regionální zdravotnické úřady plánují a zajišťují financování zdravotních služeb na lokální úrovni. Na rozdíl od financování všeobecného zdravotního pojištění, které spadá především do pravomoci veřejného sektoru, vlastní poskytování zdravotní péče je téměř výhradně realizováno v rámci soukromého sektoru. Přibližně dvě třetiny obyvatel Kanady mají zřízeno soukromé zdravotní pojištění, které se vztahuje na služby nezahrnuté v rámci veřejných zdravotních programů (Allin a Rudoler, 2013).

V Kanadě neexistuje oficiální balíček výhod definovaný na národní úrovni. Většina rozhodnutí týkajících se krytí veřejných výdajů je prováděna provinční nebo teritoriální vládou ve spolupráci s lékaři a dalšími odborníky. Provinční a teritoriální samosprávy poskytují další výhody, jako jsou krytí nákladů na léky na předpis, péče o zrak, zubní péče, domácí zdravotní péče, fyzioterapie nebo záchranná služba. V rámci programů veřejného zdraví zaručují podporu veřejného zdraví a prevence (například očkování). Federální vláda financuje a přímo poskytuje další preventivní zdravotnické služby (The Commonwealth Fund, 2010).

Nový Zéland

Na Novém Zélandu je dvacet zeměpisně vymezených Okresních zdravotních rad (DHB – District Health Board), které odpovídají za plánování a poskytování zdravotních a pomocných služeb pro nemocné. Tato Rada má sedm členů, kteří jsou voleni veřejností, a až čtyři členy, jmenované ministrem zdravotnictví. Jejím úkolem je prosazovat vládní cíle a požadavky na státní nemocnice

a zdravotnická střediska, zajištění funkce komunitních středisek nebo nákupy služeb od nevládních soukromých poskytovatelů (Gauld, 2012).

Obyvatelé s trvalým pobytem mají přístup k zdravotnickým službám, které jsou většinově financovány prostřednictvím daní stejně jako v Kanadě a Austrálii. Obyvatelé bez trvalého pobytu (turisté, imigranti, apod.) musí hradit plné náklady všech zdravotních služeb. Pokud však jsou jejich zdravotní problémy způsobeny pracovním úrazem, vztahuje se na ně takzvaný novozélandský systém odškodnění bez konkrétního zavinění (French, Old a Healy 2001).

Primární péče je poskytována zdarma dětem do šesti let a je dotována pro přibližně 98 % obyvatel registrovaných v síti samostatně výdělečně činných praktických lékařů (PHO – Primary Health Organizations). Doplňkové dobrovolné soukromé zdravotní pojištění je nejčastěji využíváno pro pokrytí sdílených nákladů, plánované operace v soukromých nemocnicích či soukromé konzultace ambulantními specialisty. Soukromé zdravotní pojištění využívala v roce 2013 přibližně třetina obyvatel Nového Zélandu (Gauld, 2013).

1.3.5.2 Financování zdravotní péče a jeho prostředky

Jedním z dílčích cílů této práce je rovněž zhodnocení financování zdravotní péče v Austrálii, Kanadě a na Novém Zélandu. Proto je tato kapitola zaměřena na vysvětlení prostředků, jakými je zdravotnictví v jednotlivých zemích financováno a případně, jak se toto financování vyvíjelo.

Austrálie

Z veřejných zdrojů v roce 2010 vynaložila Austrálie na zdravotní péči cca 6,1 % hrubého domácího produktu (OECD, 2014). Systém Medicare je financován převážně z veřejných daňových výnosů, včetně daně z přidané hodnoty, z poplatků pacientů a dalších soukromých zdrojů a odvodem ve výši 1,5 % ze zdanitelných příjmů. Část obyvatel s nižšími příjmy je osvobozena od daně úplně nebo platí sníženou část. Pro období 2010–2011 činila státní dotace 69,1 % celkových výdajů na zdravotnictví, 42,7 % pocházelo od australské vlády a 26,4 % od států a teritorií (Healy, 2012).

V letech 2010–2011 činilo soukromé zdravotní pojištění přibližně 7,6 % celkových výdajů na zdravotnictví. V červnu roku 2013 mělo 47 % obyvatel zajištěno vlastní nemocniční pojištění a 55 % obyvatel spoléhalo na všeobecné krytí léčby, která zahrnuje i doplňkové služby (Healy, 2012). Vládní politika podporuje občany, aby zařizovali soukromé pojištění již v raném věku svým dětem. Celoživotní program zdravotního pojištění (the Lifetime Health Coverage program) poskytuje obyvatelům, kteří se připojili k fondu soukromého pojištění před věkem 31 let, relativně nižší pojistné po celou dobu jeho trvání, bez ohledu na jejich zdravotní stav. Lidé ve věku nad 30 let čelí až 2% růstu pojistného oproti základní sazbě za každý rok, kdy odkládají zapojení se do tohoto typu pojištění. Důsledkem je výrazně se zvyšující účast na soukromém zdravotním pojištění v populaci nad 30 let a naopak prudce klesá po odchodu obyvatel do starobního důchodu (AIHW, 2011).

Kanada

Federální vláda spolufinancuje provinční nebo teritoriální programy zdravotního pojištění pomocí Canada Health Transfer systému (CHT), který „…poskytuje dlouhodobé financování zdravotní péče a podporuje principy zákona o Kanadském zdraví (Canada Health Act), kterými jsou: univerzálnost, komplexnost, přenositelnost, dostupnost a veřejná správa“ (Department of Finance Canada, 2011).

Financování zdravotnictví veřejnými prostředky činilo zhruba 70 % z celkových výdajů na zdravotnictví v roce 2012 (OECD, 2014) a to především pomocí všeobecného zdanění. Federální vláda pak provinciím a teritoriím přispívá dle počtu obyvatel pomocí Canada Health Transfer. Tento příspěvek činil mezi lety 2012–2013 v průměru cca 19 % celkových nákladů na zdravotnictví (Allin a Rudoler, 2013). Do roku 2014 platila v některých méně bohatých provinciích a teritoriích ustanovení, která kompenzovala tamní menší daňový základ. Tato ustanovení by měla být během roku 2014 zrušena (Allin a Rudoler, 2013).

Takzvané Out-of-pocket výdaje (hotovostní) tvořily přibližně 15 % celkových výdajů na zdravotnictví (OECD, 2014). Mezi hlavní složky těchto výdajů patřily výdaje na zubní péči, dlouhodobou péči a výdaje na léky (CIHI, 2008). V roce 2010 činily platby soukromého sektoru na zdravotnictví přibližně 12 % (OECD, 2014). Toto pojištění se vztahuje na zdravotnické služby, jako jsou péče o zrak, zubní péče, léky na předpis, rehabilitační služby, domácí péče a další, které nejsou zahrnuty v programech veřejného zdravotnictví (Allin, 2012).

Přibližně 85 % pojistného na soukromé zdravotní pojištění bylo v roce 2011 hrazeno zaměstnavateli, odbory či jinými organizacemi (Canadian Life and Health Insurance Association Inc., 2012). Poskytovatelé zdravotní péče sami stanovují poplatky za služby. Ve všech provinciích kromě provincie Quebec jsou příspěvky na zdravotní péči poskytované zaměstnavatelem odečitatelné z příjmů (Marchildon 2013).

Nový Zéland

Veřejné výdaje tvořily přibližně 82,7 % celkových výdajů na zdravotnictví (OECD, 2014). Systém veřejné zdravotní péče zahrnuje většinu služeb zdravotní péče, například zubní péče, oftalmologie, fyzioterapie, léky na předpis, dlouhodobá a domácí péče apod. Přibližně 87 % těchto výdajů je přidělováno ministerstvu zdravotnictví. To přerozděluje více než tři čtvrtiny této částky do DHB dle počtu obyvatel a čtvrtinu poskytuje přímo poskytovatelům služeb. Accident Compensation Corporation (ACC), která zajišťuje finanční pomoc po nehodách a úrazech, získává 10 % veřejných výdajů a dále je financována z daní obyvatelstva, za benzín, poplatků za vozidla apod. Zbytek veřejných výdajů připadá na regionální a místní úřady (Gauld, 2013).

Hotovostní výdaje tvořily přibližně 11 % a celkové výdaje soukromého sektoru činily přibližně 17,3 % výdajů na zdravotnictví v roce 2011 (OECD, 2014).

Kapitola 2

Analýza vztahu výdajů na zdravotnictví a stárnutí populace a dalších vybraných faktorů

Pro dosažení stěžejního cíle uvedeného na začátku této diplomové práce, tedy analýzu vztahu stárnutí populace a výdajů na zdravotnictví ve vybraných zemích, bylo rozhodnuto vypracovat dále popsaný ekonometrický model.

Nejdříve je definována metodika a uvedena literatura, z níž se v této práci vychází. Jsou popsána data a proměnné, které jsou klíčové pro vytvoření modelu a shrnuty očekávané výsledky vybraných modelů. Dále je provedeno a vysvětleno samotné modelování, které je rozděleno do dvou samostatných částí podle výstupu zkoumání. V závěru této kapitoly budou vyhodnoceny výsledky, jejich porovnání s předpoklady a srovnání jednotlivých modelů.

2.1 Metodika a data použitá v ekonometrických modelech

Pro pochopení ekonometrického modelu je důležitým bodem seznámení se s literaturou a pracemi, dle kterých byly vybrány modely aplikované v této práci. Proto je toto vysvětleno v první části této kapitoly. Dále zde budou popsána data, ze kterých model vychází. Významným bodem je důvod výběru vysvětlujících a vysvětlovaných proměnných, odkud pocházejí, jejich stručný vývoj a teoretická analýza.

K vytvoření modelů byl použit program *Gretl*, což je volně dostupný statistický program, který je využíván především na ekonometrické modely. Zkratka Gretl pochází z „Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library“, který vyjadřuje použití tohoto programu. Je ovládán pomocí grafického rozhraní.[11]

[11] http://gretl.sourceforge.net/

2.1.1 Metody využité v rámci praktické části

První podkapitola je především zaměřena na stručný přehled literatury, ze které vycházejí použité modely, vysvětlení jednotlivých modelů a cíle jejich zkoumání. Těmito modely budou OLS regrese,[12] vektorová autoregrese (VAR) a model fixních a náhodných efektů aplikovaný na panelová data.[13]

Model OLS testuje souvislosti vybraných faktorů a objemu výdajů na zdravotnictví ve vybraných zemích. Model vektorové autoregrese se od modelu OLS odlišuje zahrnutím jedné zpožděné vysvětlované proměnné a zahrnutím časového trendu, čímž zkoumá časovou stálost či změnu daného vlivu. Model fixních a náhodných efektů aplikovaný na panelová data je pak modelem očištěným o vlivy jednotlivých zemí, což vede k rozšíření datového souboru a snížení celkové kolinearity a korelace mezi vysvětlujícími proměnnými.

2.1.1.1 Vysvětlení OLS regrese a VAR

Nejdříve budou vyloženy modely OLS a VAR, pomocí kterých je testován vliv[14] stárnutí populace a dalších proměnných na výdaje ve zdravotnictví samostatně ve vybraných zemích a přehled prací a článků, které byly klíčové pro výběr modelů a práci s nimi.

Přehled literatury pro model OLS regrese

Při výběru vhodného modelu pro praktickou část této diplomové práce byl důležitý článek K. Dybczaka a B. Przywary *The role of technology in health care expenditure in the EU*. V tomto článku publikovaném pro Evropskou komisi se hlavní analýza soustředí na závislost výše celkových výdajů na zdravotnictví na jednoho obyvatele v národních měnách na podílu populace mladší 20 let, podílu populace ve věku 80 let a více a také na hrubém domácím produktu. V modelu je použita metoda OLS a model fixních efektů panelových dat. Autoři dospěli k závěru, že vliv podílu starší skupiny obyvatel na výdaje ve zdravotnictví by měl být kladný a naopak podíl mladších obyvatel záporný (Dybczak a Przywara, 2010). Podstatnou se také stala práce A. Sena *Is Health Care a Luxury? New Evidence from OECD Data*. Hlavní metodou zde použitou je OLS

[12] OLS (ordinary least squares) regrese značí model lineární regrese, kdy je aplikována metoda nejmenších čtverců, která je používána pro odhad parametrů. Jelikož je v rámci použitého softwaru (Cottrell a Lucchetti, 2013) i v literatuře (např. Sen, 2005 nebo Hansen a King, 1996) nazýván tento model jako model OLS či OLS regrese, bude toto názvosloví použito i v této práci.

[13] Panelovými daty jsou zde myšlena pozorování za vybraný časový úsek ve vybraných zemích, nejedná se tedy o klasická panelová data. Aplikace tohoto přístupu bude na základě vybrané literatury zdůvodněna v textu.

[14] Použitý výraz je nutné chápat spíše ve smyslu souvislosti vysvětlované a vysvětlujících proměnných, neboť uvažované modely v sobě nenesou princip kauzality.

a časové řady s průřezovými údaji z 15 zemí OECD v letech 1990 až 1998. Testovanou závislou proměnnou jsou celkové výdaje na osobu na zdravotnictví a nezávislými proměnnými jsou hrubý domácí produkt přepočtený na jednoho obyvatele, kojenecká úmrtnost na 100 000 živě narozených, podíl obyvatel ve věku 65 let a více, průměrný počet dní strávených pacientem v nemocnici a počet lékařů na 1 000 obyvatel. Vliv této poslední proměnné je ve výsledcích shrnut jako pozitivní na výdaje na zdravotnictví (Sen, 2005). Posledním primárním článkem pak je článek P. Hansena a A. Kinga *The determinants of health care expenditure: A cointegration approach*, který také používá model OLS regrese a časové řady s průřezovými údaji tentokrát z 20 zemí OECD za roky 1960 až 1987. Vysvětlovanou proměnnou jsou zde opět celkové výdaje na zdravotnictví. Vysvětlujícími proměnnými pak jsou hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele, podíl populace mladší 15 let, podíl populace ve věku 65 let a více a podíl vládních výdajů na zdravotnictví. Celý tento model používá logaritmické formy jednotlivých proměnných (Hansen a King, 1996).

Dalšími důležitými pracemi, které přispěly k výběru modelů v této práci použitých, jsou *Does the ageing of the population have an impact on health care expenditure in Germany?* z roku 2002, kde se autor zabývá základním modelem OLS (Sauerland, 2002) nebo článek *Why are health expenditures of very old people decreasing? An investigation on French data*, ve kterém je také použit model OLS regrese (Dormont, Huber a Ricci, 2011).

Na základě výše uvedených prací a jejich závěrů je zvolen jako hlavní model této práce základní model OLS regrese, jenž se autorům výše osvědčil. Dále jsou testovány podmínky jeho užití. Tento model má za cíl ukázat souvislosti výdajů na zdravotnictví ve vybraných zemích na stárnutí populace a dalších faktorech.

Definování modelu OLS regrese

V této části je popsán princip, na kterém funguje model OLS regrese. OLS regrese je metoda, která určuje vztah mezi vysvětlovanými proměnnými a vysvětlujícími proměnnými. Použití čtverců zajišťuje, že se kladné a záporné odchylky vzájemně nevyruší (Verbeek, 2004).

Je aplikována základní rovnice lineární regrese:

$$Y_{Zt} = const + \beta_i X_{Zt} + \varepsilon,$$

kde Y je závislá proměnná, $const$ je konstanta, β je koeficient představující sklon přímky, X je sledovaná hodnota nezávislé (vysvětlující) proměnné a ε je nezahrnutá skalární náhodná veličina neboli chyba. Index t značí časovou jednotku, index Z značí vybranou zemi a index i pak pořadí proměnné při vyšším počtu vysvětlujících proměnných (Baltagi, 2011).

Přehled literatury pro model VAR

Pro rozhodnutí o aplikaci modelu VAR se stala podstatnou studie s názvem *The determinants of health expenditure in Malaysia: A time series analysis*, jejíž autorem je Ch. F. Tang. Ten se

zabývá závislostmi celkových zdravotních výdajů na jednoho obyvatele na hrubém domácím produktu na osobu, na indexu spotřebitelských cen za zdravotní péči a na podílu obyvatel ve věku 65 let a více mezi lety 1967 až 2007 v Malajsii. Z výsledků jeho modelu vyplývá, že dané faktory jsou skutečně propojeny a také že skupina obyvatel ve věku 65 let a více výrazně ovlivňuje výdaje na zdravotnictví (Tang, 2010).

Ve svém článku Tang zmiňuje, že v modelu vektorové autoregrese se velmi často používá vektorový autoregresní model se zpožděnými proměnnými. V tom případě je důležité zvolit správné zpoždění, jak uvádí Hall ve své práci *The effect of varying length VAR models on the maximum likelihood estimates of cointegrating vectors* (Hall, 1991), na kterého se Tang odkazuje, jelikož velké množství zpožděných spotřebovává více stupňů volnosti a způsobuje problém malého vzorku. Malý počet zpožděných proměnných naopak může vést k srovnávacímu problému modelu (Tang, 2010). V této práci je zvoleno jedno zpoždění vybrané proměnné, protože jak uvádí Cottrell a Lucchetti není cílem vytvořit dokonale nepropustný model, ale pouze vyčistit autokorelaci (Cottrell a Lucchetti, 2013). Použitím jedné zpožděné proměnné se dále předejde výraznějšímu snížení počtu pozorování v rámci času.

Další důležitou prací postavenou na modelu VAR je článek *Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky po penězích v letech 1994–2000* (Artl, Gubr, Radovský a Stiller, 2001), která se nezaměřuje na demografické ukazatele ani na zdravotnický systém, avšak názorně aplikuje model vektorové autoregrese.

Po prostudování těchto článků byl model VAR shledán jako další vhodný model pro možnost testování vlivu vybraných faktorů na výdaje na zdravotnictví. Jeho výhodou je jeho jednoznačná aplikovatelnost na data časových řad, podchycení trendového chování a následné očištění těchto dat o časové trendy.

Definice modelu VAR

Vektorová autoregrese je metoda, jejímž cílem je zachytit lineární závislosti v časových řadách. Modeluje časovou stálost (neměnnost) vektoru n vybraných časových řad, y_t, pomocí multivariační autoregrese následovně:

$$y_{Zt} = const + A_p y_{t-p} + B_i x_{Zt} + \varepsilon_t,$$

kde y_t je vektor vysvětlovaných pozorování, *const*[15] představuje vektor konstant rozměru k × 1, A značí časově neměnnou matici k × k, x_t zahrnuje vysvětlující proměnné a časový trend, vektor ε_t představuje bílý šum vektoru neboli chyby. Index p značí řád zpoždění, o který posouváme model, t pak opět představuje časovou jednotku a index Z vybranou zemi (Cottrell a Lucchetti, 2013). V modelu je přidán časový trend, který má na model stejný účinek, jako kdyby

[15] V základním modelu se konstanta nevyskytuje. V modelu je však přidána, protože může představovat průměrný růst nebo nenulovou hladinu v ekonomických časových řadách (Watson, 1994).

byly všechny proměnné očištěné o trend. Tato metoda je jednodušší než očišťování jednotlivých proměnných (Baltagi, 2011). K odhadu parametrů používá software Gretl metodu nejmenších čtverců (Cottrell a Lucchetti, 2013).

2.1.1.2 Diagnostické testy aplikované na vybrané modely

Po aplikaci modelu budou provedeny diagnostické testy, které ověřují použitelnost a vhodnost zvoleného modelu na vybraná data. Testy byly vybrány na základě jejich aplikovatelnosti na dané modely a podle doporučení literatury (Baltagi, 2011; Cottrell a Lucchetti, 2013; Verbeek, 2004).

Testy pro OLS regresi

Modely OLS regrese jsou testovány na přítomnost heteroskedasticity, normalitu reziduí a přítomnost autokorelace v modelu. Jejich cílem je ověření aplikovatelnosti daného modelu v případě vybraných dat. Program Gretl nabízí v rámci tohoto testování následující testy (Cottrell a Lucchetti, 2013).

Breusch-Paganův test heteroskedasticity – tento test navržený Breuschem a Paganem (1980) se používá k testování přítomnosti heteroskedasticity v lineárním regresním modelu. Ověřuje, zda je rozptyl (střední hodnota kvadrátů odchylek od střední hodnoty) závislý či nezávislý na parametru (homogenní či nehomogenní). Tedy zda rezidua (chyby) mají konstantní rozptyl. Nulová hypotéza v tomto testu je, že v modelu není heteroskedasticita reziduí (neboli je homoskedasticita), homoskedasticita je žádoucí, protože s ní je odhad pomocí OLS nevychýlený a eficientní (vydatný). Vydatnost odhadu je však ztracena, pokud jsou rezidua heteroskedastická (Verbeek, 2004).

Vzorec můžeme napsat jako

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 h(z_i'\alpha),$$

kde h je neznámá, spojitě diferencovatelná funkce, která nezávisí na i, tak, že h (.) > 0 a h (0) = 1. Symbol σ označuje rozptyl, z_i' (i = 1, 2, …, n) jsou vektory zahrnující vysvětlované proměnné. $\alpha = 0$ je nulová hypotéza a naopak H_1: $\alpha \neq 0$ (Verbeek, 2004).

Heteroskedasticita se případně řeší pomocí robustních směrodatných chyb, které vždy očišťují model o heteroskedasticitu (Brooks, 2008). Odhad robustních směrodatných chyb zahrnuje do modelu tyto chyby, které jsou odolné vůči heteroskedasticitě a v případě aplikace HAC[16] odhadu jsou odolné i vůči autokorelaci (Cottrell a Lucchetti, 2013).

[16] HAC (heteroskedasticity and autocorrelation consistent) odhad je základní parametr pro časové řady aplikovaný v rámci robustních směrodatných chyb

Pokud bude v modelu nutné zahrnutí odhadu robustních směrodatných chyb, vždy to bude provedeno s použitím HAC odhadu (pro bližší vysvětlení viz Cottrell a Lucchetti, 2013, str. 144–148).

Test normality reziduí – zde zjišťujeme, zda je model OLS stále tzv. BLUE (best linear unbiased estimator – nejlepší lineární nestranný odhad) pomocí šikmosti a špičatosti (Verbeek, 2004). Nulová hypotéza je, že rezidua mají normální rozdělení. Samotné testování je prováděno grafickou metodou, kdy vyneseme-li do grafu uspořádaná rezidua proti kvantilům normálního rozdělení, měl by tento graf znázorňovat přibližně přímku (Víšek, 1997). V případě softwaru Gretl jsou do grafu vynášeny počty reziduí podle jejich hodnot a tak by křivka měla mít tvar přibližně Gaussovy křivky. Tento test (grafy rozdělení u jednotlivých modelů) je uveden pouze v příloze této práce a to z důvodu, že zamítnutí nulové hypotézy se žádnou úpravou neřeší. Pokud totiž rezidua nejsou normálně rozdělená, ale pokud máme dostatečně velký vzorek, stále můžeme použít normální rozdělení pro OLS odhady, díky centrální limitní větě (Baltagi, 2011).

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu – testuje dle Breusche a Godfreyho (1978), zda jsou rezidua korelována. Nulová hypotéza je nepřítomnost autokorelace reziduí, tedy že časové řady jsou stacionární (Baltagi, 2011).

Pokud bychom museli v modelu zamítnout nulovou hypotézu, znamenalo by to ztrátu vydatnosti modelu, nadhodnocení koeficientu determinace (R-squared) a podhodnocení reziduí. Autokorelace se zbavíme přidáním odhadu robustních směrodatných chyb, jak bylo zmíněno v testu na heteroskedasticitu (Cottrell a Lucchetti, 2013).

Testy pro model VAR

Model vektorové autoregrese obsahuje v programu Gretl test na autokorelaci a test na stacionaritu modelu (Cottrell a Lucchetti, 2013).

Ljung-Box test, nebo také portmanteau test, navržený v roce 1978, je diagnostický nástroj, který zjišťuje, zda se v modelu vektorové autoregrese nachází autokorelace. Pokud je model vektorové autoregrese specifikován správně, a tedy obsahuje dostatečný řád zpožděných proměnných, neměl by se při testování vyskytnout problém autokorelace (Cottrell a Lucchetti, 2013). Tento test je aplikován na rezidua vybraných časových řad. Nulová hypotéza říká, že zvolená data v modelu jsou nahodilá, H_1 pak říká, že data v modelu nahodilá nejsou (ale vykazují autokorelaci).

Pro časovou řadu *Y* délky *n* je testová statistika definována jako

$$Q = n(n+2)\sum_{k=1}^{m}\frac{\hat{r}_k^2}{n-k},$$

kde $\hat{r}_k$ je odhadovaná autokorelace řady ve zpoždění *k*, a *m* je počet testovaných zpožděných proměnných. Ljung-Boxův test zamítá nulovou hypotézu v případě, že $Q > \chi^2_{1-\alpha,h}$, kde $\chi^2_{1-\alpha,h}$ je chí-kvadrátové rozdělení tabulkové hodnoty s h stupni volnosti na hladině významnosti α. Zamítnutí nulové hypotézy by znamenalo přítomnost autokorelace, tedy, stejně jako v případě u modelu OLS regrese, ztrátu vydatnosti modelu, nadhodnocení koeficientu determinace (R-squared) a podhodnocení reziduí. Přítomnost autokorelace je možno řešit přidáním zpožděných proměnných (Kuan, 2008).

V rámci testování je také vždy proveden grafický test na stacionaritu modelu. V každém z aplikovaných modelů vektorové autoregrese tyto testy potvrdily stacionaritu na 5% hladině významnosti, detailní výstupy, které nabízí užívaný software, týkající se těchto testů pro jednotlivé modely nejsou do práce z důvodu omezeného rozsahu (a jejich jednotných výsledků) zařazeny.

2.1.1.3 Princip korelační matice

Před prováděním jednotlivých modelování byla zhodnocena a bude uvedena v textu korelační matice, která by měla určit míru závislosti vybraných proměnných. Její prvky (koeficienty lineární korelace) získáme z prvků kovarianční matice jako

$$\rho_{ij} = \frac{cov\ (x_i, x_j)}{\sqrt{\sigma_i^2 . \sigma_j^2}}$$

Předpokládáme, že variance $\sigma_i^2,\ \sigma_j^2$ nejsou rovny nule, $\sigma_i^2 \neq 0,\ \sigma_j^2 \neq 0$.

Korelační matice je symetrická. Protože $cov\ (x_i, x_i) = \sigma_i^2$, jsou prvky na hlavní diagonále rovny jedné $\rho_{ij} = 1$. Prvky mimo diagonálu leží v intervalu [-1, 1]. Pokud je koeficient korelace roven nule, jsou příslušné složky vektoru x nekorelované. Nulová hodnota korelačního koeficientu je nutnou, ale nikoli postačující podmínkou pro nezávislost veličin, proto o složkách vektoru x ani při nulové hodnotě ρ_{ij} nemůžeme říct, že jsou nezávislé (může existovat nelineární závislost). Čím více se koeficient korelace v absolutní hodnotě blíží k jedné, tím více jsou složky vektoru vzájemně korelované a lineárně závislé (Vobořilová, 2000).

