Vysoká škola ekonomická v Praze

Národohospodářská fakulta

Hlavní specializace: Ekonomická analýza



MIGRACE A JEJÍ DOPAD NA FISKÁLNÍ VÝVOJ VYBRANÝCH ZEMÍ EVROPSKÉ UNIE V 21. STOLETÍ

diplomová práce

Autor: Daniel Sviták

Vedoucí práce: Ing. Martin Slaný, Ph.D.

Rok: 2020

Prohlašuji na svou čest, že jsem diplomovou práci vypracoval samostatně a s použitím uvedené literatury.

Daniel Sviták

V Praze, dne 22. 5. 2020

Vysoká škola ekonomická v Praze
Katedra ekonomie

Národohospodářská fakulta
2015/2020



ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Autor práce:	Bc. Daniel Sviták
Studijní program:	Ekonomie a hospodářská správa
Obor:	Ekonomická analýza
Vedoucí práce:	Ing. Martin Slaný, Ph.D.
Název práce:	**Migrace a její dopad na fiskální vývoj vybraných zemí Evropské unie na přelomu tisíciletí**
Jazyková varianta:	Čeština

Rámcový obsah:

1. Hlavním cílem diplomové práce bude prokázání vlivu migrace na zvýšenou tendenci deficitního hospodaření vybraných států Evropské unie v krátkém období a růst veřejných výdajů v období dlouhém.
2. Otázka migrace z Blízkého východu a Afriky posledních let, a její vliv na homogenitu a stabilitu zasažených států Evropy, se stala společenským tématem doby, na jehož základě budují své volební programy mnohé politické strany současnosti. Přínosem této práce by měla být komplexní analýza této problematiky z pohledu teoretických ekonomických předpokladů, veřejných financí a empirie k nim související.
3. V teoretické části práce bude představena teoretická základna modelu věnující se tzv. příjmovému a anti-sociálnímu efektu migrace na veřejné výdaje. Dále bude stručně představen makroekonomický model týkající se deficitního hospodaření v případě významných vln migrace. Podrobněji tak bude kapitola obsahovat teorii sociální mobility, veřejných statků, státu blahobytu, veřejné volby a teorii veřejných financí.
4. Úvodem praktické části bude provedena analýza vybraných států EU z pohledu migrace a demografického vývoje. Následovat bude ekonometrický model migrace, jeho popis a využití ve VAR modelu a následné kointegrační analýze, což umožní analyzovat krátkodobé i dlouhodobé efekty migrace na fiskální pozici země, resp. skupiny zemí. Potřebná data budou získána z databáze OECD a jednotlivých statistických úřadů vybraných zemí.

Rozsah práce: 65

Literatura:

1. ALESINA, Alberto, Reza BAQIR a William EASTERLY. Public Goods and Ethnic Divisions. The Quarterly Journal of Economics. Cambridge: The MIT Press, 1999, 114(4), 1243-1284.
2. BEN-GAD, Michael. On the Political Economy of Deficit Bias and Immigration. The Economic Journal. 2018, 128(614), 2191-2221
3. BÖHEIM, René a Karin MAYR. Immigration and Public Spending. Discussion Paper Series. Bonn: IZA - Institute of Labor Economics, 2005, (1834), 24
4. FACCHINI, Giovanni, Assaf RAZIN a Gerald WILLMANN. Welfare Leakage and Immigration Policy. The Political of Fiscal Policy. Berlin: Springer, 2006, 50(4), 627–645.
5. STORESLETTEN, Kjetil. Fiscal Implications of Immigration: A Net Present Value Calculation. The Scandinavian Journal of Economics. Oslo: University of Oslo, September 2003, 105(3), 487-506.
6. WOO, Jaejoon. Economic, Political, and Institutional Determinants of Public Deficits. The Political of Fiscal Policy. Berlin: Springer, 2006, (570), 77-116.

Datum zadání: červenec 2019

Datum odevzdání: prosinec 2019

Bc. Daniel Sviták
Řešitel

Ing. Martin Slaný, Ph.D.
Vedoucí práce

prof. Ing. Robert Holman, CSc.
Vedoucí katedry

prof. Ing. Zdeněk Chytil, CSc.
Děkan NF VŠE

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval Ing. Martinovi Slanému, Ph.D. za vedení mé diplomové práce, jeho konzultace, rady a doporučení. V neposlední řadě děkuji za podporu své přítelkyni a rodině.

Abstrakt

Cílem diplomové práce je prokázání vlivu imigrace na fiskální politiku členských států Evropské unie v letech 2007-2018. První část výzkumné otázky, zdali migrace má vliv na výši veřejných výdajů, je provedena pomocí modelu simultánních rovnic, který má za cíl nejen prokázat vliv migrace na výši veřejných výdajů, avšak i současně zohlednit možnou simultánní kauzalitu, a poukázat tak na možný magnetismus státu blahobytu migranty. Dále je v práci zkoumán sklon k deficitnímu hospodaření v případě zvýšení míry migrace, čímž by země přenášely dluhovou zátěž na příští generace zahrnující potomky migrantů. V práci se mi potvrdil vliv migrace na veřejné výdaje bez předpokládané simultánní kauzality. Citlivost méně kvalifikovaných migrantů na výši sociálních výdajů však poukázala na rozdílné preference více a méně kvalifikované migrace, a v důsledku tak na možnou existenci zmíněného magnetismu. Sklon k deficitnímu hospodaření s mírou čisté migrace se nepotvrdil.

Klíčová slova: migrace, veřejné výdaje, deficit státního rozpočtu, fiskální politika, stát blahobytu, model simultánních rovnic

JEL klasifikace: E62, J6, C23, C33

Abstract

The aim of the thesis is to evaluate the impact of imigration on the fiscal policy of the Member states of European Union in the years 2007-2018. The first task, whether migration has casual effect on the size of public spending, is drawn up by simultaneous equations to capture the possibility of simultaneous casuality of migration and public spending, which point to the magnet hypothesis of the welfare state. The second subject is to asses the deficit bias of government facing the influx of immigration to shift the debt burden to future generations. The impact of migration on public spending was positive. On the other hand, simultaneous causality was not significant. The potencial welfare magnet was captured by the positive effect of social government spending on low skilled migration. The deficit bias was not detectable and thus rejected.

Key words: migration, public spending, government deficit, fiscal policy, welfare state, simultaneous equation model

JEL klasifikace: E62, J6, C23, C33

Obsah

Úvod ... 1
1.1 Základní vymezení fiskální politiky v kontextu DP ... 3
1.3 Ekonomická teorie migrace ... 6
1.3.1 Neoklasická teorie migrace ... 7
1.3.2 Nová ekonomie pracovní migrace ... 8
1.3.3 Teorie migrační sítě ... 8
1.4 Teorie státu blahobytu ... 9
1.5 Teorie magnetu blahobytu ... 13
1.6 Imigrace a její možný dopad na fiskální pozici země ... 17
1.7 Heterogenita populace a výše veřejných výdajů ... 23
1.8 Důchodový efekt migrace ... 24
1.9 Migrace a sklon k deficitnímu hospodaření ... 26
2. Praktická část ... 28
2.1 Vývoj migrace ve vybraných státech EU v 21. století ... 28
2.2 Metody odhadu a jejich předpoklady ... 32
2.2.1 Panelová data ... 32
2.2.2 Model s fixními efekty ... 33
2.2.3 Model simultánních rovnic ... 35
2.3 Data a popis proměnných ... 38
2.4 Model migrace a výše veřejných výdajů ... 42
2.4.1 Model celkové migrace ... 44
2.4.2 Migrace s kvalifikačním rozdělením ... 50
2.5 Migrace a tendence k deficitnímu hospodaření ... 57
Závěr ... 64
Seznam grafů, tabulek a obrázků ... 66
Reference ... 69

Příloha 81

Úvod

Současná migrační krize po tzv. *„Arabském jaru“* společně s migrací z afrického kontinentu v důsledku klimatických změn a nestabilního politického prostředí nastoluje otázku dopadu migrace na státy Evropy, které jí čelí. Oblastí zájmů diplomové práce bude přesněji vliv migrace na fiskální politiku zemí Evropské unie. Model tzv. *„státu blahobytu“* ve spojení s úrovní mezd, kvality zdravotnictví a existencí národnostních menšin na daném území jsou hlavními determinanty výběru EU jako cíle v současné chvíli nejsilnějších migračních toků z jižního Středomoří a subsaharské Afriky. (Geis et al., 2008) Migrace má vliv na příjmovou a výdajovou stránku státního rozpočtu a v neposlední řadě homogenitu populace v zemi přijetí. Z tohoto faktu vyvstává otázka, zdali nedochází k ovlivnění fiskální politiky. Tato práce se blíže zaměří na vliv migrace na výši veřejných výdajů a bilanci státního rozpočtu členských zemí EU.

V teoretické části práce bude nejprve rozvedena základní teorie ekonomické migrace, která vysvětlí různé principy, na kterých stojí rozhodnutí jedince k přesunu na cizí trh práce. Následně bude popsán pojem státu blahobytu, univerzality sociální politiky a související teorie magnetismu migrantů na příznivost sociální ochrany. (Borjas 1999) V druhé polovině teoretické práce jsou sepsány přístupy k analýze dopadu migrace na fiskální pozici země, poté jsou popsány možné teoretické kanály, kterými migrace působí na bilanci státního rozpočtu. Další část je věnována 2 protichůdným efektům migrace na výši veřejných výdajů. Negativní efekt migrace je spojen se změnou homogenity společnosti, a nižšímu užitku obyvatel ze společného užívání veřejných statků. Pozitivní vztah migrace a veřejných výdajů, je popsán skrze důchodový efekt, který zvyšuje preferovanou výši veřejných výdajů. (Böheim a Mayr, 2005) Poslední část je věnována možným tendencím ke schodkovému hospodaření ve světle přílivu migrantů.

Praktická část obsahuje dva rozdílné ekonometrické modely pro každou z výzkumných otázek. V prvním modelu veřejných výdajů je užita metoda odhadu simultánních rovnic pro řešení možné zpětné kauzality, v kombinaci s fixními efekty pro zohlednění heterogenity panelových dat, která jsou v práci užita. Druhý model jedné rovnice bilance státního rozpočtu využívá z důvodu zmíněných charakteristik panelových dat stejný postup odhadu s fixními efekty.

Cílem empirické části práce je prokázání vlivu migrace na výši veřejných výdajů. Přesněji první hypotéza zní, zvýšení poměru cizinců v populaci má za následek vyšší úroveň veřejných výdajů. Současně se bude sledovat opačný kauzální vztah veřejných výdajů a migrace. S rostoucími veřejnými výdaji (případně jen sociálními výdaji) předpokládám růst populace migrantů v domácí populaci, potvrzující citlivost migrujících na úroveň sociálního zabezpečení v cílové zemi. Druhá výzkumná otázka, řešená v závěru empirické části, zkoumá to, zdali v případě zvýšení míry čisté migrace dochází k tendencím deficitního hospodaření. Jinými slovy, zdali se státy čelící migrační vlně rozhodují pro nekrytí části svých výdajů, a nepřenáší dluhovou zátěž do budoucna, kdy bude sdílena i s potomky migrantů.

1.1 Základní vymezení fiskální politiky v kontextu DP

Fiskální politikou označujeme úkony vlády k makroekonomické regulaci skrze zdanění a veřejné výdaje. Jako základní funkci fiskální politika plní pomocí výdajů redistribuci a alokaci vzácných zdrojů. Další zásadní funkcí je stabilizace, měnící charakter fiskální politiky. Růst vládních výdajů a snížení daní v případě expanzivní stimulační politiky jsou prováděny obvykle v době poklesu hospodářského cyklu. Opačná politika poklesu vládních nákupů a růst daní je spojován s restriktivní politikou cílící na snížení agregátní poptávky v době konjunktury. Základní nástroj fiskální politiky je státní rozpočet, centralizovaný peněžní fond představující bilanci příjmů a výdajů státu. Příjmová strana státního rozpočtu, obsahující informaci o způsobu financování státu a jeho aktivit, je tvořena z největší části daněmi, nedaňovými příjmy, přijatými dotacemi nebo kapitálovými příjmy. Běžně se v českém prostředí udává rozdělení výdajové části státního rozpočtu na mandatorní, nutné výdaje dané zákonem o státním rozpočtu, z velké části tvořené sociálními transfery v podobě dávek důchodového pojištění, státní sociální podpory nebo podpory v nezaměstnanosti. Dále jsou to kvazi-mandatorní výdaje nutné k potřebnému fungování státu jako výdaje na platby státních zaměstnanců, výdaje na armádu apod. Jako poslední výdaje uvedu nemandatorní, tedy výdaje reagující na hospodářskou situaci, příkladem jsou výdaje na kulturu, infrastrukturu apod. (Česká národní banka, Ministerstvo financí ČR, 2020)

Veřejné výdaje si pro pojetí v této práci rozdělíme na výdaje na transferové platby a na veřejné statky. Transferovou platbu lze označit za výdaj jiným subjektům bez nároku na protislužbu, buď domácnostem s charakterem sociálním, nebo firmám v podobě subvence. Veřejné statky mnohdy označované jako statky kolektivní spotřeby, jejichž princip byl představen v práci Samuelsona (1954), jsou statky lišící se od statků soukromých svojí podstatou nesnižování užitku ostatních při spotřebě dalších jednotek statku. Další důležitou vlastností veřejných statků je nevylučitelnost ze spotřeby. Jedná se souhrnně o statky a služby sloužící k uspokojení společenských potřeb, které nemohou být poskytnuty soukromým sektorem z důvodu tržního selhání, vzniklého z podstaty veřejných statků, vysokých nákladů, problému tzv. *„černého pasažéra“*, a v důsledku chybějící motivace.

Jako poslední je nutné zmínit samotné hospodaření státu skrze státní rozpočet. V rámci této práce nebude nijak řešen rozpočet veřejný, jehož je státní rozpočet součástí. Státní rozpočet může být buď přebytkový, vyrovnaný, nebo schodkový. Deficitní hospodaření je způsobeno buď vlivem neočekávaných okolností ovlivňujících příjmovou a výdajovou stránku rozpočtu, nebo plánovaným schodkem v důsledku fiskální expanze. Přesněji ho kupříkladu ovlivňují významnější investice státu, úroková míra měnící náklady dluhové služby, inflace nebo hospodářský cyklus. (Tujula a Wolswijk, 2004)

K fiskální expanzivní politice dochází nejen, jak již bylo zmíněno, v závislosti na hospodářském cyklu, avšak i na cyklu politickém. Teorie politických hospodářských cyklů popisuje fluktuaci produktu způsobeného expanzivní fiskální politikou v období před volbami pro získání politických bodů u voličů, a tedy znovuzvolení. Tato politika má za cíl nižší nezaměstnanost v krátkém období za cenu vyšší inflace v budoucnu. (Schumpeter 1933, Nordhaus 1975) Rozvinutím této teorie se nemusíme zaměřovat pouze na cíl politiků, mít co nejvyšší makroekonomickou výkonnost v době voleb pro zvýšení šancí na znovuzvolení, ale i na jednotlivá populistická fiskální opatření, jako zvýšení určitého transferu, zvýšení mezd veřejného sektoru nebo zrušení neoblíbené daně, kterými se snaží získat sympatie voličů. (Katsimi, 1998) Popsaný cyklus se bude mít tendenci objevovat pouze v demokratických zemích s vyšší konkurencí v politice a u vlád nejistých si ve znovuzvolení ve volbách. (Schultz, 1995)

Jedním z termínů často zmíněných v této práci je fiskální udržitelnost. Obecně lze pojem fiskální udržitelnosti definovat jako hospodaření zaručující schopnost splácet závazky v budoucnu. Na přesné a konkrétní definici se ekonomická obec neshoduje. Jedna z definic spojuje fiskální udržitelnost s nerostoucí a úměrnou daňovou kvótou (poměrem vybraných daní ku HDP) v dlouhém období. (Domar, 1944) Další ji spojuje s konvergencí daňové kvóty k původní hodnotě. (Blanchard, 2001) Velmi rozšířená definice udává politiku jako fiskálně udržitelnou v případě, že současná čistá hodnota budoucích příjmů je rovna hodnotě současného dluhu. Tento vztah je odvozen z mezi časového rozpočtového omezení. (Kreidl 2006)

$$B_t = B_{t-1} + PD_t + IP_t = B_{t-1} + PD_t + r * B_{t-1} = B_{t-1}(1 + r) + PD_t \quad (1)$$

Současná hodnota dluhu (B_t) se rovná součtu dluhu z minulého období (B_{t-1}) úročeného reálnou implicitní úrokovou mírou (r) a hodnotou primárního deficitu (PD_t).

Pro relativní vyjádření rovnici (1) vydělíme reálným domácím produktem Y_t. Proměnná y zastupuje reálné tempo růstu produktu.

$$b_t = b_{t-1} * \frac{1+r}{1+y} + pd_t \quad (2)$$

Pokud zvolíme b_0 jako hodnotu dluhu v počátečním roce 0, lze (2) přepsat následovně:

$$b_T = b_0 \left(\frac{1+r}{1+y}\right)^T + \sum_{t=1}^{T} pd_t \left(\frac{1+r}{1+y}\right)^{T-t} \quad (3)$$

Poté diskontujeme rovnici (3) do původního roku 0 vydělením levé i pravé strany rovnice výrazem $\{(1+r)/(1+y)\}^T$.