Vysoká korelace mezi jednotlivými proměnnými způsobuje multikolinearitu, která je v lineární regresi nežádoucí. Multikolinearita tedy značí silné závislosti mezi proměnnými. Avšak její přítomnost neznamená porušení předpokladů OLS regrese. Jejím důsledkem může být nadhodnocení koeficientů determinace a s ním spojené přikládání větší důležitosti některé z vysvětlujících proměnných, či může komplikovat interpretaci individuálního vlivu jednotlivých vysvětlujících proměnných. Vysoká multikolinearita dále zvyšuje pravděpodobnost, že i vhodná vysvětlovaná proměnná bude shledána statisticky nevýznamnou a nebude na ni brán zřetel při vyhodnocení výsledků (Greene, 2002).

Hodnoty v jednotlivých korelačních maticích se liší v rámci zemí a v rámci panelových dat. Rozdíly mezi korelačními maticemi vládních a soukromých výdajů jsou pak patrné právě v těchto vysvětlovaných proměnných.

2.1.1.4 Modelování pomocí panelových dat

Pro analýzu vlivu stárnutí populace a dalších ukazatelů očištěných o vlivy vybraných zemí na výdaje na zdravotnictví byl zvolen model fixních a náhodných efektů v rámci panelových dat, a to především podle práce K. Dybczaka a B. Przywary *The role of technology in health care expenditure in the EU* (Dybczak a Przywara, 2010), jak již bylo zmíněno v části věnující se modelu OLS regrese0. Dále dle článků *Ageing and health expenditure. A Panel data analysis and discussion on industrial countries* od M. N. Georgiu, který aplikuje model fixních efektů a model náhodných efektů na vliv zvětšujícího se počtu starších obyvatel na výdaje ve zdravotnictví (Georgiu, 2012), nebo *Population ageing and health care expenditures: The role of life expectancy*, ve kterém autoři zkoumají „red-herringovu" hypotézu, dle níž je pozitivní korelace mezi věkem a výdaji na zdravotní péči způsobena pouze v důsledku zvyšování úmrtnosti s věkem a velký podíl výdajů na zdravotnictví je ovlivněn blízkostí ke smrti (Breyer, Lorenz a Niebel, 2011).

Dalšími zajímavými pracemi, prostudovanými pro tuto diplomovou práci, které zároveň ovlivnily volbu užívaných modelů, byly *The determinants of health expenditure: A country-level panel data analysis* z roku 2011, kde byly aplikovány jak modely fixních efektů, tak i dynamické modely za účelem zkoumání faktorů spojených s růstem nákladů na zdravotní péči (Ke, Saksena a Holly, 2011) a z jejichž výsledků plyne, že by podíl obyvatel ve věku 65 let a více měl mít pozitivní vliv na vládní výdaje ve zdravotnictví, *Determinants of Health outcomes in industrialised countries: a pooled, cross-country, time-series analysis*, vypracovaná pro OECD (Or, 2000) nebo *Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data* od autora ekonometrické učebnice B. H. Baltagiho a další (Baltagi a Moscone, 2010).

Formulace modelu v rámci panelových dat

Panelová data jsou založena na kombinaci průřezových a časově uspořádaných dat. V jejich rámci jsou sledovány jednotlivé subjekty např. domácnosti, firmy, regiony či státy a jejich vzájemné vztahy za určité časové období. Výhoda panelových dat tedy spočívá v rozšíření datového souboru, kdy je získáno mnohem více pozorování. Tím je dále snížena kolinearita a korelace mezi vysvětlujícími proměnnými, což je velmi přínosným faktorem (Baltagi, 2013).

Nejjednodušším odhadem pro panelová data je odhad pomocí tzv. hromadného OLS, který nebere v potaz panelovou strukturu dat. Jeho vyjádření koresponduje s klasickým vzorcem OLS regrese:

$$y_{it} = \text{const} + X_{it}\beta_i + u_{it}$$

kde y_{it} je pozorování vysvětlované proměnné pro průřezové jednotky i (tedy jednotky vybraných zemí) v čase t, X_{it} je 1 × k vektor nezávislých proměnných pozorovaných v jednotkách i a čase t, β je k × 1 vektor parametrů a u_{it} je chyba nebo narušení časově specifické v jednotce i a čase t (Cottrell a Lucchetti, 2013). Odhad pomocí hromadného OLS však není ve většině případů adekvátní a dostačující, avšak program Gretl v rámci něho nabízí dodatečný test, tzv. test panelové diagnostiky. Tento test srovnává, zda je v modelu panelových dat vhodnější použít hromadné OLS, fixní efekty, náhodné efekty nebo oba posledně zmíněné dohromady (Cottrell a Lucchetti, 2013). Toto testování není uváděno v kapitole věnované samotnému modelování, protože je prováděno pouze pro vyhodnocení vhodnosti modelu fixních či náhodných efektů a jeho výsledky nebudou v textu detailně komentovány. Výstup tohoto testu je však uveden v přílohách (pro vládní výdaje – Příloha 17 a Příloha 18 pro výdaje soukromého sektoru).

Vzorec odhadu pomocí hromadného OLS se, jak bylo uvedeno, dále upravuje na vzorce pro modely pevných a náhodných efektů. Ty rozkládají časově specifickou chybu u_{it}.

Pro model pevných efektů platí $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$, čímž můžeme přepsat rovnici výše jako

$$y_{it} = const + X_{it}\beta_i + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Tedy rozkládáme u_{it} na jednotkově specifické a časově neměnné složky α_i, a chyby specifické v pozorování ε_{it}. α_i je považováno za pevný parametr (jednotkově specifické tzv. y-intercepty nebo y-průsečíky, tedy body, kde je protínána osa y), které mají být odhadnuty (Cottrell a Lucchetti, 2013).

V modelu náhodných efektů pak píšeme $u_{it} = \upsilon_i + \varepsilon_{it}$, tedy po doplnění do původní rovnice dostaneme

$$y_{it} = const + X_{it}\beta_i + \upsilon_i + \varepsilon_{it}$$

Oproti modelu fixních efektů neodpovídá υ_i složce α_i, tedy není fixním parametrem. Parametr υ_i je náhodným vykreslením z daného rozdělení pravděpodobnosti (Cottrell a Lucchetti, 2013).

V případě panelových modelů také uvedeme korelační matici. Její vysvětlení je stejné jako v případě OLS a VAR v kapitole 2.1.1.3.

Diagnostické testy aplikované v rámci panelových dat

V případě modelování panelových dat je také nutné provést diagnostické testy na ověření aplikovatelnosti vybraného modelu. Ty se však liší oproti testům použitým při modelování lineární regrese a vektorové autoregrese. Testy byly vybrány na základě jejich aplikovatelnosti na dané modely a podle doporučení literatury (Baltagi, 2011; Cottrell a Lucchetti, 2013; Greene, 2002).

Waldův test heteroskedasticity nezávislý na rozdělení[17] – zjišťuje, zda proměnné mají stejný rozptyl chyb, což je nulová hypotéza tohoto modelu. Ta tedy uvádí, že $\sigma_i^2 = \sigma^2$ pro $i = 1, \ldots, N_g$, kde N_g je počet průřezových jednotek. Vzorec Waldova testu je možné zapsat jako

$$W = \sum_{i=1}^{N_g} \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i},$$

kde W je Waldův test, $\hat{\sigma}_i^2$ je odhadem chyby rozptylu i-té průřezové jednotky a V_i je odhadem rozptylu $\hat{\sigma}_i^2$ (Baum, 2001). Případ zamítnutí hypotézy se řeší opět pomocí robustního odhadu. Další možnost řešení je zahrnutí časových indikátorových proměnných, což jsou tzv. dummy[18] proměnné pro každý rok, které očišťují význam vysvětlujících proměnných o celosvětové vlivy daného roku (například celosvětová ekonomická krize). Navíc také zlepšují významnost vysvětlujících veličin (Greene, 2002).

Test normality reziduí – je shodný s testem normality reziduí pro model OLS v předchozí kapitole. Ověřuje se, zda je model BLUE (best linear unbiased estimator – nejlepší lineární nestranný odhad) nebo BUE (best unbiased estimator – nejlepší nestranný odhad). Test opět uvádíme pouze v přílohách (Baltagi, 2011).

Ve výstupech modelů aplikovaných na panelová data je dále vždy uváděn test, který ověřuje vhodnost vybraného modelu fixních či náhodných efektů. Jelikož je toto však již ověřeno testem panelové diagnostiky, není tento test ve výstupech již uváděn a zmiňován. Jeho výsledky vždy korespondují s výsledky testu panelové diagnostiky.

2.1.2 Data, ze kterých vychází modely využité v analytické části práce

Obecně by se dalo očekávat, že nejlepší data vhodná k vytvoření vybraných modelů budou poskytovat jednotlivé statistické úřady. Bohužel však tomu tak není. Ze statistických úřadů vybraných zemí zpracovává potřebná data nejlépe Australský statistický úřad. Vzhledem k tomu, že Kanadský i Novozélandský statistický úřad uveřejňuje data pouze za dvouletá období nebo

[17] Nezávislý na rozdělení znamená, že tento test není ovlivněn normalitou reziduí, která určuje normální rozdělení

[18] Dummy proměnné vyjadřují přítomnost či nepřítomnost dané vlastnosti (Baltagi, 2011)

případně jen některé vybrané roky, navíc pouze za velmi krátký časový úsek, bylo nutné vyhledat data více konzistentní v čase.

Daty nejvhodnějšími pro použití v modelech se ukázala data ze statistik OECD. Většina ukazatelů hromadně je v těchto statistikách sledována již od roku 1960 a posledním aktuálně sledovaným rokem u některých faktorů je dokonce rok 2013.

Analýzy časových řad zpravidla vyžadují nejméně 50 pozorování (Box, Jenkins a Reinsel, 2008, str. 17). Dle docentky Hančlové je vhodné mít pro analýzu časových řad alespoň 30 pozorování (Hančlová a Tvrdý, 2003, str. 11). Do modelu bylo zvoleno období let 1971–2010. Pracuje se tedy maximálně se 40 pozorováními a minimálně 25 pozorováními[19]. Program Gretl se vyrovnává s chybějícími údaji tak, že chybějící hodnotu vynechá (Cottrell a Lucchetti, 2013). Na rozdíl od jiných programů, které ji berou například jako nula nebo dosadí průměr zbylých pozorování.

Použitý model OLS regrese uvažuje šest vysvětlujících proměnných, model vektorové autoregrese zahrnuje časový trend a model fixních a náhodných efektů časové indikátorové proměnné. Jednotlivé proměnné vstupující do modelů byly vybrány jak na základě časové konzistentnosti, tak i dle jejich vypovídající schopnosti a očekávaného vlivu na výdaje ve zdravotnictví. Dle uvedené literatury bude testován vliv podílu obyvatel ve věku do 15 let, vliv podílu obyvatel ve věku 65 let a více (obě tyto kategorie byly vypočítány ze středního stavu obyvatelstva) a vliv naděje dožití při narození za obě pohlaví na výdaje ve zdravotnictví (Dybczak a Przywara, 2010 či Breyer, Lorenz a Niebel, 2011). Dále byly do modelu přidány kategorie počet lékařů na tisíc obyvatel a hrubý domácí produkt v amerických dolarech na jednoho obyvatele (v paritě kupní síly – PPP), které byly použity například v článku A. Sena *Is Health Care a Luxury? New Evidence from OECD Data* (Sen, 2005).

Protože se v současné době neustále prodlužuje věk odchodu do důchodu a toto téma je ve všech vyspělých zemích světa předmětem diskuzí případně vládních resp. politických rozhodnutí, je vhodné doplnit běžně užívané ukazatele o proměnnou, která by vyjadřovala podíl obyvatelstva aktivně činného, resp. zapojeného do pracovního procesu i ve vyšším věku. Proto jsou v rámci této práce všechny modely doplněny ještě o proměnnou podíl pracujících obyvatel ve věku 65 let a více. Tato proměnná je podstatná při analýze stárnutí populace a je důležité sledovat, jaký je její vliv na výdaje ve zdravotnictví.

V rámci modelu VAR byl dále zahrnut časový trend, který bývá připojován pro zachycení trendového chování ostatních proměnných (Baltagi, 2011).

[19] Chybějící pozorování jsou způsobena neúplností dat poskytovaných statistikami OECD. Kterých zemí a let se toto týká, je uvedeno v grafech vývoje zvolených proměnných

Vysvětlení zkratek použitých v tabulkách modelu:

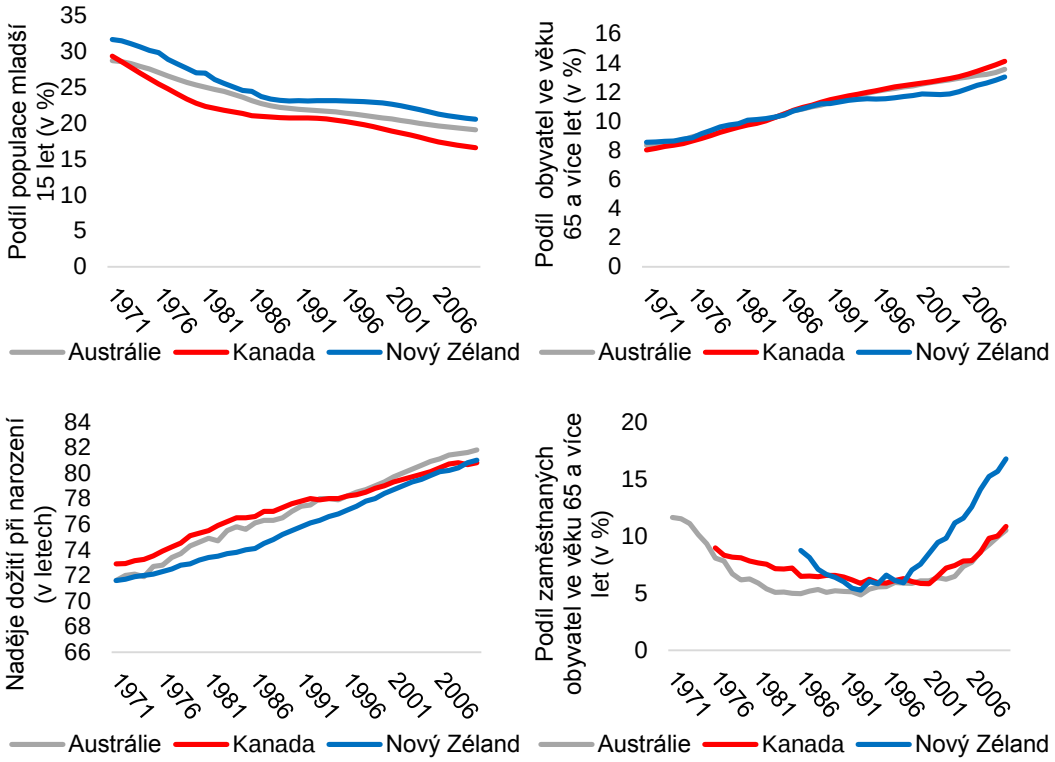
- Vysvětlující proměnné
    - Age15 – *Podíl obyvatel ve věku od 0 do 15 let*, data jsou uvedena v procentech
    - Age65 – *Podíl obyvatel ve věku 65 let a více*, data jsou uvedena v procentech
    - LifeExp – *Naděje dožití při narození*, obě pohlaví
    - Doctors – *Počet lékařů na tisíc obyvatel*
    - EmployRate65 – *Podíl pracujícího obyvatelstva ve věku 65 let a více*, data jsou uvedena v procentech
    - HDPperCapita – *Hrubý domácí produkt*, na jednoho obyvatele, v amerických dolarech, v paritě kupní síly
    - Time – *Sledované jednotky časového období*
- Proměnné vysvětlované:
    - PerCapGenGov – *Výdaje vlády na zdravotnictví*, na jednoho obyvatele, v amerických dolarech, v paritě kupní síly
    - PerCapPrivSec – *Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví*, na jednoho obyvatele, v amerických dolarech, v paritě kupní síly

Rozdělení na vládní výdaje a výdaje soukromého sektoru a analýza vlivu zvolených proměnných na každou tuto oblast zvlášť, je zvoleno proto, že vycházíme z předpokladu, že vliv jednotlivých proměnných na oblast vládních výdajů se může lišit od vlivu stejných proměnných na výdaje soukromého sektoru. Tento předpoklad se, jak je vidět dále, v plném rozsahu potvrdil.

Jak se jednotlivé proměnné vyvíjely v čase, bude ukázáno a stručně vysvětleno pomocí následujících grafů. První tři grafy (viz Grafy 16) dokládají stárnutí populace a to jak klesající podíl obyvatelstva mladšího 15 let, rostoucí podíl obyvatel ve věku 65 a více let a zvyšující se naději při narození.

Grafy 16 ukazují, v rámci podílu osob ve věku 65 let a více, které se účastní pracovního procesu, že do poloviny devadesátých let, tj. v období než začaly být přehodnocovány důchodové systémy a jejich dlouhodobá udržitelnost, zaměstnanost v této věkové skupině spíše klesala, resp. stagnovala. Koncem devadesátých let, kdy se rozvinula prakticky ve všech vyspělých zemích diskuze o nezbytných změnách důchodových systémů a nutnosti reagovat na stárnutí populace, křivka podílu zaměstnaných starších osob začala stoupat. Nejrychlejší růst zaznamenává Nový Zéland, kde v tomto období stoupala zaměstnanost obecně.

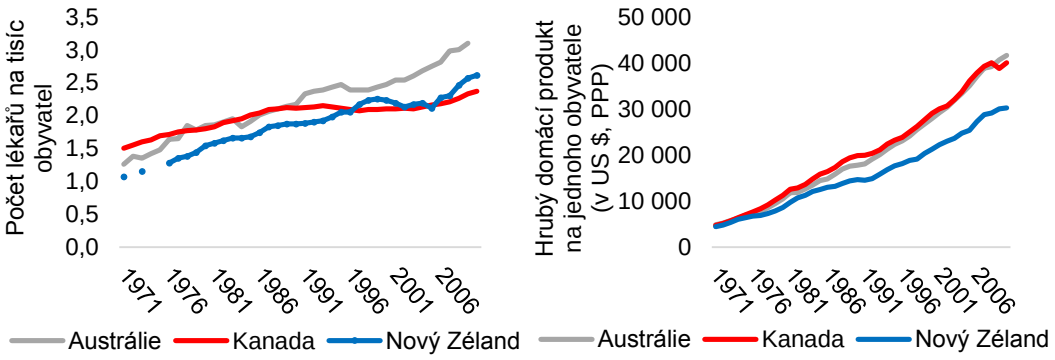
Grafy 16: Vývoj vysvětlujících proměnných souvisejících se stárnutím populace ve vybraných zemích, 1971–2010



Poznámky: OECD poskytuje pouze omezená data. Proto jsou nedostupná data v grafu vynechána. Jedná se o proměnnou podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více za roky 1971 – 1975 v Kanadě a za roky 1971–1985 na Novém Zélandu
Zdroj: OECD, 2014

Hrubý domácí produkt ve všech třech zemích v uvedeném období rostl (viz Grafy 17). S jeho zvyšováním, které můžeme pokládat za rostoucí bohatství celé společnosti, rostl i počet lékařů na tisíc obyvatel ve vybraných zemích. Samozřejmě i zde zaznamenáváme zejména u Kanady a částečně i Nového Zélandu období stagnace. Dlouhodobý trend je však jednoznačně rostoucí.

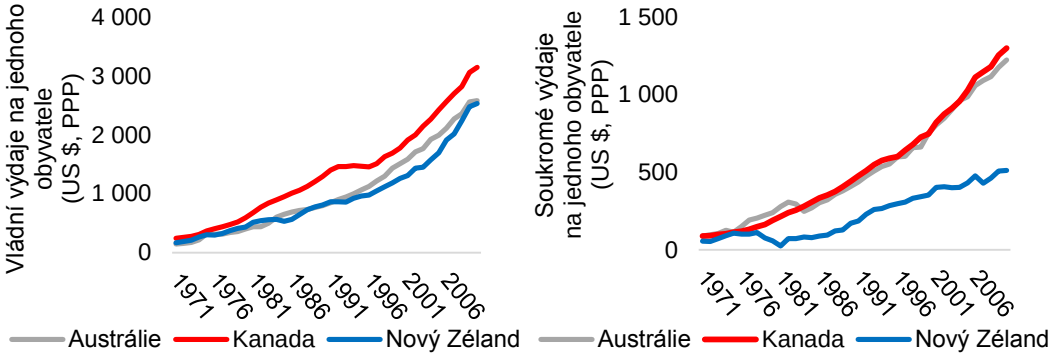
Grafy 17: Vývoj vysvětlujících proměnných ve vybraných zemích, 1971–2010



Poznámky: OECD poskytuje pouze omezená data. Proto jsou nedostupná data v grafu vynechána. Jedná se o proměnnou počet lékařů na tisíc obyvatel za rok 2010 v Austrálii a za roky 1972, 1974 a 1975 na Novém Zélandu
Zdroj: OECD, 2014

Stejně jako počet lékařů rostl s růstem HDP, tak rostou i výdaje veřejné sféry na zdravotnické služby ve všech třech sledovaných zemích (viz Grafy 18). Tento trend se zejména v Kanadě a na Novém Zélandu v posledních letech zrychlil. Obdobně rostou i výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví v Kanadě a v Austrálii. Křivka Nového Zélandu pro tyto výdaje vykazuje v roce 1981 výraznou anomálii, pro kterou není jiné vysvětlení než změna metodiky sledování dat. S ohledem na strukturu obyvatelstva také výdaje soukromého sektoru na Novém Zélandu nerostou ani zdaleka tak strmě jako v ostatních vybraných zemích.

Grafy 18: Vývoj výdajů na zdravotnictví ve vybraných zemích, 1971–2010



Zdroj: OECD, 2014

2.2 Předpokládané výsledky modelů na základě dané literatury

Dle uvedené literatury budou v této části shrnuty předpokládané výsledky jednotlivých modelů. S těmito předpoklady pak bude provedeno vyhodnocení skutečně dosažených výsledků.

V rámci korelačních matic je možné předpokládat, že podíl osob mladších 15 let, podíl osob ve věku 65 let a více i naděje dožití při narození by měly prokazovat výraznější vzájemnou souvislost s vysvětlovanými proměnnými, tedy jak s vládními výdaji, tak i s výdaji soukromého sektoru. Podíl osob do 15 let představuje dětskou populaci, která je významná pro další vývoj demografické struktury a tím i pro výdaje na zdravotnictví. Podíl osob ve věku 65 let a více zahrnuje skupinu obyvatelstva, která postupně ukončuje svoji aktivní činnost / odchází ze zaměstnání a s ohledem na věk a zdravotní stav je významnou v čerpání zdravotní péče. Naděje dožití při narození představuje pravděpodobnou délku života, po kterou bude osoba více či méně čerpat nezbytnou zdravotní péči.

U podílu obyvatel mladších 15 let se tato závislost na výdaje na zdravotnictví dá očekávat jak záporná tak i kladná, jelikož mladí lidé by teoreticky měli být méně nemocní, avšak je pravdou, že děti jsou také častěji náchylnější ke všem možným onemocněním, takže častěji je u nich nutná lékařská péče, a tedy více výdajů na zdravotnickou péči o ně. Počet lékařů na tisíc obyvatel by měl také výrazně korelovat s výdaji na zdravotnictví, protože čím více je lékařů, tím větší jsou

celkové náklady na ně. V případě podílu zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více by se dala očekávat spíše záporná korelace, z toho důvodu, že pokud je více pracujících v této věkové kategorii, pak by teoreticky také měli být tito obyvatelé více zdraví, a proto by s nimi mělo být spojeno méně vládních výdajů na zdravotnictví, avšak kladná korelace by mohla být v rámci výdajů soukromého sektoru, které jsou také pravděpodobně hrazeny touto skupinou obyvatel. Možná je také celkově relativně nízká souvislost mezi proměnnou podílu zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více a výdaji na zdravotnictví, způsobená výše zmíněnými protichůdnými tendencemi.

Co se týče samotných výsledků modelů, předpokládáme, že vybrané země by se od sebe neměly výrazněji lišit v jednotlivých vlivech vybraných proměnných. Samozřejmě by vládní výdaje měly být kladně ovlivněny podílem populace ve věku 65 let a více (Dybczak a Przywara, 2010), stejně tak i nadějí dožití (Breyer, Lorenz a Niebel 2011). Počet lékařů na tisíc obyvatel by měl mít také vliv na tuto část výdajů (Sen, 2005). Nejvíce ovlivňujícím faktorem pak měl být hrubý domácí produkt, a to jak na výdaje vládní, tak i na výdaje soukromého sektoru (Dybczak a Przywara, 2010 či Hansen a King, 1996). Podíl zaměstnaných osob ve věku 65 let a více by měl mít také vliv na obě odvětví výdajů, avšak pravděpodobně nebude příliš výrazný.

V případě vektorové autoregrese s přidáním zpožděné vysvětlované proměnné se dá očekávat vysoká míra vlivu této zpožděné proměnné, tedy výdajů předchozího období, na výdaje období následujícího. U vládních výdajů by toto mělo být téměř samozřejmé, jelikož většina vlád tvoří své rozpočty na další rok dle rozpočtu let předcházejících. U výdajů soukromého sektoru bude tento vliv pravděpodobně také patrný z podobných důvodů vztažených na soukromý sektor.

Model fixních efektů v rámci panelových dat by měl očistit modely o vlivy jednotlivých zemí, jejich vládních opatření apod. V rámci časových indikátorových proměnných pak o vlivy celosvětové. Proto bychom mohli v jejich modelech očekávat podobné, avšak výraznější, vlivy vysvětlujících proměnných jako v modelech OLS a VAR.

2.3 Analýza vlivů vybraných faktorů na výdaje ve zdravotnictví v jednotlivých zemích pomocí modelů OLS a VAR

V této kapitole budou použity výše zmíněné modely OLS a VAR. V jejich rámci byla analýza prováděna a její výsledky budou popsány samostatně pro jednotlivé studované státy. Jednotlivá modelování budou rozdělena do dvou částí, kdy první bude zaměřena na vládní výdaje a druhá na výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví. V závěru pak budou shrnuty výsledky a dojde k porovnání vybraných zemí v těchto dvou kategoriích výdajů na zdravotnictví.

V rámci samotného modelování bude nejdříve uvedena korelační matice, kde budou zhodnoceny vzájemné korelace vybraných proměnných. Dále bude aplikován samotný model OLS, provedeno diagnostické testování a případné upravení modelu. Poté budou zhodnoceny výsledky modelu. Na závěr aplikujeme model VAR pro srovnání modelu bez zahrnutí časového

trendu (OLS) a modelu očištěného o trend (VAR). Tento postup bude stejný jak pro kategorii vládních výdajů na zdravotnictví, tak pro výdaje soukromého sektoru.

Austrálie – vládní výdaje

V první části modelu budeme zkoumat vzájemnou souvislost vybraných vysvětlujících proměnných a vládních výdajů na zdravotnictví v Austrálii mezi lety 1971–2010.

Tabulka 4: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím vládních výdajů, Austrálie, 1971–2010

PerCapGenGov	*Age15*	*Age65*	*LifeExp*	*Doctors*	*EmployRate65*	*HDPperCapita*	
1	-0,895	0,9413	0,9555	0,9474	0,0755	0,9939	***PerCapGenGov***
	1	-0,9853	-0,982	-0,9706	0,3508	-0,9338	***Age15***
		1	0,9939	0,9796	-0,2183	0,9701	***Age65***
			1	0,985	-0,2037	0,9794	***LifeExp***
				1	-0,2848	0,9686	***Doctors***
					1	-0,0152	***EmployRate65***
						1	***HDPperCapita***

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Tabulka 4 ukazuje vzájemnou korelaci vybraných proměnných. Je patrné, že podstatné vysvětlující proměnné, tedy podíl obyvatel ve věku 65 let a více (Age65) i naděje dožití při narození (LifeExp), jsou silně korelovány s vysvětlovanou proměnnou. To koresponduje s našimi očekáváními a podporuje hypotézu, že se stárnutím populace se budou vládní výdaje na zdravotnictví zvyšovat. Stejně tak je s vysvětlovanou proměnnou lineárně závislá i proměnná podíl osob mladších 15 let, i když v tomto případě negativně. Dále vidíme, že hrubý domácí produkt a vládní výdaje jsou také výrazně korelované, stejně jako počet lékařů je s vládními výdaji silně korelován. Naopak podíl zaměstnaných ve věku 65 let a více není lineárně závislý na vládních výdajích na zdravotnictví. To však nemusí znamenat, že tato proměnná nebude mít vliv na vládní výdaje. Téměř nulová korelace může být způsobena protichůdnými tendencemi vysvětlující proměnné zmíněnými výše (kdy například zaměstnaná osoba ve věku 65 let a více stále platí daně a tedy přispívá na vládní výdaje, ale zároveň to, že je stále aktivně zapojena na trhu práce, zapříčiňuje její dobrý zdravotní stav, tedy nepotřebuje využívat veřejnou zdravotní péči v takovém rozsahu).

Korelace vysvětlujících proměnných mezi sebou jsou ve většině případů také velmi vysoké, kromě proměnné podílu zaměstnaných osob ve věku 65 let a více. Silná korelace mezi těmito proměnnými se však předpokládá, protože tyto proměnné spolu souvisí.

Dosazením vybraných proměnných[20] do základního vzorce dostaneme následující model:

$$PerCapGenGov_A = const + \beta_1 Age15_A + \beta_2 Age65_A + \beta_3 LifeExp_A + \beta_4 Doctors_A +$$

$$+\beta_5 EmployRate65_A + \beta_6 HDPperCapita_A + \varepsilon.^{21}$$

Po jeho aplikaci vyjde následující tabulka výstupů z programu Gretl:

Tabulka 5: Výstupy modelu OLS, vládní výdaje, Austrálie, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-1770,38	2670,55	-0,6629	0,5121	
Age15	1034,27	2606,51	0,3968	0,6941	
Age65	-12634,8	4439,46	-2,846	0,0077	***
LifeExp	28,67	35,8615	0,7995	0,4299	
Doctors	66,2331	82,0167	0,8076	0,4253	
EmployRate65	16,24	11,2918	1,438	0,1602	
HDPperCapita	0,07	0,008	9,282	1,36E-10	***

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,997155	F (6, 32)	1869,187
Adjustovaný koeficient determinace	0,996621	P-hodnota (F)	2,81E-39

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 12,0001
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 12,0001) = 0,0619667

LM test pro autokorelaci až do řádu 1
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 10,1867
s p-hodnotou = P (F (1,31) > 10,1867) = 0,00323418

Pro jednoduchost a přehlednost tabulky i všech dalších jsou v pravé části vždy uvedeny hvězdičky (Tabulka 5, pravá část), které značí významnost jednotlivých proměnných. Jedna hvězdička značí signifikanci na 10% hladině, dvě hvězdičky 5% významnost a tři hvězdičky pak představují významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných na 1% hladině. Kompletní výstupy ze softwaru Gretl pro všechny zde aplikované modely jsou uvedeny v přílohách.

Koeficienty determinace ukazují na vysoký vysvětlený podíl rozptylu (rozptyl vyjadřuje variabilitu rozdělení kolem její střední hodnoty). Poskytují měřítko, jak dobře jsou pozorované

[20] Bude zahrnuta i proměnná podílu zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let, protože jak bylo zmíněno v předchozím odstavci, fakt zdánlivé nízké korelace nemusí působit na vliv této proměnné na vládní výdaje.

[21] Tato rovnice je v rámci modelu OLS pro všechny země stejná, liší se pouze v indexech země, v tomto případě tedy *A* (Austrálie). Proto nebude v dalším textu týkajícím se vládních výdajů Kanady a Nového Zélandu již znovu uvedena.

výsledky replikovány pomocí modelu, jako podíl celkové variability výsledků vysvětlených modelem. Čím vyšší koeficient determinace, tím větší úspěšnost modelu. Maximum je 1.

Diagnostické testy na ověření předpokladů modelu:

Z Breusch-Paganova testu heteroskedasticity vyplývá, že nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu. P-hodnota je přibližně 0,0620, tedy je větší než 0,05. Tímto je potvrzeno, že model je homoskedastický. Nemusíme přistupovat k robustnímu odhadu modelu, který by případně očistil model o heteroskedasticitu.

Co se týče normality reziduí grafický test (viz Příloha 2) nezamítl na hladině 10 % normalitu reziduí. Model bude BUE (best unbiased estimate).

Breusch-Godfreyův test autokorelace nám odhalil autokorelaci v modelu, protože p-hodnota je přibližně 0,0032, tedy menší než 0,05. Proto zamítáme nulovou hypotézu, že v modelu není žádná autokorelace. Problém autokorelace vyřešíme pomocí přidání odhadu robustních směrodatných chyb.

Po této úpravě dostaneme následující tabulku s výstupy, kdy se v novém modelu autokorelace již nevyskytuje. Můžeme přistoupit k vyhodnocení modelu.

Tabulka 6: Výstupy modelu OLS – robustní odhad, vládní výdaje, Austrálie, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-1770,38	2048,12	-0,8644	0,3938	
Age15	1034,27	2573,92	0,4018	0,6905	
Age65	-12634,8	4048,93	-3,121	0,0038	***
LifeExp	28,67	25,9984	1,1030	0,2784	
Doctors	66,2331	84,8120	0,7809	0,4406	
EmployRate65	16,24	11,7701	1,379	0,1773	
HDPperCapita	0,07	0,007	10,750	3,79E-12	***

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Tabulka 6 ukazuje, že nemůžeme na 1% hladině zamítnout signifikantnost proměnné podíl obyvatel ve věku 65 a více let a hrubý domácí produkt. Tyto proměnné mají největší vliv na vládní výdaje. U obou je splněno naše očekávání. Model potvrzuje, že HDP ovlivňuje výši vládních výdajů na zdravotnictví. Dále lze vyčíst, že proměnná, vyjadřující stárnutí populace, tj. podíl obyvatel ve věku 65 let a více, ovlivňuje vládní výdaje záporně. To neodpovídá předpokladům, že stárnutí populace by mělo zvyšovat vládní výdaje na zdravotnictví. Jedním z důvodů může být snaha vlády zpomalit růst výdajů na zdravotnictví a v souvislosti se stárnutím populace přesměrovat tyto náklady do soukromého sektoru.

V další části je aplikována rovnice modelu VAR, ve kterém je přidán časový trend kvůli možnému trendovému chování proměnných (*time*).

$$PerCapGenGov_{At} = const + A_1 PerCapGenGov_{At-1} + B_1 Age15_{At} + B_2 Age65_{At} +$$

$$+B_3 LifeExp_{At} + B_4 Doctors_{At} + +B_5 EmployRate65_{At} + B_6 HDPperCapita_{At} +$$

$$+B_7 time_{At} + \varepsilon_t$$ [22]

Následuje výstup z programu Gretl s výsledky. Máme ověřeno z Ljung-Boxova testu, že v modelu není autokorelace (viz Tabulka 7, spodní část). Tedy je možná aplikace modelu VAR.

Tabulka 7: Výstupy modelu VAR, vládní výdaje s časovým trendem, Austrálie, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	1861,78	2116,22	0,8798	0,3862	
PerCapGenGov_1	0,4027	0,1451	2,776	0,0095	***
Age15	351,406	1784,18	0,197	0,8452	
Age65	-41350,9	11718,6	-3,529	0,0014	***
LifeExp	15,6063	24,2737	0,6429	0,5253	
Doctors	41,5034	59,9299	0,6925	0,4941	
EmployRate65	18,4869	8,987	2,057	0,0488	**
HDPperCapita	0,0111	0,0112	0,9946	0,3282	
time	79,2289	24,3061	3,2600	0,0028	***

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, PerCapGenGov_1 – Vládní výdaje na zdravotnictví předchozího období, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele, time – časový trend

Koeficient determinace	0,998784	F (8, 29)	2977,004
Adjustovaný koeficient determinace	0,998448	P-hodnota (F)	4,02E-40

Ljung-Box Q' = 1,88294 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 1,88294) = 0,17

S novou proměnnou časového trendu (*time*) opět nepatrně stoupl koeficient determinace. Významnost vládních výdajů předchozího období splňuje očekávání, protože vláda zpravidla vytváří rozpočet na základě rozpočtu předchozího roku. Významnost podílu osob ve věku 65 let a více se stále pohybuje na 1% hladině.

Při očištění modelu o trendovost je nyní na 5% hladině významný i podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více. S rostoucí zaměstnaností v této věkové skupině rostou vládní výdaje na zdravotnictví pravděpodobně především proto, že tato skupina obyvatel má zájem na udržení své výkonnosti, která je podmíněna dobrým zdravotním stavem, a primárně čerpá služby veřejného zdravotnictví.

[22] Tato rovnice je v rámci modelu OLS pro všechny země stejná, liší se pouze v indexech země, v tomto případě tedy *A*. Proto nebude v dalším textu týkajícím se vládních výdajů Kanady a Nového Zélandu již znovu uvedena.

Austrálie – výdaje soukromého sektoru

V další části přistoupíme k modelování výdajů na zdravotnictví v rámci soukromého sektoru, a jak je ovlivňují vybrané vysvětlující proměnné.

S pomocí korelační matice opět sledujeme silnou vzájemnou závislost vybraných proměnných (viz Tabulka 8). Stejně jako u vládních výdajů i v situaci soukromého sektoru jsou důležité vysvětlující proměnné vyjadřující stárnutí populace, tedy podíl obyvatel ve věku 65 let a naděje dožití při narození, silně korelovány s vysvětlovanou proměnnou. Stejně tak i hrubý domácí produkt a počet lékařů prokazují lineární závislost s výdaji soukromého sektoru. U podílu obyvatel mladších 15 let je opět patrná výrazná záporná korelace.

Tabulka 8: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím výdajů soukromého sektoru, Austrálie, 1971–2010

PerCapPrivSec	*Age15*	*Age65*	*LifeExp*	*Doctors*	*EmployRate65*	*HDPperCapita*	
1	-0,9006	0,9485	0,9611	0,9545	0,051	0,9942	***PerCapPrivSec***
	1	-0,9853	-0,982	-0,9706	0,3508	-0,9338	***Age15***
		1	0,9939	0,9796	-0,2183	0,9701	***Age65***
			1	0,985	-0,2037	0,9794	***LifeExp***
				1	-0,2848	0,9686	***Doctors***
					1	-0,0152	***EmployRate65***
						1	***HDPperCapita***

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Závislosti s výdaji soukromého sektoru jsou velmi podobné závislostem vládních výdajů s vysvětlujícími proměnnými. Opět nízká hodnota mezi podílem zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více a výdaji soukromého sektoru může být způsobena protichůdnými tendencemi v rámci vysvětlované proměnné.

Pro model výdajů soukromého sektoru bude vypadat vzorec následovně:

$$PerCapPrivSec_A = const + \beta_1 Age15_A + \beta_2 Age65_A + \beta_3 LifeExp_A + \beta_4 Doctors_A +$$

$$+\beta_5 EmployRate65_A + \beta_6 HDPperCapita_A + \varepsilon.$$ [23]

Po jeho aplikaci získáme výsledky (viz Tabulka 9). Při kontrole koeficientů determinace vidíme, že je nepatrně nižší než v modelu vládních výdajů. To je zanedbatelný rozdíl a zatím všechny uvedené modely obsahují vysoký vysvětlený podíl rozptylu.

[23] Tato rovnice je v rámci modelu OLS pro všechny země stejná, liší se pouze v indexech země, v tomto případě tedy *A*. Proto nebude v dalším textu týkajícím se vládních výdajů Kanady a Nového Zélandu již znovu uvedena.

Tabulka 9: Výstupy modelu OLS, soukromý sektor, Austrálie, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-3926,51	1442,02	-2,723	0,0104	**
Age15	7569,2	1407,44	5,378	6,61E-06	***
Age65	2934,14	2397,18	1,224	0,2299	
LifeExp	18,8989	19,3642	0,976	0,3364	
Doctors	148,195	44,2866	3,346	0,0021	***
EmployRate65	-9,7916	6,0972	-1,606	0,1181	
HDPperCapita	0,0334	0,0043	7,728	8,22E-09	***

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,996334	F (6, 32)	1449,378
Adjustovaný koeficient determinace	0,995646	P-hodnota (F)	1,62E-37

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 6,5903
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 6,5903) = 0,360401

LM test pro autokorelaci až do řádu 1
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 2,67076
s p-hodnotou = P (F (1,33) 2,67076) = 0,112324

Ověření předpokladů modelu:

Dle testu na heteroskedasticitu, (viz Tabulka 9, spodní část), opět nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu, což nám potvrzuje homoskedasticitu modelu. P-hodnota je přibližně 0,3604 > 0,05. Nebudeme tedy provádět robustní odhad modelu OLS.

Normalitu reziduí v tomto modelu nemůžeme zamítnout opět na 10% hladině (viz Příloha 4). Model bude stejně jako v případě vládních výdajů BUE (best unbiased estimate).

P-hodnota v Breusch-Godfreyově testu autokorelace je výrazně nad hranicí 0,05. Z toho důvodu nezamítáme nulovou hypotézu, v modelu se nevyskytuje autokorelace a není tedy nutné provést úpravu modelu pomocí odhadu robustních směrodatných chyb.

Můžeme tedy rovnou přistoupit k výsledkům tohoto modelu. Jak je vidět liší se výdaje soukromého sektoru oproti vládním výdajům hned v několika faktorech. Na 1% hladině je zde významný vliv podílu obyvatel mladších 15 let, což může být způsobeno rostoucí životní úrovní, a tím větší ochotou rodičů vynakládat prostředky na zdraví svých dětí například ve formě prevence apod.

Vliv zvyšujícího se počtu lékařů může být výrazem zkvalitňování lékařské péče a rostoucí specializací jednotlivých medicínských oborů. Dalším důvodem je pravděpodobně cena lékaře, která je v soukromém sektoru vyšší než v sektoru veřejném. Podstatným bodem také může být vysoký podíl obyvatel, kteří si hradí soukromou péči, jak je uvedeno v kapitole 1.3.5.2, zabývající se financováním zdravotní péče ve vybraných zemích.

Nyní bude opět ukázán model vektorové autoregrese s časovým trendem.

$$PerCapPrivSec_{At} = const + A_1 PerCapPrivSec_{At-1} + B_1 Age15_{At} + B_2 Age65_{At} +$$

$$+B_3 LifeExp_{At} + B_4 Doctors_{At} + B_5 EmployRate65_{At} + B_6 HDPperCapita_{At} +$$

$$+B_7 time_{At} + \varepsilon_t$$ [24]

A potřebná tabulka k vyhodnocení výsledků modelu.

Tabulka 10: Výstupy modelu VAR, soukromý sektor, Austrálie, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-783,045	1842,01	-0,4251	0,6739	
PerCapPrivSec_1	0,4961	0,2076	2,39	0,0236	**
Age15	4172,43	1932,02	2,16	0,0392	**
Age65	934,301	7064,15	0,1323	0,8957	
LifeExp	-7,9437	21,0257	-0,3778	0,7083	
Doctors	92,2004	51,4549	1,792	0,0836	*
EmployRate65	-8,0117	6,1314	-1,307	0,2016	
HDPperCapita	0,0176	0,0088	1,988	0,0563	*
time	5,3306	15,6887	0,3398	0,7365	

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, PerCapPrivSec_1 – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví předchozího období, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele, time – časový trend

Koeficient determinace	0,996929	F (8, 29)	1176,585
Adjustovaný koeficient determinace	0,996081	P-hodnota (F)	2,73E-34

Ljung-Box Q' = 0,2706 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,2706) = 0,603

Dle Ljung-Boxova testu je vyvrácena přítomnost autokorelace v modelu (viz Tabulka 10, spodní část). Na dostatečné hladině jsou významné stejné faktory jako v modelu OLS regrese. Změnou při trendovém očištění modelu je snížení významnosti těchto vysvětlovaných proměnných. Výdaje soukromé sféry předchozího období budou hrát významnou roli při tvorbě výdajů na další období.

Ze srovnání modelů vládních a soukromých výdajů na zdravotnictví v Austrálii vyplývá, že v obou ovlivňuje výdaje na zdravotnictví proměnná hrubý domácí produkt přibližně stejnou hodnotou. Velice významnou proměnnou pro všechny modely jsou podíly obyvatel dle věkových skupin. Pro vládní výdaje je důležitější podíl obyvatel ve věku 65 let a více, v rámci soukromých

[24] Tato rovnice je v rámci modelu OLS pro všechny země stejná, liší se pouze v indexech země, v tomto případě tedy *A*. Proto nebude v dalším textu týkajícím se vládních výdajů Kanady a Nového Zélandu již znovu uvedena.

výdajů podíl obyvatel ve věku do 15 let. To může být interpretováno tak, že výše australských vládních výdajů je více závislá na podílu starších osob, a naopak výdaje tamějšího soukromého sektoru závisí spíše na podílu mladšího obyvatelstva.

Kanada – vládní výdaje

Stejně jako při modelování dat za Austrálii rozdělíme modely na vládní výdaje a výdaje soukromého sektoru. Nejprve se podíváme na model vládních výdajů.

Tabulka 11: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím vládních výdajů, Kanada, 1971–2010

(chybějící hodnoty byly přeskočeny)

PerCapGenGov	*Age15*	*Age65*	*LifeExp*	*Doctors*	*EmployRate65*	*HDPperCapita*	
1	-0,9122	0,967	0,9632	0,8865	0,3242	0,9904	***PerCapGenGov***
	1	-0,9519	-0,975	-0,9595	-0,1547	-0,9319	***Age15***
		1	0,9921	0,9421	0,079	0,9802	***Age65***
			1	0,9478	0,1037	0,9792	***LifeExp***
				1	0,0361	0,889	***Doctors***
					1	0,2341	***EmployRate65***
						1	***HDPperCapita***

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Korelační matice (Tabulka 11) nám ukazuje vzájemnou korelaci vybraných sledovaných proměnných. Vysvětlující proměnné jsou vysoce korelované s proměnnou vysvětlovanou kromě podílu zaměstnaných osob ve věku 65 let a více. Především korelace podílu osob ve věku 65 let a více a naděje dožití při narození je pro nás významná. Celkově jsou korelace v rámci kanadských vládních výdajů velmi podobné korelacím vládních výdajů v Austrálii. Zajímavým faktem je, že korelace mezi podílem obyvatel ve věku 65 let a více a podílem zaměstnaných osob ve stejné věkové skupině je mnohem slabší než v případě Austrálie.

Dosazením proměnných do výše uvedeného vzorce[25] provedeme samotnou analýzu. Použití základního modelu OLS ukazuje, že koeficienty determinace (Tabulka 12) jsou v případě Kanady velmi vysoké. Dále tedy budeme pokračovat diagnostickými testy na vhodnost zvoleného modelu OLS.

Breusch-Paganův test heteroskedasticity ukazuje, že můžeme potvrdit nulovou hypotézu. P-hodnota je přibližně 0,0765, tedy je větší než 0,05. Tím máme potvrzeno, že je model homoskedastický. Nebudeme tedy upravovat model na robustní odhady.

[25] Vzorec odpovídá rovnici uvedené v modelu vládních výdajů Austrálie, s nahrazením indexu *A* za index *C*.

Z grafického testu normality reziduí (Příloha 7) je jasné, že nulová hypotéza nemůže být zamítnuta. Model bude BUE (best unbiased estimate).

Tabulka 12: Výstupy modelu OLS, vládní výdaje, Kanada, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-18635,5	5096,56	-3,656	0,0010	***
Age15	5257,79	2996,79	1,754	0,0903	*
Age65	7886,17	5800,02	1,36	0,1848	
LifeExp	200,639	64,7387	3,099	0,0044	***
Doctors	534,264	212,33	2,516	0,0179	**
EmployRate65	120,377	12,5076	9,624	2,23E-10	***
HDPperCapita	0,0253	0,0107	2,373	0,0247	**

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,996785	F (6, 28)	1446,95
Adjustovaný koeficient determinace	0,996096	P-hodnota (F)	1,50E-33

Breusch-Paganův test heteroskedasticity	**LM test pro autokorelaci až do řádu 1**
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita	Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LM = 11,4116	Testovací statistika: LMF = 0,00515442
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 11,4116) = 0,0764595	s p-hodnotou = P (F (1,27) > 0,00515442) = 0,943295

Breusch-Godfreyův test autokorelace neprokázal autokorelaci v modelu, protože p-hodnota je přibližně 0,9433, tedy značně vyšší než 0,05. Proto nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu, že v modelu není žádná autokorelace. Není nutné upravovat model a je možné přejít rovnou k interpretaci výsledků.

Výše vládních výdajů na zdravotnictví v Kanadě je velmi citlivá na většinu testovaných proměnných. To může být způsobeno nastavením vládní zdravotnické politiky. V krátkodobém horizontu je významná proměnná naděje dožití, ovlivněna nižší kojeneckou a dětskou úmrtností. Z dlouhodobého pohledu rostoucí naděje dožití může znamenat, že zdravotní péči na jednotlivce bude třeba poskytovat po delší časové období, nebo také naopak, že rostoucí naděje dožití je důsledkem lepší (a nákladnější) zdravotní péče. V tomto modelu nevyšla proměnná podíl obyvatel ve věku 65 let a více dostatečně významná. Důvodem tohoto faktu může být již výše zmíněná multikolinearita, která může způsobit, že důležitá proměnná nebude dostatečně signifikantní a nebude se tedy při vyhodnocování výsledků brát v potaz.

Vzorec modelu vektorové autoregrese s časovými trendy, je po dosazení proměnných vztahujících se ke Kanadě opět stejný jako v případě vektorové autoregrese vládních výdajů Austrálie.

Po aplikaci pak dostaneme následující výsledky. Z dolní části tabulky (Tabulka 13) je zřejmé, že test na autokorelaci dle Ljunga a Boxe vyvrátil její přítomnost. Stejně jako v modelu vektorové autoregrese vládních výdajů Austrálie je možné dovodit, že zájem zaměstnaných obyvatel

ve věku 65 let a více je udržet si výkonnost, jejímž předpokladem je dobrý zdravotní stav nebo naopak dobrý zdravotní stav obyvatelům umožňuje jejich větší zapojení na trhu práce. Tak jako v ostatních modelech významnost výše výdajů předcházejícího období vyplývá ze systému jejich plánování.

Tabulka 13: Výstupy modelu VAR, vládní výdaje, Kanada, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-5967,89	4389,27	-1,36	0,1856	
PerCapGenGov_1	0,61	0,1582	3,856	0,0007	***
Age15	229,528	2495,3	0,092	0,9274	
Age65	-12963,1	10900,7	-1,189	0,2451	
LifeExp	80,5402	52,2334	1,542	0,1352	
Doctors	357,257	306,275	1,166	0,2540	
EmployRate65	51,0588	18,9396	2,696	0,0121	**
HDPperCapita	0,0005	0,0098	0,0524	0,9586	
time	28,6652	22,551	1,271	0,2149	

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, PerCapGenGov_1 – Vládní výdaje na zdravotnictví předchozího období, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele, time – časový trend

Koeficient determinace	0,998498	F (8, 26)	2161,017
Adjustovaný koeficient determinace	0,998036	P-hodnota (F)	1,10E-34

Ljung-Box Q' = 0,484723 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,484723) = 0,486

Kanada – výdaje soukromého sektoru

Níže bude zkoumán vliv vybraných proměnných na výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví v Kanadě.

Tabulka 14: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím výdajů soukromého sektoru, Kanada, 1971–2010

PerCapPrivSec	*Age15*	*Age65*	*LifeExp*	*Doctors*	*EmployRate65*	*HDPperCapita*	
1	-0,8859	0,9585	0,9495	0,846	0,3098	0,9905	***PerCapPrivSec***
	1	-0,9519	-0,975	-0,9595	-0,1547	-0,9319	***Age15***
		1	0,9921	0,9421	0,079	0,9802	***Age65***
			1	0,9478	0,1037	0,9792	***LifeExp***
				1	0,0361	0,889	***Doctors***
					1	0,2341	***EmployRate65***
						1	***HDPperCapita***

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Tabulka 14 korelační matice nám ukazuje vysokou lineární závislost mezi všemi proměnnými a velice podobné hodnoty jako v případě korelační matice pro vládní výdaje na zdravotnictví v Kanadě. Nejvyšší korelaci můžeme sledovat mezi výdaji soukromého sektoru a hrubým domácím produktem na jednoho obyvatele.

V modelování budeme opět postupovat podle vzorce shodného pro model výdajů soukromého sektoru Austrálie s nahrazením proměnných vztažených ke Kanadě.

Výstupy získané po provedení výpočtů jsou zobrazeny v následující tabulce (Tabulka 15). Koeficienty determinace (klasický R^2 i tzv. adjustovaný[26]) jsou v modelu velmi vysoké, což opět značí vysoký vysvětlený podíl rozptylu.

Přistoupíme k ověření předpokladů modelu:

P-hodnota Breusch-Paganova testu je přibližně 0,2199. Proto tedy nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu a model můžeme prohlásit za homoskedastický. Nemusíme přistupovat k robustnímu odhadu modelu OLS, který by model očistil o heteroskedasticitu.

V grafu na test normality je patrné (Příloha 9), že nemůžeme zamítnout normalitu na 10% hladině a model bude BUE.

Dále se zaměříme na testování autokorelace pomocí Breusch-Godfreyova testu. Z výsledků v tabulce výše nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu, že v modelu není autokorelace, jelikož p-hodnota je přibližně 0,4016, tedy větší než požadovaná hodnota 0,05.

Tabulka 15: Výstupy modelu OLS, soukromý sektor, Kanada, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-3478,93	2343,4	-1,485	0,1488	
Age15	1920,6	1377,92	1,394	0,1743	
Age65	9554,24	2666,85	3,583	0,0013	***
LifeExp	28,3182	29,7669	0,9513	0,3496	
Doctors	-189,166	97,6292	-1,938	0,0628	*
EmployRate65	40,0813	5,751	6,969	1,41E-07	***
HDPperCapita	0,0207	0,0049	4,233	0,0002	***

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,996793	F (6, 28)	1450,506
Adjustovaný koeficient determinace	0,996106	P-hodnota (F)	1,45E-33

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 8,25639
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 8,25639) = 0,219915

LM test pro autokorelaci až do řádu 1
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,726389
s p-hodnotou = P (F (1,27) > 0,726389) = 0,401553

[26] Jde o zohlednění počtu stupňů volnosti modelu v hodnotě klasického koeficientu determinace

Proto můžeme přistoupit k vyhodnocení výsledků modelu soukromých výdajů základního modelu OLS. Významnými proměnnými jsou podíl obyvatel ve věku 65 let a více, podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více a hrubý domácí produkt. S růstem HDP roste životní úroveň, resp. bohatství obyvatelstva. Zejména osoby ve starších věkových skupinách jsou ochotny a schopny vynakládat část svých financí na soukromou zdravotní péči. To je zvláště významné u starších pracujících osob.