Po předpokladu nekonečného časového horizontu (T→∞) získáme rovnici (4).

$$\lim_{T\to\infty}\left[b_t \left(\frac{1+r}{1+y}\right)^{-T}\right] = b_0 + \lim_{T\to\infty}\left[\sum_{t=1}^{T} pd_t \left(\frac{1+r}{1+y}\right)^{-t}\right] \quad (4)$$

Současná diskontovaná hodnota dluhu v časovém horizontu T se rovná nule.[1]

$$\lim_{T\to\infty}\left[b_t \left(\frac{1+r}{1+y}\right)^{-T}\right] = 0 \quad (5)$$

Za předpokladu platnosti rovnice (5) lze vyjádřit finální podmínku udržitelnosti (6).

$$\lim_{T\to\infty}\left[\sum_{t=1}^{T} pd_t \left(\frac{1+r}{1+y}\right)^{-t}\right] = -b_0 \quad (6)$$

Podmínka říká, že současná hodnota všech přebytků v budoucnu musí být rovna dluhu v počátku. Mezi časové rozpočtové omezení pouze formálně definuje dlouhodobý předpoklad udržitelného hospodaření.

[1] Vztah platí za předpokladu, že b_t konverguje ke konečné hodnotě, případně i diverguje, avšak roste pomaleji než (r-y).

1.2 Ekonomická teorie migrace

Práci lidí považujeme za vzácný zdroj, který je alokován mezi rozdílné trhy práce. Jednotlivci nabízejí na daných trzích svůj výrobní faktor a pro účely vyšší mzdy nebo nefinančního benefitu migrují. Základem ekonomické teorie mezinárodní migrace, jak uvádí Borjas (1989), je tzv. *„migrační trh“,* který rozděluje jednotlivce mezi potencionální hostitelské země.[2] Každý subjekt rozhoduje o setrvání ve vlasti, nebo migraci do jiné země. Pro toto rozhodnutí každý porovnává alternativy s finančními a právními omezeními regulující pohyb osob v mezinárodním prostoru. Pokud se zaměříme na právní omezení, hostitelské země klasicky zhodnocují ve své imigrační politice schopnosti, kvalifikaci, bohatství, politické pozadí nebo rodinné vazby s residenty hostitelské země. Podobné politiky umožňují hostitelským zemím volbu lidského a fyzického kapitálu dle jejich uvážení. Podobně regulují možnost emigrace zdrojové země. Na trhu migrace jsou tak jedinci vyhledávající užitek maximalizující volbu mezi dosažitelnými nabídkami hostitelský zemí, a možností zůstat v místě původu. Na velikost migračního proudění mezi dvěma zeměmi má vliv poměr průměrné mzdy ve zdrojové ku cílové zemi, dále poměr výnosu specifického lidského kapitálu mezi cílovou a zdrojovou zemí a v neposlední řadě náklady na samotnou migraci. V případě pozorovatelných charakteristik, kupříkladu vzdělání, proudí migranti s vyšším vzděláním do zemí, kde je vzdělání ceněno více a vice versa. Na pracovníka tak lze nahlížet, jako na zboží, které je co nejefektivněji alokováno.

Gravitační faktory, které buď odpuzují jedince ze země původu, nebo naopak přitahují do země přijímací, se nazývají *„push“* a *„pull“*. Mezi typické *„push“* faktory patří vysoká nezaměstnanost, kriminalita, diskriminace, válka, politická nestabilita, nedostatečná zdravotní péče, hladomor, znečištění nebo přírodní katastrofa. Jako *„pull“* faktory lze označit pracovní příležitosti, nízkou nezaměstnanost, vysokou úroveň zdravotnictví, nízkou kriminalitu, náboženskou a politickou svobodu, a v neposlední řadě rozsah sociálního státu. (Lee, 1996) Poslední zmíněný *„pull“* faktor bude více rozveden v kapitole **1.4 Teorie magnetu blahobytu**. V následujících subkapitolách rozvedu nejzákladnější ekonomické teorie migrace.

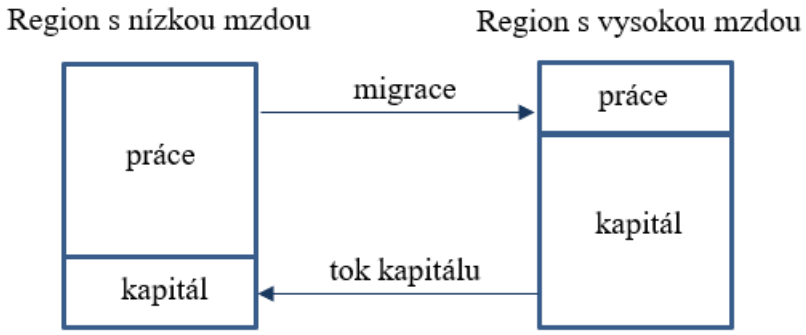
[2] V celé práci je pojmem migrace míněna právě mezinárodní migrace.

1.2.1 Neoklasická teorie migrace

Nejzásadnější teorií vysvětlující migraci je neoklasická teorie založená na trhu práce, přesněji rozdílné nabídce a poptávce po práci, kdy na jednom trhu je rovnovážná reálná mzda vyšší než na trhu druhém. Mzdový diferenciál má za následek migraci ze země s nižší rovnovážnou mzdou do země se mzdou vyšší, a následný tlak v krátkém období na pokles reálných mezd v zemi přijímající, a pokles mezd v zemi původní. Tyto přesuny obyvatel dle této teorie probíhají až do stavu, kdy je stanovena stejná rovnovážná mzda na obou trzích při zohlednění nákladů migrace. Podobný princip lze popsat u trhů s rozdílným podílem kapitálu na produktu. V zemích, kde je kapitál vzácnější, tedy produkt je více tvořen prací, je kapitál ceněn více a vice versa. Vyšší výnos kapitálu na takovém trhu má za následek investice do kapitálu, se kterým se pojí migrace více kvalifikovaných pracovníků, kteří jsou schopni na takovém trhu dosáhnout vyšší mzdy, neboť je jejich specifický lidský kapitál vzácnější. (Lewis, 1954, Fei a Ranis, 1961)

Obecně lze znázornit proces tvorby rovnovážného stavu práce a kapitálu na trzích následovně.

Obrázek 1: Tvorba rovnovážného stavu na trzích s odlišným podílem výrobních faktorů



Zdroj: Vlastní zpracování (Jennissen 2004)

Mikroekonomický pohled na proces migrace nahlíží jako na maximalizaci renty z lidského kapitálu. (Sjastaad, 1962) Jedinec se rozhoduje, zdali migrovat na základě očekávaného výnosu z migrace. Proces rozhodování zohledňuje pravděpodobnost zaměstnaní v domácí a cílové zemi, výši pravděpodobné mzdy v domácí a cílové zemi, pravděpodobnost deportace a celkové náklady na přesun. (Massey et al., 1993) Pokud očekávaný výnos z migrace dosahuje pozitivních hodnot pro určitou destinaci, vyplatí se jedinci přesun do jiné země.

1.2.2 Nová ekonomie pracovní migrace

Tento směr výkladu migrace je založen na práci Stark a Bloom (1985). V tomto pojetí již není jedinec samostatný v rozhodnutí o možnosti migrace. Rozhodující je domácnost a jiné sociální celky. Do rozhodnutí o migraci již nevstupují pouze výnosy a náklady z migrace, ale i princip minimalizace rizika a diverzifikace. Jedinec z domácnosti pracuje v jiné oblasti, nebo i v jiném oboru z důvodu snížení rizika výpadku příjmu ekonomické jednotce. Mzdový diferenciál tak již není nezbytnou podmínkou migrace. Do pomyslné rozhodovací rovnice tak vstupuje podnikatelské a pracovní prostředí v cílové zemi jako podpora nezaměstnanosti, trhy s derivátovými produkty pro zajištění ceny v čase budoucího prodeje, pojištění sklizně pro případy špatné úrody v zemědělství a úroveň kapitálových trhů umožňující úvěrovatelnost. Rozdílné příjmové skupiny reagují odlišně na zmíněné aspekty pro zhodnocení migrace, tudíž můžeme evidovat jiné migrační toky populace s nižšími a vyššími příjmy, jak bude rozebráno v kapitole **1.4 Teorie magnetu blahobytu**.

1.2.3 Teorie migrační sítě

V případě přesunu nemá jedinec úplné informace o cílové destinaci. Společně s možnými jazykovými a kulturními bariérami se vytváří nejistota, která může od právě zvolené cílové země odradit. Teorie tzv. *„migračních sítí“* poukazuje na klesající náklady migrace s vyšším množstvím migrantů již sídlícím na daném území. Skrze ně jsou informace o pracovních příležitostech předány do země původu, díky čemuž se snižují zmíněné bariéry. Síťový efekt kolektivního jednání narůstá s překročením určité hranice, nebo jinak řečeno dosažením kritické masy, na základě které dochází ke zvýšení intenzity migračního toku. Jinými slovy, jakmile dojde k migraci určité části referenční skupiny, mění se individuální vyhodnocení výnosů a nákladů migrace jednotlivce ve prospěch výhod migrace. Ve chvíli, kdy dojde k emigraci jedince, se výrazně snižuje riziko pro emigraci blízkých osob. Z pohledu domácnosti zde nacházíme stejný princip možné diverzifikace rizika jako v teorii nové ekonomie pracovní migrace. S velikostí migrační sítě přestává být migrační tok méně závislý na ekonomických a sociálních faktorech, naopak je více charakterizován původem migrace. (Carrington, 1996 a Granovetter, 1978)

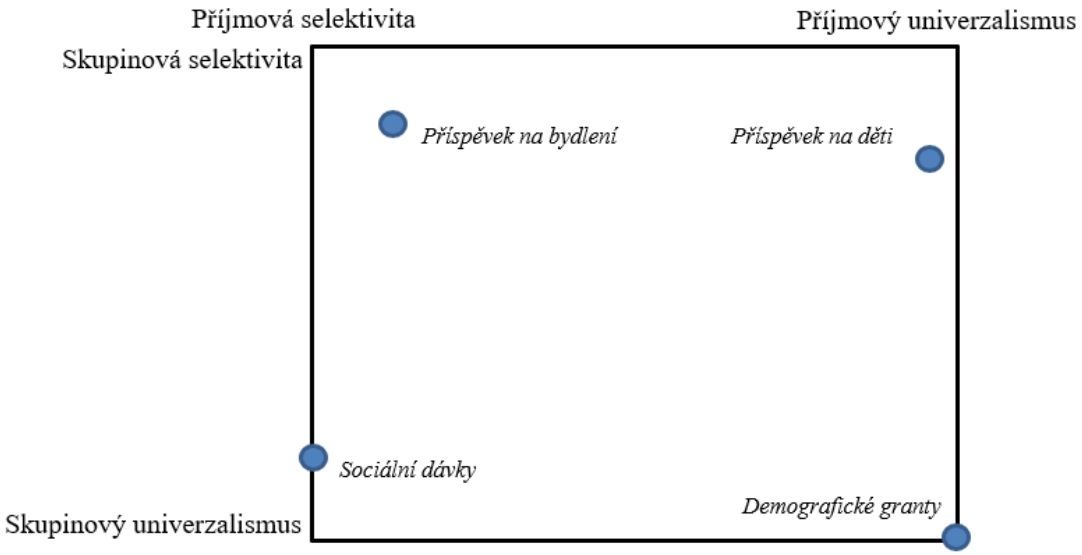
1.3 Teorie státu blahobytu

Takzvaný *„stát blahobytu“* lze volně označit jako zřízení, ve kterém se stát snaží o sociální zabezpečení občanů, snížení příjmových nerovností a podporu rozvoje společnosti. Základním kamenem je sociální politika, která se v užším pojetí označuje za aktivity směřující ke zlepšení podmínek života lidí skrze sociální transfery, sociální služby, věcné dávky, účelové půjčky a daňové zvýhodnění. Esenciální je sociální spravedlnost, vymezená v oblasti sociální politiky nejčastěji jako rovnost v příležitostech mezi jednotlivci a skupinami, solidarita aplikovaná skrze přerozdělování zdrojů, princip subsidiarity, znamenající přenesení vlastní odpovědnosti na nejnižší možnou úroveň ve společnosti, a princip participace, možnost všech podílet se na tvorbě společenských cílů a hodnot. (Krebs, 2015) První sociální reformy v Evropě dosáhl říšský kancléř Otto von Bismarck, reagující na sociální pnutí způsobené průmyslovou revolucí a vznikem dělnické třídy. K nástupu těchto politik dochází v západní Evropě po konci druhé světové války. Velkou zásluhu na tomto vývoji měla teze J.M. Keynesse o nutnosti veřejných výdajů k podpoře agregátní poptávky. (Keynes, 1947) Rozsah sociálního státu, tedy míra přerozdělování prostředků, se různí dle nastavených a často zažitých politik a tradic jednotlivých států. Cílové příjmové skupiny mohou být jak jednotlivci, tak určité skupiny. Esping-Andersen (1999) se pokusil ve své práci definovat 3 základní typy sociálních států. První zmíním typ liberální se zástupci Velké Británie a Irska, založený na co nejmenší úloze státu, podpoře individualismu, ochraně jen těch nejchudších a snaze o tržní řešení. Druhý typ sociálního státu je označen jako konzervativní, vycházející ze silné vazby ke katolické církvi, silnou úlohou rodiny a principu subsidiarity, typický podporou penzijního pojištění a zdravotního pojištění. Jako příkladnými zástupci této skupiny jsou označeny země jako Německo a Rakousko. Poslední uvedeným v typologii Esping-Andersena je sociálně demokratické zřízení typické pro skandinávské země. Typické je pro toto zřízení co nejvyšší úloha státu, nahrazující v maximální míře tržní principy v oblasti penzijního nebo zdravotního pojištění. Je zavedena unifikace pojištění pro celou populaci s pouze odlišnými dávkami determinovanými příjmy. Tento typ welfare se v současné době, a i pravděpodobně v budoucnu, bude potýkat s nutností reformy, plynoucí ze stárnutí obyvatelstva, a problému fiskální udržitelnosti veřejných financí. Je nutné zmínit, že jakákoliv typologie sociálních států slouží pouze k vyobrazení nejzákladnějších směrů vzniklých z historicko-kulturního vývoje. Samotné zařazení států do jednotlivých typů dle Esping-Andersena je platné pouze v daném místě a čase. Sociální politika se vyvíjí napříč státy

a je definována aktuální politickou diskuzí. Dále se ve většině případů systémy jednotlivých států nedají definovat pouze jedním typem sociálního systému, vymezených mimo Esping-Andersena také v Titmuss (1974) nebo Korpi a Palme (1998), ale prolínají se v určitých dílčích aspektech.

Pokud dále rozvedeme pojem státu blahobytu v kontextu samotných programů, dávek a politik, je nutné zmínit princip univerzality, který v kontextu sociální politiky definuje štědrost a přístupnost všem. Podle tohoto principu je také mnohdy označován skandinávský sociálně demokratický typ státu blahobytu jako univerzalistický. Jak popisuje Bergh (2004), v literatuře se ve spojení s tímto termínem rozlišují dva typy univerzalismu. První je univerzalismus příjmový, znamenající abstrakci od selektivity na základě úrovně příjmů. Dalším typem je univerzalismus skupinový, který naopak neobsahuje žádnou podmínku nutné entity ve vztahu k přístupu k sociálnímu programu.

Obrázek 2: Klasifikace sociálních programů na základě univerzality



Zdroj: Vlastní zpracování (Bergh, 2004)

Na Obrázku 2 jsou zobrazeny příklady sociální podpory rozdělené na základě mixu univerzality. Příspěvek na děti je dávkou nerozlišující příjem žadatele, kterým však musí být rodina s dětmi pod 18 let, tedy určitou entitou definující nárok na výplatu. Příspěvek na bydlení je vyplácen na základě příjmů současně s prověřením existence nájemní smlouvy a místa bydliště. Jedná se tedy o odlišný mix víceméně selektivní. Sociální dávky jsou vypláceny zásadně na základě příjmů všem, avšak v některých

společnostech jsou z nároku vyňaty skupiny migrantů apod. Jedná se tak pouze o univerzalismus skupinový. Jako poslední autor pro úplnost uvádí tzv. demografické granty, které jsou udělovány na základě pohlaví, nebo věku.

Důležité je si uvědomit, že zmíněné prvky sociální ochrany, na různé úrovni univerzality, tvoří záchranou síť a snižují nejistotu v případě volby země migrujícími. Dále je nutné zmínit, že pro země západní Evropy jsou tyto prvky charakteristické a lze i tvrdit, že systémově a přirozeně konvergující. (Caminada, 2010) Systémová příčina konvergence sociální politiky zemí Evropy spočívá v samotné politice EU, která má za cíl jednotný trh a co nejvyšší úroveň ekonomické integrace členských států. Nejvýrazněji se tak EU snaží pomoci zlepšit zaměstnanost a sociální zabezpečení pomocí směrnic a specifických stimulačních opatřeních. Jako milník unijní sociální politiky lze uvést Listinu základních práv Evropské unie, která prostřednictvím Lisabonské smlouvy vstupuje do primárního práva EU. (Frízlová, 2019) Jako přirozeně konvergující lze označit vývoj sociálních politik v důsledku ekonomické integrace. Důsledkem může být jak posilnění, tak oslabení míry sociální ochrany. V případě ekonomické expanze chudších ekonomik lze očekávat s růstem bohatství tendence k prosazování lepších životních podmínek a sociální ochrany. (Agel, 2001) U integrace a globalizace dochází k zvýšení mobility výrobních faktorů. Migrace, která bude proudit do států se štědřejšími příspěvky, může v důsledku působit tlak na snížení míry solidarity státu. Konvergence podobných států by tak měla za následek obecně nižší úroveň sociálních výdajů. Rozsah těchto výdajů vyjádřený ku HDP se v členských státech EU liší od hodnot nejvyšších nad 25 % u zemí jako Francie a Finsko, k hodnotám pod 20 % u Irska nebo Nizozemí. (OECD, 2019) Pokud bychom chtěli přesněji vyjádřit sociální příznivost jednotlivých států, museli bychom se zaměřit na výdaje na samotné podpůrné programy, daňový systém a náhradový poměr, tedy podíl současného průměrného starobního důchodu a průměrné mzdy.