Záporné znaménko u počtu lékařů na tisíc obyvatel může být zapříčiněno tím, že poskytovatelé zdravotní péče sami stanovují výši poplatků za služby (Marchildon, 2013), a tedy je v tomto odvětví vysoká konkurence a soutěž.

Dále je provedena vektorová autoregrese opět za využití výše uvedeného vzorce.[27]

Tabulka 16: Výstupy modelu VAR, soukromý sektor, Kanada, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-60,1656	1533,1	-0,0392	0,9690	
PerCapPrivSec_1	0,7173	0,1802	3,98	0,0005	***
Age15	223,015	954,168	0,2337	0,8170	
Age65	-5892,27	4309,63	-1,367	0,1833	
LifeExp	3,1695	18,779	0,1688	0,8673	
Doctors	73,5738	93,3597	0,7881	0,4378	
EmployRate65	8,9613	7,9487	1,127	0,2699	
HDPperCapita	0,0018	0,0041	0,4364	0,6662	
time	16,4237	10,2362	1,604	0,1207	

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, PerCapPrivSec_1 – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví předchozího období, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele, time – časový trend

Koeficient determinace	0,99886	F (8, 26)	2847,399
Adjustovaný koeficient determinace	0,998509	P-hodnota (F)	3,07E-36

Ljung-Box Q' = 0,0659439 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,0659439) = 0,797

Autokorelace není v modelu potvrzena, jak je patrné díky p-hodnotě rovné 0,797, tedy větší než kritická hladina 0,05 (viz Tabulka 16, spodní část).

Očištěním o časový trend se výrazně snižuje významnost vysvětlujících proměnných. Významnými zde jsou pouze výdaje soukromého sektoru v předchozím období.

Soukromý sektor se od vládního liší především proměnnou podílu obyvatel ve věku 65 let a více, kdy ve vládním sektoru byla tato proměnná významná pouze na 20% hladině, co se nedá pokládat za dostatečnou signifikantnost. Celkově se dá říct, že v Kanadě je významný faktor růstu

[27] Tento vzorec je v rámci modelu VAR pro všechny země stejný, liší se pouze v indexech země. Odpovídající rovnice je uvedena v modelování vektorové autoregrese australských výdajů soukromého sektoru.

HDP, který pravděpodobně ovlivňuje i další vybrané proměnné, což se projevuje zejména v soukromém sektoru.

Nový Zéland – vládní výdaje

V této části aplikujeme vybrané modely na výdaje vlády Nového Zélandu. Budeme zkoumat vliv vybraných proměnných na tyto výdaje.

Tabulka 17: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím vládních výdajů, Nový Zéland, 1971–2010

PerCapGenGov	*Age15*	*Age65*	*LifeExp*	*Doctors*	*EmployRate65*	*HDPperCapita*	
1	-0,8277	0,9082	0,9582	0,9128	0,9221	0,9762	***PerCapGenGov***
	1	-0,9754	-0,9009	-0,9483	-0,887	-0,9033	***Age15***
		1	0,9642	0,9856	0,7975	0,9597	***Age65***
			1	0,959	0,7836	0,9917	***LifeExp***
				1	0,7622	0,9576	***Doctors***
					1	0,8807	***EmployRate65***
						1	***HDPperCapita***

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Matice vzájemné souvislosti je v případě Nového Zélandu velice srovnatelná s předchozími dvěma zeměmi (viz Tabulka 17). Ovšem rozdíl zde činí vyšší korelační koeficient u proměnné podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více. Nejvyšší korelace s vládními výdaji opět dosahuje hrubý domácí produkt, což není překvapující. Celkově nejvyšší vzájemnou souvislost vykazují naděje dožití při narození a hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele. Pokud se nejedná pouze o zdánlivou korelaci, dalo by se říci, že s rostoucím věkem dožití stoupá i hrubý domácí produkt nebo naopak.

Vzorec pro aplikaci OLS, který vznikl dosazením příslušných proměnných do základního vzorce, odpovídá rovnici uvedené v modelu vládních výdajů Austrálie, s nahrazením indexu *A* za index *NZ*.

Vymodelované výsledky pomocí této metody v základních výstupech vládních výdajů pro Nový Zéland ukazují vysoké hodnoty koeficientu determinace (viz Tabulka 18). Tedy model ukazuje vysoký vysvětlovaný podíl rozptylu.

Diagnostický test na ověření přítomnosti heteroskedasticity v modelu dává vědět, že není možné zamítnout nulovou hypotézu, že v modelu není heteroskedasticita. P-hodnota je v testu přibližně 0,103, tedy vyšší než 0,05.

Z grafu uvedeného v přílohách (Příloha 12), je patrné, že chyby jsou normálně rozdělené, tedy nelze zamítnout nulovou hypotézu na 10% hladině, protože p-hodnota se rovná přibližně 0,5461.

Po provedení Breusch-Paganova testu na autokorelaci je možné uvést závěr, kdy nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu, tedy nepřítomnost autokorelace, jelikož p-hodnota je v tomto testu rovna přibližně 0,0696, tedy je větší než 0,05.

Tabulka 18: Výstupy modelu OLS, vládní výdaje, Nový Zéland, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-4969,23	3430,86	-1,448	0,1647	
Age15	-13089	4161,69	-3,145	0,0056	***
Age65	23539,2	8041,18	2,927	0,0090	***
LifeExp	70,8973	42,1418	1,682	0,1098	
Doctors	422,518	127,354	3,318	0,0038	***
EmployRate65	66,6601	11,1301	5,989	1,15E-05	***
HDPperCapita	-0,0269	0,0207	-1,295	0,2117	

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,996899	F (6, 18)	964,3737
Adjustovaný koeficient determinace	0,995865	P-hodnota (F)	1,45E-21

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 8,20419
s p-hodnotou = P Chí-kvadrát (6) > 8,20419) = 0,223522

LM test pro autokorelaci až do řádu 1
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 3,75121
s p-hodnotou = P (F (1,17) > 3,75121) = 0,0695709

Proto v modelu pro vládní výdaje Nového Zélandu nemusíme přistupovat již k jinému způsobu modelování či úpravě modelu a můžeme rovnou přejít k vyhodnocení základního modelu a jeho výsledků.

Čtyři z šesti vysvětlujících proměnných v modelu vládních výdajů jsou signifikantní na vysoké 1% hladině. Zde jednoznačně rostou vládní výdaje na zdravotnictví díky rostoucímu podílu obyvatel ve věku 65 let a více a stejně tak díky rostoucímu podílu zaměstnaných osob v této věkové skupině, což jsou proměnné významné pro zaměření této práce. Kladné znaménko u koeficientu proměnné podílu zaměstnaných osob ve věku 65 a více let a jeho současná vysoká signifikantnost můžou být způsobeny prudkým nárůstem tohoto podílu v posledních dvaceti letech (OECD, 2014).

Vliv počtu lékařů na tisíc obyvatel může být způsoben zkvalitňováním a zvyšováním dostupnosti lékařské péče. Zajímavý je záporný vliv podílu osob mladších 15 let, který může být zapříčiněn státní zdravotní politikou, kdy si vláda čím dál tím více uvědomuje současnou změnu ve věkové struktuře obyvatel Nového Zélandu (Statistics New Zealand, 2012).

Po dosazení do modelu vektorové autoregrese, je možné použít vzorec odpovídající rovnici uvedené v části zabývající se vládními výdaji Austrálie. Je nutné opět zaměnit proměnné Austrálie za proměnné vztahující se k Novému Zélandu.

Jeho samotná aplikace vyústí v přehled výsledků. Přítomnost autokorelace v modelu je příslušným testem vyvrácena. Výsledky signifikancí modelu s časovým trendem jsou prakticky shodné s předchozími, avšak na nižší úrovni, kdy proměnná podíl obyvatel ve věku 65 let již není významná na dostatečné hladině (viz Tabulka 19, p-hodnoty).

Tabulka 19: Výstupy modelu VAR, vládní výdaje, Nový Zéland, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-9146,12	10053,8	-0,9097	0,3765	
PerCapGenGov_1	0,2438	0,2104	1,159	0,2635	
Age15	-10932,5	4601,8	-2,376	0,0303	**
Age65	15318,6	12853,4	1,192	0,2507	
LifeExp	136,66	128,508	1,063	0,3034	
Doctors	393,419	134,695	2,921	0,0100	***
EmployRate65	47,1273	20,489	2,3	0,0352	**
HDPperCapita	-0,0019	0,0276	-0,0704	0,9448	
time	-36,6669	44,6902	-0,8205	0,4240	

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, PerCapGenGov_1 – Vládní výdaje na zdravotnictví předchozího období, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele, time – časový trend

Koeficient determinace	0,997231	F (7, 17)	720,1592
Adjustovaný koeficient determinace	0,995846	P-hodnota (F)	5,67E-19

Ljung-Box Q' = 2,7939 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 2,7939) = 0,0946

Nový Zéland – výdaje soukromého sektoru

Nyní se zaměříme na analýzu výdajů soukromého sektoru Nového Zélandu, a jak je ovlivňují vybrané faktory.

Tabulka 20: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím výdajů soukromého sektoru, Nový Zéland, 1971–2010

PerCapPrivSec	*Age15*	*Age65*	*LifeExp*	*Doctors*	*EmployRate65*	*HDPperCapita*	
1	-0,7852	0,888	0,9698	0,8988	0,721	0,9529	***PerCapPrivSec***
	1	-0,9754	-0,9009	-0,9483	-0,887	-0,9033	***Age15***
		1	0,9642	0,9856	0,7975	0,9597	***Age65***
			1	0,959	0,7836	0,9917	***LifeExp***
				1	0,7622	0,9576	***Doctors***
					1	0,8807	***EmployRate65***
						1	***HDPperCapita***

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Z korelační matice vidíme vzájemnou závislost všech vysvětlujících proměnných s proměnnou vysvětlovanou. Vysoká je i závislost mezi vysvětlujícími proměnnými navzájem. Tento fakt je předpokládaný, avšak stejně jako v pracích například Tanga (Tang, 2010), či Dybczaka a Przywary (Dybczak a Przywara, 2010) nijak nenarušuje zahrnutí těchto proměnných do modelu. Rozdíl však nyní sledujeme u podílu obyvatel mladších 15 let, kdy korelace klesla pod hladinu 0,8. Stejně jako v případě vládních výdajů na zdravotnictví na Novém Zélandu je zde vyšší korelace podílu zaměstnaných osob ve věku 65 let s vysvětlovanou proměnnou.

Aplikace základního modelu OLS pomocí rovnice[28] a jeho výstupy (viz Tabulka 21) ukazují, že stejně jako při modelování vládních výdajů i model pro výdaje soukromého sektoru Nového Zélandu obsahuje vysokou hodnotu koeficientu determinace.

Prověříme výsledky diagnostických testů:

Hned na začátku je z Breusch-Paganova testu na přítomnost heteroskedasticity patrné, že můžeme zamítnout nulovou hypotézu. P-hodnota má totiž hodnotu přibližně 0,0023, tedy menší než 0,05. Toto je poprvé během testování aplikovaných modelů, kdy musíme konstatovat, že v modelu se nachází heteroskedasticita a bude nutné jej upravit pomocí robustních odhadů. Výsledky přizpůsobeného modelu budou ukázány níže, po vyhodnocení zbylých testů.

Test na normalitu reziduí (viz Příloha 14) potvrdil, že normální rozdělení chyb nelze zamítnout na 1% hladině. Model tedy bude BUE.

Tabulka 21: Výstupy modelu OLS, soukromý sektor, Nový Zéland, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-6823,57	1260,75	-5,412	3,84E-05	***
Age15	4767,35	1529,31	3,117	0,0059	***
Age65	9431,17	2954,92	3,192	0,0051	***
LifeExp	66,1357	15,486	4,271	0,0005	***
Doctors	-66,9943	46,7991	-1,432	0,1694	
EmployRate65	-0,3937	4,09	-0,0963	0,9244	
HDPperCapita	-0,0014	0,0076	-0,1845	0,8557	

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,991966	F (6, 18)	370,4236
Adjustovaný koeficient determinace	0,989288	P-hodnota (F)	7,56E-18

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 20,4554
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 20,4554) = 0,00229692

LM test pro autokorelaci až do řádu 1
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 2,12859
s p-hodnotou = P (F (1,17) > 2,12859) = 0,162804

Jak je vidět z Breusch-Godfreyova testování, autokorelace se v modelu nenachází, jelikož p-hodnota činí přibližně 0,1628, což je větší než 0,05. Proto nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu a dle tohoto testu by nebylo nutné rozpracovat model OLS regrese. Avšak kvůli výsledkům testu heteroskedasticity je rozpracování potřebné.

[28] Tato rovnice je v rámci modelu OLS pro všechny země stejná, liší se pouze v indexech země. Odpovídající rovnice je uvedena v modelování vektorové autoregrese australských výdajů soukromého sektoru.

Nyní tedy upravíme model OLS regrese a zahrneme odhad robustních směrodatných chyb.

Tabulka 22: Výstupy modelu OLS – robustní odhad, soukromý sektor, Nový Zéland, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-6823,57	869,691	-7,846	3,23E-07	***
Age15	4767,35	1116,96	4,268	0,0005	***
Age65	9431,17	2425,97	3,888	0,0011	***
LifeExp	66,1357	13,8878	4,762	0,0002	***
Doctors	-66,9943	37,2169	-1,8	0,0886	*
EmployRate65	-0,3937	2,8982	-0,1358	0,8935	
HDPperCapita	-0,0014	0,007	-0,2007	0,8432	

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,991966	F (6, 18)	2038,883
Adjustovaný koeficient determinace	0,989288	P-hodnota (F)	1,75E-24

Jeho výsledky jsou uvedeny v tabulce (Tabulka 22). Z nich je možné pozorovat, že koeficient v modelu i koeficienty determinace zůstaly stejné. Zvýšila se pro nás důležitá p-hodnota jednotlivých vysvětlujících proměnných.

V soukromém sektoru hrají významnou roli ukazatele související se stárnutím populace. Podíl obyvatel ve věku 65 let a více vyžaduje nákladnější zdravotní péči a tato skupina obyvatel je ochotna si ji zaplatit, obdobně jsou produktivní ročníky ochotny vynakládat finance na péči o děti do 15 let.

Ze záporného znaménka u koeficientu proměnné lékařů na tisíc obyvatel je možno usuzovat na rostoucí konkurenci v soukromém sektoru zdravotnictví. Tohoto výsledku bylo dosaženo také v případě výdajů soukromého sektoru v Kanadě.

Stejně i při dosazení do vzorce modelu VAR se zahrnutím časového trendu dostaneme rovnici uvedenou v části vektorové autoregrese aplikované na výdaje soukromého sektoru Austrálie. Je třeba zaměnit proměnné Austrálie za proměnné Nového Zélandu.

Po aplikaci této rovnice vektorové autoregrese je pomocí Ljung-Boxova testu prokázáno, že autokorelace v modelu není. P-hodnota je vyšší než kritická hodnota 0,05 (je 0,239), jak je zřejmé z tabulky (Tabulka 23).

Při zahrnutí časového trendu zůstaly významné pouze proměnné podíl obyvatel mladších 15 let a podíl obyvatel ve věku 65 let a více. Je tedy možné konstatovat, že přetrvává vliv změn věkové struktury obyvatelstva.

Tabulka 23: Výstupy modelu VAR, soukromý sektor, Nový Zéland, 1972–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-6801,96	3713,28	-1,832	0,0857	*
PerCapPrivSec_1	-0,1984	0,2253	-0,8806	0,3916	
Age15	5754,7	2080,05	2,767	0,0138	**
Age65	10767	3693,95	2,915	0,0101	**
LifeExp	60,2081	48,3272	1,246	0,2308	
Doctors	-90,0759	55,4436	-1,625	0,1238	
EmployRate65	-1,2237	4,342	-0,2818	0,7817	
HDPperCapita	-0,0004	0,0092	-0,0454	0,9644	
time	5,5878	17,8105	0,3137	0,7578	

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, PerCapPrivSec_1 – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví předchozího období, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele, time – časový trend

Koeficient determinace	0,992338	F (7, 17)	259,0443
Adjustovaný koeficient determinace	0,988508	P-hodnota (F)	1,92E-15

Ljung-Box Q' = 1,38689 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 1,38689) = 0,239

Při celkovém porovnání modelů OLS pro vládní výdaje a výdaje soukromých sektorů je patrné, že model vládních výdajů nebylo nutné nijak upravovat na rozdíl od modelu výdajů soukromého sektoru, ve kterém se vyskytovala heteroskedasticita, a bylo nutné provést úpravy pro její zbavení.

Jak ve vládním tak soukromém sektoru se projevuje vliv stárnutí populace, což je potvrzeno významností ukazatele podíl obyvatel ve věku 65 let a více. Význam stárnutí populace je dále podpořen ve vládní sféře podílem zaměstnaných osob v této věkové skupině, v soukromé sféře nadějí dožití při narození.

Zajímavý je rozdíl mezi vládní a soukromou sférou u proměnné podíl obyvatel mladší 15 let, kde ve státní sféře je vliv záporný, v soukromé kladný. Lze usuzovat, že nedostatek veřejné zdravotní péče pro tuto věkovou skupinu je částečně kompenzován soukromou zdravotní péčí, kdy životní úroveň obyvatel Nového Zélandu toto umožňuje.

2.3.1 Srovnání vybraných zemí

V této části bychom se zaměřili na porovnání jednotlivých zemí, jak se liší vlivy vysvětlujících proměnných na výdaje vládní a soukromého sektoru v daných zemích. Zvláštní zřetel je věnován vlivu faktorů souvisejících se stárnutím populace. Pro přehlednost jsou shrnuty do jedné kapitoly vládní výdaje za všechny tři sledované země, stejně tak jako výdaje soukromého sektoru v kapitole následující.

Vládní výdaje

Vzájemné závislosti většiny vybraných proměnných jsou ve všech třech zemích velmi podobné, jak je vidět v jednotlivých tabulkách korelační matice. Výrazná odchylka je však patrná v korelační matici Austrálie, kdy podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více příliš nekoreluje s vysvětlovanou proměnnou vládních výdajů. U této vysvětlující proměnné je také zajímavá rozdílná korelace s podílem obyvatel mladších 15 let. Dle obecných předpokladů by tyto proměnné na sobě neměly být příliš závislé, avšak v případě Nového Zélandu vykazují relativně silnější zdánlivou korelaci.

Model OLS australských vládních výdajů bylo třeba upravit kvůli vyskytující se autokorelaci pomocí přidání odhadu robustních směrodatných chyb. Modely Kanady a Nového Zélandu byly v tomto směru bezproblémové.

Při porovnání jednotlivých zkoumaných zemí je vidět, že vládní výdaje na zdravotnictví jsou v Kanadě a na Novém Zélandě podstatně citlivější na jednotlivé ukazatele než v Austrálii. Zde jsou tyto výdaje ovlivňovány prakticky jen změnami v hrubém domácím produktu. Na Novém Zélandu naopak vliv hrubého domácího produktu na vládní výdaje není vůbec patrný. Tento výsledek by mohl být podložen na základě pomalejšího růstu hrubého domácího produktu v této zemi oproti ostatním dvěma zemím (OECD, 2014). Na rozdíl od druhých dvou zemí jsou též negativně ovlivňovány růstem podílu obyvatel ve věku 65 let a více, což je možné vyložit jako důsledek vládní politiky směřující ke zpomalení růstu vládních výdajů na zdravotnictví a jejich převedení do soukromého sektoru.

Prakticky na všechny ukazatele jsou vládní výdaje citlivé v Kanadě. To může být dáno především historickým vývojem a poměrně rozsáhlým systémem veřejné zdravotní péče o kanadské občany.

V modelu Nového Zélandu je zajímavý záporný koeficient podílu obyvatel mladších 15 let, což se u jiných sledovaných zemí nevyskytuje. Mimo výše uvedené to může být způsobeno i tím, že Nový Zéland je možno považovat z uvedených zemí za nejmladší.

Při porovnávání vektorových autoregresí ve vybraných zemích je velmi zajímavé, že se nesplnila naše očekávání v případě vládních výdajů Nového Zélandu. Předpokládali jsme, že vládní výdaje předchozího roku budou výrazně ovlivňovat vládní výdaje roku následujícího. Tyto výdaje byly výrazně signifikantní pouze v modelech pro Austrálii a Kanadu.

Při aplikaci vektorové autoregrese poklesla většině ukazatelů významnost až pod hladinu podstatnou pro sledování oproti sledovaným hladinám ve výstupech modelů OLS regrese. Ve všech zemích významně ovlivňuje vládní výdaje na zdravotnictví proměnná podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více. Usuzujeme, že toto je trend obecný, a tak, jak se zvyšuje věk odchodu do důchodu, vzrůstají i náklady na zdravotní péči.

Výdaje soukromého sektoru

Stejně jako v případě modelů vládních výdajů i vzájemné závislosti vybraných proměnných v rámci výdajů soukromého sektoru na zdravotnictví jsou si podobné. Tedy vysoké korelace vysvětlujících proměnných (podíl obyvatel mladších 15 let, podíl obyvatel ve věku 65 let a více, počet doktorů na tisíc obyvatel, podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více a hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele) s proměnnou vysvětlovanou (výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví). Jedinou výjimkou je opět proměnná podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, kdy v případě Austrálie není mezi tímto faktorem a výdaji soukromého sektoru patrná téměř žádná korelace, stejně jako v případě vládních výdajů.

Vypovídací schopnosti konečných modelů, tedy koeficienty determinace jsou v modelech pro všechny tři země velmi vysoké. Ve shodě s koeficienty determinace vládních výdajů nikdy neklesly pod hodnotu 0,99.

Pouze novozélandský model vlivu soukromých výdajů na zdravotnictví bylo nutné upravit kvůli přítomnosti heteroskedasticity v modelu. Té jsme se zbavili zahrnutím odhadu robustních směrodatných chyb, který navíc zvýšil signifikantnosti jednotlivých vysvětlujících proměnných.

Po vyhodnocení modelů za oblast soukromé zdravotní péče ve vybraných zemích je poměrně obtížné nalézt prvky, které by byly sjednocující pro všechny tři státy. V Austrálii a Kanadě je stejně jako pro vládní výdaje významný faktor HDP i pro soukromou sféru. Na Novém Zélandu, který je zemí relativně mladou, se neprojevil jako významný, což může být ovlivněno stejně jako v případě vládních výdajů pomalejším růstem této proměnné (OECD, 2014).

Všechny uvedené země jsou ale země relativně bohaté, v nichž obyvatelstvo je schopno a ochotno hradit si zdravotní péči i z vlastních zdrojů. To se projevuje v Kanadě a na Novém Zélandu významností ukazatele podíl obyvatel ve věku 65 let a více. Na Novém Zélandu a v Austrálii je pak patrná také vyšší ochota obyvatelstva vynakládat prostředky na péči o děti (proměnná podíl obyvatel mladších 15 let), kdy na Novém Zélandu se zdá, že tato soukromá péče výrazně doplňuje dětskou zdravotní péči veřejnou.

Společný rys Kanady a Nového Zélandu, kdy naděje dožití při narození ovlivňuje výdaje soukromého sektoru v kladném směru, je možné vysvětlit velmi podobnou hladinou, na které se naděje dožití při narození v těchto zemích v současnosti pohybuje (OECD, 2014).

Zajímavý je rozdíl ve znaménku koeficientu proměnné počtu lékařů na tisíc obyvatel. Ten je významný ve všech třech zemích, avšak v Austrálii ovlivňuje výdaje soukromého sektoru pozitivně, kdežto v Kanadě a na Novém Zélandu negativně. Důvodem může být větší konkurence na těchto trzích práce, případně vyšší podíl osob bez nároku na veřejnou zdravotní péči v Austrálii (imigranti, turisté, apod.), (Healy, 2012).

Modely vektorových autoregresí výdajů soukromého sektoru také nevykazují příliš společného. U Austrálie a Nového Zélandu potvrzují významnost proměnné podíl obyvatel mladších 15 let, na Novém Zélandu proměnné podílu obyvatel ve věku 65 let a více, v Austrálii vlivu hrubého domácího produktu. Pro všechny tyto proměnné i v tomto případě považujeme za platné komentáře uvedené výše.

2.4 Vliv stárnutí a vybraných faktorů na výdaje ve zdravotnictví na principu panelových dat

Nyní se zaměříme na analýzu panelových dat, kde máme k dispozici průřezová data za tři vybrané země (Austrálii, Kanadu a Nový Zéland) a časový úsek opět 1971–2010. Tato metoda je zvolena kvůli sledování vlivu stárnutí populace a ostatních vybraných ukazatelů na výdaje ve zdravotnictví očištěné o vlivy vybraných zemí. Díky tomu je získáno více pozorování, a tedy by měla být snížena kolinearita a korelace vysvětlujících proměnných (Baltagi, 2013).

Nejdříve byl aplikován model hromadného OLS. V tomto modelu se ihned z testu panelové diagnostiky ukázalo, že vhodným modelem pro analýzu panelových dat je model pevných efektů (viz Příloha 17 pro vládní výdaje a Příloha 18 pro výdaje soukromého sektoru). Model náhodných efektů byl zavrhnut, jelikož vybraná data neobsahují dostatečný počet stupňů volnosti pro jeho provedení.

Než se dostaneme k modelování, bude, stejně jako v případe modelů OLS a VAR, uvedena korelační matice. Popisné statistiky jednotlivých zvolených proměnných jsou k nalezení v přílohách (Příloha 16).

Modelování je, v případě sledování vlivu stárnutí populace očištěného o vlivy jednotlivých zemí i vlivy celosvětové, také rozděleno na modely pro vládní výdaje na zdravotnictví a výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví.

Vládní výdaje

Nejprve se zaměříme na modelování vládních výdajů a na to, jak je ovlivňovaly vybrané proměnné.

Tabulka 24: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím vládních výdajů, všechny země, 1971–2010

PerCapGenGov	*Age15*	*Age65*	*LifeExp*	*Doctors*	*EmployRate65*	*HDPperCapita*	
1	-0,8671	0,9274	0,9322	0,7784	0,3654	0,9722	***PerCapGenGov***
	1	-0,9005	-0,9203	-0,8241	0,0039	-0,8922	***Age15***
		1	0,9537	0,8534	0,1086	0,9605	***Age65***
			1	0,9188	0,1924	0,9621	***LifeExp***
				1	0,0451	0,8598	***Doctors***
					1	0,2138	***EmployRate65***
						1	***HDPperCapita***

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

V tabulce korelační matice (Tabulka 24) vidíme, že lineární závislosti mezi proměnnými jsou v některých faktorech nižší než při testování jednotlivých zemí. To se shoduje s předpoklady, že model panelových dat snižuje kolinearitu a korelaci vybraných proměnných. Nejvyšší vzájemná závislost se vyskytuje mezi hrubým domácím produktem a vládními výdaji na zdravotnictví.

Vzorec pro testovaný model fixních efektů s přidáním vybraných proměnných bude následovný:

$$PerCapGenGov = const + \beta_1 Age15 + \beta_2 Age65 + \beta_3 LifeExp +$$

$$\beta_4 Doctors + \beta_5 EmployRate65 + \beta_6 HDPperCapita + \alpha + \varepsilon$$

Pro lepší přehlednost v textu jsou kompletní výstupy modelů k nalezení v přílohách. V tabulce koeficientů determinace sledujeme, že podíl vysvětlené variability výsledků je vysoký (viz Tabulka 25). Výsledky jsou tedy replikovány pomocí modelu na vysoké hladině. Avšak oproti předchozím modelům lienární regrese a vektorové autoregrese je tato hladina nižší.

Tabulka 25: Výstupy modelu pevných efektů, vládní výdaje, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-1070,13	1547,19	-0,6917	0,4909	
Age15	-1439,85	1815,15	-0,7932	0,4297	
Age65	16949,5	3722,09	4,554	1,65E-05	***
LifeExp	-7,0766	18,9770	-0,3729	0,7101	
Doctors	-91,7996	76,651	-1,198	0,2342	
EmployRate65	66,7071	5,5651	11,99	2,39E-20	***
HDPperCapita	0,0454	0,0056	8,1450	2,05E-12	***

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,987911	F (8, 90)	919,3124
Adjustovaný koeficient determinace	0,986836	P-hodnota (F)	8,53E-83

Waldův test heteroskedasticity nezávislý na rozdělení

Nulová hypotéza: jednotky mají stejný rozptyl chyb

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát (3) = 0,01693

s p-hodnotou = 0,999417

Z testu normality reziduí je zřejmé, že model bude BUE. Nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu na 5% hladině (viz Příloha 17).

Testování heteroskedasticity pomocí Waldova testu určuje, že není možné zamítnout nulovou hypotézu a jednotky mají stejný rozptyl. Můžeme přistoupit k vyhodnocení výsledků tohoto modelu.

V modelu se vyskytují tři dostatečně signifikantní proměnné na 1% hladině významnosti. Významným faktem je, že všechny podporují předpoklad této práce, tj. výdaje na zdravotní péči jsou závislé na stárnutí populace. Jedná se o ukazatel podíl obyvatel ve věku 65 let a více, vyjadřující zvyšující se podíl této skupiny obyvatelstva na celkovém počtu obyvatel, ukazatel podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, který jiným způsobem ukazuje na pozdější

odchod do důchodu a hrubý domácí produkt přímo související s rostoucím bohatstvím uvedených zemí. Vliv stárnutí populace na vládní výdaje na veřejnou zdravotní péči je tedy jednoznačný.

Dále je aplikován model fixních efektů se zahrnutím časových indikátorových proměnných. Významnost proměnných by tak měla stoupnout a být očištěna od celosvětových vlivů každého sledovaného roku.

V následující tabulce (Tabulka 26) nejsou ukázány časové indikátorové proměnné, z důvodu velkého objemu dat. Tabulka je však kompletně uvedena v přílohách (Příloha 17).

Koeficient determinace v případě časově indikátorových proměnných stoupl, což je způsobeno přidáním vysvětlujících proměnných.

Tabulka 26: Výstupy modelu pevných efektů – Časové indikátorové proměnné, vládní výdaje, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-12980,5	3168,85	-4,096	0,0002	***
Age15	6031,8	1914,63	3,150	0,0027	***
Age65	49374,5	7174,18	6,882	8,35E-09	***
LifeExp	105,652	41,1769	2,5660	0,0133	**
Doctors	-156,897	107,242	-1,463	0,1496	
EmployRate65	4,7547	7,7411	0,6142	0,5418	
HDPperCapita	-0,0009	0,0118	-0,0749	0,9406	

Vysvětlivky: PerCapGenGov – Vládní výdaje na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,997806	F (47, 51)	493,4785
Adjustovaný koeficient determinace	0,995784	P-hodnota (F)	4,46E-55

Waldův test heteroskedasticity nezávislý na rozdělení

Nulová hypotéza: jednotky mají stejný rozptyl chyb

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát (3) = 7,78041

s p-hodnotou = 0,0507747

P-hodnota Waldova testu heteroskedasticity je nepatrně vyšší než kritická hladina 0,05 (přesněji 0,0508), proto nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu. Podívejme se blíže na výsledky modelu.

Stejně jako v komentáři k předchozí tabulce i zde konstatujeme, že významné proměnné podporují předpoklad vlivu stárnutí populace na vládní výdaje na zdravotnictví. Jsou to jak neustále se prodlužující naděje dožití při narození, tak i rostoucí podíl obyvatel ve věku 65 let a více a tyto doplňuje ukazatel podílu obyvatel mladších 15 let, který sice přímo nepřispívá ke stárnutí populace, avšak dokládá významnou změnu její věkové struktury. Očištěním celosvětového vlivu bylo tedy dosaženo změny ve významnosti proměnných. Především proměnná hrubý domácí produkt již není dostatečně významná, což je pravděpodobně způsobeno tím, že na tuto proměnnou obecně výrazně působí celosvětové vlivy.

Soukromý sektor

V další části se přesuneme k aplikaci modelu panelových dat na výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví v rámci všech tří vybraných zemí, kdy by model měl být opět očištěn o vlivy těchto zemí.

Korelační matice výdajů soukromého sektoru má hodnoty nižší než v případě vládních výdajů kromě vzájemné korelace počtu lékařů na tisíc obyvatel a výdajů soukromého sektoru, která je nepatrně vyšší. Výdaje soukromého sektoru nejvíce korelují společně s hrubým domácím produktem, což splňuje naše předpoklady.

Tabulka 27: Korelační matice vysvětlovaných proměnných se zahrnutím výdajů soukromého sektoru, všechny země, 1971–2010

PerCapPrivSec	*Age15*	*Age65*	*LifeExp*	*Doctors*	*EmployRate65*	*HDPperCapita*	
1	-0,8336	0,8713	0,8772	0,7872	0,0794	0,9537	***PerCapPrivSec***
	1	-0,9005	-0,9203	-0,8241	0,0039	-0,8922	***Age15***
		1	0,9537	0,8534	0,1086	0,9605	***Age65***
			1	0,9188	0,1924	0,9621	***LifeExp***
				1	0,0451	0,8598	***Doctors***
					1	0,2138	***EmployRate65***
						1	***HDPperCapita***

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Korelace ostatních proměnných s vysvětlovanou proměnnou výdajů soukromého sektoru na jednoho obyvatele také odpovídá očekáváním. Opět je patrná nízká souvislost mezi výdaji soukromého sektoru na zdravotnictví a proměnou podíl zaměstnaných osob ve věku 65 a více let (viz Tabulka 27). To může být opět způsobeno protichůdnými tendencemi v rámci ukazatele podílu zaměstnaných osob. Vzájemné korelace mezi vysvětlujícími proměnnými jsou samozřejmě stejné jako v korelační matici vládních výdajů.

Pro model výdajů soukromého sektoru bude použitý vzorec vypadat takto:

$$PerCapPrivSec = const + \beta_1 Age15 + \beta_2 Age65 + \beta_3 LifeExp +$$

$$\beta_4 Doctors + \beta_5 EmployRate65 + \beta_6 HDPperCapita + \alpha + \varepsilon$$

Po provedení prvního modelování v rámci výdajů soukromého sektoru pomocí panelových dat je patrné (Tabulka 28), že koeficient determinace je v případě výdajů soukromého sektoru lehce nižší než v prvním modelu pro vládní výdaje.

Grafický test normality reziduí, uvedený v přílohách (Příloha 18), vysvětluje, že nelze zamítnout normální rozdělení chyb na 1% hladině. Model bude BUE.

Tabulka 28: Výstupy modelu pevných efektů, soukromý sektor, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	1462,24	697,965	2,095	0,0390	**
Age15	3329,89	818,847	4,067	0,0001	***
Age65	2671,93	1679,1	1,591	0,1151	
LifeExp	-37,0344	8,5609	-4,326	3,92E-05	***
Doctors	-6,9934	34,5787	-0,2022	0,8402	
EmployRate65	-11,3455	2,5105	-4,519	1,88E-05	***
HDPperCapita	0,0456	0,0025	18,13	8,49E-32	***

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,987304	F (8, 90)	874,8289
Adjustovaný koeficient determinace	0,986175	P-hodnota (F)	7,71E-82

Waldův test heteroskedasticity nezávislý na rozdělení

Nulová hypotéza: jednotky mají stejný rozptyl chyb

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát (3) = 14,2798

s p-hodnotou = 0,00254799

P-hodnota Waldova testu heteroskedasticity činí přibližně 0,0025. Což je hluboko pod požadovanou hladinou 0,05. Zamítáme tedy nulovou hypotézu, že jednotky mají stejný rozptyl chyb, a je nutné na model aplikovat odhad robustních směrodatných chyb, který by měl model vylepšit a očistit ho o heteroskedasticitu.

Tabulka 29: Výstupy modelu pevných efektů – robustní odhad, soukromý sektor, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	1462,24	1607,45	0,9097	0,3654	
Age15	3329,89	1921,4	1,733	0,0865	*
Age65	2671,93	784,343	3,407	0,0010	***
LifeExp	-37,0344	15,8835	-2,332	0,0220	**
Doctors	-6,9934	27,9475	-0,2502	0,8030	
EmployRate65	-11,3455	7,153	-1,586	0,1162	
HDPperCapita	0,0456	0,0009	49,95	2,06E-67	***

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,987304	F (8, 90)	874,8289
Adjustovaný koeficient determinace	0,986175	P-hodnota (F)	7,71E-82

Po jeho provedení je v tabulce (Tabulka 29) možné sledovat, že výdaje soukromého sektoru na zdravotní péči jsou stejně jako vládní výdaje ovlivněny výší hrubého domácího produktu a je

tedy možno konstatovat, že bohatství společnosti přímo ovlivňuje její výdaje na zdravotní péči jako takovou, ať již ve veřejné nebo privátní oblasti.

Stejně jako při vyhodnocení modelu pro vládní výdaje i model analyzující soukromý sektor potvrzuje výrazný vliv faktorů stárnutí populace představovaný ukazatelem podíl obyvatel ve věku 65 let a více.

Dále aplikujeme metodu pomocí indikátorových časových proměnných (Tabulka 30). Celkové výstupy tohoto modelu jsou uvedeny v přílohách (Příloha 18), kvůli značnému objemu dat a lepší orientaci v analytické části.

Koeficienty determinace jsou díky přidání vysvětlujících proměnných opět vyšší. Avšak z diagnostického testu na heteroskedasticitu je patrné, že musíme zamítnout nulovou hypotézu a je nutné model upravit přidáním robustního odhadu.

Tabulka 30: Výstupy modelu pevných efektů – Časové indikátorové proměnné, soukromý sektor, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	2450,52	1660,35	1,476	0,1461	
Age15	370,875	1003,19	0,3697	0,7131	
Age65	6253,97	3758,97	1,664	0,1023	
LifeExp	-39,2508	21,5749	-1,819	0,0747	*
Doctors	67,2707	56,1903	1,197	0,2368	
EmployRate65	-35,1866	4,056	-8,675	1,30E-11	***
HDPperCapita	0,0270	0,0062	4,361	0,0001	***

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,996892	F (47, 51)	348,0042
Adjustovaný koeficient determinace	0,994027	P-hodnota (F)	3,15E-51

Waldův test heteroskedasticity nezávislý na rozdělení

Nulová hypotéza: jednotky mají stejný rozptyl chyb

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát (3) = 13,3728

s p-hodnotou = 0,00389591

Výstupy modelu časových indikátorových proměnných se zahrnutím robustního odhadu (Tabulka 31) prokazují, že po aplikaci modelu s robustními odhady stouply signifikance všech vysvětlujících proměnných, kromě konstanty a podílu obyvatel ve věku 65 let a více. Tím se však zabývat nebudeme, jelikož jeho signifikance nebyla dostatečná ani v případě neupraveného modelu.

V tomto modelu je stále významná proměnná hrubého domácího produktu. Ukazatel podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více je významný, avšak oproti vládním výdajům s negativním vlivem. To je možno vysvětlit tím, že osoby zaměstnané i ve vyšším věku čerpají

podstatně více veřejnou zdravotní péči a tím i zvyšují související náklady a o to méně využívají služeb soukromého sektoru.

Tabulka 31: Výstupy modelu pevných efektů – Časové indikátorové proměnné – robustní odhad, soukromý sektor, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	2450,52	1706,85	1,436	0,1572	
Age15	370,875	654,71	0,5665	0,5736	
Age65	6253,97	6265,63	0,998	0,3229	
LifeExp	-39,2508	18,8820	-2,079	0,0427	**
Doctors	67,2707	12,4035	5,424	1,62E-06	***
EmployRate65	-35,1866	3,239	-10,860	7,07E-15	***
HDPperCapita	0,0270	0,0056	4,862	1,15E-05	***

Vysvětlivky: PerCapPrivSec – Výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví, Age15 – Podíl obyvatel mladších 15 let, Age65 – Podíl obyvatel ve věku 65 let a více, Doctors – počet lékařů na 1000 obyvatel, EmployRate65 – podíl zaměstnaných obyvatel ve věku 65 let a více, HDPperCapita – Hrubý domácí produkt na jednoho obyvatele

Koeficient determinace	0,996892	F (47, 51)	348,0042
Adjustovaný koeficient determinace	0,994027	P-hodnota (F)	3,15E-51

Vliv ukazatele naděje dožití při narození v soukromém sektoru je negativní, tj. náklady zde s jeho růstem klesají, oproti vlivu tohoto ukazatele ve veřejném sektoru, kde jeho růst způsobuje zvyšování výdajů.

Pro úplnost uvádíme též pozitivní význam proměnné počet lékařů na tisíc obyvatel pro výdaje soukromého sektoru, kdy na rozdíl od modelu neočištěného o celosvětový vliv je tato proměnná nyní signifikantní na 1% hladině. To může být vysvětleno, tím, že různé faktory na celém světě způsobují nižší významnost této proměnné protichůdnými vlivy. Po očištění o tyto vlivy má tedy možnost se více projevit vyšší specializace a tím i ohodnocení odborných lékařů činných v soukromé sféře zdravotnictví.

V případě modelu výdajů soukromého sektoru s časovými indikátorovými proměnnými sledujeme opačný vliv než u vládních výdajů. V tomto modelu získaly na signifikantnosti proměnné méně významné pro sledování vlivu stárnutí populace na výdaje soukromého sektoru.

2.5 Porovnání výsledků s jinými studiemi

Autoři článku *The role of technology in health care expenditure in the EU* (Dybczak a Przywara, 2010), ve zhodnocení výsledků konstatují, že při modelování OLS regrese by vliv podílu obyvatel starších 80 let na výdaje ve zdravotnictví měl být kladný, kdežto vliv podílu obyvatel mladších 20 let by měl být záporný. Podobných výsledků bylo při modelování OLS pro data Austrálie, Kanady a Nového Zélandu dosaženo pouze v případě modelu pro vládní výdaje Nového Zélandu. V Kanadě ovlivňuje vládní výdaje ukazatel podíl obyvatel mladších 15 let kladně, stejně jako

ukazatel podíl obyvatel ve věku 65 let a více v soukromém sektoru. V Austrálii naopak vládní výdaje ovlivňuje podíl obyvatel ve věku 65 let a více negativně.

Důvodem těchto rozdílných výsledků může být mírně odlišné nastavení věkových skupin v jednotlivých ukazatelích oproti výsledkům uvedené práce (Dybczak a Przywara, 2010), zejména však odlišný historický vývoj a přístup k hrazení zdravotní péče v rámci zemí Evropské unie.

Tang ve své práci *The determinants of health expenditure in Malaysia: A time series analysis* (Tang, 2010) uvádí, že podíl populace ve věku 65 let a více bude mít pozitivní dopad na výdaje ve zdravotnictví v Malajsii a bude statisticky významný na 1% hladině. Podobné závěry vyšly v případě modelu vektorové autoregrese výdajů soukromého sektoru Nového Zélandu, naopak aplikace vektorové autoregrese na vládní výdaje Austrálie ukazuje negativní vliv podílu obyvatel ve věku 65 let a více. Naše závěry se tedy v tomto případě se závěry literatury rozcházejí. Nutno ovšem konstatovat, že Malajsie je země kulturně i ekonomicky výrazně odlišná od států jako je Kanada, Nový Zéland i Austrálie. Proto i vlivy jednotlivých ukazatelů na výdaje na zdravotní péči se můžou výrazně lišit.

Ze závěrů Breyera a spol. v jejich článku *Population Ageing and Health Care Expenditures: the Role of Life Expectancy* (Breyer, Lorenz a Niebel, 2011), který vychází z údajů pro obyvatelstvo Německa, vyplývá, že naděje dožití při narození má pozitivní vliv na výdaje na zdravotnictví. V rámci našich závěrů z modelu panelových dat je možné říci, že toto platí v případě vládních výdajů na zdravotnictví zkoumaných zemí, nikoliv však v případě výdajů soukromého sektoru, jak již bylo vysvětleno výše.

Stejně jako při modelování OLS a VAR, i v modelování panelových dat by měl mít podíl obyvatel ve věku 65 let a více pozitivní vliv na vládní výdaje ve zdravotnictví, jak uvádí Ke, Saksena a Holly ve své práci *The determinants of health expenditure: A country-level panel data analysis* (Ke, Saksena a Holly, 2011), zaměřené na země OECD. Stejných závěrů bylo dosaženo i v našem modelování a dokonce i v aplikaci modelu panelových dat na výdaje soukromého sektoru bez zahrnutí časových indikátorových proměnných. Je možno usuzovat, že s čím dál více podobnou ekonomickou silou a bohatstvím jednotlivých zemí se přibližují i výsledky podobného modelování.

Závěr

V současné době je stárnutí populace stále více diskutovaným tématem. Jeho význam roste především ve vyspělých zemích, ale postupně se stává zásadním i v rozvojových zemích. Ovlivňuje ekonomické, politické i sociální procesy. Problémem se stává udržitelnost systémů mezigenerační sociální podpory, zejména ve společnostech rozvinutých zemí, kde postupně slábne poskytování péče v rámci rodiny případně širšího příbuzenstva. Prodlužuje se délka života a z toho plyne podstatně delší období čerpání souvisejících dávek, roste potřeba zdravotních a sociálních služeb a tím i zatížení příslušných finančních rozpočtů. Mnoho mezinárodních organizací i zemí samotných se zaobírá otázkou zlepšení zdravotního stavu i kvality života obecně u starších obyvatel.

Z porovnání demografického vývoje vybraných zemí plyne, že v rámci těchto zemí se jednotlivé ukazatele odkazující na stárnutí populace, to jest naděje dožití při narození, úhrnná plodnost či střední věk, začínají přibližovat a jejich vývoj v příštích letech bude s největší pravděpodobností velmi obdobný. Věková struktura obyvatel Austrálie i Kanady již několik let spadá do regresivní populační kategorie. Oproti tomu věková struktura obyvatel na Novém Zélandu teprve začíná vykazovat jisté známky přechodu z typu stacionárního na typ regresivní.

V Austrálii, Kanadě i na Novém Zélandu je veřejné zdravotní pojištění poskytováno všem obyvatelům s trvalým pobytem. Ve všech třech zemích je shodně v rámci tohoto pojištění poskytována ústavní i ambulantní péče a další služby. V těchto zemích je také zavedena možnost soukromého zdravotního pojištění. Výdaje na zdravotnictví jsou v Austrálii, Kanadě i na Novém Zélandu spravovány pomocí ročních rozpočtů k tomu určených.

Druhá část této diplomové práce se již zabývá samotným ekonometrickým modelem. Nejdříve byla představena výchozí literatura, jednotlivé modely z ní vycházející a práce s nimi.

Závislosti jednotlivých proměnných při testování vlivu stárnutí populace na výdaje ve zdravotnictví vybraných zemí splnily očekávání, kdy podíl obyvatel mladších 15 let vykazoval vysokou zápornou korelaci jak vůči vládním výdajům, tak i výdajům soukromého sektoru. V přesném protikladu se pak projevil podíl obyvatel ve věku 65 let a více s vysokou kladnou korelací ve všech třech zemích.

Po aplikaci modelu OLS se velmi lišily hladiny významnosti jednotlivých faktorů v případě vládních výdajů i při modelování výdajů soukromého sektoru na zdravotnictví. Dostatečná významnost se projevila ve všech třech zemích zároveň pouze u proměnné počtu lékařů na tisíc obyvatel při modelování vlivu na výdaje soukromého sektoru, kdy v modelu Austrálie by, při růstu v rámci tohoto ukazatele, ovlivňovala výdaje kladně, avšak v Kanadě a na Novém Zélandu naopak záporně. Celkově je možné z první použité metody konstatovat, že výsledky

splnily úvodní hypotézy, to jest, že podíl obyvatel ve věku 65 let a více skutečně bude mít výrazný vliv na vládní i soukromé výdaje na zdravotnictví.

Aplikace vektorové autoregrese s časovým trendem celkově neprokázala výraznější vliv dané časové složky na výdaje ve zdravotnictví. Pouze při modelování vládních výdajů Austrálie, byl zaznamenán dostatečně významný vliv této proměnné. Celkově dosažené výsledky také odpovídaly předpokladům. Tedy, že přidaná proměnná výdajů předchozího roku bude prokazovat silný vliv na výdaje roku aktuálního. Toto se odchylovalo v obou modelech pro Nový Zéland. Dalo by se tedy říci, že na Novém Zélandu se výdaje na zdravotnictví spíše řídí jinými faktory než, jaké byly výdaje předchozího roku.

Stejně jako v případě závislostí proměnných jednotlivě za země, i v celkovém provedení očištěném o tyto vlivy, vykazovaly sledované proměnné očekávané hodnoty. Hrubý domácí produkt silně kladně koreloval s vládními výdaji a stejně tak i s výdaji soukromého sektoru na zdravotnictví. Naděje dožití taktéž v obou případech.

Souhrnně je možné z použití panelových dat soudit, že stejně jako ve výchozí literatuře bude podíl obyvatel ve věku 65 let a více pozitivně ovlivňovat vládní výdaje i výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví. Avšak při hodnocení naděje dožití při narození jsme při modelování výdajů soukromého sektoru došli k rozdílným výsledkům než Breyer a spol. ve své práci (Breyer, Lorenz a Niebel 2011), kdy u jeho testování vyplýval pozitivní vliv naděje dožití na výdaje na zdravotnictví. Příčinu této neshody je možné hledat v rozdílném přístupu k testování, kdy v našem aplikovaném modelování byly jako vysvětlované proměnné použity vládní výdaje a výdaje soukromého sektoru odděleně nikoliv společně jako celkové výdaje na zdravotnictví.

Zahrnutí časových indikátorových proměnných celkově prokázalo vylepšení modelu pouze do jisté míry. Byl zaznamenán posun významnosti jednotlivých proměnných a samozřejmé zvýšení koeficientu determinace díky přidaným pozorováním. Zajímavou změnou prošla proměnná hrubý domácí produkt, kdy její významnost po očištění o celosvětový vliv jednotlivých let, byla ztracena v případě vládních výdajů.

Jako cíl práce byla stanovena analýza vlivu stárnutí populace a jeho jednotlivých ukazatelů na vládní výdaje a výdaje soukromého sektoru na zdravotnictví vybraných zemí, porovnání demografického vývoje vztaženého ke stárnutí populace v těchto zemích a zhodnocení vlivu dalších vybraných faktorů na výdaje na zdravotnictví. Stárnutí populace v Austrálii, Kanadě a na Novém Zélandu bylo vysvětleno a zhodnoceno na základě dostupných dat a byl nastíněn budoucí vývoj vybraných ukazatelů. Vztah stárnutí populace a výdajů na zdravotnictví byl detailně analyzován v praktické části této diplomové práce a jeho výsledky vyhodnoceny a interpretovány v jejím závěru.

Zaměření a výsledky této diplomové práce by mohly pomoci k sledování dalších faktorů ve vybraných zemích či k podobné analýze jiného světového regionu nebo dokonce hlubšímu porozumění vztahů jednotlivých ukazatelů v rámci dalších výzkumných prací.

SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY

Aged Residential Care Service Review. 2010. Grant Thornton New Zealand Ltd. [online]. Září 2010. Dostupné z WWW: < http://www.grantthornton.co.nz/aged-residential-care-service-review.html>

Ageing and Aged Care in Australia. 2008. Australian Governemnt, Department of Health and Ageing. [online]. Červenec 2008. Dostupný z WWW: <http://www.health.gov.au> ISBN: 1 74186 670 7

ALLIN, S. 2012. The Canadian Health Care System. International Profiles of Health Care Systems. [online]. 2012. The Commonwealth Fund. Dostupný z WWW: <http://www.commonwealthfund.org/Topics/International-Health-Policy/Countries/~/media/Files/Topics/Country%20Profiles/New%20Folder/Canada_profile_2012.pdf >

ALLIN, S.; RUDOLER, D. 2013 v rámci THOMSON, S.; OSBORN, R.; SQUIRES, D.; JUN, M. 2013. International Profiles of HealthCare Systems, 2013. [online]. Listopad 2013. The Commonwealth Fund. Dostupný z WWW: <http://www.commonwealthfund.org/~/media/Files/Publications/Fund%20Report/2013/Nov/1717_Thomson_intl_profiles_hlt_care_sys_2013_v2.pdf>

ARTL, J.; GUBR, M.; RADOVSKÝ, Š.; SOJKA M.; STILLER, V. 2001. Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky po penězích v letech 1994–2000. [online]. 2001. Praha. Dostupný z WWW: <http://invenio.nusl.cz/record/123906/files/nusl-123906_1.pdf>

Australian health expenditure by remoteness: a comparison of remote, regional and city health expenditure. 2011. Health and welfare expenditure series no. 50. Cat. no. HWE 50. [online]. Leden 2012. Canberra: AIHW. Dostupný z WWW: <http://www.aihw.gov.au/WorkArea/DownloadAsset.aspx?id=6442475422> ISBN 978-1-74249-099-1

BALTAGI, B. 2013. Econometric Analysis of Panel Data, 5th Edition [online]. Srpen 2013. Dostupný z WWW: <http://eu.wiley.com/WileyCDA/WileyTitle/productCd-1118672321.html> ISBN 978-1-118-67232-7

BALTAGI, B.; MOSCONE, F. 2010. Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data. IZA Discussion Paper No. 4851. [online]. Březen 2010. The Institute for the Study of Labor (IZA). Bonn. Dostupný z WWW: <http://ftp.iza.org/dp4851.pdf>

BALTAGI, H. 2011. Econometrics, Fifth Edition. [online]. New York. Springer. Dostupný z WWW: <http://www.springer.com/series/10099> e-ISBN 978-3-642-20059-5

BASCAND, G. 2012. National Population Projection: 2011 (base) – 2061. [online]. Červenec 2012. Statistics New Zealand. Dostupný z WWW: <http://www.stats.govt.nz/browse_for_stats/population/estimates_and_projections/NationalPopulationProjections_HOTP2011.aspx> ISSN 1178-0584

BAUM, Ch. 2001. Residual diagnostics for cross-section time series regression models. The Stata Journal, Number 1, str. 101-104. [online]. 2001. Stata Press. Dostupný z WWW: <http://www.stata-journal.com/sjpdf.html? articlenum=st0004> ISSN 1178-0584

BIGGS, A. 2004. Medicare – Background Brief. [online]. Říjen 2004. Parliament of Australia. Dostupný z WWW: <http://www.aph.gov.au/About_Parliament/Parliamentary_Departments/Parliamentary_Library/Publications_Archive/archive/medicare>

BOX, G.; JENKINS, G.; REINSEL, G. 2008. Time Series Analysis. Forecasting and Control. Fourth Edition. [online]. 2008. Wiley. Dostupný z WWW: <http://tocs.ulb.tu-darmstadt.de/176871241.pdf> ISBN 978-0-470-27284-8

BREYER, F.; LORENZ, N.; NIEBEL, T. 2011. Population ageing and health care expenditures: The role of life expectancy. [online]. Duben 2011. Dostupný z WWW: <http://www.wiwi.uni-rostock.de/fileadmin/Institute/VWL/Lehrstuhl_Finanzwissenschaft/Gastforscherprogramm/2011-04-05_Breyer_Lorenz_Niebel_-_Population_ageing.pdf>

BRYANT, J. 2003. The Ageing of the New Zealand Population, 1881-2051 [online]. New Zealand Treasury, Working Paper 03/27. Září 2003. Dostupný z WWW: <http://www.treasury.govt.nz/publications/research-policy/wp/2003/03-27/twp03-27.pdf>

Canada's Aging Population. 2002. Division of Aging and Seniors, Health Canada. [online]. Ottawa. Government of Canada. Dostupný z WWW: <http://publications.gc.ca/collections/Collection/H39-608-2002E.pdf> ISBN 0-662-31821-8

COTTRELL A.; LUCCHETTI, R. 2013. Gretl User's Guide. [online]. Listopad 2013. Dostupný z WWW: < http://gretl.sourceforge.net/gretl-help/gretl-guide.pdf>

DORMONT, B.; HUBER, H.; RICCI, P. 2011. Why are health expenditures of very old people decreasing? An investigation on French data. [online]. Prosinec 2011. Dostupný z WWW: <http://www.ces-asso.org/sites/default/files/PRicci_CES_HESG_2.pdf>

DYBCZAK, K. PRZYWARA B. 2010. The role of technology in health care expenditure in the EU. European Economy. [online]. Únor 2010. Brusel. European Commission. Dostupný z WWW: <http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_paper/2010/pdf/ecp400_en.pdf> ISBN 978-92-79-14886-6

Fee Schedules – General information. 2013. [online]. Listopad 2013. Centers for MediCare & Medicaid Services. Dostupný z WWW: <http://www.cms.gov/>

FRENCH, S.; OLD, A.; HEALY, J. 2001. New Zealand. Health systems in transition. Vol. 8 No. 5. [online]. 2001. European Observatory on Health Systems and Policies. World Health Organization. Dostupný z WWW: <http://hpm.org/Downloads/New_Zealand_HiT.pdf>. ISSN 1020-9077

GAULD, R. 2012. The New Zealand Health Care System. International Profiles of Health Care Systems. [online]. 2012. The Commonwealth Fund. Dostupný z WWW: <http://www.commonwealthfund.org/Topics/International-Health-Policy/Countries/~/media/Files/Topics/Country%20Profiles/New%20Folder/New_Zealand_profile_2012.pdf>

GAULD, R. 2013. V rámci THOMSON, S.; OSBORN, R.; SQUIRES, D.; JUN, M. 2013. International Profiles of HealthCare Systems, 2013. [online]. Listopad 2013. The Commonwealth Fund. Dostupný z WWW: <http://www.commonwealthfund.org/~/media/Files/Publications/Fund%20Report/2013/Nov/1717_Thomson_intl_profiles_hlt_care_sys_2013_v2.pdf>

GEORGIU, M. 2012. Ageing and health expenditure. A Panel data analysis and discussion on industrial countries [online]. Prosinec 2012. Social Science Research Network. Dostupný z WWW: <http://ssrn.com/abstract=2185443>

Good Health Adds Life to Years. Global Brief for World Health Day 2012. 2012. [online]. 2012. WHO. Geneva. Dostupný z WWW: <http://www.who.int/world_health_day/2012>

GREENE, W. 2002. Econometric Analysis. Fifth edition. [online]. Červenec 2002. Prentice Hall. Dostupný z WWW: <http://stat.smmu.edu.cn/DOWNLOAD/ebook/econometric.pdf> ISBN 0-13-066189-9

GREENWOOD, J.; SESHADRI A.; VANDENBROUCKE, G. 2005. The Baby Boom and Baby Bust. The American Economic Review Vol. 95, No. 1. [online]. Březen 2005. American Economic Association. Dostupný z WWW: <http://www.jstor.org/stable/4132676>

HALL, S. 1991. The effect of varying length VAR models on the maximum likelihood estimates of cointegrating vectors. Scottish Journal of Political Economy: the journalof Scottish Economic Society, Vol. 38. Oxford. Wiley–Blackwell. Str. 317-323. ISSN 0036-9292 Citováno dle: (TANG, 2010)

HANČLOVÁ, J.; TVRDÝ, L. 2003. Úvod do analýzy časových řad. Ekonomická fakulta VŠB-TU Ostrava. [online]. Ostrava. 2003. Dostupný z WWW: <http://gis.vsb.cz/pan-old/Skoleni_Texty/TextySkoleni/AnalyzaCasRad.pdf>

HANSEN, P.; KING A. 1996. The determinants of health care expenditure: a cointegration approach. Journal of Health Economics, Vo. 15. [online]. 1996. Chichester John Wiley & Sons, Ltd. Dostupný z WWW: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0167629695000178> ISSN 0167-6296

Health Care in Canada. 2008. [online]. 2008. Canadian Institute for Health Information. Ottawa. Dostupný z WWW: <http://www.cihi.ca> ISBN 978-1-55465-348-5

HEALY, J. 2012. The Australian Health Care System. International Profiles of Health Care Systems. [online]. 2012. The Commonwealth Fund. Dostupný z WWW: <http://www.commonwealthfund.org/Topics/International-Health-Policy/Countries/~/media/Files/Topics/Country%20Profiles/New%20Folder/Australia_profile_2012.pdf>

HEALY, J. V rámci THOMSON, S.; OSBORN, R.; SQUIRES, D.; JUN, M. 2013. International Profiles of HealthCare Systems, 2013. [online]. Listopad 2013. The Commonwealth Fund. Dostupný z WWW: <http://www.commonwealthfund.org/~/media/Files/Publications/Fund%20Report/2013/Nov/1717_Thomson_intl_profiles_hlt_care_sys_2013_v2.pdf>

HEALY, J.; SHARMAN, E.; LOKUGE, B. 2006. Australia Health system review. Health systems in transition. Vol. 8 No. 5. [online]. 2006. European Observatory on Health Systems and Policies. World Health Organization. Dostupný z WWW: <http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0007/96433/E89731.pdf>. ISSN 1817-6127 Vol. 8 No. 5

International Profiles of Health Care Systems. 2010. [online]. Červen 2010. The Commonwealth Fund. Dostupný z WWW: <http://www.commonwealthfund.org/~/media/Files/Publications/Fund%20Report/2010/Jun/1417_Squires_Intl_Profiles_622.pdf>

KALIBOVÁ, K. 2002. Úvod do Demografie. Září 2002. Univerzita Karlova v Praze, Nakladatelství Karolinum. 52 s. ISBN 80-246-0222-9

KE, X.; SAKSENA, P.; HOLLY, A. 2011. The determinants of health expenditure: A country-level panel data analysis. [online]. Prosinec 2011. World Health Organization. Dostupný z WWW: <http://www.who.int/health_financing/documents/cov-report_e_11-deter-he/en>

KHAWAJA, M.; DUNSTAN, K. 2000. The changing face of New Zealand's population [online]. Key Statistics, Demography Division. Dostupný z WWW: <http://www.stats.govt.nz/browse_for_stats/population/estimates_and_projections/changing-face-of-nzs-population.aspx>

KUAN, Ch. 2008. Lecture on Time Series Diagnostic Tests. [online]. Únor 2008. Institute of Economics, Academia Sinica. Dostupný z WWW: <http://homepage.ntu.edu.tw/~ckuan/pdf/Lec-DiagTest_0902.pdf>

KUDRNA, G.; WOODLAND, A. 2011. Economic effects of population growth and ageing in Australia. A 'Sustainable' Population? - Key Policy Issues: Roundtable Proceedings [online]. Březen 2011. Canberra. Productivity Commission. Dostupný z WWW: <http://www.pc.gov.au/__data/assets/pdf_file/0018/111069/sustainable-population-proceedings.pdf> ISBN 978-1-74037-358-6

MARCHILDON, G. 2013. Canada Health system review. Health systems in transition. Vol. 15 No. 1. [online]. 2013. European Observatory on Health Systems and Policies. World Health Organization. Dostupný z WWW: <http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0011/181955/e96759.pdf> ISSN 1817–6127 Vol. 15 No. 1

New Zealand's International Migration Statistics: 1922–2009. 2010. International Travel and Migration Articles. [online]. Září 2010. Statistics New Zealand. Wellington. Dostupný z WWW: <www.stats..govt.nz/> ISSN 1178-3877

OR, Z.; 2000. Determinants of Health outcomes in industrialised countries: a pooled, cross-country, time-series analysis, OECD Economic Studies No. 30. [online]. 2011. OECD. Dostupný z WWW: <http://www.ppge.ufrgs.br/giacomo/arquivos/eco02072/or-2000.pdf>

OXLEY, H. 2009. Policies for Healthy Ageing: An Overview, OECD Health Working Papers, No. 42. [online]. Únor 2009. OECD Publishing. Paříž. Dostupný z WWW: <http://dx.doi.org/10.1787/226757488706>

Population and dwelling counts, 2011 Census. Population growth in Canada: From 1851 to 2061 [online]. Ottawa. Statistics Canada. Dostupný z WWW: <http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2011/ as-sa/98-310-x/98-310-x2011003_1-eng.pdf>

Population Projections for Canada, Provinces and Territories, 2009 to 2036. 2010. Catalogue no. 91-520-X. [online]. Červen 2010. Statistics Canada, Demography Division. Ottawa. Dostupný z WWW: <http://www.statcan.gc.ca/pub/91-520-x/91-520-x2010001-eng.pdf> ISBN 0-660-19525-9

Population Projections, Australia. 2012 (Base) to 2101. 2013. [online]. Listopad 2013. ABS. Canberra. Dostupný z WWW: <http://www.abs.gov.au/AUSSTATS/abs@.nsf/DetailsPage/3222.02012%20%28base%29%20to%202101?OpenDocument>

RABUŠIC, L. 1995. Česká společnost stárne. 1. vyd. 1995. Brno. Masarykova univerzita a Nakladatelství Georgetown, 1995. 192 s. ISBN 80-210-1155-6

Report on the Operation of the Aged Care Act 1997. 2013. Australian Governemnt, Department ofSocial Services. [online]. Listopad 2013. Canberra. Dostupný z WWW: <http://www.health.gov.au/internet/main/publishing.nsf/Content/ageing-reports-acarep-2013.htm> ISBN 9781925007374

SAUERLAND, D. 2002. Does the ageing of the population have an impact on health care expenditure in Germany?. [online]. Červenec 2002. Münster. Studie prezentovaná na the 4th European Conferenceon Health Economics. Dostupný z WWW: <http://www.ces-asso.org/sites/default/files/sauerland.pdf>

SEN, A. 2005. Is Health Care a Luxury? New Evidence from OECD Data. International Journal of Health Care and Economics, Vol. 5, No. 2. [online]. Springer Science + Business Media, Inc. Dostupný z WWW: <http://link.springer.com/article/10.1007%2Fs10754-005-1866-4#page-1> ISSN 1573-6962

ST. JOHN, S.; DALE, C. 2011. Preparing for the health and long-term care costs of an ageing population in New Zealand. Financing the retirement needs of an ageing population. [online]. Červenec 2011. Sydney. The University of Auckland. Studie prezentovaná na The 19th Annual Colloquium of Superannuation Researchers. Dostupný z WWW: <http://docs.business.auckland.ac.nz/Doc/PPt-STJ-DaleUNSW-ppts.pdf>

Státy by měly prodloužit věk odchodu do důchodu. 2011. [online]. Březen 2011. MPSV. MediaFax. Dostupný z WWW: < http://www.mpsv.cz/cs/10552>

TANG, Ch. 2010. The determinants of health expenditure in Malaysia: A time series analysis. [online]. Srpen 2010. Penang. Universiti Sains Malaysia. Dostupný z WWW: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/24356/>

The Australian Health Care System, An Outline. 2000. Financing and Analysis Branch Commonwealth. [online]. Září 2000. Commonwealth Department of Health and Aged Care. Dostupný z WWW: <http://elibrary.zdrave.net/document/Australia/ozhcsyspf.pdf> ISBN 0 642 44730 6

The New Zealand Positive Ageing Strategy. 2001. [online]. Duben 2001. Ministry of Social Policy. Dostupný z WWW: <https://www.msd.govt.nz/what-we-can-do/seniorcitizens/positive-ageing/strategy/> ISBN 0-478-25104-1

The World Factbook. 2014. [online]. CIA. Dostupný z WWW: <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/>

VERBEEK, M. 2004. A Guide to Modern Econometrics, 2nd Edition. [online]. 2004. Chichester John Wiley & Sons, Ltd. Dostupný z WWW: <http://thenigerianprofessionalaccountant.files.wordpress.com/2013/04/modern-econometrics.pdf> ISBN 0-470-85773-0

VÍŠEK, J. 1997. Ekonometrie I. 1. vyd. Praha. Karolinum, 1997, 140 s. ISBN 80-7184-483-7

VOBOŘILOVÁ, P. 2000. Porovnání přesnosti náhodných veličin. [online]. Katedra speciální geodézie fakulty stavební ČVUT. Prosinec 2000. Dostupný z WWW: <http://slon.fsv.cvut.cz/~pavla/por_presn/html/index.html>

WATSON, M. 1994. Vector autoregression and cointegration. Handbook of Econometrics Volume IV. [online]. 1994. Elsevier Science B. V. Dostupný z WWW: <http://www.eco.uc3m.es/~jgonzalo/teaching/PhDTimeSeries/varmwatson.pdf>

What is Canada Health Transfer (CHT)?. 2011. [online]. Prosinec 2011. Department of Finance Canada. Dostupný z WWW: <https://www.fin.gc.ca/fedprov/cht-eng.asp>

World Population Ageing 2009. 2009. Department of Economic and Social Affairs. Population Division [online]. Prosinec 2009. New York. United Nations. Dostupný z WWW: <http://www.un.org/esa/population/publications/WPA2009/WPA2009_WorkingPaper.pdf>

Statistiky a další data

ABS. Australian Historical Population Statistics. 2008. [online]. 2008. Released: 2008-08-05. Dostupný z WWW: <http://www.abs.gov.au/>

ABS. Births, Australia, 2012. [online]. Released: 2013-10-24. Dostupný z WWW: <http://www.abs.gov.au/>

ABS. Population Estimates by Age and Sex 2001 to 2012. 2013 [online]. Released: 2013-08-29. Dostupný z WWW: <http://www.abs.gov.au/>

CHMD. Population size. 2012. [online]. Last updated: 2012-11-13. Dostupný z WWW: <http://www.bdlc.umontreal.ca/chmd/>

Gretl. [online]. Last modified: 2013-11-21. Dostupný z WWW: <http://gretl.sourceforge.net/>

HMD. New Zealand, Population Size. 2010. [online]. Last updated: 06-Jul-2010. Dostupný z WWW: <http://www.mortality.org/>

OECD. Demographic References. 2014. [online]. Last updated: 2013-10 [cit. 2014-01-11]. Dostupný z WWW: <http://stats.oecd.org/>

OECD. Health Care Resources. 2014. [online]. Last updated: 2013-10 [cit. 2014-02-04]. Dostupný z WWW: <http://stats.oecd.org/>

OECD. Health Expenditure and Financing. 2014. [online]. Last updated: 2013-10 [cit. 2014-02-04]. Dostupný z WWW: <http://stats.oecd.org/>

OECD. Health Status.2014. [online]. Last updated: 2013-10 [cit. 2014-01-09]. Dostupný z WWW: <http://stats.oecd.org/>

OECD. Labour Force Statistics by Age. 2014. [online]. Last updated: 2013-10 [cit. 2014-03-31]. Dostupný z WWW: <http://stats.oecd.org/>

Statistics Canada. Age Structure. 2013. [online]. Last updated: 2013-11-22. [cit. 2014-02-03]. Dostupný z WWW: <http://www.statcan.gc.ca/>

Statistics Canada. Total Fertility rate, Canada, 1921-2011. 2013. [online]. Last updated: 2013-11-22. [cit. 2014-02-03]. Dostupný z WWW: <http://www.statcan.gc.ca/>

Statistics New Zealand. Demographic Trends. 2012. [online]. Last updated: 2013-02-19 [cit. 2014-03-31]. Dostupný z WWW: <http://www.stats.govt.nz/>

UN. Total Fertility Rate. 2013. [online]. Last updated: 2013-08-20. Dostupný z WWW: <http://data.un.org/>

UNDP. Human Development Index trends. [online]. Last updated: 2014-01-08. Dostupný z WWW: <http://hdr.undp.org/en/data>

SEZNAM PŘÍLOH

Příloha 1: Popisné statistiky pro modely OLS a VAR, Austrálie, 1971–2010 90

Příloha 2: Výstupy modelu OLS pro vládní výdaje a aplikované testy, Austrálie, 1971–2010 90

Příloha 3: Výstupy modelu VAR pro vládní výdaje a aplikované testy, Austrálie, 1971–2010 93

Příloha 4: Výstupy modelu OLS pro soukromý sektor a aplikované testy, Austrálie, 1971–2010 94

Příloha 5: Výstupy modelu VAR pro soukromý sektor a aplikované testy, Austrálie, 1971–2010 96

Příloha 6: Popisné statistiky pro modely OLS a VAR, Kanada, 1971–2010 96

Příloha 7: Výstupy modelu OLS pro vládní výdaje a aplikované testy, Kanada, 1971–2010 97

Příloha 8: Výstupy modelu VAR pro vládní výdaje a aplikované testy, Kanada, 1971–2010 99

Příloha 9: Výstupy modelu OLS pro soukromý sektor a aplikované testy, Kanada, 1971–2010 99

Příloha 10: Výstupy modelu VAR pro soukromý sektor a aplikované testy, Kanada, 1971–2010 101

Příloha 11: Popisné statistiky pro modely OLS a VAR, Nový Zéland, 1971–2010 102

Příloha 12: Výstupy modelu OLS pro vládní výdaje a aplikované testy, Nový Zéland, 1971–2010 102

Příloha 13: Výstupy modelu VAR pro vládní výdaje a aplikované testy, Nový Zéland, 1971–2010 104

Příloha 14: Modely OLS pro soukromý sektor, Nový Zéland, 1971–2010 105

Příloha 15: Výstupy modelu VAR pro soukromý sektor a aplikované testy, Nový Zéland, 1971–2010 107

Příloha 16: Popisné statistiky pro modely fixních efektů aplikovaných na panelová data, všechny země, 1971–2010 108

Příloha 17: Výstupy modelu fixních efektů aplikovaných na panelová data pro vládní výdaje a aplikované testy, 1971–2010 108

Příloha 18: Výstupy modelu fixních efektů aplikovaných na panelová data pro soukromý sektor a aplikované testy, 1971–2010 111

PŘÍLOHY

Příloha 1: Popisné statistiky pro modely OLS a VAR, Austrálie, 1971–2010

Proměnná	*Střední hodnota*	*Medián*	*Minimum*	*Maximum*	*Směr. odch*	*variační koeficient*	*Šikmost*	*Stand. špičatost*
Age15	0,23	0,22	0,19	0,29	0,03	0,1276	0,5750	-0,8804
AgeBTWN	0,66	0,67	0,63	0,68	0,01	0,0205	-1,0049	-0,2534
Age65	0,11	0,11	0,08	0,14	0,02	0,1467	-0,1902	-1,2832
LifeExp	76,98	77,20	71,60	81,80	3,08	0,0400	-0,1212	-1,0789
PerCapGenGov	1030,50	822,91	146,42	2577,50	722,05	0,7007	0,6939	-0,6661
PerCapPrivSec	516,45	423,15	89,20	1222,50	341,81	0,6618	0,6075	-0,8624
PerCapTotal	1546,90	1246,10	235,65	3800,10	1062,70	0,6870	0,6687	-0,7329
Doctors	2,17	2,17	1,26	3,10	0,48	0,2213	-0,0666	-0,7595
EmployRate65	6,89	6,10	4,85	11,67	2,05	0,2979	1,0708	-0,1577
HDPperCapita	20119,00	17900,00	4852,80	41645,00	11093,00	0,5513	0,4220	-0,9653

Příloha 2: Výstupy modelu OLS pro vládní výdaje a aplikované testy, Austrálie, 1971–2010

Výstupy modelu OLS, vládní výdaje, Austrálie, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-1770,38	2670,55	-0,6629	0,5121	
Age15	1034,27	2606,51	0,3968	0,6941	
Age65	-12634,8	4439,46	-2,846	0,0077	***
LifeExp	28,67	35,8615	0,7995	0,4299	
Doctors	66,2331	82,0167	0,8076	0,4253	
EmployRate65	16,24	11,2918	1,438	0,1602	
HDPperCapita	0,07	0,008	9,282	1,36E-10	***

Střední hodnota závisle proměnné	990,7817	P-hodnota (F)	2,81E-39
Sm. odchylka závisle proměnné	685,9083	Logaritmus věrohodnosti	-195,2195
Součet čtverců reziduí	50865,62	Akaikovo kritérium	404,4391
Sm. chyba regrese	39,86917	Schwarzovo kritérium	416,084
Koeficient determinace	0,997155	Hannan-Quinnovo kritétium	408,6172
Adjustovaný koeficient determinace	0,996621	rho (koeficient autokorelace)	0,519374
F (6, 32)	1869,187	Durbin-Watsonova statistika	0,964597

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 12,0001
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 12,0001) = 0,0619667

LM test pro autokorelaci až do řádu 1
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 10,1867
s p-hodnotou = P (F (1,31) > 10,1867) = 0,00323418

Test normality reziduí
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 0,503222
s p-hodnotou = 0,777547

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

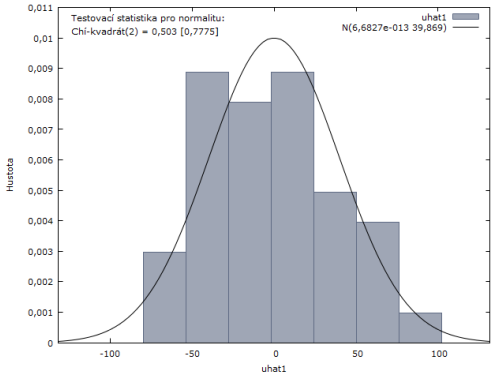
OLS, vládní výdaje, Austrálie, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	62,9531	72,2944	0,8708	0,3904	
Age15	-18,8501	70,561	-0,2671	0,7911	
Age65	-236,6	120,181	-1,969	0,0577	*
LifeExp	-0,5847	0,9708	-0,6023	0,5512	
Doctors	3,3455	2,2203	1,507	0,1417	
EmployRate65	-0,0802	0,3057	-0,2624	0,7947	
HDPperCapita	0,0003	0,0002	1,559	0,1288	

Vysvětlený součet čtverců = 24,0002

Testovací statistika: LM = 12,000095,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 12,000095) = 0,061967

Graf normality reziduí



Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, vládní výdaje, Austrálie, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	728,543	2364,99	0,3081	0,7601	
Age15	-970,244	2317,53	-0,4187	0,6784	
Age65	-928,96	3923,96	-0,2367	0,8144	
LifeExp	-5,9891	31,6657	-0,1891	0,8512	
Doctors	11,9595	72,3905	0,165	0,8699	
EmployRate65	3,7479	10,0222	0,3740	0,7110	
HDPperCapita	0,0004	0,0071	0,0498	0,9606	
uhat_1	0,5648	0,177	3,19	0,0032	***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,247329

Alternativní statistika: TR^2 = 9,645847,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 9,64585) = 0,0019

Testovací statistika: LMF = 10,186676,
s p-hodnotou = P (F (1,31) > 10,1867) = 0,00323

Ljung-Box Q' = 8,06951,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 8,06951) = 0,0045

Výstupy modelu OLS – robustní odhad, vládní výdaje, Austrálie, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov
HAC standardní chyby

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-1770,38	2048,12	-0,8644	0,3938	
Age15	1034,27	2573,92	0,4018	0,6905	
Age65	-12634,8	4048,93	-3,121	0,0038	***
LifeExp	28,67	25,9984	1,1030	0,2784	
Doctors	66,2331	84,8120	0,7809	0,4406	
EmployRate65	16,24	11,7701	1,379	0,1773	
HDPperCapita	0,07	0,007	10,750	3,79E-12	***

Střední hodnota závisle proměnné	990,7817	P-hodnota (F)	9,50E-36
Sm. odchylka závisle proměnné	685,9083	Logaritmus věrohodnosti	-195,2195
Součet čtverců reziduí	50865,62	Akaikovo kritérium	404,4391
Sm. chyba regrese	39,86917	Schwarzovo kritérium	416,084
Koeficient determinace	0,997155	Hannan-Quinnovo kritétium	408,6172
Adjustovaný koeficient determinace	0,996621	rho (koeficient autokorelace)	0,519374
F (6, 32)	1122,338	Durbin-Watsonova statistika	0,964597

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, vládní výdaje, Austrálie, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*
const	-30,7535	2058,96	-0,0149	0,9882
Age15	376,634	2047,77	0,1839	0,8554
Age65	2119,8	4272,48	0,4962	0,6235
LifeExp	-2,1179	27,7458	-0,0763	0,9397
Doctors	-24,781	70,3093	-0,3525	0,7270
EmployRate65	-4,1895	10,0415	-0,4172	0,6796
HDPperCapita	-0,0082	0,0137	-0,5953	0,5562
PerCapGenGov_1	0,1242	0,1795	0,6922	0,4943
uhat_1	-0,3035	0,2811	-1,08	0,2891

Neadjustovaný koeficient determinace = = 0,038651

Alternativní statistika: TR^2 = 1,468751,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 1,46875) = 0,226

Testovací statistika: LMF = 1,165955,
s p-hodnotou = P (F (1,29) > 1,16595) = 0,289

Ljung-Box Q' = 0,666302,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,666302) = 0,414

Příloha 3: Výstupy modelu VAR pro vládní výdaje a aplikované testy, Austrálie, 1971–2010

Výstupy modelu 3 – VAR, vládní výdaje s časovým trendem, Austrálie, 1971–2010

VAR systém, řád zpoždění 1
OLS odhady, pozorování 1972-2009 (T = 38)
Logaritmus věrohodnosti = -173,76527
Determinant kovarianční matice = 548,76123

AIC = 9,6192
BIC = 10,0071
HQC = 9,7572
Portmanteův test: LB (9) = 17,6067, df = 8 [0,0244]