Do systému státu blahobytu, který na různé úrovni univerzality poskytuje sociální podporu svým občanům, dále vstupuje migrační trh, který je v rámci Schengenského prostoru charakteristický volným pohybem osob a přístupem k sociálním programům daného státu. Toto otevírá otázku možného problému sociálních států v režimu volného pohybu osob, neboť původním hlavním selektivním principem pro přístup k sociální ochraně z prostředků komunity byly pomyslné hranice jednotlivých států. Freeman (1986) a Ruhs (2015) nachází u zemí s relativně vyšší úrovní mezd určitý záporný vztah

mezi příznivostí migrační politiky a následnými právy, které migranti přijímají. Přesněji toto znamená evidenci rozsáhlejších práv a přístup k sociálním programům u zemí s více restriktivní migrační politikou a opačně. Jak dále shrnuje Martinsen a Rotger (2017), v době 5. rozšíření EU o východní státy (Česká republika, Estonsko, Kypr, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Malta, Polsko, Slovensko, Slovinsko) zněly hlasy o možné exploataci *„welfare“* původních států migranty. Toto naopak popírají pozdější práce Dustman et al. (2010), poukazující na vyšší příspěvek pracujících ze zmíněných zemí východu v přímých i nepřímých daních, společně s nižším využitím veřejných a sociálních služeb oproti samotným občanům Velké Británie. V květnu 2013 je zaslán společný dopis premiérů Velké Británie, Německa, Rakouska a Nizozemí Radě Evropské unie tlačící na omezení bezpodmínečnosti přístupu k sociálním programům v oblasti volného pohybu osob, neboť krátkodobá migrace dokáže z podpůrných programů získat více než za danou dobu přispět. Je tak zřejmé, že téma míry sociálního státu a možné exploatace migrací, je silné politické téma s možným přesahem do fiskální politiky členských států. Politizace tohoto tématu ukazuje i termín *„welfare tourism“* použitý při kampani brexitu, referenda o odchodu Velké Británie z EU. (Reenen 2016, Martinsen a Rotger 2017)

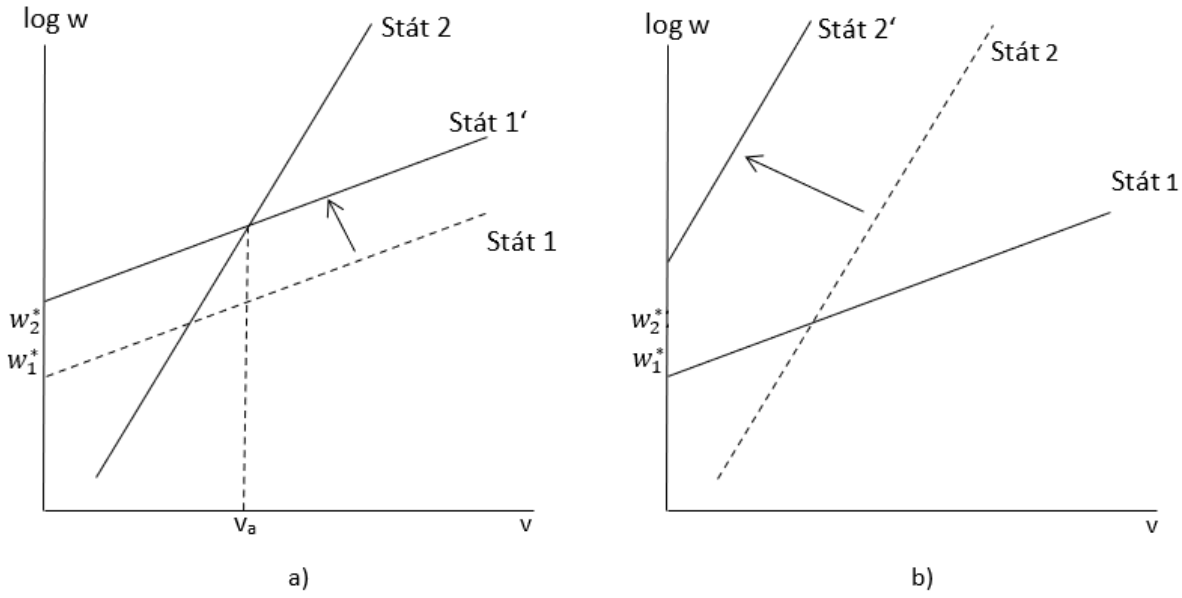
1.4 Teorie magnetu blahobytu

Příznivost sociální politiky je v dosavadní literatuře mnohdy označována za jeden z klíčových determinantů výběru cílové země migranty. (Borjas, 1999) Takzvaná *„welfare magnet hypothesis“* tvrdí, že existence a rozsah státu blahobytu má vliv na množství migrantů přicházející do země, a dále na rozložení jejich schopností. Lze totiž předpokládat, že stát s vysokou úrovní sociálních výdajů bude přitahován těmi, kteří budou chtít daný systém využít. Ve výsledku tak lze u zemí s rozsáhlejší sociální politikou očekávat méně kvalifikované migranty, těžící ze systému nejvíce. Borjas ve své práci vytváří své předpoklady na příkladu USA, kdy je pro domácí obyvatele nákladné přestěhovat se do jiného státu s vyšší sociální podporou z důvodu určitých fixních nákladů na přesun. Pro migrující z vnějšku federace, kteří volí místo na základě maximalizace svého příjmu, však hraje úroveň podpory *„welfare“* významnou roli, neboť tito lidé nesou náklad migrace v každém případě a mají tak možnost volby. V jeho modelu je vztah logaritmu mezd a schopností jedinců v zemi *j* popsán následovně:

1) $Log\ w_j = \mu_j + \eta_j * v$

Proměnná *w*, příjem pracovníka ve státě *j*, je tvořen průměrným logaritmem mzdy μ ve státě *j* a relativní schopnosti jedince vyjádřenou skrze *v*. Parametr η udává míru návratnosti nebo zhodnocení dovedností ve státě *j*. Na Grafu 1 je znázorněn princip magnetu blahobytu na příkladu 2 zemí v rámci geopolitického celku jako např. USA nebo EU, kdy parametr η_2 je větší než η_1. Tedy v zemi 2 je práce vzácnější a relativní schopnost ceněna více než v zemi 1. Pro zjednodušení je zde míra *„welfare“* znázorněna skrze garantovaný minimální logaritmus mzdy w_j^*.

Graf 1: Imigrace a magnet blahobytu uvnitř geopolitického celku EU/USA



Zdroj: Vlastní zpracování (Borjas, 1999)

V Grafu 1 v části a) je znázorněn případ pro možnost migrace obyvatel ze státu 1 do státu 2 v rámci jednoho geopolitického celku, kdy ve státě 2 je vyšší úroveň sociální ochrany skrze minimální mzdu w_2^*. Předpokládáme určité fixní náklady na migraci z jednoho státu do druhého, které jsou stejné pro všechny v dané zemi původu. Tyto náklady je nutné zohlednit skrze upravenou kvalifikační mzdovou křivku Stát 1‘. Po upravení křivky o fixní náklady migrace v části a) vidíme, že všichni se schopnostmi pod v_a volí možnost zůstat v zemi původu z důvodu vysokých nákladů převyšující w_2^*. Pouze ti se schopnostmi vyššími než v_a se rozhodnou pro migraci, neboť tam za svou kvalifikaci dosáhnou na mzdu vyšší o Stát 2 – Stát 1. V části grafu b) vidíme opačný pohled na možnosti migrace obyvatel ze Státu 2 do Státu 1. Po zohlednění nákladů není ochoten k migraci nikdo. U tohoto modelové příkladu tak k magnetu blahobytu nedochází z důvodu příliš vysokých fixních nákladů přesunu.

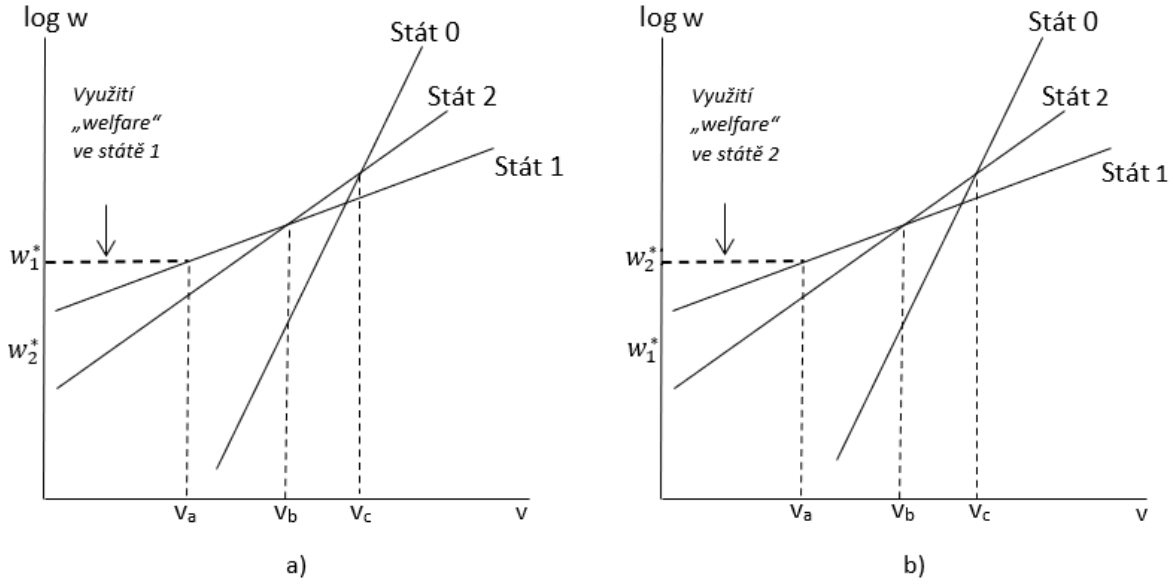
Jako druhý případ zobrazím případnou migraci ze zemí mimo geopolitický celek, pro účely grafického znázornění označené jako Stát 0. Tito potenciální migranti čelí rozhodováním mezi logaritmem mzdy případných cílových Států 1 a 2 z rovnice 1 nebo z rovnice 2 ve Státě 0.

2) $Log\ w_0 = \mu_0 + \eta_0 * v$

V rovnici 2) je μ_0 průměrný příjem a η_0 je míra zhodnocení kvalifikace v zemi původu. Pro zjednodušení Stát 0 neposkytuje *„welfare“* podporu v podobě minimální mzdy.

Fixní náklady migrace, které jsou pro volbu Státu 1 nebo 2 stejné, jsou v tomto případě již zahrnuty v kvalifikační mzdové křivce Stát 0.

Graf 2: Imigrace a magnet blahobytu – migrace z vnějšku geopolitického celku EU/USA



Zdroj: Vlastní zpracování (Borjas, 1999)

Na Grafu 2 je v části a) zobrazena situace s vyšší minimální mzdou w_1^* ve Státě 1. Migrující se schopnostmi nižší než v_a zvolí jako cílovou destinaci zemi 1, neboť státem garantující příjem je zde vyšší. Ti se schopnostmi mezi v_a a v_b také zvolí zemi 1, a budou dosahovat stále vyšší mzdy než v jiné alternativě. Ti s vyššími schopnostmi než v_b a nižšími než v_c dosahují na nejvyšší mzdu ve Státě 2, a proto dojde k migraci právě do této destinace. Ti s vyšší kvalifikací než v_c zůstanou v zemi původu, neboť více kvalifikovaná práce je v zemi původu hodnocena nejlépe. Zachycení stavu, kdy má opačně Stát 2 vyšší úroveň sociální ochrany v podobě minimální garantované mzdy, je znázorněno v části b). Migranti s nižšími schopnostmi než v_av tomto případě migrují do země 2 a využívají sociální podpory, dopad na obyvatele s vyšší kvalifikací zůstává stejný jako v případě a). Na případu migrace z vnějšího geopolitického prostoru je znázorněn magnet blahobytu, kdy příjem maximalizující migranti volí alternativu s nejvyšším zhodnocením svého lidského kapitálu, a při možnosti příjmu ze sociální podpory volí zemi s nejvyšší úrovní *„welfare“*. Uvádí tak předpoklad tvorby clusterů

migrantů, kteří by čerpali ze sociálního systému, právě v zemích s vyšším rozsahem státu blahobytu.

Velmi podrobně se hypotézou magnetu blahobytu zabývá Razin a Wahba (2011). Jejich práce zdůrazňuje vliv imigrační politiky na kvalifikační rozdělení migrantů. Zkoumá tedy zjednodušeně to, zdali k *„magnetu"* dochází a jaký typ migrantů je lákán. Rozsah sociální politiky lze označit jako determinant nabídky potenciálních migrantů, migrační politika zas v podobě pomyslné poptávky určuje výsledné množství a požadovaný profil migrantů. Model je postaven na datech skupiny evropských zemí,[3] zastupující cílové státy s rozdílně příznivou politikou. Odhad OLS je nejprve proveden na mezinárodní migraci uvnitř definované skupiny států Evropy, dále je učiněn odhad zvlášť na migraci z mimoevropských rozvíjejících[4] se a rozvinutých států[5], čímž je zohledněna imigrační politika vůči státům vně Schengenského prostoru a možný rozdílný vliv *„magnetu"* na kvalifikační rozdělení. Dále předpokládají negativní výběr migrantů z pohledů vzdělání a schopností z chudších zemí, kde je vyšší kvalifikace více ceněna oproti zemím bohatších, kde je tomu naopak. Jedna z kontrolních proměnných tak je příjmová nerovnost v zemích migrujících. V případě migrace uvnitř zóny volného pohybu osob je autory potvrzena spojitost mezi štědrostí sociální politiky a míry imigrace do hostitelské země. Na rozdělení schopností migrantů, aproximované skrze dosažené vzdělání, má dle autorů míra sociální politiky negativní efekt. S rozsahem sociálních výdajů roste počet migrantů s nižším dosaženým vzděláním, naopak u vzdělanějších jedinců dochází k jejich odpuzování. Tento efekt se zdá být logický, neboť více vzdělaní migranti s vyšší očekávanou mzdou budou preferovat nižší úroveň přerozdělování, zdanění a vice versa. Tento výsledek je v souladů s teorií Borjase (1999). Při srovnání s migrací mezi zeměmi s imigračními restrikcemi lze přitažlivost sociálních států migranty sledovat též. Na vzdělanostní struktuře příchozích byl však znatelný rozdíl. Ten je dán imigrační politikou, tedy preferencemi hostitelské země, která upřednostňuje migranty s vyšší kvalifikací před těmi s kvalifikací nižší. Pro toto jednání je jednoduché vysvětlení v podobě strachu více kvalifikovaných z fiskální zátěže a méně kvalifikovaných z poklesu mezd.

3 Zvolené Evropské země: Rakousko, Belgie, Dánsko, Finsko, Francie, Německo, Řecko, Irsko, Itálie, Nizozemí, Portugalsko, Španělsko, Švédsko, VB, Norsko, Švýcarsko

4 Zvolené rozvíjející se země: Argentina, Egypt, Jordánsko, Mexiko, Tunisko, Thajsko…

5 Zvolené rozvinuté země: USA, Kanada, Japonsko, Austrálie, Izrael, Hong Kong…

1.5 Imigrace a její možný dopad na fiskální pozici země

Na to, zdali imigrace má pozitivní nebo negativní vliv na hostitele z pohledu fiskální bilance nebo fiskální udržitelnosti, neexistuje jasná odpověď. Do pomyslné rovnice vstupuje mnoho proměnných jako úroveň vzdělání a schopností příchozích, věk migrantů, index závislosti starších osob v hostitelské zemi a v neposlední řadě štědrost sociální politiky.

Velmi často zmiňovaným determinantem výsledného efektu migrace na fiskální bilanci je úroveň pracovní kvalifikace a věk migrantů. Jak uvádí Storesletten (2003), po imigraci dospělé osoby lze z pohledu fiskální bilance mluvit o nákladech spojených se zapojením jedince do systému do doby, než dojde k jeho participaci na trhu práce. Následně nastává období odvodu daní z příjmů až do doby stáří, kdy dochází k růstu nákladů spojených se zdravotní péčí a výplatou starobní penze. V případě migranta ve věku dítěte jsou náklady vyšší o období vzdělávání. V práci je užita upravená metoda[6] tzv. generačního účetnictví, sloužící k vyjádření rozpočtové zátěže současné a budoucí generace při platné daňové politice pomocí vyjádření čisté současné hodnoty čistých daní, tedy rozdílu vybraných daní a vynaložených výdajů. (Auerbach et al.,1993) Esenciální je pro tento přístup předpoklad mezigeneračního rozpočtového omezení. Tedy platí, že hodnota současného čistého dluhu[7] a současná hodnota sumy veškerých výdajů v budoucnu nesmí překročit současnou hodnotu veškerého daňového výnosu v budoucnu. Kritika tohoto přístupu upozorňuje na nereálnost stejné daňové a transferové politiky v čase, doprovázené zkreslující extrapolací hodnot populačního růstu, zaměstnanosti a nákladů na zdravotní péči v nekonečném horizontu. Předpovědi v řádech desítek let jsou již velmi často nepřesné a neodrážející realitu. (Ruffing, 2014) Storesletten dochází k výsledku kladné fiskální bilance u migrantů mezi 15. a 40. rokem, neboť nízký, avšak pracovně způsobilý věk předpovídá co nejdelší možné setrvání na trhu práce, a tak co nejvyšší možný daňový výnos. Pro platnost tohoto výroku a jakýkoliv kladný výsledek je nutná dostatečná míra participace na trhu práce. Jako mezní míra participace, při které je současná čistá hodnota celoživotního daňového výnosu příchozího migranta rovna nule, je uváděna 61 % pro skupinu 20-30 let. Naopak

[6] Daně jsou v práci Storeslettena (2003) konstantní jak v čase, tak mezi definovanými kohortami.
[7] Čistý veřejný dluh je zde dán sumou všech závazků státních institucí, ponížených o pohledávky ostatních ekonomických subjektů a samotnou hodnotu státních podniků.

u skupiny migrantů starší 50 let je pro hostící ekonomiku i 100% participace na trhu práce fiskální zátěží. Práce je založena na datech Švédska, tedy ideálního zástupce sociálního státu s výraznými vlnami migrace na počet obyvatel země. Jako možné podhodnocení výsledků autor uvádí přiřazení stejné míry porodnosti migrantům jako domácím, čímž autor nebere v úvahu dopad migrace na trend stárnutí obyvatelstva a fiskální udržitelnost.

V případě EU je současný poměr starších 65 let ku obyvatelstvu ve věku 15-65 kolem 30 % s očekávaným růstem na 50 % do roka 2070. Při takové simulaci je očekáván vysoký růst výdajů na zdravotnictví, starobní důchod, a tak výsledný tlak na fiskální udržitelnost. Samotná hodnota důchodu v poměru ku průměrné mzdě by měla v dané simulaci průměrně klesnout o deset procentních bodů mezi členskými státy EU. (Evropská komise, 2018 a Gusmano et al., 2018) Lze tak vyvodit tendence ke snížení úrovně přerozdělování, výše transferů na hlavu, a tedy v důsledku omezení státu blahobytu. (Razin a Sadka, 2000) Zmírnění trendu stárnutí obyvatelstva skrze zvýšení porodnosti by tedy z pohledu předpovězené klesající příjmové strany státního rozpočtu v budoucnu mohlo být bráno jako pozitivní efekt imigrace. (Partington, 2018) Často kritiky uváděný dopad je však nižší, než by bylo třeba pro zvrácení již nastoleného kurzu stárnutí obyvatelstva. Obecně míra porodnosti v zemích migrantů proudících do EU je vyšší než v ní samotné, avšak po začlenění migrantů dochází k jejich asimilaci, a míra porodnosti nedosahuje zdaleka předpokládané úrovně dle země původu. (Frejka et al.,2008) Asimilací rozumíme pokles v etnické rozdílnosti, tedy snížení kulturní a sociální disparity, mající za následek konvergenci úrovně porodnosti migrantů na úroveň domácího obyvatelstva. (Alba, 1997) Na samotný věk migrantů, rozebíraný v práci Storeslettena (2003), lze nahlížet jako na kompenzující prvek v otázce stárnutí obyvatelstva, stabilizující pracující sílu v okamžiku migrace a zvyšující produktivitu za předpokladu poptávané specializace příchozích. Proporcionalita migrantů vůči celé populaci a stárnutí migrantů samotných dělá z migrace nevýznamný instrument pro vylepšení indexu závislosti. (Ayuso, 2014)

Schou (2006) se na modelovém příkladu Dánska pokusil pomocí svého modelu všeobecné rovnováhy předpovědět čistý dopad migrace a jejích protichůdných efektů z pohledu udržitelnosti veřejných financí v rozvinutých státech západní Evropy. Jsou zde aplikovány dva scénáře, kdy první vývoj migrace je založen na vývoji před počátečním rokem 2007, ze kterého je provedena extrapolace, druhý je založen na

pesimističtějším případu s každoročním navýšením migrace o 0,1% úrovně populace z roku 2003. Veřejné finance jsou v obou případech poznamenány zvýšenými náklady na transfery a spotřebu veřejných statků s nedostatečným daňovým výnosem, spojeným s nižší produktivitou a participací migrantů a jejich potomků na trhu práce. Dále byla provedena extrapolace proměnných pro případ migrace pouze ze zemí rozvinutých, následně naopak pouze rozvíjejících se ekonomik. U migrace pouze z rozvíjejících se ekonomik dochází k vyššímu nárustu populace, který je dán vysokou porodností a nízkou mírou reemigrace, avšak poukazuje na mnohem horší dopad na fiskální udržitelnost oproti migraci z rozvinutých států. V této práci lze najít průnik ve výsledcích s prací Storeslettena (2003). Zmírnění dopadů migrace na fiskální udržitelnost by bylo možné omezením migrace na skupiny s nadprůměrnými ekonomickými charakteristikami. Pro zdůraznění zásadního vlivu těchto charakteristik, tedy participace na trhu práce, příjmu transferů, nezaměstnanosti a spotřeby veřejných statků, na výsledek, je v závěru proveden modelový případ perfektní ekonomické integrace, tedy předpokladu stejných hodnot ekonomických charakteristik u migrantů a potomků jako u domácí populace. Výsledek práce neoznačuje migraci jako možné řešení stárnutí obyvatelstva států blahobytu, avšak jako jeden ze způsobů zmírnění jeho důsledků, a při správné asimilaci migrantů jako možný nástroj k řešení fiskální udržitelnosti.

Práce oponuje článku Razina a Sadky (1999), který naopak zdůrazňuje pozitivní vliv migrace skrze penzijní PAYG systém. Příchozí migranti jsou považování za čisté příjemce ve vztahu ke státnímu rozpočtu, avšak skrze daně přispívají na současnou populaci v důchodu. V následujícím období pobírají migranti penzi, avšak jejich náklady jsou hrazeny daňovým výnosem práce jejich potomků a dalších migrantů, kteří do země proudí. Náklad migrace je tak převáděn donekonečna na další generace. Autoři zde i u nízko kvalifikovaných příchozích, profitujících z penzijního systému, nacházejí pozitivní externalitu pro domácí populaci skrze udržitelnost penzijního systému a migranty přirovnávají k nové generaci nízkokvalifikované části populace, u které se nemuselo hradit období výchovy, neboť příchozí jsou v drtivé většině již ve věku pracovně způsobilém. Důležitým předpokladem je otevřená ekonomika a přístup na mezinárodní kapitálový trh, kdy migrace nemá výraznější dopad na ceny výrobních faktorů. (Razin a Sadka, 2002)

Výsledný fiskální dopad je vždy dán specifickými charakteristikami migrace v místě a čase, tudíž výsledky z jedné práce a země nemohou sloužit pro širší generalizaci. Záleží jak na vzdělanostní struktuře samotných migrantů, tak na vzdělanostním a náboženském mixu přijímací populace, trhu práce, politické situaci a úrovni sociálního státu. (Dustman et al.,2007)

Finálně se pokusím popsat podmínku kladné fiskální bilance v případě migrace v teoretické rovině. Dynamický přístup, zachycující celý životní cyklus migranta a jeho potomků, zohledňující penzijní systémy v zemi přijímací, není potřebný pro tuto práci. Více informací k tomuto tématu lze naleznout u Razin a Sadka (1999) nebo Krieger (2003). Pro formulaci statického vztahu migrace a veřejných financí popíši zjednodušený model (Preston 2014) Rozpočtové omezení v období před migrací je následující:

$$NT - \sum_k \pi_k^0 (G_k, N) = 0 \quad 1)$$

Příjmová strana rozpočtu je tvořena množstvím domácí populace N a vybraných daní T. Výdajová složka je tvořena sumou všech nákladu π, které jsou funkcí všech vládních služeb $G_k, k = 1, \dots, K$ a domácí populace N. Náklady na veřejné výdaje $\pi_k^0(G_k, N)$ pokrývají výdaje na veřejné statky, statky smíšené a privátní statky neboli transfery. Růst domácí populace vylepší fiskální bilanci při platnosti vyrovnaného rozpočtu 1) pokud:

$$T - \sum_k \frac{\partial \pi_k^0(G_k^N, N)}{\partial N} = \sum_k \left[\frac{\pi_k^0(G_k^N, N)}{N} - \frac{\partial \pi_k^0(G_k^N, N)}{\partial N} \right] > 0 \quad 2)$$

Tedy pokud je, za předpokladu vyrovnaného rozpočtu, suma rozdílu nákladů na veřejné výdaje na hlavu a změny nákladů se zvýšením populace kladná, nárůst domácí populace zlepší bilanci rozpočtu. Výsledné znaménko výrazu $\sum_k [\pi_k^0(G_k^N, N)/N - \partial \pi_k^0(G_k^N, N)/ \partial N]$ určí výdajový vztah s mixem veřejných statků, smíšených statků a privátních statků. Tedy v případě veřejných statků dochází ke zlepšení bilance, neboť zvýšení populace nezvyšuje náklady na jejich poskytnutí, platí pro ně $\pi_k^0(G_k^N, N) = \pi_k^0(G_k^N)$. Náklad na privátní statky roste proporcionálně s růstem populace, platí $\pi_k^0(G_k^N, N) = \pi_k^0(G_k^N)$N. Jako poslední je nutné zmínit smíšené statky, jejichž charakter nerivality je platný při nižší populaci, naopak s vyšší populací a s ní spojeného nadužívání jsou

spojené možné dodatečné náklady z přetížení, tedy kladný dopad na bilanci je v případě $\partial\pi_k^0(G_k^N, N)/\partial N, \partial^2\pi_k^0(G_k^N, N)/\partial N^2$

Následuje upravená rovnice 2) o možnost migrace.

$$\sum_k \left[\frac{\pi_k^0(G_k^N, N)}{N} - \frac{\partial\pi_k^0(G_k^N, N)}{\partial N}\right] - \frac{1}{N}\frac{\partial\pi_k^0(G_k^N, N, 0)}{\partial\mu} + (T^M - T^N)$$
$$+ \frac{1}{N}\sum_k \frac{\partial\pi_k^0(G_k^N, N)}{\partial G_k^N}(G_k^M - G_k^N) > 0 \quad 3)$$

První podmínka $\sum_k[\pi_k^0/\mathrm{N} - \partial\pi_k^0/\partial N]$ je již obsažena v rovnici 2) a vysvětlena výše. Novou proměnnou v rovnici je poměr migrantů ku domácí populaci $\mu = M/N$. Druhý člen nerovnice - $\frac{1}{N}\partial\pi_k^0/\partial\mu$ poukazuje na to, jak se změní s podílem migrantů náklady na veřejné služby na hlavu. V případě kladného daňového diferenciálu $(T^M - T^N)$, zobrazujícího rozdíl mezi odvodem daní na hlavu mezi migrantem a domácím, má migrace za následek vyšší průměrný daňový výnos. Poslední člen nerovnice 3) $\frac{1}{N}\sum_k \partial\pi_k^0/\partial G_k^N\,(G_k^M - G_k^N)$ poukazuje na možný rozdíl užívaných veřejných služeb a nákladů na jejich poskytnutí mezi migranty a domácí populací. Kladný dopad na veřejné finance je tedy dán platností nerovnice 3) za předpokladu neměnnosti cen výrobních faktorů. Pokud by tato podmínka neplatila, bylo by nutné zhodnotit daňový výnos z kapitálu a práce ve vztahu k nárůstu veřejných výdajů. V krátkém období lze očekávat, že migrace bude působit tlak na snížení mezd. Ke snížení mezd nemusí docházet v průměru, avšak pouze na určité části pomyslného mzdového rozdělení, přesněji v segmentech, kde relativní hustota migrujících je vyšší než relativní hustota domácích. Opačně zas migrace může navyšovat mzdu domácích v části s relativně nižší hustotou migrantů, čímž lze evidovat rozdílný daňový výnos plynoucí z odlišného zdanění práce v jednotlivých segmentech mzdového rozdělení z důvodu např. progresivního zdanění. Snížení mezd nemusí být způsobeno pouze zvýšenou nabídkou práce, ale tzv. efektem *„podhodnocení“*, kdy migranti jsou zpočátku ochotni pracovat za mzdu pod úrovní svého mezního produktu. (Dustman et al. 2013) Více k tématu migrace a trhu práce lze naleznout u Dustman et al. (2007) a Preston (2014).

Souhrnně může mít migrace vliv jak na výdajovou, tak příjmovou stránku státního rozpočtu, čímž je dána provázanost migrace s fiskální politikou, která musí reagovat na nastalé změny v užívání a nákladnosti veřejných statků, změny daňového výnosu a

situaci na trhu práce. Pro účely této práce si definujeme 2 možné důsledky migrace na fiskální politiku, které budeme zkoumat. Prvním je spojitost migrace s optimální výší veřejných výdajů. Optimální preferovaná výše výdajů může být ovlivněna buď negativně skrze heterogenitu populace blíže popsanou v následující kapitole **1.6 Heterogenita populace a výše veřejných výdajů,** nebo pozitivně skrze mzdový důchodový efekt, jak je rozvedeno v kapitole **1.7 Důchodový efekt migrace**. Druhým vedlejším aspektem migrace ve zkoumané oblasti bude možná změna hospodaření státu skrze tendence k deficitnímu hospodaření popsané v kapitole **1.8 Migrace a sklon k deficitnímu hospodaření**.

1.6 Heterogenita populace a výše veřejných výdajů

Samotná migrace má vliv na etnické, národnostní a náboženské složení, čímž zvyšuje heterogenitu populace. Diverzita populace pokládá otázku, jaká úroveň přerozdělování, solidarity a výše veřejných výdajů je žádoucí, a tudíž jaké tendence lze s migrací očekávat v ekonomikách se silným sociálním zabezpečením. Příkladem může být rozdílnost v míře přerozdělování v Evropě a Spojených státech amerických. USA jsou národnostně a etnicky rozmanité již v samotných základech svého vzniku.[8] Etnická diverzita je velmi důležitým historickým faktorem mající podíl na rozdílné úrovni sociálních výdajů mezi Evropou a USA. (Alesina et al., 2001) Heterogenita populace je dále spojována s nižšími sociálními výdaji nejen v USA ale i v dalších zemích OECD a Afriky. (Stichnoth et al., 2013) Může mít za následek nižší míru sounáležitosti, sklon ke konkurenční dobývání renty a v případě veřejných výdajů nižší preference alokace zdrojů ve veřejné statky, které jsou ze své definice nevylučitelné ze spotřeby. (Easterly a Ross, 1997) Dobrým příkladem je pokles výdajů na veřejné školství v zemích EU15[9] v 90. letech v návaznosti na migraci velké části populace Jugoslávie z důvodu občanské války. (Speciale, 2012) Další je např. práce Alesina, Baqir a Easterly (1999), která eviduje u měst a metropolitních oblastí USA s vyšší etnickou fragmentací nižší výdaje na infrastrukturu. Předpokladem je klesající užitek domácí populace z veřejných statků ve spojení s růstem etnické diverzity populace skrze migraci. Tento negativní efekt migrace, který může mít vliv na preference alokace zdrojů, a v důsledku i pokles veřejných výdajů, označujeme dle Böheim a Mayr (2005) jako anti-sociální. Odlišný pohled, který abstrahuje od možné nevraživosti domácích vůči migrantům, a je postaven na efektu mezd příchozích, se nazývá důchodový efekt a bude podrobněji rozveden v následující kapitole.

[8] Kromě heterogenity populace, má v USA v tomto směru velkou roli systém dvou politických stran a chybějící proporcionalita zastoupení celého politického spektra. V neposlední řadě je třeba zmínit americký princip rovných příležitostí a individuality.

[9] Rakousko, Belgie, Dánsko, Finsko, Francie, Německo, Řecko, Irsko, Itálie, Lucembursko, Nizozemsko, Portugalsko, Španělsko, Švédsko, Spojené království Velké Británie a Irska

1.7 Důchodový efekt migrace

Efekt mezd bude popsán na následujícím modelu Böheim a Mayr (2005) Populace je rozdělena na domácí (n) a imigranty (m), a dále dle schopností na více (n_h ,m_h) a méně kvalifikované (n_l, m_l). Kvalifikovaná část populace dosahuje nezdaněné mzdy y_h, méně kvalifikované obyvatelstvo dosahuje na y_l. Pro výši nezdaněných mezd platí: $y_h > y_l$, neboť více kvalifikovaní pracovníci dosahují vyšší produktivity. Domácí obyvatelstvo volí výši veřejných výdajů g a podíl transferů σ na celkové výši. Opačně 1-σ je podíl výdajů na veřejné statky.

Užitková funkce domácí populace je následující:

$$U_i = (1-\tau)y_i + \left(\frac{\sigma g}{m+n}\right)^{\alpha} + ((1-\sigma)g)^{1-\alpha},\ 0 < \alpha < 1 \quad 1.1)$$

τ – rovná daň z příjmu

α – preferenční parametr výdajů na transfery před veřejnými statky, $\alpha \in (0,1)$

y_i – individuální nezdanění příjem

Užitek jedince je tedy dán příjmem a veřejnými výdaji. Výše populace snižuje v tomto pojetí pouze užitek z výdajů na transfery, neboť užívání statků veřejných je z jejich podstaty nerivalitní.