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	1861,78	2116,22	0,8798	0,3862	
PerCapGenGov_1	0,4027	0,1451	2,776	0,0095	***
Age15	351,406	1784,18	0,197	0,8452	
Age65	-41350,9	11718,6	-3,529	0,0014	***
LifeExp	15,6063	24,2737	0,6429	0,5253	
Doctors	41,5034	59,9299	0,6925	0,4941	
EmployRate65	18,4869	8,987	2,057	0,0488	**
HDPperCapita	0,0111	0,0112	0,9946	0,3282	
time	79,2289	24,3061	3,2600	0,0028	***

Střední hodnota závisle proměnné	1013,002	Adjustovaný koeficient determinace	0,998448
Sm. odchylka závisle proměnné	680,7421	F (8, 29)	2977,004
Součet čtverců reziduí	20852,93	P-hodnota (F)	4,02E-40
Sm. chyba regrese	26,81541	rho (koeficient autokorelace)	-0,26608
Koeficient determinace	0,998784	Durbin-Watsonova statistika	2,232712

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné PerCapGenGov F (1, 29) = 7,7054 [0,0095]

Test pro autokorelaci

Rovnice 1:

Ljung-Box Q' = 1,88294 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 1,88294) = 0,17

Příloha 4: Výstupy modelu OLS pro soukromý sektor a aplikované testy, Austrálie, 1971–2010

Výstupy modelu OLS, soukromý sektor, Austrálie, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-3926,51	1442,02	-2,723	0,0104	**
Age15	7569,2	1407,44	5,378	6,61E-06	***
Age65	2934,14	2397,18	1,224	0,2299	
LifeExp	18,8989	19,3642	0,976	0,3364	
Doctors	148,195	44,2866	3,346	0,0021	***
EmployRate65	-9,7916	6,0972	-1,606	0,1181	
HDPperCapita	0,0334	0,0043	7,728	8,22E-09	***

Střední hodnota závisle proměnné	498,3462	P-hodnota (F)	1,62E-37
Sm. odchylka závisle proměnné	326,2717	Logaritmus věrohodnosti	-171,1861
Součet čtverců reziduí	14830,79	Akaikovo kritérium	356,3723
Sm. chyba regrese	21,52817	Schwarzovo kritérium	368,0172
Koeficient determinace	0,996334	Hannan-Quinnovo kritétium	360,5504
Adjustovaný koeficient determinace	0,995646	rho (koeficient autokorelace)	0,253791
F (6, 32)	1449,378	Durbin-Watsonova statistika	1,481961

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 6,5903

s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 6,5903) = 0,360401

LM test pro autokorelaci až do řádu 1

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 2,67076

s p-hodnotou = P (F (1,31) > 2,67076) = 0,112324

Test normality reziduí

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 0,823834

s p-hodnotou = 0,662379

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

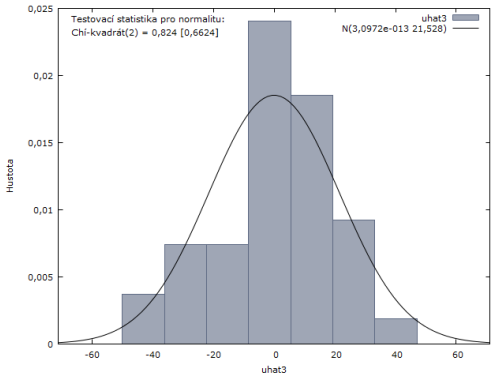
OLS, soukromý sektor, Austrálie, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	36,7292	90,587	0,4055	0,6878	
Age15	61,257	88,415	0,6928	0,4934	
Age65	-8,3499	150,59	-0,0555	0,9561	
LifeExp	-0,5806	1,2165	-0,4773	0,6364	
Doctors	-4,0361	2,7821	-1,451	0,1566	
EmployRate65	-0,7552	0,383	-1,972	0,0573	*
HDPperCapita	0,0005	0,0003	1,808	0,0799	*

Vysvětlený součet čtverců = 13,1806

Testovací statistika: LM = 6,590301,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 6,590301) = 0,360401

Graf normality reziduí



Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, soukromý sektor, Austrálie, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*
const	976,145	1527,42	0,6391	0,5275
Age15	-477,588	1402,85	-0,3404	0,7358
Age65	530,542	2359,39	0,2249	0,8236
LifeExp	-12,1507	20,2890	-0,5989	0,5536
Doctors	-9,9271	43,5991	-0,2277	0,8214
EmployRate65	-0,6578	5,9577	-0,1104	0,9128
HDPperCapita	0,0018	0,0044	0,4136	0,6820
uhat_1	0,3125	0,1913	1,6340	0,1123

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,079320

Alternativní statistika: TR^2 = 3,093471,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 3,09347) = 0,0786

Testovací statistika: LMF = 2,670756,
s p-hodnotou = P (F (1,31) > 2,67076) = 0,112

Ljung-Box Q' = 2,71013,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 2,71013) = 0,0997

Příloha 5: Výstupy modelu VAR pro soukromý sektor a aplikované testy, Austrálie, 1971–2010

Výstupy modelu VAR, soukromý sektor, Austrálie, 1972–2010

VAR systém, řád zpoždění 1	AIC = 9,0580
OLS odhady, pozorování 1972-2009 (T = 38)	BIC = 9,4459
Logaritmus věrohodnosti = -163,10256	HQC = 9,1960
Determinant kovarianční matice = 313,08294	Portmanteův test: LB (9) = 18,36, df = 8 [0,0187]

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-783,045	1842,01	-0,4251	0,6739	
PerCapPrivSec_1	0,4961	0,2076	2,39	0,0236	**
Age15	4172,43	1932,02	2,16	0,0392	**
Age65	934,301	7064,15	0,1323	0,8957	
LifeExp	-7,9437	21,0257	-0,3778	0,7083	
Doctors	92,2004	51,4549	1,792	0,0836	*
EmployRate65	-8,0117	6,1314	-1,307	0,2016	
HDPperCapita	0,0176	0,0088	1,988	0,0563	*
time	5,3306	15,6887	0,3398	0,7365	

Střední hodnota závisle proměnné	509,1132	Adjustovaný koeficient determinace	0,996081
Sm. odchylka závisle proměnné	323,5536	F (8, 29)	1176,585
Součet čtverců reziduí	11897,15	P-hodnota (F)	2,73E-34
Sm. chyba regrese	20,25455	rho (koeficient autokorelace)	0,081195
Koeficient determinace	0,996929	Durbin-Watsonova statistika	1,836525

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné PerCapPrivSec F (1, 29) = 5,7132 [0,0236]

Test pro autokorelaci

Rovnice 1:

Ljung-Box Q' = 0,2706 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,2706) = 0,603

Příloha 6: Popisné statistiky pro modely OLS a VAR, Kanada, 1971–2010

Proměnná	*Střední hodnota*	*Medián*	*Minimum*	*Maximum*	*Směr. odch*	*variační koeficient*	*Šikmost*	*Stand. špičatost*
Age15	0,21	0,21	0,17	0,29	0,03	0,1538	0,8011	0,0590
AgeBTWN	0,68	0,68	0,63	0,69	0,02	0,0241	-1,5817	1,9939
Age65	0,11	0,11	0,08	0,14	0,02	0,1642	-0,1744	-1,2144
LifeExp	77,23	77,70	72,90	80,80	2,42	0,0314	-0,2838	-0,9752
PerCapGenGov	1350,50	1345,30	241,53	3145,60	824,10	0,6102	0,5134	-0,6355
PerCapPrivSec	528,48	459,00	89,50	1299,50	368,68	0,6976	0,5748	-0,8398
PerCapTotal	1879,00	1804,40	331,01	4445,10	1191,30	0,6340	0,5351	-0,6983
Doctors	2,00	2,09	1,50	2,37	0,22	0,1081	-0,7044	-0,4047
EmployRate65	7,25	7,15	5,85	10,89	1,28	0,1766	1,0777	0,6157
HDPperCapita	20836,00	19903,00	4701,70	40022,00	10930,00	0,5246	0,2740	-1,0428

Příloha 7: Výstupy modelu OLS pro vládní výdaje a aplikované testy, Kanada, 1971–2010

Výstupy modelu OLS, vládní výdaje, Kanada, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-18635,5	5096,56	-3,656	0,0010	***
Age15	5257,79	2996,79	1,754	0,0903	*
Age65	7886,17	5800,02	1,36	0,1848	
LifeExp	200,639	64,7387	3,099	0,0044	***
Doctors	534,264	212,33	2,516	0,0179	**
EmployRate65	120,377	12,5076	9,624	2,23E-10	***
HDPperCapita	0,0253	0,0107	2,373	0,0247	**

Střední hodnota závisle proměnné	1502,025	P-hodnota (F)	1,50E-33
Sm. odchylka závisle proměnné	767,9019	Logaritmus věrohodnosti	-181,2339
Součet čtverců reziduí	64453,29	Akaikovo kritérium	376,4679
Sm. chyba regrese	47,97816	Schwarzovo kritérium	387,3553
Koeficient determinace	0,996785	Hannan-Quinnovo kritétium	380,2262
Adjustovaný koeficient determinace	0,996096	rho (koeficient autokorelace)	-0,012985
F (6, 28)	1446,95	Durbin-Watsonova statistika	2,025535

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 11,4116
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 11,4116) = 0,0764595

LM test pro autokorelaci až do řádu 1
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,00515442
s p-hodnotou = P (F (1,27) > 0,00515442) = 0,943295

Test normality reziduí
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 3,73602
s p-hodnotou = 0,154431

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

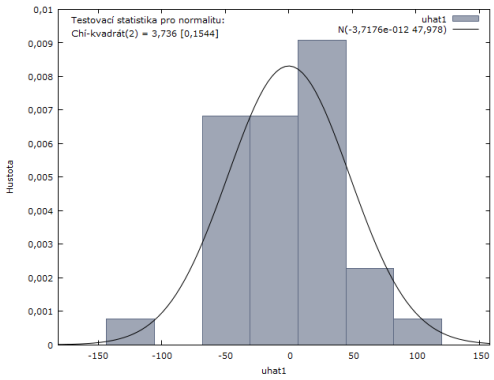
OLS, vládní výdaje, Kanada, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*
const	-43,1916	171,124	-0,2524	0,8026
Age15	27,3068	100,621	0,2714	0,7881
Age65	-11,4358	194,744	-0,0587	0,9536
LifeExp	0,3385	2,1737	0,1557	0,8774
Doctors	5,0965	7,1293	0,7149	0,4806
EmployRate65	0,4832	0,42	1,151	0,2596
HDPperCapita	-1,57E-05	0,0004	-0,0439	0,9653

Vysvětlený součet čtverců = 22,8231

Testovací statistika: LM = 11,411563,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 11,411563) = 0,076460

Graf normality reziduí



Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, vládní výdaje, Kanada, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*
const	-119,831	5451,39	-0,022	0,9826
Age15	63,1282	3175,65	0,0199	0,9843
Age65	-103,783	6080,23	-0,0171	0,9865
LifeExp	1,4951	69,1316	0,0216	0,9829
Doctors	1,075	216,723	0,005	0,9961
EmployRate65	0,0885	12,7954	0,0069	0,9945
HDPperCapita	-1,21E-05	0,0109	-0,0011	0,9991
uhat_1	-0,0147	0,2047	-0,0718	0,9433

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,000191

Testovací statistika: LMF = 0,005154,
s p-hodnotou = P (F (1,27) > 0,00515442) = 0,943

Alternativní statistika: TR^2 = 0,006680,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,00668038) = 0,935

Ljung-Box Q' = 0,00642242,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,00642242) = 0,936

Příloha 8: Výstupy modelu VAR pro vládní výdaje a aplikované testy, Kanada, 1971–2010

Výstupy modelu VAR, vládní výdaje, Kanada, 1972–2010

VAR systém, řád zpoždění 1 — AIC = 10,1093

OLS odhady, pozorování 1976-2010 (T = 35) — BIC = 10,5093

Logaritmus věrohodnosti = -167,91305 — HQC = 10,2474

Determinant kovarianční matice = 860,19103 — Portmanteův test: LB (8) = 9,45068, df = 7 [0,2219]

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-5967,89	4389,27	-1,36	0,1856	
PerCapGenGov_1	0,61	0,1582	3,856	0,0007	***
Age15	229,528	2495,3	0,092	0,9274	
Age65	-12963,1	10900,7	-1,189	0,2451	
LifeExp	80,5402	52,2334	1,542	0,1352	
Doctors	357,257	306,275	1,166	0,2540	
EmployRate65	51,0588	18,9396	2,696	0,0121	**
HDPperCapita	0,0005	0,0098	0,0524	0,9586	
time	28,6652	22,551	1,271	0,2149	

Střední hodnota závisle proměnné	1502,025	Adjustovaný koeficient determinace	0,998036
Sm. odchylka závisle proměnné	767,9019	F (8, 26)	2161,017
Součet čtverců reziduí	30106,69	P-hodnota (F)	1,10E-34
Sm. chyba regrese	34,02866	rho (koeficient autokorelace)	-0,118426
Koeficient determinace	0,998498	Durbin-Watsonova statistika	2,173938

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné PerCapGenGov F (1, 26) = 14,871 [0,0007]

Test pro autokorelaci

Rovnice 1:

Ljung-Box Q' = 0,484723 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,484723) = 0,486

Příloha 9: Výstupy modelu OLS pro soukromý sektor a aplikované testy, Kanada, 1971–2010

Výstupy modelu OLS, soukromý sektor, Kanada, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-3478,93	2343,4	-1,485	0,1488	
Age15	1920,6	1377,92	1,394	0,1743	
Age65	9554,24	2666,85	3,583	0,0013	***
LifeExp	28,3182	29,7669	0,9513	0,3496	
Doctors	-189,166	97,6292	-1,938	0,0628	*
EmployRate65	40,0813	5,751	6,969	1,41E-07	***
HDPperCapita	0,0207	0,0049	4,233	0,0002	***

Střední hodnota závisle proměnné	589,7714	P-hodnota (F)	1,45E-33
Sm. odchylka závisle proměnné	353,5135	Logaritmus věrohodnosti	-154,0402
Součet čtverců reziduí	13626,46	Akaikovo kritérium	322,0804
Sm. chyba regrese	22,06035	Schwarzovo kritérium	332,9678
Koeficient determinace	0,996793	Hannan-Quinnovo kritétium	325,8388
Adjustovaný koeficient determinace	0,996106	rho (koeficient autokorelace)	0,159665
F (6, 28)	1450,506	Durbin-Watsonova statistika	1,677583

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 8,25639
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 8,25639) = 0,219915

LM test pro autokorelaci až do řádu 1
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,726389
s p-hodnotou = P (F (1,27) > 0,726389) = 0,401553

Test normality reziduí
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 1,55714
s p-hodnotou = 0,459063

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

OLS, soukromý sektor, Kanada, 1971–2010

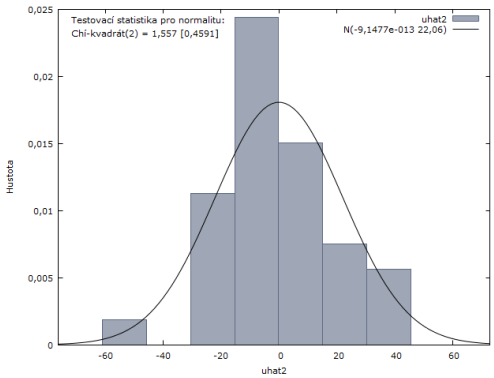
	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*
const	-40,6735	157,039	-0,259	0,7975
Age15	62,3022	92,3392	0,6747	0,5054
Age65	-107,255	178,714	-0,6001	0,5532
LifeExp	0,2713	1,9948	0,136	0,8928
Doctors	7,3361	6,5425	1,121	0,2717
EmployRate65	0,0647	0,3854	0,1679	0,8679
HDPperCapita	0,0002	0,0003	0,6191	0,5409

Vysvětlený součet čtverců = 16,5128

Testovací statistika: LM = 8,256387,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 8,256387) = 0,219915

Test normality reziduí

počet tříd = 7, Graf normality reziduí



Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, soukromý sektor, Kanada, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*
const	220,35	2369,08	0,093	0,9266
Age15	-120,118	1391,86	-0,0863	0,9319
Age65	258,841	2697,13	0,096	0,9243
LifeExp	-2,8629	30,1014	-0,0951	0,9249
Doctors	0,1035	98,1098	0,0011	0,9992
EmployRate65	-0,107	5,7807	-0,0185	0,9854
HDPperCapita	-0,0001	0,0049	-0,02	0,9842
uhat_1	0,1648	0,1933	0,8523	0,4016

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,026198

Alternativní statistika: TR^2 = 0,916946,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,916946) = 0,338

Testovací statistika: LMF = 0,726389,
s p-hodnotou = P (F (1,27) > 0,726389) = 0,402

Ljung-Box Q' = 0,962696,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,962696) = 0,327

Příloha 10: Výstupy modelu VAR pro soukromý sektor a aplikované testy, Kanada, 1971–2010

Výstupy modelu VAR, soukromý sektor, Kanada, 1972–2010

VAR systém, řád zpoždění 1
OLS odhady, pozorování 1976-2010 (T = 35)
Logaritmus věrohodnosti = -135,9415
Determinant kovarianční matice = 138,40838

AIC = 8,2824
BIC = 8,6823
HQC = 8,4204
Portmanteův test: LB (8) = 19,1631, df = 7 [0,0077]

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-60,1656	1533,1	-0,0392	0,9690	
PerCapPrivSec_1	0,7173	0,1802	3,98	0,0005	***
Age15	223,015	954,168	0,2337	0,8170	
Age65	-5892,27	4309,63	-1,367	0,1833	
LifeExp	3,1695	18,779	0,1688	0,8673	
Doctors	73,5738	93,3597	0,7881	0,4378	
EmployRate65	8,9613	7,9487	1,127	0,2699	
HDPperCapita	0,0018	0,0041	0,4364	0,6662	
time	16,4237	10,2362	1,604	0,1207	

Střední hodnota závisle proměnné	589,7714	Adjustovaný koeficient determinace	0,998509
Sm. odchylka závisle proměnné	353,5135	F (8, 26)	2847,399
Součet čtverců reziduí	4844,293	P-hodnota (F)	3,07E-36
Sm. chyba regrese	13,64987	rho (koeficient autokorelace)	-0,04164
Koeficient determinace	0,99886	Durbin-Watsonova statistika	2,081489

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné PerCapPrivSec F (1, 26) = 15,841 [0,0005]

Test pro autokorelaci

Rovnice 1:

Ljung-Box Q' = 0,0659439 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 0,0659439) = 0,797

Příloha 11: Popisné statistiky pro modely OLS a VAR, Nový Zéland, 1971–2010

Proměnná	*Střední hodnota*	*Medián*	*Minimum*	*Maximum*	*Směr. odch*	*variační koeficient*	*Šikmost*	*Stand. špičatost*
Age15	0,25	0,23	0,20	0,32	0,03	0,1329	0,8449	-0,5282
AgeBTWN	0,65	0,65	0,60	0,67	0,02	0,0314	-1,0965	-0,1398
Age65	0,11	0,11	0,09	0,13	0,01	0,1205	-0,3368	-1,0012
LifeExp	75,87	75,65	71,60	81,00	2,98	0,0393	0,2012	-1,2971
PerCapGenGov	945,78	831,66	166,03	2530,30	637,28	0,6738	0,9527	0,1089
PerCapPrivSec	226,55	179,05	26,10	511,90	155,83	0,6878	0,4036	-1,3439
PerCapTotal	1172,30	1013,10	221,80	3042,10	785,75	0,6703	0,8432	-0,2431
Doctors	1,90	1,90	1,07	2,61	0,38	0,2021	-0,2845	-0,5536
EmployRate65	8,97	7,57	5,28	16,81	3,52	0,3921	0,9487	-0,3760
HDPperCapita	15779	14552	4460	30246	7704	0,4883	0,3337	-0,9588

Příloha 12: Výstupy modelu OLS pro vládní výdaje a aplikované testy, Nový Zéland, 1971–2010

Výstupy modelu OLS, vládní výdaje, Nový Zéland, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-4969,23	3430,86	-1,448	0,1647	
Age15	-13089	4161,69	-3,145	0,0056	***
Age65	23539,2	8041,18	2,927	0,0090	***
LifeExp	70,8973	42,1418	1,682	0,1098	
Doctors	422,518	127,354	3,318	0,0038	***
EmployRate65	66,6601	11,1301	5,989	1,15E-05	***
HDPperCapita	-0,0269	0,0207	-1,295	0,2117	

Střední hodnota závisle proměnné	1286,873	P-hodnota (F)	1,45E-21
Sm. odchylka závisle proměnné	570,2581	Logaritmus věrohodnosti	-121,4158
Součet čtverců reziduí	24203,67	Akaikovo kritérium	256,8315
Sm. chyba regrese	36,66944	Schwarzovo kritérium	265,3636
Koeficient determinace	0,996899	Hannan-Quinnovo kritétium	259,198
Adjustovaný koeficient determinace	0,995865	rho (koeficient autokorelace)	-0,387599
F (6, 18)	964,3737	Durbin-Watsonova statistika	2,581297

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 8,20419
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 8,20419) = 0,223522

LM test pro autokorelaci až do řádu 1
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 3,75121
s p-hodnotou = P (F (1,17) > 3,75121) = 0,0695709

Test normality reziduí
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 1,20998
s p-hodnotou = 0,54608

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

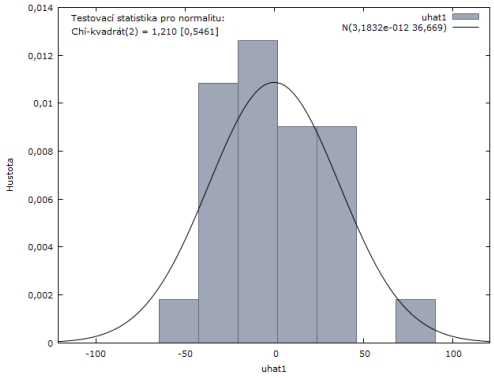
OLS, vládní výdaje, Nový Zéland, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-100,49	119,116	-0,8436	0,4099	
Age15	85,8992	144,49	0,5945	0,5596	
Age65	60,6796	279,182	0,2173	0,8304	
LifeExp	0,9825	1,4631	0,6715	0,5104	
Doctors	3,3115	4,4216	0,7489	0,4636	
EmployRate65	0,7045	0,3864	1,823	0,0849	*

Vysvětlený součet čtverců = 16,4084

Testovací statistika: LM = 8,204191,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 8,204191) = 0,223522

Graf normality reziduí



Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, vládní výdaje, Nový Zéland, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-1823,3	3331,13	-0,5474	0,5913	
Age15	2001,44	4011,4	0,4989	0,6242	
Age65	5648,57	8037,01	0,7028	0,4917	
LifeExp	11,5521	39,6995	0,291	0,7746	
Doctors	-26,3939	119,392	-0,2211	0,8277	
EmployRate65	6,7721	10,9399	0,619	0,5441	
HDPperCapita	-0,0092	0,0199	-0,463	0,6492	
uhat_1	-0,4975	0,2569	-1,937	0,0696	*

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,180771

Testovací statistika: LMF = 3,751210,
s p-hodnotou = P (F (1,17) > 3,75121) = 0,0696

Alternativní statistika: TR^2 = 4,519267,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 4,51927) = 0,0335

Ljung-Box Q' = 3,71324,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 3,71324) = 0,054

Příloha 13: Výstupy modelu VAR pro vládní výdaje a aplikované testy, Nový Zéland, 1971–2010

Výstupy modelu VAR, vládní výdaje, Nový Zéland, 1972–2010

VAR systém, řád zpoždění 1
OLS odhady, pozorování 1986-2010 (T = 25)
Logaritmus věrohodnosti = -120,00168
Determinant kovarianční matice = 864,592

AIC = 10,3201
BIC = 10,7589
HQC = 10,4418
Portmanteův test: LB (6) = 7,0261, df = 5 [0,2187]

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-9146,12	10053,8	-0,9097	0,3765	
PerCapGenGov_1	0,2438	0,2104	1,159	0,2635	
Age15	-10932,5	4601,8	-2,376	0,0303	**
Age65	15318,6	12853,4	1,192	0,2507	
LifeExp	136,66	128,508	1,063	0,3034	
Doctors	393,419	134,695	2,921	0,0100	***
EmployRate65	47,1273	20,489	2,3	0,0352	**
HDPperCapita	-0,0019	0,0276	-0,0704	0,9448	
time	-36,6669	44,6902	-0,8205	0,4240	

Střední hodnota závisle proměnné	1286,873	Adjustovaný koeficient determinace	0,995846
Sm. odchylka závisle proměnné	570,2581	F (8, 16)	720,1592
Součet čtverců reziduí	21614,8	P-hodnota (F)	5,67E-19
Sm. chyba regrese	36,75493	rho (koeficient autokorelace)	-0,349439
Koeficient determinace	0,997231	Durbin-Watsonova statistika	2,477795

F-test pro nulová omezení:
Všechny zpožděné proměnné PerCapGenGov F (1, 16) = 1,3431 [0,2635]

Test pro autokorelaci

Rovnice 1:
Ljung-Box Q' = 2,7939 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 2,7939) = 0,0946

Příloha 14: Modely OLS pro soukromý sektor, Nový Zéland, 1971–2010

Výstupy modelu OLS, soukromý sektor, Nový Zéland, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-6823,57	1260,75	-5,412	3,84E-05	***
Age15	4767,35	1529,31	3,117	0,0059	***
Age65	9431,17	2954,92	3,192	0,0051	***
LifeExp	66,1357	15,486	4,271	0,0005	***
Doctors	-66,9943	46,7991	-1,432	0,1694	
EmployRate65	-0,3937	4,09	-0,0963	0,9244	
HDPperCapita	-0,0014	0,0076	-0,1845	0,8557	

Střední hodnota závisle proměnné	315,944	P-hodnota (F)	7,56E-18
Sm. odchylka závisle proměnné	130,197	Logaritmus věrohodnosti	-96,38813
Součet čtverců reziduí	3268,379	Akaikovo kritérium	206,7763
Sm. chyba regrese	13,47504	Schwarzovo kritérium	215,3084
Koeficient determinace	0,991966	Hannan-Quinnovo kritétium	209,1427
Adjustovaný koeficient determinace	0,989288	rho (koeficient autokorelace)	-0,317068
F (6, 18)	370,4236	Durbin-Watsonova statistika	2,617538

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 20,4554
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 20,4554) = 0,00229692

LM test pro autokorelaci až do řádu 1
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 2,12859
s p-hodnotou = P (F (1,17) > 2,12859) = 0,162804

Test normality reziduí
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 9,48357
s p-hodnotou = 0,00872306

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

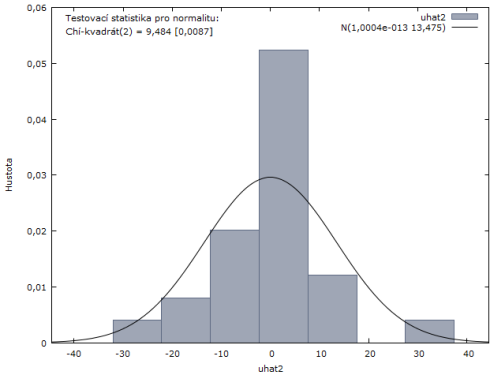
OLS, soukromý sektor, Austrálie, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	452,803	155,758	2,907	0,0094	***
Age15	-249,693	188,937	-1,322	0,2029	
Age65	-274,09	365,063	-0,7508	0,4625	
LifeExp	-5,1231	1,9132	-2,678	0,0154	**
Doctors	-4,3701	5,7818	-0,7558	0,4595	
EmployRate65	-1,4006	0,5053	-2,772	0,0126	**
HDPperCapita	0,0028	0,0009	2,93	0,0089	***