Rozpočtové omezení:

$$\tau \sum_{i=1}^{m+n} y_i = g \quad 1.2)$$

Po zahrnutí rozpočtového omezení do užitkové funkce provedeme její maximalizaci dle proměnné g pro preferovanou výši veřejných výdajů g^* domácí populací (1.3), poté maximalizaci dle proměnné σ pro preferovaný podíl transferů σ* (1.4).

FOC:

$$G \equiv (1-\alpha)g_i^{*-\alpha}(1-\sigma_i^*)^{1-\alpha} + \alpha g_i^{*-1+\alpha}\left(\frac{\sigma_i^*}{m+n}\right)^{\alpha} - \frac{y_i}{\sum y_i} = 0 \quad 1.3)$$

$$S \equiv -(1-\alpha)g_i^{*1-\alpha}(1-\sigma_i^*)^{-\alpha} + \alpha\sigma_i^{*-1+\alpha}\left(\frac{g_i^*}{m+n}\right)^{\alpha} = 0 \quad 1.4)$$

Z důvodu nepřípustnosti negativních hodnot g^* a σ* musí být rovnice S (1.4) rostoucí v parametrech g^* a σ*, naopak G (1.3) musí být klesající.

Z rovnice G (1.3) je odvozena optimální výše veřejných výdajů g^*. (viz Böheim a Mayr (2005) str. 7)

$$g^* = \left[\frac{\alpha \sum y_i}{(m+n)^{\alpha}\, y_i}\right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \frac{1}{\sigma^*} \quad 1.8)$$

Přímý důchodový efekt migrace na veřejné výdaje (pro jakoukoliv úroveň σ*)

Optimální výše veřejných výdajů (g^*) poroste s migrací více kvalifikovaných migrantů skrze důchodový efekt vždy, neboť jejich mzda je vyšší než průměrná mzda v populaci.

$\frac{\partial g^*}{\partial m_h} > 0$, v případě, že $\frac{y_h}{\bar{y}} > \alpha$, platí vždy neboť: $y_h > \bar{y}$; $\bar{y} = \frac{\sum y_i}{(m+n)}$ 1.9)

U méně kvalifikovaných migrantů platí pozitivní důchodový efekt na veřejné výdaje pouze v případě, že poměr jejich mzdy ku průměrné je vyšší než preferenční parametr výdajů na transfery, tedy že: $\frac{y_l}{\bar{y}} > \alpha$ 1.10)

Nepřímý důchodový efekt migrace na veřejné výdaje skrze podíl transferů na veřejných výdajích

Pro obě skupiny více a méně kvalifikovaných migrantů (m_h, m_l) platí, že snižují užitek domácí populace z výdajů na transfery.

$\frac{\partial \sigma^*}{\partial m_h} < 0 \ \wedge \ \frac{\partial \sigma^*}{\partial m_l} < 0$ 1.11)

S rostoucí migrací očekáváme nižší podíl výdajů na transfery, a tudíž tlak na růst optimální výše veřejných výdajů vyplývající z rovnice 1.8. Důchodový efekt tak zvyšuje optimální veřejné výdaje v případě více kvalifikované migrace, u méně kvalifikované prokazatelně pouze v platnosti 1.10.

Implikace důchodového efektu nám říká, že optimální výše veřejných výdajů bude navyšována v případě migrace obyvatel s vyšší kvalifikací, nebo aspoň dostatečně vysokým předpokládaným příjmem ve srovnání s domácím obyvatelstvem. Pokud by i při migraci výše popsané došlo k indikaci snížení úrovně výdajů, znamenalo by to přítomnost anti-sociálního efektu popsaného v kapitole **1.6**.

1.8 Migrace a sklon k deficitnímu hospodaření

Deficitní hospodaření, stav záporného salda státního rozpočtu, a zvyšování zadluženosti se stalo běžnou součástí fiskální politiky států po konci 2. světové války, spojeného se stimulací agregátní poptávky po vzoru keynesiánství. (Keyness, 1936) O deficitním hospodaření lze hovořit také ve spojení s teorií politických cyklů, kdy dochází k využívání veřejných financí pro splnění politických cílů. (Nordhaus, 1975) Samotná tvorba rozpočtu je procesem konkurenčního vyjednávání jednotlivců, kteří skrze výdaje pro svoji agendu prosazují svůj zájem, který zahrnuje vlastní znovuzvolení, nebo zájem lobby třetích stran. (Győrffy, 2007) Při tomto souboji jednotlivých zájmových skupin při stanovení rozpočtu dochází ke schodkovému rozpočtu skrze nezahrnutí současných i budoucích nákladů společnosti a nedostatečnému navýšení daní v čase. Dluh jako externalita přechází z důvodu časového nesouladu na vládu následující. (Krogstrup a Wyplosz, 2006) Sklon k deficitnímu hospodaření je dále vyšší s polarizací politické scény, kdy se snižující se schopností dojít ke shodě ve vládních kruzích, lze očekávat schodkový rozpočet právě z důvodu nezapočítání nákladů dluhu ve stavu nejistoty znovuzvolení. (Alesina a Tabellini, 1990)

Odlišný pohled na tendence k deficitnímu hospodaření nabízí Ben Gad ve své práci On the Political Economy of Deficit Bias and Immigration (2017). Zde označuje deficitní hospodaření v případě migrace jako strategií maximalizující blahobyt současného obyvatelstva a jejich potomků. Tolerance schodkových rozpočtů voliči je dle této teorie dána vědomím, že jejich potomci nebudou čelit dluhové zátěži sami, ale i s potomky příchozích migrantů. Kompenzace budoucích generací zatížených dluhem je skrze odkázané jmění. Ve svém makroekonomickém modelu růstu popisuje populaci jako množinu jednotlivců tvořících nekonečně žijící dynastie, které jsou altruisticky provázané skrze své dědictví se svými potomky. (Weil, 1989) Imigrace je pouze tokem osob zakládající nové dynastie. Ben Gad ve své práci ukazuje 2 možné scénáře následného deficitního hospodaření způsobeného buď zvýšením transferů, nebo snížením daně z aktiv. Jako pravděpodobnější možnost, pro kterou nalézá i oporu v datech USA, je zvýšení transferů. Zvyšování transferů lze vysvětlit nejen demografickou změnou populace skrze stárnutí obyvatelstva, avšak i možnými dopady migrace skrze využívání sociální politiky. Ve světle přílivu migrantů, a následné proměny společnosti je obecné přijetí politiky deficitního hospodaření a jejího

negativního v budoucnu snazší. Po určité době kumulace dluhu má dojít k internalizaci dluhu skrze zvýšené zdanění práce. Tato politika není pareto-efektivní, tedy nedochází ke zlepšení situace jedné strany bez omezení druhé. Skupina, jejíž zájem je nezohledněn, je ten příchozích migrantů a jejich potomků v období internalizace dluhu. Jako reálný problém budoucí internalizace dluhu autor uvádí získání politické moci samotných migrantů, a odložení internalizace do dalšího období i přes růst dluhové služby. (Ben Gad 2004 a 2017)

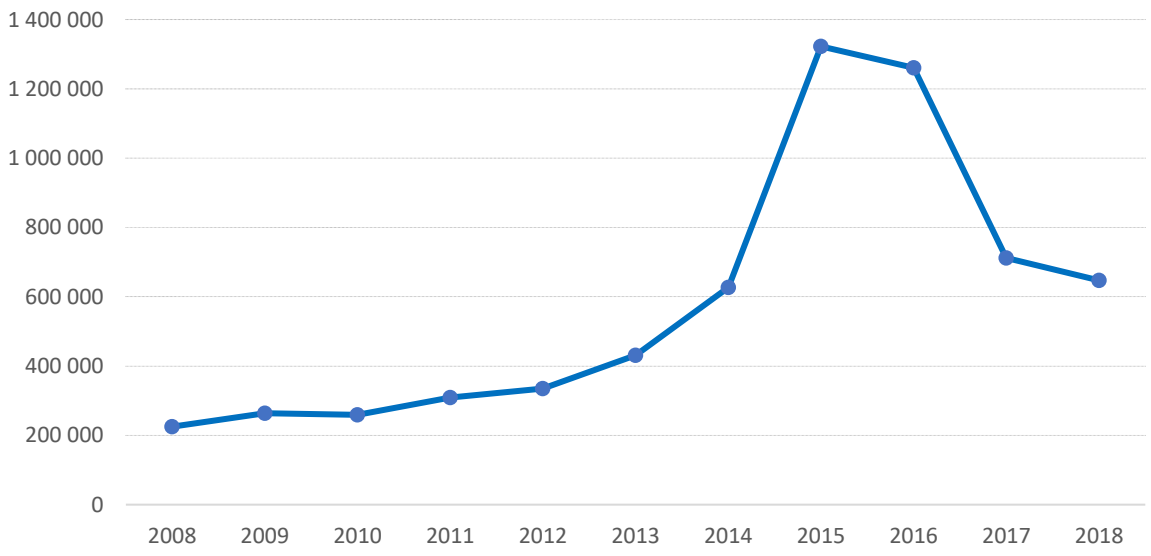
V kapitole **1.6**, **1.7** a **1.8** jsem nastínil možné testovatelné dopady migrace na fiskální politiku. V kapitole **2.4 Model migrace a výše veřejných výdajů** provedu testování hypotézy důchodového efektu migrace, tedy že růst více kvalifikované migrace, potažmo souhrnné migrace, je spojen s vyššími veřejnými výdaji. S platností důchodového efektu migrace, růstu veřejných výdajů v čase v závislosti na imigraci, očekávám současný růst deficitů státních rozpočtů. Druhá hypotéza, že země čelící migračním vlnám mají sklon k deficitnímu hospodaření, bude testována v kapitole **2.5 Migrace a tendence k deficitnímu hospodaření**.

2. Praktická část

2.1 Vývoj migrace ve vybraných státech EU v 21. století

Vývoj vnější migrace do zemí EU podléhá nepravidelným událostem, které mohou mít povahu válečného konfliktu, občanských nepokojů nebo přírodní katastrofy, která vychyluje běžné počty žádostí o azyl v členských zemích. Za posledních 20 let země EU čelily 2 výrazným vnějším migračním vlnám. Na počátku tisíciletí to byla válka v Kosovu, díky které dosáhl počet žádostí o azyl v zemích EU 27 čísla 425 000. Poté se hodnota žádostí vrátila k hodnotám kolem 200 tisíc ročně. Arabské revoluční jaro roce 2011 však dalo následně do pohybu velké množství obyvatel z jižního Středomoří a subsaharské Afriky. Vývoj stále aktuální migrační vlny vyvrcholil rokem 2015, jak je zobrazeno na grafu 3.(Eurostat, 2020)

Graf 3: Vývoj počtu žádosti o azyl v zemích EU28 v letech 2008-2018

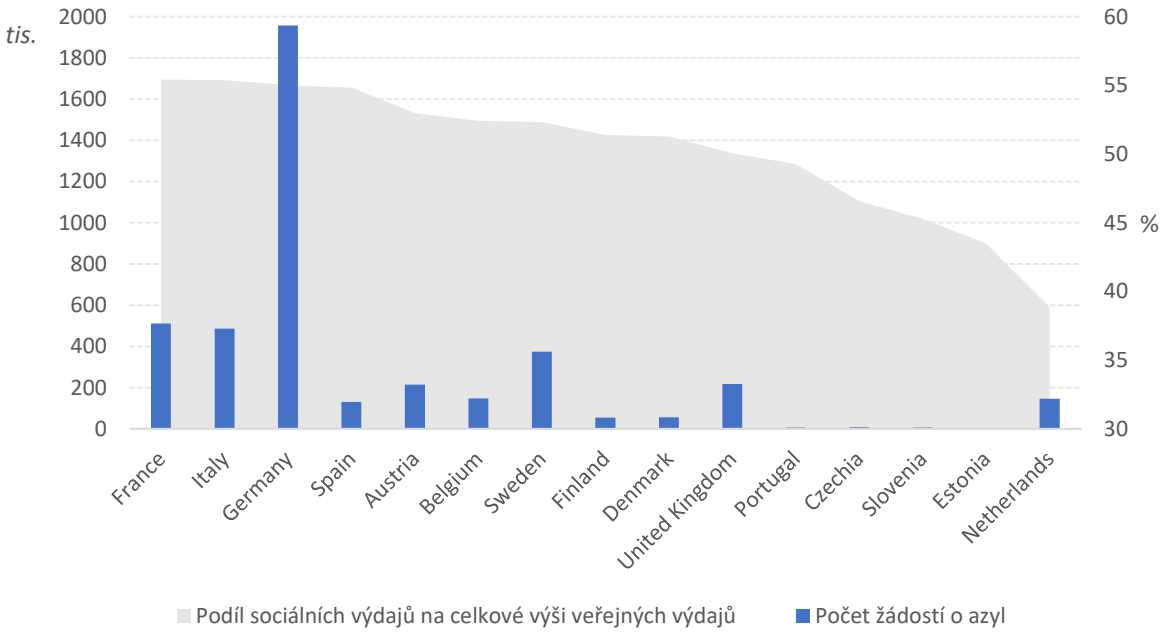


Zdroj: Vlastní zpracování (Eurostat)

U vnější migrace ze států mimo EU bychom dle teorie ekonomické migrace měli očekávat vyšší počet žádostí u zemí se štědřejší sociální politikou, neboť náklady na migraci jsou ve chvíli přesunu do zemí EU vynaloženy, a jedinec tak má motivaci k volbě právě země s vyšší mírou sociální ochrany. Následující graf zobrazuje výběr 15 zemí EU seřazených sestupně od těch s nejvyšším průměrným podílem výdajů na sociální politiku ku celkovým veřejným výdajům pro zjednodušené vyjádření úrovně

sociálního státu. Současně je v grafu zobrazen počet žádostí o azyl v daných zemích. Období bylo zvoleno od nástupu migrační krize v roce 2013 po rok 2018.

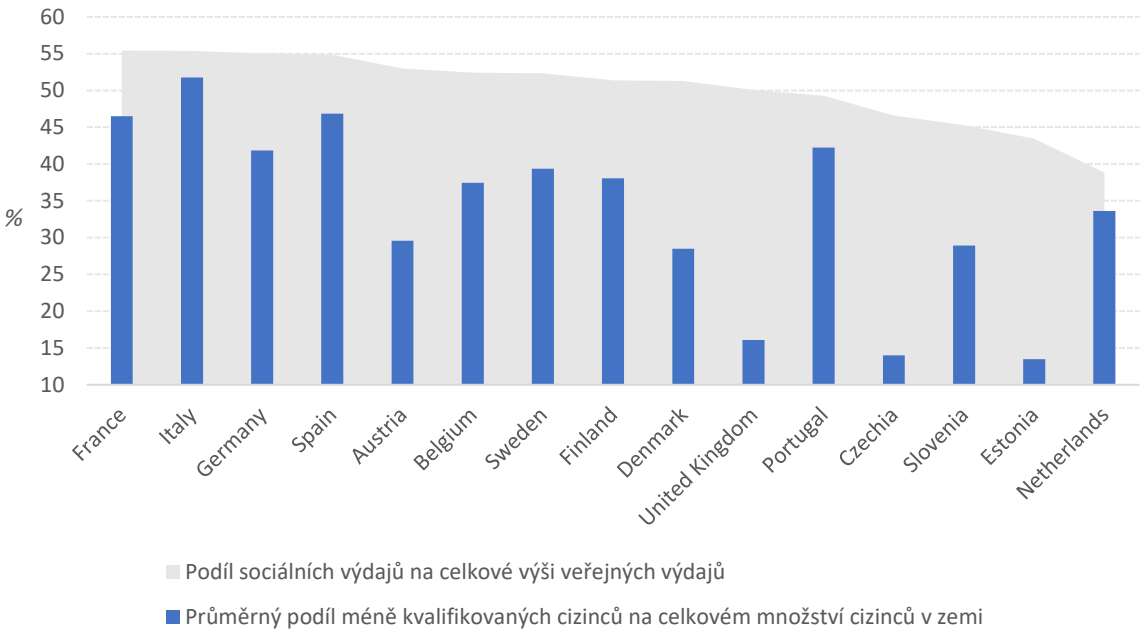
Graf 4: Sociální výdaje a počet žádostí o azyl v letech 2013-2018 vybraných zemí EU



Zdroj: Vlastní zpracování (Eurostat)

Z grafu je patrná koncentrace vyšších počtů žádostí u zemí s vyššími sociálními výdaji. Pokud vynecháme Německo, které bylo největším cílem migrantů, dalšími zeměmi s vyššími počty žádostí byla Francie, Itálie, Švédsko nebo Velká Británie. Země jako Portugalsko, Česká republika, Slovinsko nebo Estonsko měly počty žádostí o azyl v daném období v řádech tisíců, proto se na grafu nezobrazují. Nizozemí, jako země s nejnižšími výdaji na sociální politiku, mělo ve zvoleném období přibližně 146 000 žádostí o azyl. Je nutné zmínit, že využití podílu sociálních výdajů není dokonalým vyjádřením sociální příznivosti dané země. Pro podobné zhodnocení je nutné zohlednit jiné podpůrné sociální programy, náhradový poměr a daňový systém v dané zemi. Dle teorie magnetismu státu blahobytu, jak bylo uvedeno v kapitole 1.5, bychom čekali vyšší poměr méně vzdělaných migrantů u zemí s rozsáhlejší politikou, naopak více kvalifikované detekovat u zemí s nižšími tendencemi k přerozdělování. Na základě Böheim a Mayr (2004) jsem definoval méně kvalifikované cizince, rezidenty v populaci jako ty s dosaženým vzděláním 1-2 dle úrovní ISCED 2011.