Vysvětlený součet čtverců = 40,9108

Testovací statistika: LM = 20,455416,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (6) > 20,455416) = 0,002297

Graf normality reziduí



Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, vládní výdaje, Nový Zéland, 1971–2010

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	358,638	1247,45	0,2875	0,7772	
Age15	207,594	1490,32	0,1393	0,8909	
Age65	570,206	2892,95	0,1971	0,8461	
LifeExp	-6,4865	15,6663	-0,414	0,6840	
Doctors	-9,9544	45,9074	-0,2168	0,8309	
EmployRate65	-1,1227	4,0415	-0,2778	0,7845	
HDPperCapita	0,0031	0,0077	0,404	0,6912	
uhat_1	-0,3526	0,2417	-1,459	0,1628	***

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,111278

Testovací statistika: LMF = 2,128586,
s p-hodnotou = P (F (1,17) > 2,12859) = 0,163

Alternativní statistika: TR^2 = 2,781943,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 2,78194) = 0,0953

Ljung-Box Q' = 2,80107,
s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 2,80107) = 0,0942

Výstupy modelu OLS – robustní odhad, soukromý sektor, Nový Zéland, 1971 – 2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-6823,57	869,691	-7,846	3,23E-07	***
Age15	4767,35	1116,96	4,268	0,0005	***
Age65	9431,17	2425,97	3,888	0,0011	***
LifeExp	66,1357	13,8878	4,762	0,0002	***
Doctors	-66,9943	37,2169	-1,8	0,0886	*
EmployRate65	-0,3937	2,8982	-0,1358	0,8935	
HDPperCapita	-0,0014	0,007	-0,2007	0,8432	

Střední hodnota závisle proměnné	315,944	P-hodnota (F)	1,75E-24
Sm. odchylka závisle proměnné	130,197	Logaritmus věrohodnosti	-96,38813
Součet čtverců reziduí	3268,379	Akaikovo kritérium	206,7763
Sm. chyba regrese	13,47504	Schwarzovo kritérium	215,3084
Koeficient determinace	0,991966	Hannan-Quinnovo kritétium	209,1427
Adjustovaný koeficient determinace	0,989288	rho (koeficient autokorelace)	-0,317068
F (6, 18)	2038,883	Durbin-Watsonova statistika	2,617538

Příloha 15: Výstupy modelu VAR pro soukromý sektor a aplikované testy, Nový Zéland, 1971–2010

Výstupy modelu VAR, soukromý sektor, Nový Zéland, 1972–2010

VAR systém, řád zpoždění 1	AIC = 8,3836
OLS odhady, pozorování 1986-2010 (T = 25)	BIC = 8,8224
Logaritmus věrohodnosti = -95,79511	HQC = 8,5053
Determinant kovarianční matice = 124,67766	Portmanteův test: LB (6) = 6,21744, df = 5 [0,2856]

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-6801,96	3713,28	-1,832	0,0857	*
PerCapPrivSec_1	-0,1984	0,2253	-0,8806	0,3916	
Age15	5754,7	2080,05	2,767	0,0138	**
Age65	10767	3693,95	2,915	0,0101	**
LifeExp	60,2081	48,3272	1,246	0,2308	
Doctors	-90,0759	55,4436	-1,625	0,1238	
EmployRate65	-1,2237	4,342	-0,2818	0,7817	
HDPperCapita	-0,0004	0,0092	-0,0454	0,9644	
time	5,5878	17,8105	0,3137	0,7578	

Střední hodnota závisle proměnné	315,944	Adjustovaný koeficient determinace	0,988508
Sm. odchylka závisle proměnné	130,197	F (8, 16)	259,0443
Součet čtverců reziduí	3116,942	P-hodnota (F)	1,92E-15
Sm. chyba regrese	13,95739	rho (koeficient autokorelace)	-0,22209
Koeficient determinace	0,992338	Durbin-Watsonova statistika	2,438554

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné PerCapPrivSec F (1, 16) = 0,77537 [0,3916]

Test pro autokorelaci

Rovnice 1:

Ljung-Box Q' = 1,38689 s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 1,38689) = 0,239

Příloha 16: Popisné statistiky pro modely fixních efektů aplikovaných na panelová data, všechny země, 1971–2010

Proměnná	*Střední hodnota*	*Medián*	*Minimum*	*Maximum*	*Směr. odch*	*variační koeficient*	*Šikmost*	*Stand. špičatost*
Age15	0,23	0,22	0,17	0,32	0,03	0,1496	0,5859	-0,2011
AgeBTWN	0,66	0,67	0,60	0,69	0,02	0,0320	-0,8486	0,5519
Age65	0,11	0,11	0,08	0,14	0,02	0,1445	-0,1560	-1,0865
LifeExp	76,69	76,90	71,60	81,80	2,88	0,0376	-0,0964	-1,1310
PerCapGenGov	1108,90	931,61	146,42	3145,60	746,44	0,6731	0,7640	-0,2935
PerCapPrivSec	423,83	334,15	26,10	1299,50	332,33	0,7841	0,9755	-0,0121
PerCapTotal	1532,70	1264,70	221,80	4445,10	1059,10	0,6910	0,8142	-0,2155
Doctors	2,02	2,09	1,07	3,10	0,39	0,1918	0,0967	0,2078
EmployRate65	7,54	6,58	4,85	16,81	2,44	0,3232	1,6651	2,8570

Příloha 17: Výstupy modelu fixních efektů aplikovaných na panelová data pro vládní výdaje a aplikované testy, 1971–2010

Odhad pevných efektů umožňuje různé individuální efekty (konstantní členy) pro různé průřezové jednotky standardní chyby směrnice v závorkách, p-hodnoty v hranatých závorkách

const:	-1070,1	-1547,2	[0,49093]
Age15:	-1439,8	-1815,2	[0,42972]
Age65:	16950,0	-3722,1	[0,00002]
LifeExp:	-7,0766	-18,977	[0,71010]
Doctors:	-91,8	-76,651	[0,23421]
EmployRate65:	66,707	-5,5651	[0,00000]
HDPperCapita:	0,0454	-0,0056	[0,00000]

Rozptyl reziduí: 611820/(99 – 9) = 6798

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:

F (2, 90) = 10,395 s p-hodnotou 8,67739e-005
(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Výstupy modelu pevných efektů, vládní výdaje, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-1070,13	1547,19	-0,6917	0,4909	
Age15	-1439,85	1815,15	-0,7932	0,4297	
Age65	16949,5	3722,09	4,554	1,65E-05	***
LifeExp	-7,0766	18,9770	-0,3729	0,7101	
Doctors	-91,7996	76,651	-1,198	0,2342	
EmployRate65	66,7071	5,5651	11,99	2,39E-20	***
HDPperCapita	0,0454	0,0056	8,1450	2,05E-12	***

Střední hodnota závisle proměnné	1246,295	P-hodnota (F)	8,53E-83
Sm. odchylka závisle proměnné	718,6133	Logaritmus věrohodnosti	-572,564
Součet čtverců reziduí	611819,9	Akaikovo kritérium	1163,128
Sm. chyba regrese	82,44998	Schwarzovo kritérium	1186,484
Koeficient determinace	0,987911	Hannan-Quinnovo kritétium	1172,578
Adjustovaný koeficient determinace	0,986836	rho (koeficient autokorelace)	0,740854
F (8, 90)	919,3124	Durbin-Watsonova statistika	0,474307

Test normality reziduí

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 2,23308

s p-hodnotou = 0,327411

Waldův test heteroskedasticity nezávislý na rozdělení

Nulová hypotéza: jednotky mají stejný rozptyl chyb

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát (3) = 0,0169327

s p-hodnotou = 0,999417

Waldův test heteroskedasticity

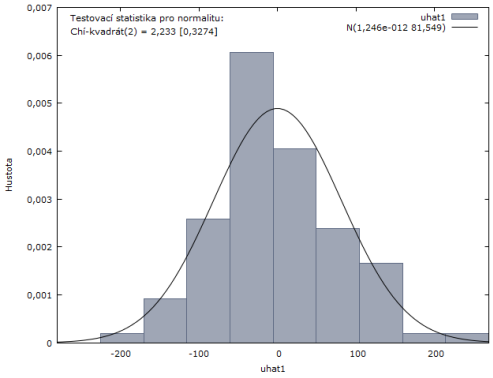
Panelová data, vládní výdaje, všechny země, 1971–2010

unit	*variance*	
1	6088,83	(T = 39)
2	6177,93	(T = 35)
3	6325,12	(T = 25)

Rozptyl spojených chyb = 6180

Chí-kvadrát (3) = 0,0169327, s p-hodnotou = 0,999417

Graf normality reziduí



Výstupy modelu pevných efektů – Časové indikátorové proměnné, vládní výdaje, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapGenGov

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	-12980,5	3168,85	-4,096	0,0002	***
Age15	6031,8	1914,63	3,150	0,0027	***
Age65	49374,5	7174,18	6,882	8,35E-09	***
LifeExp	105,652	41,1769	2,5660	0,0133	**
Doctors	-156,897	107,242	-1,463	0,1496	
EmployRate65	4,7547	7,7411	0,6142	0,5418	
HDPperCapita	-0,0009	0,0118	-0,0749	0,9406	
dt_2	-34,9122	67,1793	-0,5197	0,6055	
dt_3	-63,7473	69,8085	-0,9132	0,3654	
dt_4	-11,2954	70,2351	-0,1608	0,8729	

dt_5	-9,6212	84,6446	-0,1137	0,9099	
dt_6	-143,929	90,390	-1,592	0,1175	
dt_7	-216,329	108,518	-1,993	0,0516	*
dt_8	-245,760	123,674	-1,987	0,0523	*
dt_9	-347,423	150,357	-2,311	0,0249	**
dt_10	-372,647	165,202	-2,256	0,0284	**
dt_11	-382,832	179,790	-2,129	0,0381	**
dt_12	-383,371	188,112	-2,038	0,0468	**
dt_13	-413,125	210,341	-1,964	0,0550	*
dt_14	-425,174	229,410	-1,853	0,0696	*
dt_15	-428,454	232,403	-1,844	0,0711	*
dt_16	-510,254	245,679	-2,077	0,0429	**
dt_17	-575,246	266,151	-2,161	0,0354	**
dt_18	-592,204	277,001	-2,138	0,0373	**
dt_19	-634,860	293,665	-2,162	0,0353	**
dt_20	-687,927	312,570	-2,201	0,0323	**
dt_21	-702,335	325,715	-2,156	0,0358	**
dt_22	-747,816	338,264	-2,211	0,0316	**
dt_23	-818,766	351,021	-2,333	0,0237	**
dt_24	-835,053	359,623	-2,322	0,0243	**
dt_25	-840,655	364,298	-2,308	0,0251	**
dt_26	-886,292	379,473	-2,336	0,0235	**
dt_27	-865,651	391,117	-2,213	0,0314	**
dt_28	-834,625	404,740	-2,062	0,0443	**
dt_29	-808,426	419,737	-1,926	0,0597	*
dt_30	-790,550	436,125	-1,813	0,0758	*
dt_31	-778,836	454,754	-1,713	0,0929	*
dt_32	-707,170	470,190	-1,504	0,1387	
dt_33	-672,077	484,369	-1,388	0,1713	
dt_34	-585,915	498,511	-1,175	0,2453	
dt_35	-543,811	518,381	-1,049	0,2991	
dt_36	-466,484	535,938	-0,8704	0,3882	
dt_37	-425,389	552,310	-0,7702	0,4447	
dt_38	-350,935	559,578	-0,6271	0,5334	
dt_39	-202,383	565,721	-0,3577	0,722	
dt_40	-251,768	582,807	-0,432	0,6676	

Střední hodnota závisle proměnné	1246,295	P-hodnota (F)	4,46E-55
Sm. odchylka závisle proměnné	718,6133	Logaritmus věrohodnosti	-488,0885
Součet čtverců reziduí	111036,7	Akaikovo kritérium	1072,177
Sm. chyba regrese	46,66038	Schwarzovo kritérium	1196,743
Koeficient determinace	0,997806	Hannan-Quinnovo kritétium	1122,576
Adjustovaný koeficient determinace	0,995784	rho (koeficient autokorelace)	0,579826
F (47, 51)	493,4785	Durbin-Watsonova statistika	0,777549

Test normality reziduí

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 0,209

s p-hodnotou = 0,90064

Waldův test heteroskedasticity nezávislý na rozdělení

Nulová hypotéza: jednotky mají stejný rozptyl chyb

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát (3) = 7,78041

s p-hodnotou = 0,0507747

Waldův test heteroskedasticity

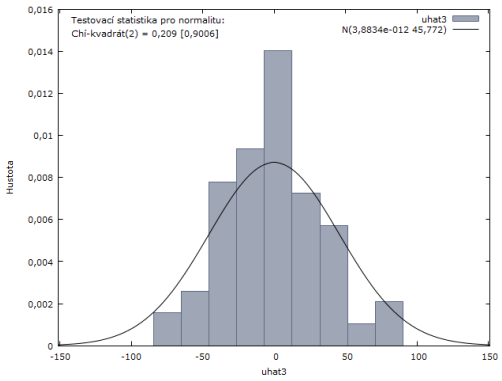
Panelová data, vládní výdaje, všechny země, 1971–2010

unit	*variance*	
1	787,35	(T = 39)
2	1686,38	(T = 35)
3	852,27	(T = 25)

Rozptyl spojených chyb = 1121,58

Chí-kvadrát (3) = 7,78041, s p-hodnotou = 0,0507747

Graf normality reziduí



Příloha 18: Výstupy modelu fixních efektů aplikovaných na panelová data pro soukromý sektor a aplikované testy, 1971–2010

Odhad pevných efektů umožňuje různé individuální efekty (konstantní členy) pro různé průřezové jednotky standardní chyby směrnice v závorkách, p-hodnoty v hranatých závorkách

const:	1462,2	-697,96	[0,03898]
Age15:	3329,9	-818,85	[0,00010]
Age65:	2671,9	-1679,1	[0,11505]
LifeExp:	-37,034	-8,5609	[0,00004]
Doctors:	-6,9934	-34,579	[0,84018]
EmployRate65:	-11,345	-2,5105	[0,00002]
HDPperCapita:	0,0456	-0,0025	[0,00000]

Rozptyl reziduí: 124510/(99 – 9) = 1383,44

Sdružená signifikance rozdílných středních hodnot po skupinách:

F (2, 90) = 62,1701 s p-hodnotou 1,09965e-017

(Nízká p-hodnota vypovídá proti nulové hypotéze, že hromadný OLS model je adekvátní, a ve prospěch alternativy pevných efektů.)

Výstupy modelu pevných efektů, Výdaje soukromého sektoru, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	1462,24	697,965	2,095	0,0390	**
Age15	3329,89	818,847	4,067	0,0001	***
Age65	2671,93	1679,1	1,591	0,1151	
LifeExp	-37,0344	8,5609	-4,326	3,92E-05	***
Doctors	-6,9934	34,5787	-0,2022	0,8402	
EmployRate65	-11,3455	2,5105	-4,519	1,88E-05	***
HDPperCapita	0,0456	0,0025	18,13	8,49E-32	***

Střední hodnota závisle proměnné	484,6071	P-hodnota (F)	7,71E-82
Sm. odchylka závisle proměnné	316,3362	Logaritmus věrohodnosti	-493,7574
Součet čtverců reziduí	124509,9	Akaikovo kritérium	1005,515
Sm. chyba regrese	37,19467	Schwarzovo kritérium	1028,871
Koeficient determinace	0,987304	Hannan-Quinnovo kritétium	1014,965
Adjustovaný koeficient determinace	0,986175	rho (koeficient autokorelace)	0,730506
F (8, 90)	874,8289	Durbin-Watsonova statistika	0,588935

Test normality reziduí
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 24,4307
s p-hodnotou = 4,95372e-006

Waldův test heteroskedasticity nezávislý na rozdělení
Nulová hypotéza: jednotky mají stejný rozptyl chyb
Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát (3) = 14,2798
s p-hodnotou = 0,00254799

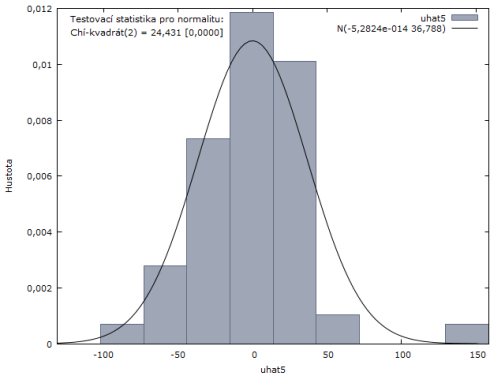
Waldův test heteroskedasticity

Panelová data, Výdaje soukromého sektoru, všechny země, 1971–2010

unit	*variance*	
1	726,47	(T = 39)
2	1966,45	(T = 35)
3	1094,08	(T = 25)

Rozptyl spojených chyb = 1257,68 Chí-kvadrát (3) = 14,2798, s p-hodnotou = 0,00254799

Graf normality reziduí



Výstupy modelu pevných efektů – robustní odhad, Výdaje soukromého sektoru, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	1462,24	1607,45	0,9097	0,3654	
Age15	3329,89	1921,4	1,733	0,0865	*
Age65	2671,93	784,343	3,407	0,0010	***
LifeExp	-37,0344	15,8835	-2,332	0,0220	**
Doctors	-6,9934	27,9475	-0,2502	0,8030	
EmployRate65	-11,3455	7,153	-1,586	0,1162	
HDPperCapita	0,0456	0,0009	49,95	2,06E-67	***

Střední hodnota závisle proměnné	484,6071	P-hodnota (F)	7,71E-82
Sm. odchylka závisle proměnné	316,3362	Logaritmus věrohodnosti	-493,7574
Součet čtverců reziduí	124509,9	Akaikovo kritérium	1005,515
Sm. chyba regrese	37,19467	Schwarzovo kritérium	1028,871
Koeficient determinace	0,987304	Hannan-Quinnovo kritétium	1014,965
Adjustovaný koeficient determinace	0,986175	rho (koeficient autokorelace)	0,730506
F (8, 90)	874,8289	Durbin-Watsonova statistika	0,588935

Výstupy modelu pevných efektů – Časové indikátorové proměnné, Výdaje soukromého sektoru, všechny země, 1971–2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	2450,52	1660,35	1,476	0,1461	
Age15	370,875	1003,19	0,3697	0,7131	
Age65	6253,97	3758,97	1,664	0,1023	
LifeExp	-39,2508	21,5749	-1,819	0,0747	*
Doctors	67,2707	56,1903	1,197	0,2368	
EmployRate65	-35,1866	4,056	-8,675	1,30E-11	***
HDPperCapita	0,0270	0,0062	4,361	0,0001	***
dt_2	-1,3902	35,1991	-0,0395	0,9687	
dt_3	-22,2419	36,5767	-0,6081	0,5458	
dt_4	-65,4964	36,8002	-1,7800	0,0811	*
dt_5	-102,4980	44,3502	-2,3110	0,0249	**
dt_6	-136,7510	47,3606	-2,8870	0,0057	***
dt_7	-131,9440	56,8590	-2,3210	0,0243	**
dt_8	-167,7390	64,8002	-2,5890	0,0125	**
dt_9	-172,5440	78,7809	-2,1900	0,0331	**
dt_10	-186,1490	86,5588	-2,1510	0,0363	**
dt_11	-199,5760	94,2024	-2,1190	0,0390	**
dt_12	-194,1590	98,5625	-1,9700	0,0543	*
dt_13	-213,1410	110,210	-1,9340	0,0587	*
dt_14	-243,9700	120,201	-2,0300	0,0476	**
dt_15	-267,1790	121,769	-2,1940	0,0328	**
dt_16	-258,0880	128,725	-2,0050	0,0503	*
dt_17	-272,8060	139,452	-1,9560	0,0559	*

dt_18	-289,1840	145,137	-1,9920	0,0517	*
dt_19	-294,8530	153,868	-1,9160	0,0609	*
dt_20	-263,3260	163,774	-1,6080	0,1140	
dt_21	-246,2560	170,661	-1,4430	0,1551	
dt_22	-237,5340	177,236	-1,3400	0,1861	
dt_23	-239,0560	183,920	-1,3000	0,1995	
dt_24	-232,2380	188,427	-1,2330	0,2234	
dt_25	-249,9300	190,877	-1,3090	0,1963	
dt_26	-228,2510	198,828	-1,1480	0,2563	
dt_27	-231,4790	204,929	-1,1300	0,2639	
dt_28	-214,7250	212,067	-1,0130	0,3161	
dt_29	-217,5330	219,925	-0,9891	0,3273	
dt_30	-196,0630	228,511	-0,8580	0,3949	
dt_31	-147,8080	238,272	-0,6203	0,5378	
dt_32	-105,5580	246,360	-0,4285	0,6701	
dt_33	-91,6253	253,789	-0,3610	0,7196	
dt_34	-72,4481	261,199	-0,2774	0,7826	
dt_35	-49,4977	271,610	-0,1822	0,8561	
dt_36	-21,3618	280,809	-0,0761	0,9397	
dt_37	-26,4643	289,387	-0,0915	0,9275	
dt_38	17,7281	293,195	0,0605	0,9520	
dt_39	70,8580	296,414	0,2391	0,8120	
dt_40	109,4610	305,366	0,3585	0,7215	

Střední hodnota závisle proměnné	484,6071	P-hodnota (F)	3,15E-51
Sm. odchylka závisle proměnné	316,3362	Logaritmus věrohodnosti	-424,1005
Součet čtverců reziduí	30483,13	Akaikovo kritérium	944,2009
Sm. chyba regrese	24,44808	Schwarzovo kritérium	1068,767
Koeficient determinace	0,996892	Hannan-Quinnovo kritétium	994,6004
Adjustovaný koeficient determinace	0,994027	rho (koeficient autokorelace)	0,646213
F (47, 51)	348,0042	Durbin-Watsonova statistika	0,737261

Test normality reziduí

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 5,79598

s p-hodnotou = 0,055134

Waldův test heteroskedasticity nezávislý na rozdělení

Nulová hypotéza: jednotky mají stejný rozptyl chyb

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát (3) = 13,3728

s p-hodnotou = 0,00389591

Waldův test heteroskedasticity

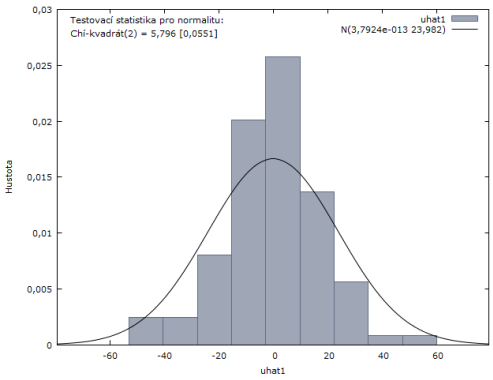
Panelová data, Výdaje soukromého sektoru, všechny země, 1971–2010

unit	***variance***
1	151,11 (T = 39)
2	428,44 (T = 35)
3	383,78 (T = 25)

Rozptyl spojených chyb = 307,91

Chí-kvadrát (3) = 13,3728, s p-hodnotou = 0,00389591

Graf normality reziduí



Výstupy modelu pevných efektů – Časové indikátorové proměnné – robustní odhad, Výdaje soukromého sektoru, všechny země, 1971 – 2010

Závisle proměnná: PerCapPrivSec

	koeficient	*směr. chyba*	*t-podíl*	*p-hodnota*	
const	2450,52	1706,85	1,436	0,1572	
Age15	370,875	654,71	0,5665	0,5736	
Age65	6253,97	6265,63	0,998	0,3229	
LifeExp	-39,2508	18,8820	-2,079	0,0427	**
Doctors	67,2707	12,4035	5,424	1,62E-06	***
EmployRate65	-35,1866	3,239	-10,860	7,07E-15	***
HDPperCapita	0,0270	0,0056	4,862	1,15E-05	***
dt_2	-1,3902	10,2203	-0,1360	0,8923	
dt_3	-22,2419	16,4695	-1,3500	0,1828	
dt_4	-65,4964	19,1769	-3,4150	0,0013	***
dt_5	-102,4980	39,4744	-2,5970	0,0123	**
dt_6	-136,7510	52,8645	-2,5870	0,0126	**
dt_7	-131,9440	85,3639	-1,5460	0,1284	
dt_8	-167,7390	89,5787	-1,8730	0,0669	*
dt_9	-172,5440	110,0200	-1,5680	0,1230	
dt_10	-186,1490	123,2350	-1,5110	0,1371	
dt_11	-199,5760	133,9780	-1,4900	0,1425	
dt_12	-194,1590	140,2230	-1,3850	0,1722	
dt_13	-213,1410	153,952	-1,3840	0,1722	
dt_14	-243,9700	157,085	-1,5530	0,1266	
dt_15	-267,1790	162,453	-1,6450	0,1062	
dt_16	-258,0880	191,895	-1,3450	0,1846	
dt_17	-272,8060	206,985	-1,3180	0,1934	
dt_18	-289,1840	214,299	-1,3490	0,1832	
dt_19	-294,8530	219,637	-1,3420	0,1854	
dt_20	-263,3260	235,812	-1,1170	0,2694	
dt_21	-246,2560	246,549	-0,9988	0,3226	
dt_22	-237,5340	257,811	-0,9213	0,3612	
dt_23	-239,0560	266,286	-0,8977	0,3735	

dt_24	-232,2380	270,444	-0,8587	0,3945
dt_25	-249,9300	275,730	-0,9064	0,3690
dt_26	-228,2510	291,866	-0,7820	0,4378
dt_27	-231,4790	288,213	-0,8032	0,4256
dt_28	-214,7250	296,329	-0,7246	0,4720
dt_29	-217,5330	304,179	-0,7151	0,4778
dt_30	-196,0630	316,494	-0,6195	0,5384
dt_31	-147,8080	326,960	-0,4521	0,6531
dt_32	-105,5580	324,546	-0,3252	0,7463
dt_33	-91,6253	321,163	-0,2853	0,7766
dt_34	-72,4481	327,770	-0,2210	0,8259
dt_35	-49,4977	336,081	-0,1473	0,8835
dt_36	-21,3618	337,123	-0,0634	0,9497
dt_37	-26,4643	327,628	-0,0808	0,9359
dt_38	17,7281	339,482	0,0522	0,9586
dt_39	70,8580	338,584	0,2093	0,8351
dt_40	109,4610	349,599	0,3131	0,7555

Střední hodnota závisle proměnné	484,6071	P-hodnota (F)	3,15E-51
Sm. odchylka závisle proměnné	316,3362	Logaritmus věrohodnosti	-424,1005
Součet čtverců reziduí	30483,13	Akaikovo kritérium	944,2009
Sm. chyba regrese	24,44808	Schwarzovo kritérium	1068,767
Koeficient determinace	0,996892	Hannan-Quinnovo kritétium	994,6004
Adjustovaný koeficient determinace	0,994027	rho (koeficient autokorelace)	0,646213
F (47, 51)	348,0042	Durbin-Watsonova statistika	0,737261