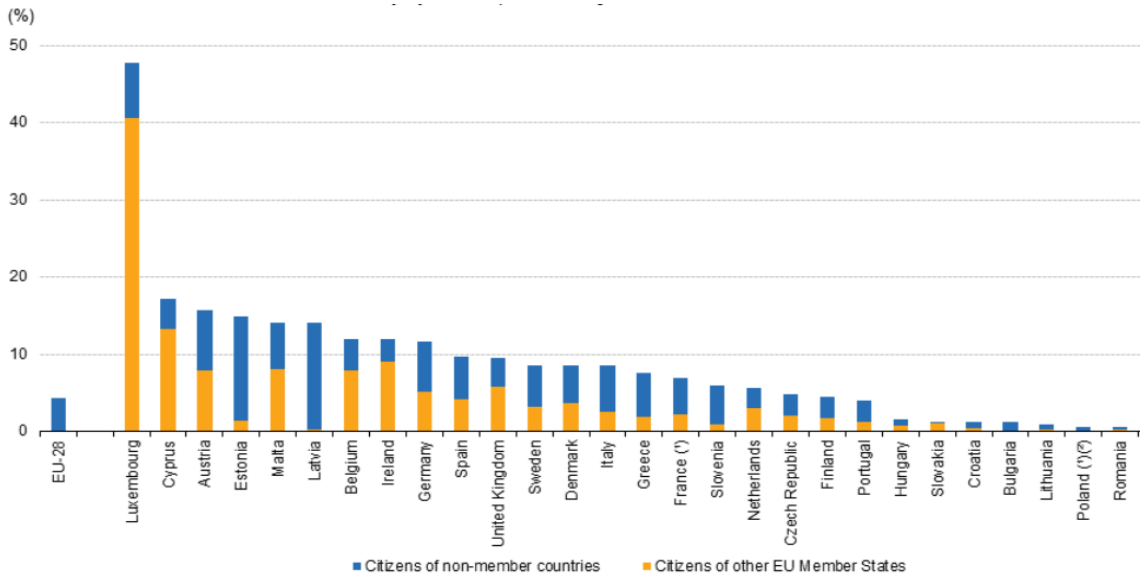
Graf 5: Sociální výdaje a průměrný podíl méně kvalifikovaných cizinců vybraných zemí v letech 2013-2018



Zdroj:Vlastní zpracování (Eurostat)

Z takto malého výběrového vzorku lze stěží dělat hlubší závěry ohledně tvorby shluků méně kvalifikované migrace, avšak 3 země s nejvyšším podílem méně kvalifikovaných migrantů, Francie, Itálie a Španělsko, patří současně mezi jediné 4 státy co v daném období vydávají více jak 56 % všech svých výdajů právě na transfery.

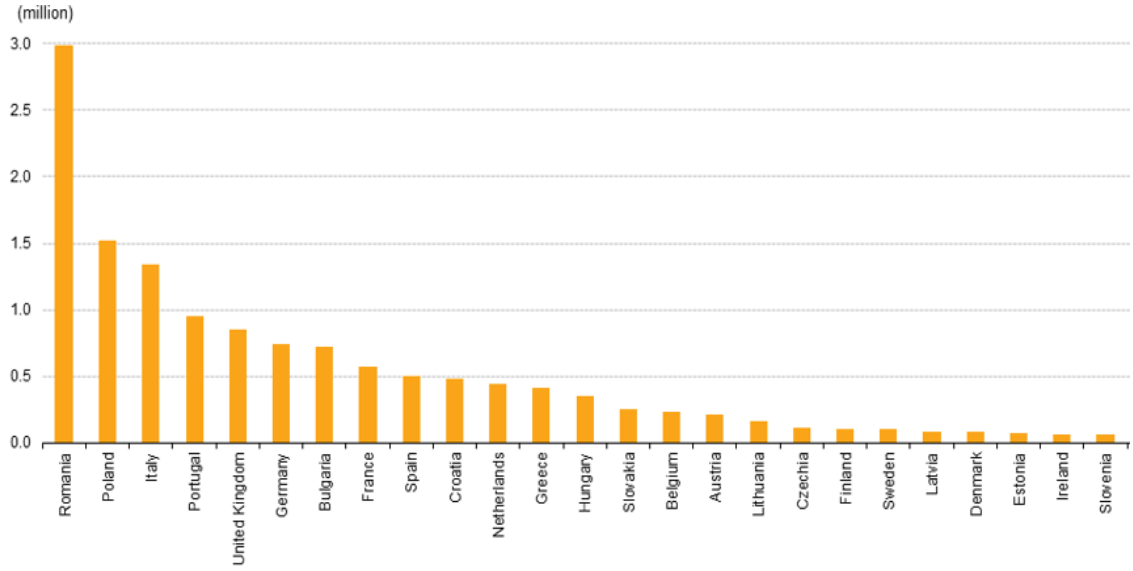
Graf 6: Podíl rezidentů cizí národnosti v EU28 k 1.1.2018



Zdroj: Eurostat

Zmíněný *„magnet blahobytu“* je pravděpodobný s přihlédnutím k množství migrace ze zemí mimo EU, jak je zobrazeno na následujícím grafu Země s nejvyššími sociálními výdaji (Francie, Itálie, Německo, Španělsko) jsou současně zeměmi s převažujícím podílem cizinců ze státu mimo EU. Zmíněny *„magnet blahobytu“* je tak pravděpodobný.

Graf 7: Množství občanů EU žijících v jiné členské zemi EU k 1.1.2018



Zdroj: Eurostat

Závěrem je nutné se podívat na migraci uvnitř členských zemí. Není překvapením, že nejvyšší počet obyvatel žijící v jiné zemi EU má Rumunsko a Polsko. Migrace z těchto zemí východní Evropy s vysokým počtem obyvatel se dá vysvětlit vysokým mzdovým diferenciálem po vstupu do EU a využití volného pohybu osob. (Okólski. 2007)

2.2 Metody odhadu a jejich předpoklady

2.2.1 Panelová data

Praktická část diplomové práce bude založena na analýze panelových dat. Panelová data, v literatuře často označovaná jako *„longitudinal data“,* jsou souborem jednotek *I* (jedinec, rodina, firma, stát…) sledovaných po určité pravidelné časové období (rok, kvartál, měsíc…) *T* proměnnými *K*. Rozlišujeme mezi kratšími panely, kde obvykle sledujeme velký počet jednotek po krátké časové období, které mohou mít charakter tzv. *„náhodného výběru“* z populace, a tzv. dlouhé panely zaměřující se na vývoj hledaných vztahů v čase s charakterem časových řad. Dalším příznakem panelových dat je vyváženost panelových dat, tedy kompletnost sledovaných proměnných v čase *t* pro všechny jednotky *i*. Naprosto vyvážený panel je ten, kde platí $T=T_i$ pro všechny *i*.

Následně uvedu výhody a nevýhody panelových dat (Baltagi, 2004)

Výhody:

- Zohlednění individuální heterogenity analyzovaných jednotek:
    - Každou pozorovanou jednotku lze popsat individuálně neměnnými charakteristikami A_i, které jsou v čase stabilní a liší se mezi pozorovanými jednotkami. Pro všechny charakteristiky A_i však není reálné provézt kontrolu v modelu způsobenou buď opomenutím proměnné, nebo z důvodu nepozorovatelnosti. Analýza panelových dat přináší jako největší přínos právě zohlednění individuální heterogenity díky sledování stejných jednotek v čase.
- Více informací, variability, stupňů volnosti, omezení kolinearity mezi proměnnými oproti analýze časových řad
- Schopnost detekovat *„přizpůsobení se“* sledovaných jednotek na základě určitého impulzu.
    - Lze tedy nejen pozorovat množství změny v čase ale i rychlost. Lepší konstrukce behaviorálních modelů.
- Možnost identifikovat a měřit efekty, které nejsou detekovatelné v průřezových datech a časových řadách.

Nevýhody

- Sběr dat

    - Komplementace vyváženého panelu, který má vyšší výpovědní hodnotu. S rostoucím počtem proměnných je toto možná limitace
- Zkreslení skrze měření
    - Např.: Problém odlišné metodologie při tvorbě dat mezi jednotlivými státy, a z toho plynoucí zkreslení odhadu.
- Závislost mezi sledovanými subjekty
    - Problém makroekonomických panelů států a regionů s dlouhým časovým obdobím, spočívající v závislosti mezi sledovanými objekty vedoucí k možným chybným závěrům

2.2.2 Model s fixními efekty

Lineární model panelových dat má následující podobu:

$$y_{i,t} = \alpha_t + \beta' x_{i,t} + a_i + u_{i,t} \quad ; i = 1,2..,N;\ t = 1,2 \ldots T \qquad 2.1)$$

Průsečík α_t je rozdílný v časovém období, avšak totožný pro všechna *i*. Proměnná x je souborem všech nezávislých proměnných pro všechny pozorované jednotky i a variabilní v čase *t*. β' je vektorem koeficientů 1×K reprezentující efekty, které jsou charakteristické *i*-tému pozorování. Fixní efekty, nepozorovaná heterogenita neměnná v čase, je zachycena v proměnné a_i a náhodná složka $u_{i,t}$ je zbylá nevysvětlená variabilita závislé proměnné s vlastností konstantního rozptylu a se střední hodnotou 0, tedy $u_{i,t} \sim IID(0, \sigma_u^2)$. Jelikož a_i je nepozorovatelné, přechází nám v případě klasického odhadu metodou nejmenších čtverců do složené náhodné složky, tzv. *„composite error“*.

$$y_{i,t} = \alpha_t + \beta' x_{i,t} + v_{i,t} \qquad 2.2)$$

$$v_{i,t} = a_i + u_{i,t} \qquad 2.3)$$

V modelu s fixními efekty se předpokládá, že existuje korelace mezi nepozorovanou charakteristikou a_i a exogenní proměnnou $x_{i,t}$.

Platí tedy: $\text{Cor}(a_i, x_{i,t}) \neq 0 \rightarrow \text{Cor}(v_i, x_{i,t}) \neq 0$

Tímto je porušena exogenita vysvětlujících proměnných, jeden ze základních předpokladů konzistentního a nezkresleného odhadu. Pokud bychom připustili absenci

jakéhokoliv vztahu mezi nepozorovanou heterogenitou a vysvětlujícími proměnnými, tedy individuální vliv by byl náhodný, je doporučeno využít modelu s náhodnými efekty.

Jedním z řešení endogenity je právě odhad s fixními efekty. Nejběžnější způsob odhadu fixních efektů je pomocí odchylek jednotkových průměrů, tzv. *„within estimation“*. Provedeme aritmetický průměr rovnice 2.1 pro i-tou průřezovou jednotku skrze celý časový horizont T a získáme:

$$\bar{y}_i = \alpha + \beta\bar{x}_i + a_i + \overline{u_\iota} \quad 2.4)$$

Poté odečteme rovnici 2.4 od rovnice 2.1 a získáme výsledný tvar rovnice s odstraněnými fixními efekty a_i, které se rozdílem vyruší. Výsledné odhady koeficientů β jsou konzistentní i přes možnou korelaci regresorů s fixními efekty a_i.

$$y_{i,t} - \bar{y}_i = \beta(x_{i,t} - \bar{x}_i) + u_{i,t} - \overline{u_\iota} \quad 2.5)$$

Druhý způsob odhadu s fixními efekty, s výsledkem identickým předchozího postupu, je odhad pomocí průřezových dummy proměnných, takzvaný odhad LSDM (Least square dummy variable). Umělé proměnné slouží jako odhad nepozorované heterogenity pro *i*-tou jednotku. Tímto bude heterogenita vysvětlena a již nebude dále zkreslovat výsledný odhad.

$$y_{i,t} = \alpha_i d_i + \beta x_{i,t} + u_{i,t} \quad 2.6)$$

Koeficient α je zde jako parametr pro průsečík každé *i*-té pozorované jednotky, d_i nabývá hodnoty 1 pro všechna pozorování *i=j*.

Pro získání průsečíku stačí odhadnout

$$\hat{\alpha}_i = \bar{\mathrm{y}}_i - \hat{\beta}\bar{x}_i\,;\ \bar{\mathrm{y}}_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_{i,t}\ ,\bar{\mathrm{x}}_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_{i,t} \quad 2.7)$$

Odhady koeficientů α jsou nekonzistentní, tedy s rostoucím počtem sledovaných jednotek se zhoršuje jejich statistika, to neplatí o koeficintech β. Problém tak může nastat u panelu s vyšším počtem sledovaných jednotek *i,* kdy se bude zhoršovat statistika odhadu přidáváním stovek *i*-tých dummy proměnných. V případě zahrnutí

souhrnného průsečíku nelze z důvodu kolinearity do rovnice zařadit dummy proměnné pro každé *i* ale *N-1*. (Wooldridge 2008, Baltagi 2004)

2.2.3 Model simultánních rovnic

Máme systém rovnic, jejichž podoba je následující:

$$y_j = X_j\beta_j + u_j \quad ,j = 1, \dots m \qquad 2.8)$$

Skládá se z vektoru pozorovaných hodnot *j*-té proměnné y_i, matice hodnot vysvětlujících proměnných X a jejich koeficientů β_j. Jako poslední je u_j vektorem náhodné chyby. Základní udávané předpoklady simultánních rovnic jsou:

1) Nekorelace náhodné složky v čase mez rovnicemi.

$$Cov[u_{j,t}\, u_{l,s}] = 0 \;\; \forall\, t \neq s$$

Připuštěna je pouze korelace mezi náhodnými složkami jednoho časového období.

$$Cov[u_{j,t}\, u_{l,t}] = \sigma_{j,l}$$

2) Pro exogenní proměnné platí

$$Cov[x_t^T\, x_t] = M = (\text{k*k})$$

Dále nekorelace náhodné složky a exogenní proměnných

$$Cov[x_t^T\, u_t] = 0$$

Rozptylová matice vektoru náhodné složky, jestliže I_T je identitou časové dimenze T:

$$Var(u) = \begin{pmatrix} \sigma_{11}I_T & \dots & \sigma_{1m}I_T \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{m1}I_T & \dots & \sigma_{mm}I_T \end{pmatrix} \qquad 2.9)$$

Pro případ, kdy se na pravé straně rovnice 2.8) nachází pouze exogenní proměnné, lze provézt pomocí metody OLS (Ordinary least squares), WLS (Weighted least squares nebo SUR (Seemingly unrelated regression) odhad koeficientů β.

Běžně se však systémy simultánních rovnic využívávají pro zachycení vzájemných kauzálních vztahů, čímž se mezi regresory objevují proměnné, které jsou v jedné z rovnic v pozici vysvětlující a jiné jako vysvětlované proměnné. Jako příklad takových rovnic zobrazím systém 2 simultánních rovnic

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 x_t + \epsilon_{1t} \qquad 2.10)$$

$$x_t = \alpha_2 + \beta_2 y_t + \epsilon_{2t} \qquad 2.11)$$

$$t = 1, \dots, T$$

V soustavě rovnic se objevuje endogenní proměnná *x*, která je v rovnici 2.10 v pozici vysvětlující proměnné a v rovnici 2.11 je naopak proměnnou vysvětlovanou pomocí y_t a tudíž i ϵ_{1t}. Vztah jako tento popsaný výše umožňuje zachytit simultánní kauzální vztahy mezi jednou a více proměnnými. Odhad pomocí zmíněnou metodou nejmenších čtverců OLS by v tomto případě byl nekonzistentní porušením asymptotických podmínek ortogonality endogenních vysvětlujících proměnných. Doporučované odhadové metody jsou uváděni dvou-stupňová metoda nejmenších čtverců 2SLS a tři-stupňová metoda nejmenších čtverců 3SLS. (Zellner a Teil, 1962)

Vzorová obecná rovnice simultánních rovnic s endogenní vysvětlovanou proměnnou má tedy podobu:

$$y_j = X_j \beta_j + Y_j \gamma_j + u_j \quad , j = 1, \dots m \qquad 2.12)$$

Oproti rovnici 2.8) nám tedy přibyl vektor pozorování endogenních proměnných Y_j a příslušný vektor koeficientů γ_j.

2SLS

V prvním stupni tvorby 2SLS odhadu získáme odhady OLS všech endogenních proměnných Y_j na pravé straně *j*-té rovnice pomocí lineární regrese těchto proměnných na všechny exogenní proměnné X soustavy 2.12.

$$\widehat{Y_j} = X(X'X)^{-1}X'Y_j \qquad 2.13)$$

Poté nahradíme matici Y za $\widehat{Y_j}$ v rovnici 2.12 a získáme finální rovnici 2.14.

$$y_j = X_j \beta_j + \widehat{Y_j} \gamma_j + u_j \qquad 2.14)$$

Následně provedeme finální OLS odhad parametrů β a γ, $b_{2SLS\ j}$ *a* $c_{2SLS\ j}$.

$$\begin{pmatrix} b_{2SLS\ j} \\ c_{2SLS\ j} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_j^T Y_j & X_j^T X_j \\ Y_j^T X (X^T X)^{-1} X^T Y_j & Y_j^T X_j \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} X_j^T y_j \\ Y_j^T X (X^T X)^{-1} X^T y_j \end{pmatrix} \qquad 2.15)$$

Při splnění podmínek stanovených v úvodu je odhad těchto parametrů konzistentní a asymptoticky normální pro *j*-tou rovnici.

3SLS

V předchozí části byly provedeny odhady pouze pro rovnice *j* zvlášť, nebyla tak zohledněna korelace náhodných složek jednotlivých rovnic. Pro zachycení efektu soustavy rovnic přepíšeme rovnici 2.12 následovně

$$y_j = X_j\beta_j + Y_j\gamma_j + u_j = Z_j\delta_j + u_j \qquad 2.16)$$

Pro získání asymptoticky efektivního odhadu pro celou soustavu rovnic je nutné nejprve provézt odhad jednotlivých prvků σ rozptylové matice 2.9. pomocí reziduí 2SLS.

$$\hat{\sigma}_{i,j} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{u}_{i,t}\hat{u}_{j,t} = \frac{1}{T}\left(y_i - Y_i c_{2SLS\,i} - X_i b_{2SLS\,i}\right)^T\left(y_j - Y_j c_{2SLS\,j} - X_j b_{2SLS\,j}\right)$$

$$i\,,\,j = 1,\ldots,\mathrm{m} \qquad 2.17)$$

Dostáváme se ke třetímu stupni odhadu, kde je nejprve třeba vynásobit rovnici 2.16 maticí $H^T = (I_m \otimes X)^T$ pro zachování konzistence odhadu.[10] Výsledná podoba transformované rovnice 2.16:

$$H^T y = H^T Z\delta + H^T u \qquad 2.18)$$

Pomocí tzv. Aitkenova odhadu modelu 2.18 získáme odhady d_{3SLS} parametrů $\delta = (\gamma^T \beta^T)$

$$\begin{pmatrix} d_{3SLS1} \\ \vdots \\ d_{3SLSm} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{11}Z_1^T X(X^TX)^{-1}X^TZ_1 & \ldots & \hat{\sigma}_{1m}Z_1^T X(X^TX)^{-1}X^TZ_m \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\sigma}_{m1}Z_m^T X(X^TX)^{-1}X^TZ_1 & \ldots & \hat{\sigma}_{mm}Z_m^T X(X^TX)^{-1}X^TZ_m \end{pmatrix}^{-1} \times$$
$$\begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{11}Z_1^T X(X^TX)^{-1}X^Ty_1 + & \ldots & +\hat{\sigma}_{1m}Z_1^T X(X^TX)^{-1}X^Ty_m \\ & \vdots & \\ \hat{\sigma}_{m1}Z_m^T X(X^TX)^{-1}X^Ty_1 + & \ldots & +\hat{\sigma}_{mm}Z_m^T X(X^TX)^{-1}X^Ty_m \end{pmatrix} \qquad 2.19)$$

Výsledný odhad má vlastnosti odhadu 2SLS, avšak je i asymptoticky efektivní v rámci celé soustavy rovnic. Pro více informací k odhadu simultánních rovnic lze nalézt v Cipra (2013) nebo Green (2008), ze kterých jsem čerpal.

[10] $\otimes$ - Kroneckerův součin matic

2.3 Data a popis proměnných

Pro praktickou část a modely migrace jsem sestavil silně vyvážený panel zvolených proměnných 15 zemí EU v letech 2007 až 2018 (t=12) dobře charakterizující evropský kontinent, přesněji: Belgii, Českou republiku, Dánsko, Německo, Estonsko, Španělsko, Francie, Itálie, Nizozemsko, Rakousko, Portugalsko, Slovinsko, Finsko, Švédsko, Velkou Británii. Pro Itálii jako jedinou platí kratší časové sledovací období 2008 až 2018 (t=11). Původní zamýšlené sledovací období mělo zachycovat delší časové období od 90. let. Z důvodu rozdílných roků vstupů vybraných zemí do Evropské unie, jsem se rozhodl pro kratší panel.

Kompletace panelu proběhla na základě volně dostupných dat v databázích Eurostatu, OECD a World Bank.

Proměnné v modelu veřejných výdajů:

Migration – Podíl cizinců v populaci hostitelské země zachycující heterogenitu populace. Skrze meziroční změny lze sledovat hodnotu čisté mezinárodní migrace, tedy rozdíl mezi emigrujícími a imigrujícími ve vztahu k hostitelské zemi. (Böheim a Mayr 2004, Eurostat)

Previous migration – Zpožděné proměnné migrace o t-1: Migration v prvním modelu veřejných výdajů, High-skilled migration a Low-skilled migration v modelu s kvalifikačním rozdělením. S vyšším zastoupením migrantů v domácí populaci předpokládáme nižší jazykové a kulturní bariéry mezi migranty a populací hostitelské země. Tento princip *„teorie sítí“* snižující náklady migrace byl popsán v kapitole **1.3.3.** V rovnicích 2), 4) a 5) tudíž očekávám kladný vztah podílu cizinců v populaci v t-1 k počtu cizincům v čase t. (Carrington 1996, Eurostat)

Low-skilled migration – Podíl cizinců v populaci hostitelské země s dosaženým vzděláním 0 až 2 dle klasifikace ISCED 2011 - nejvýše dosažené vzdělání základní. (Böheim a Mayr 2004, Eurostat a OECD)

High-skilled migration – Podíl cizinců v populaci hostitelské země s dosaženým vzděláním 3 až 8 dle klasifikace ISCED 2011 – nejnižší dosažené vzdělání střední s výučním listem / maturitou. (Böheim a Mayr 2004, Eurostat a OECD)

Public spending – Proměnná vyjadřující veřejné výdaje, které jsou stanoveny jako podíl vůči HDP v příslušném roce. Proměnná je v systému rovnic modelu veřejných výdajů endogenní, neboť v rovnici 1) a 3) je v pozici vysvětlované proměnné a v rovnicích 2), 4) a 5) proměnnou vysvětlující. Důvodem je očekávání zpětné kauzality a možné nadhodnocení nebo podhodnocení výsledných koeficientů. V situaci rovnic 2), 4) a 5), kdy vysvětluji množství cizinců v populaci, očekávám kladný kauzální vztah, tedy že s rostoucími výdaji roste i množství migrantů. (Böheim a Mayr 2004, Eurostat)

Public spending on private goods – Stěžejní kontrolní proměnná obsažená ve všech simultánních rovnicích sloužící ve velké zjednodušenosti jako vyjádření rozsahu sociálního státu. Jedná se o podíl sociálních výdajů na transfery, sociální služby a daňové úlevy na celkové výši veřejných výdajů. Ve vztahu této proměnné k migraci očekávám pozitivní vztah posilující teorii *„magnetu blahobytu“*. Vliv na výši veřejných výdajů je nejednoznačný a zůstává empirickou otázkou. (Böheim a Mayr 2004, OECD)

Tax revenue – Souhrnný daňový příjem země vyjádření jako podíl ku HDP daného roku. Očekávám kladný vztah s výší veřejných výdajů. (Böheim a Mayr 2004, OECD)

Urban population – Proměnná vyjadřující procento obyvatelstva žijící ve městě. Proces urbanizace je uváděn jako důsledek jak vnitrostátní a mezinárodní migrace, tak jako determinant migračních toků. S vyšší mírou urbanizace očekáváme vyšší míru migrace. (Böheim a Mayr 2004, United Nation 2018, Worldbank)

Gini index – Charakteristika vyjadřující stupeň nerovnosti v rozdělení bohatství. Nabývá hodnot od 0, kdy je stanoveno dokonalé rozdělení bohatství, do 100 znamenající naprostou nerovnost. V modelu veřejných výdajů v pozici vysvětlující proměnné migrace očekávám záporné znaménko. Se snížením indexu, rovnějšího rozdělení bohatství, dojde ke zvýšení migrace. (Böheim a Mayr 2004, Eurostat)

Proměnné využité v obou modelech:

Government production – Souhrnný produkt veřejných institucí, spadající pod centrální vládu nebo místní samosprávy, čítající jednotky tržní, netržní i určené pro vlastní využití. Tato hodnota vyjádřená v poměru ku HDP příslušného roku, slouží jako proxy pro velikost veřejného sektoru. S rostoucí velikostí veřejného sektoru očekávám vyšší veřejné výdaje a zhoršení bilance státního rozpočtů. (OECD)

GDP – Hodnota HDP na hlavu vyjádřená v USD roku 2010 sloužící pro kontrolu hospodářského cyklu. U veřejných výdajů čekáme proticyklický efekt, tedy pokles v případě růstu produktu a vice versa. Ve vztahu k bilanci státního rozpočtu očekávám kladnou korelaci. (Böheim a Mayr 2004, Woo 2001, Eurostat)

Unemployment rate – Obecná míra nezaměstnanosti jako procento nezaměstnaných ekonomicky aktivních obyvatel. V regresy veřejných výdajů očekávám kladné znaménko. S vyšší úrovní nezaměstnanosti očekávám vyšší úroveň transferů, a tudíž i veřejných výdajů. V modelu bilance státního rozpočtu očekávám záporný vztah nezaměstnanosti a bilance z důvodů zmíněných výše. (Böheim a Mayr 2004, Woo 2001, Eurostat)

Age dependency ratio – Poměr osob typicky ekonomicky neaktivních (mladší 15 let a starší 65 let) ku ekonomicky aktivnímu obyvatelstvu. Tento údaj vyjadřuje demografický stav ekonomiky z pohledu stárnutí obyvatelstva. Očekávám kladný vztah s veřejnými výdaji a záporný vztah s bilancí státního rozpočtu, neboť s rostoucím poměrem ekonomicky neaktivního obyvatelstva očekáváme vyšší fiskální zátěž v podobě transferů. (Böheim a Mayr 2004, Woo 2001, Worldbank 2020)

Proměnné modelu bilance státního rozpočtu:

Government balance – Závislá proměnná modelu bilance státního rozpočtu definovaná jako bilance státního rozpočtu vyjádřená jako podíl ku HDP. (Eurostat 2020)

Government debt difference – Změna poměru státního dluhu vůči HDP v minulém roce. Poměr dluhu vůči HDP je relativním ukazatelem míry zadlužení státu a do jisté míry měřítkem udržitelnosti fiskální politiky. Na bilanci státního rozpočtu může mít růst poměru zadlužení jak kladný, tak záporný dopad v závislosti na původní výši zadlužení, neboť při vyšších úrovních zasahují do bilance vysoké platby úroků z dluhové služby. (Tujula a Wolswijk 2004, Eurostat 2020)

Migration rate – Míra čisté migrace vyjádřená jako procentuální změna množství cizinců v domácí populaci. Použito jako vysvětlující proměnná v modelu bilance státního rozpočtu, v případě platnosti teorie sklonu k deficitnímu hospodaření očekáváme záporné znaménko daného koeficientu. (Ben Gad 2008, Eurostat 2020)

Long term IR Δ – Meziroční změna průměrného výnos dlouhodobých státních dluhopisů. Státní dluhopisy jsou instrumentem, jejichž výnos použijeme pro definování výše úrokových sazeb v dané zemi. Vyšší sazby zatěžují bilanci státního rozpočtu náklady na dluhovou službu. (Tujula a Wolswijk 2004, OECD 2020)

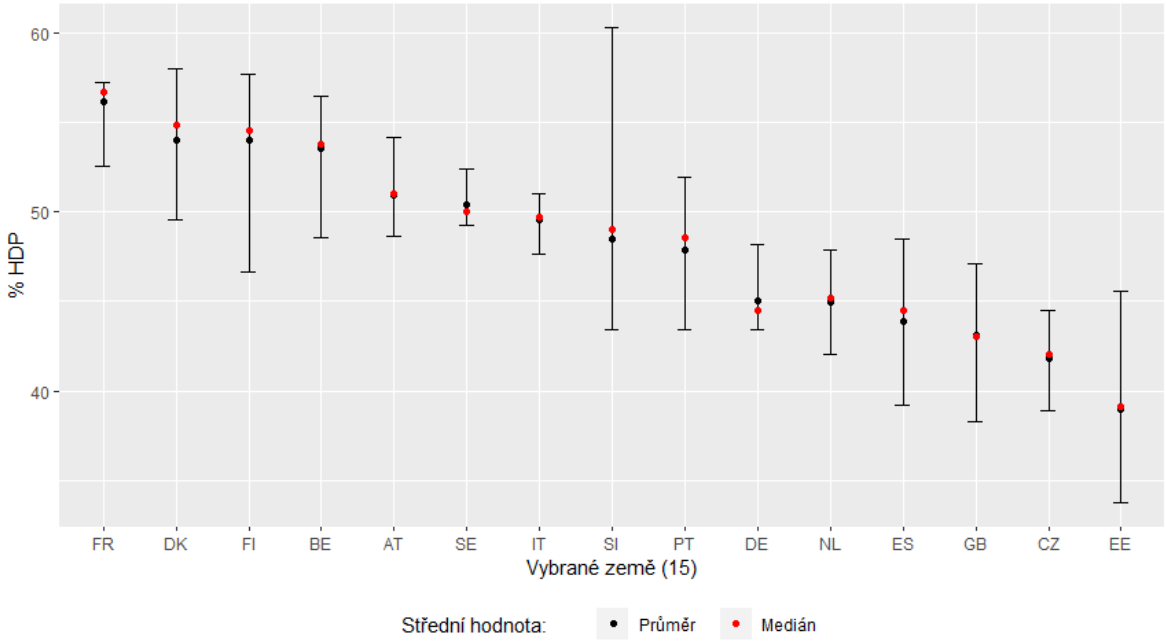
Short term IR Δ – Meziroční změna průměrného krátkodobých státních dluhopisů. Vývoj výnosu krátkodobé úrokové míry může být ovlivněn monetární politikou a změnou peněžní zásoby, která ovlivňuje inflaci. Kupříkladu snížení peněžní zásoby zvyšuje krátkodobou úrokovou míru a působí tak proti inflaci. Výsledek na bilanci je nejasný a daný operacemi v ekonomice, které jsou změnou sazby ovlivněny. Jak u zmíněné dlouhodobé úrokové míry, tak krátkodobé lze hovořit o nákladech na financování státu. (Tujula a Wolswijk 2004, OECD 2020)

Political stability Δ – Meziroční změna indexu politické stability nabývající hodnot od -2,5, značící velkou nestabilitu a případné násilí související s teroristickým útokem, po 2,5 vyznačující téměř perfektní stabilní politickou situaci bez násilí spojeného s terorismem nebo občanskými nepokoji. Očekávám kladné znaménko v regresy bilance státního rozpočtu. (Woo 2001, Worldbank 2020)

2.4 Model migrace a výše veřejných výdajů

První model bude sloužit k vyjádření dopadu migrace na výši veřejných výdajů. Veřejné výdaje mají ve vybraném vzorku následující charakteristiky.[11]

Graf 8: Variabilita veřejných výdajů a jejich vývoj ve vybraných zemích v letech 2007-2018



Zdroj: Vlastní zpracování (Eurostat)

Tabulka 1:Variabilita veřejných výdajů ve vybraných zemích v letech 2007-2018

%HDP	FR	DK	FI	BE	AT	SE	IT	SI	PT	DE	NL	ES	GB	CZ	EE
$\bar{x}$	56.1	54	54	53.5	50.9	50.4	49.6	48.5	47.9	45.1	45	43.9	43.1	41.8	39
$\tilde{x}$	56.7	54.9	54.5	53.8	51	50	49.7	49	48.6	44.5	45.2	44.5	43	42	39.2
Max	57.2	58	57.7	56.5	54.1	52.4	51	60.3	52	48.2	47.9	48.5	47.1	44.5	45.6
Min	52.6	49.6	46.7	48.6	48.7	49.3	47.7	43.4	43.5	43.4	42.1	39.2	38.3	38.9	33.7
SD	1.6	2.9	3.4	2.4	1.7	1	1.1	4.7	3	1.5	2.2	2.8	2.8	1.8	2.8

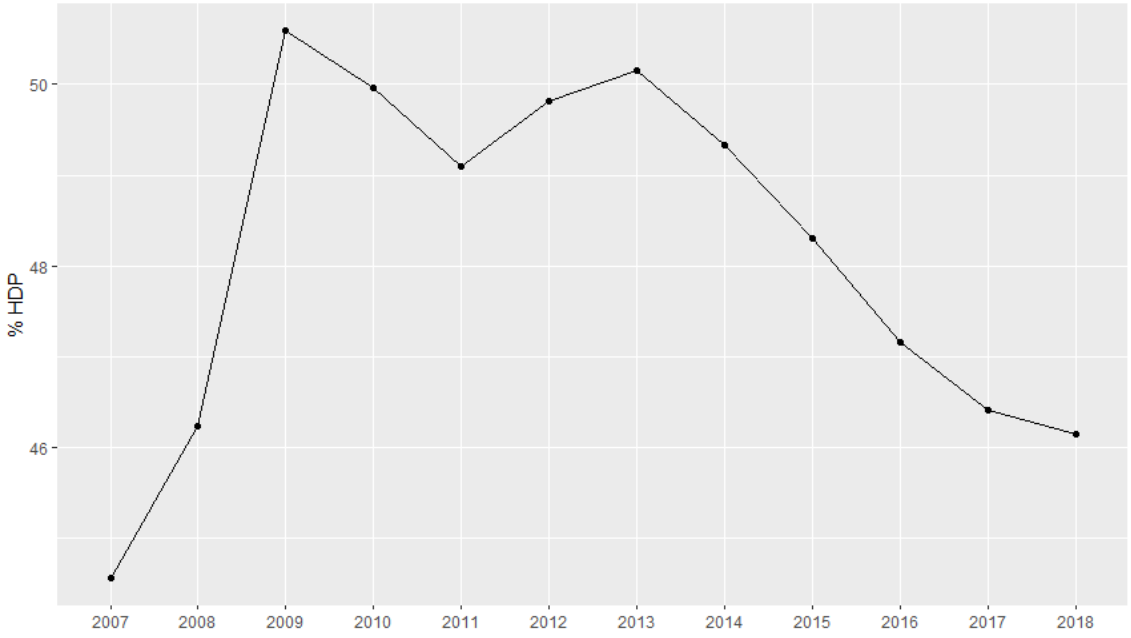
Zdroj: Vlastní zpracování (Eurostat)

Z grafického znázornění vidíme rozdílné úrovně výše veřejných výdajů, kdy země jako Francie, Dánsko nebo Belgie mají stabilní výdaje výrazně nad hodnotami 50 % HDP. Naopak nejnižší veřejné výdaje vidíme u Estonska a České republiky, kde se hodnoty ve

[11] $\bar{x}$ - průměr, $\tilde{x}$ – medián, Max – maximální hodnota, Min – minimální hodnota, SD – směrodatná odchylka

sledovaném období pohybují pod 45 % HDP. Jako další charakteristiku lze uvézt míru variability, neboť Slovinsko nebo Estonsko dosahuje výrazně vyšších odchylek od průměru, než Švédsko a Itálie, které hospodaří naprosto stabilně s výdaji kolem 50 % HDP. Vývoj průměrných výdajů výběrového vzorku v čase je vidět na následujícím grafu 9.

Graf 9: Průměrná výše veřejných výdajů ve vybraných státech v letech 2007-2018



Zdroj: Vlastní zpracování (Eurostat)

Vývoj veřejných výdajů v čase je na první pohled ovlivněn finanční krizí v roce 2008, a následnou ekonomickou krizí počínající v roce 2009, kdy dochází u vybraných zemí k průměrnému růstu výdajů o 10 %. Takto výrazný růst lze vysvětlit stimulační fiskální politikou podporující zaměstnanost, která měla za cíl snížit dopady krize. V těchto letech dochází současně k nerovnováze veřejných financí, kdy obecně výdaje a protikrizový stimul přesahují příjmovou stranu státního rozpočtu. (Dvořák, 2012) Průměrný schodek státního rozpočtu je u vybraných států v roce 2009 pětinásobný ve srovnání s rokem 2008, jak je vidět na Grafu 11 v kapitole Migrace a bilance státního rozpočtu. Zvyšující se zadlužení, ke kterému u mnohých státu docházelo i před vypuknutím krize, má za následek vyšší náklady na obsluhu dluhu, tudíž vyšší hodnoty veřejných výdajů přetrvávají i posléze. (Rădulescu, 2012)

2.4.1 Model celkové migrace

Pro účely odhadu vlivu migrace na výši veřejných výdajů ve zvoleném období provedu odhad simultánních rovnic pomocí metody 3SLS (Three-stage-least-squares). Pro zohlednění opačné kauzality, tedy že výše veřejných výdajů může mít vliv na samotný tok migrantů, je proveden odhad rovnice 2. (Razin a Wahba, 2014) Kladný koeficient veřejných výdajů vysvětlující migraci v odhadu rovnice 2 by tak potvrzoval jak zpětnou kauzalitu, tak teorii magnetu státu blahobytu. Na teorii magnetismu blahobytu by též poukazoval kladný koeficient proměnné PS on private goods, tedy podílu transferů na výši veřejných výdajích. (Borjas, 1999) Výsledný model veřejných výdajů je obsažen v rovnici 1. Model je inspirován Böheim a Mayr (2004), kteří provedli odhad simultánních rovnic na 18 zemích OECD v letech 1990-2001. Ze znázornění na Grafu 9 v předešlé kapitole vidíme odlišné úrovně veřejných výdajů mezi vybranými státy, kdy průměrné výše veřejných výdajů Francie v přibližné hodnotě 56 % HDP nedosáhlo ve svém maximum 2/3 vybraných zemí. Vidíme v čase stálé, a mezi zeměmi odlišné, úrovně výdajů. Tuto charakteristiku se budu snažit odstranit modelem s fixními efekty, přesněji zahrnutím dummy proměnných pro jednotlivé státy v rovnici 1.

Do modelu do rovnice 1 dále přidám proměnnou Government production. Tato proměnná zachycuje efekt velikosti veřejného sektoru na veřejných výdajích. Veřejný sektor, který je náročný především na práci oproti kapitálu, v čase nedosahuje takového růstu produktivity jako sektor privátní. Rozdílná produktivita má vliv na rozdílné mzdy mezi sektorem privátním a veřejným. Aby stát motivoval k práci ve veřejném sektoru, musí zvyšovat mzdu souběžně s růstem privátního sektoru. Tím dochází k vyplácení mezd vyšších, než je mezní produkt v daném sektoru. Tento efekt, růst reálných cen služeb veřejného sektoru v závěsu na růstu reálných mezd v privátním sektoru, je v literatuře popsán jako tzv. *„Baumolova nákladová nemoc“*. (Baumol, 1993) Na růst veřejného sektoru, a tedy v důsledku i veřejných výdajů, působí i síla odborů, které zde figuruje jako monopolní síla na straně nabídky práce, tlačící na zvyšování mezd své zájmové skupiny. (Marlow a Orzechowski, 1996). Na veřejný sektor lze nahlížet v teorii hospodářských politických cyklů jako na nástroj ke znovuzvolení vládnoucí strany tak, že v předvolebním období bude docházet ke zvýšení mezd právě ve veřejném sektoru, který tvoří významnou část voličstva. (Katsimi, 1998) Proměnnou Government production bych chtěl zohlednit velikost produkce veřejného sektoru ve vysvětlení výše

veřejných výdajů, a případně zohlednit vliv politického cyklu na variabilitu závislé proměnné veřejných výdajů.

V případě zápornosti koeficientu Migration, můžeme hovořit o převažujícím anti-sociálním efektu působící negativně na výši veřejných výdajů. Tento efekt by popisoval nevraživost domácí populace, a nižší užitek spojený s výdaji na veřejné statky, které jsou ze své podstaty nevylučitelné ze spotřeby, nebo migraci chudšího obyvatelstva s výrazně nižšími příjmy než v hostící zemi. Kladný koeficient by naopak poukazoval na efekt důchodový viz. kapitola **1.7**. Odhad je proveden v softwaru R metodou 3SLS prostřednictvím funkce *systemfit* umožňující odhad simultánních rovnic. (Henningsen a Hannan 2019)

Simultánní rovnice modelu veřejných výdajů budou následující:

1.A

$$Public\ spending = \alpha_1 * Migration + \beta_1 * Public\ spending\ on\ private\ goods + \gamma_1 * Government\ production + \delta_1 * Tax\ revenue + \lambda_1 * Age\ dependency\ ratio + \tau_1 * GDP + \mu_1 * Unemployment\ rate + \omega_1 * D_i + \epsilon_1$$

2.A

$$Migration = c + \alpha_2 * Migration\ (t\text{-}1) + \beta_2 * Public\ spending + \gamma_2 * Public\ spending\ on\ private\ goods + \delta_2 * Gini\ index + \lambda_2 * Urban\ population + \mu_2 * Unemployment\ rate + \epsilon_2$$

Proměnné Gini index a Urban population byly v odhadu metodou 3SLS statisticky výrazně nevýznamné, a proto byly z modelu vyřazeny.[12] Proměnná veřejných výdajů byla též nevýznamná, ale ponechána z důvodu zachování odhadované metody a modelu z Böheim a Mayr (2004). Simultánní kauzalita veřejných výdajů a celkové migrace potvrzena nebyla. Výsledná forma rovnic je tak následující.

[12] Výstup ze softwaru R se nachází v příloze

1.B

$$Public\ spending = \alpha_1 * Migration + \beta_1 * Public\ spending\ on\ private\ goods + \gamma_1 * Government\ production + \delta_1 * Tax\ Revenue + \lambda_1 * Age\ dependency\ ratio + \tau_1 * GDP + \mu_1 * Unemployment\ rate + \omega_1 * D_i + \epsilon_1$$

2.B

$$Migration = c + \alpha_2 * Migration\ (t-1) + \beta_2 * Public\ spending + \gamma_2 * Public\ spending\ on\ private\ goods + \delta_2 * Unemployment\ rate + \epsilon_2$$

Provedu odhad rovnic 1.B a 2.B metodou 3SLS.[13] Výstup odhadu je následující.

Tabulka 2: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 1.B)

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
Migration	0.393	0.104	2.4e-4
PS on private goods	-0.557	0.064	5.3-15
Government production	1.691	0.108	<2.2e-16
Tax revenue	0.301	0.080	2.3e-4
Age dependency ratio	0.261	0.052	1.6e-6
GDP	-4.9e-4	1.0e-4	2.2e-6
Unemployment rate	0.180	0.053	1.0-3

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

[13] Výstup ze softwaru R se nachází v příloze

Tabulka 3: *Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 2.B)*

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
Migration t-1	0.985	0.006	<2.2e-16
Public spending	-1.4e-3	0.004	0.760
PS on private goods	0.023	0.004	4.8e-6
Unemployment rate	-0.037	0.005	3.1e-10

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Z odhadu rovnice 1.B vidíme, že jsou všechny vysvětlující proměnné významné na 1 % hladině významnosti, dále mají koeficienty očekávaná znaménka. S růstem zastoupení cizinců v populaci domácí ve vybraných zemích o 1 procentní bod dochází ke zvýšení veřejných výdajů v čase v průměru o 0,39 procentního bodu. Model tak poukazuje na převažující důchodový efekt migrace, tedy že s růstem zastoupení cizinců dochází k růstu veřejných výdajů. Opačná kauzalita v rovnici 2.B dle očekávání z předchozích výsledků potvrzena nebyla, proměnná veřejných výdajů je výrazně nevýznamná. Ostatní proměnné v rovnici jsou v souladu s našimi předpoklady.

Nejprve provedu test autokorelace reziduí řádu 1, tedy závislosti náhodné složky v čase t na náhodné složce v čase t-1. U prokázání autokorelace lze obecně hovořit o ztrátě vydatnosti odhadu, vychýlenosti standardních chyb, podhodnocení reziduí a nadhodnocení koeficientu determinace. Pro test autokorelace prvního řádu v systému simultánních rovnic přidám do odhadu jako vysvětlující proměnnou zpožděná rezidua v čase o t-1. (Wooldridge, 2008)

Rovnice 1 a 2 se zpožděnými rezidui vypadají následovně.

1.B+ ϵ_1(t-1)

$$Public\ spending = \alpha_1 * Migration + \beta_1 * Public\ spending\ on\ private\ goods + \gamma_1 * Government\ production + \delta_1 * Tax\ Revenue + \lambda_1 * Age\ dependency\ ratio + \tau_1 * GDP + \mu_1 * Unemployment\ rate + \omega_1 * D_i + \eta * \epsilon_1(t\text{-}1) + \epsilon_1$$

2.B+ ϵ_2(t-1)

*Migration = c + α_2*Migration (t-1) + β_2* Public spending + γ_2* Public spending on private goods + δ_2* Unemployment rate + η * ϵ_2(t-1) + ϵ_2*

Tato zpožděná rezidua jsou v odhadu významná na 1 % hladině významnosti, lze tak hovořit o přítomnosti autokorelace řádu 1.[14] Metodou fixních efektů odstraníme část individuálních fixních efektů a_i z tzv. *„composite error"*. Zbylá idiosynkratická chyba však může mít sériovou závislost nebo rozdílný rozptyl (heteroskedasticitu) reziduí v čase v rámci sledované země. Pro získání robustního odhadu, zajišťujícího sériovou nezávislost a homoskedasticitu reziduí, by bylo nutné provézt cluster standardních chyb dle zemí, který by tuto nestabilitu v datech řešil. Následným robustním odhadem bychom se zbavili nechtěné variability reziduí. (Croissant a Millo, 2008) Robustní odhad nebo jakýkoliv test autokorelace a heteroskedasticity v modelování simultánních rovnic funkcí *systemfit v* softwaru R, který jsem využil, není v současné chvíli dostupný. (Henningsen a Hannan 2019) Pro robustní odhad simultánních rovnic by byl nutný ruční výpočet clusteru standardních chyb obou rovnic, který nepovažuji zbytný pro účely této práce. Rozhodl jsem se pro vylepšení charakteristik modelu pro logaritmickou transformaci. U závislé proměnné, která nemá charakter normálního rozdělení a vykazuje určitou míru tzv. šikmosti, lze tyto charakteristiky vylepšit právě transformací pomocí logaritmu a částečně vyřešit problém autokorelace a možné heteroskedasticity.

Log (1.B)

*Log(Public spending) = α_1 * Log(Migration) + β_1 *Log(Public spending on private goods) + γ_1 * Log(Government production) + δ_1 * Log(Tax Revenue) + λ_1 * Log(Age dependency ratio) + τ_1 * Log(GDP) + μ_1 * Log(Unemployment rate) + ω_1 * D_i + ϵ_1*

Log (2.B)

Log(Migration) = c + α_2 Log(Migration (t-1)) + β_2* Log(Public spending) + γ_2* Log(Public spending on private goods) + δ_2* Log(Unemployment rate) + ϵ_2*

Pro detekci autokorelace jsem provedl opět odhad reziduí, a použil je zpožděná v čase t-1 jako vysvětlující proměnné v rovnici Log (1.B) + Log (2.B). Docházím k závěru, že

[14] Výstup odhadu se zpožděnými rezidui ze softwaru R se nachází v příloze.

sériová závislost řádu AR (1) náhodné složky byla pomocí této transformace odstraněna pouze v rovnici první, zpožděná rezidua jsou zde statisticky nevýznamná, v rovnici druhé nadále signifikantní na 1 % hladině významnosti.

Provedu výsledný, nejlepší možný odhad 3SLS s funkční formou log-log.[15]

Tabulka 4: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log (1.B))

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
Migration	0.04	0.017	0.022
PS on private goods	-0.533	0.059	6.6e-16
Government production	0.795	0.042	<2.2e-16
Tax revenue	0.256	0.058	1.9e-5
Age dependency ratio	0.222	0.065	8.1e-4
GDP	-0.266	0.082	1.4e-3
Unemployment rate	0.042	0.012	9.5e-4

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Tabulka 5:Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log (2.B))

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
Migration t-1	0.954	0.008	<2.2e-16
Public Spending	-0.017	0.036	0.620
PS on private goods	0.090	0.039	0.023
Unemployment rate	-0.035	0.008	9.9e-5

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Transformací proměnných do podoby logaritmu získáváme procentuální vyjádření, které je nutné zohlednit při interpretaci. Zvýšení zastoupení cizinců v domácí populaci o 1 % má za následek zvýšení podílu veřejných výdajů v čase v průměru o 0,04 %. U

[15] Výstup odhadu rovnic v log-log formě ze softwaru R se nachází v příloze.

sledované proměnné Migration lze výsledek zhodnotit jako statisticky významný na hladině významnosti 5 % oproti 1 % v předešlém odhadu bez transformace logaritmem.

Pro zhodnocení konzistence zvoleného odhadu aplikuji Hausmanův test specifikace, pro jehož provedení jsem odhadl rovnice pomocí metody 2SLS a poté 3SLS. V zásadě je toto test, zdali jsou vysvětlující exogenní proměnné v soustavě jednotlivých rovnic korelovány s náhodnou složkou. (Hausman, 1978) V případě potvrzení korelace exogenních proměnných s náhodnou složkou metoda 2SLS poskytuje konzistentní a 3SLS nekonzistentní odhad. Na základě tohoto testu nezamítám nulovou hypotézu absence korelace regresorů.[16] Metoda 3SLS je při nezamítnutí nulové hypotézy nejen konzistentní jako odhad 2SLS, avšak i asymptoticky vydatný (efektivní), čímž rozumíme konvergenci rozptylu se zvyšujícím výběrem k nule.

2.4.2 Migrace s kvalifikačním rozdělením

Druhou část výzkumné otázky veřejných výdajů bude tvořit model s kvalifikačním rozdělením migrantů na více a méně kvalifikované, neboť touto specifikací lze lépe zhodnotit výsledný efekt, případně jeho konzistenci s předpoklady teorie, přesněji zmíněného důchodového a anti sociálního efektu. Dále však lze samotné rozdělení migrantů do skupin dle vzdělání označit za zjednodušující a zkreslující, způsobující možnou nepřesnost modelu, neboť zde není zohledněno hledisko kvality dosaženého vzdělání, případně roky zkušeností, které na trhu práce hrají nezpochybnitelnou roli. (Li a Sweetman 2014) Jednotlivé úrovně dosaženého vzdělání jsou dány klasifikací ISCED 2011 a praktické rozdělení migrantů do skupiny takzvaných „více a méně“ kvalifikovaných migrantů jsem provedl na základě Böheim a Mayr (2004). Dle výsledku předchozího bádání s prokázaným pozitivním vztahem migrace a veřejných výdajů očekávám kladný koeficient u více kvalifikované migrace. Záporná hodnota u méně kvalifikované migrace je přípustná, u více kvalifikované nikoliv, neboť by byla v rozporu s pozitivním důchodovým efektem v odhadu souhrnné migrace. Indikace důchodového efektu by byla nejsilnější při současně statisticky významných kladných koeficientech více a méně kvalifikované migrace. Rovnice 4 a 5 jsou zde opět pro možný dopad zpětné kauzality migrace a veřejných výdajů.

[16] Výstup Hausmanova testu ze softwaru R se nachází v příloze

Druhý model simultánních rovnic s kvalifikačním rozdělením migrantů se zvolenými vysvětlujícími proměnnými na základě předchozího odhadu rovnic 1.B a 2.B bude následující:

3)

$$Public\ spending = c + \alpha_1 * High\text{-}skilled\ migration + \beta_1 * Low\text{-}skilled\ migration\ \gamma_1 * Public\ spending\ on\ private\ goods + \delta_1 * Tax\ revenue + \lambda_1 * Government\ production + \varphi_1 * GDP + \tau_1 * Unemployment\ rate + \mu_1 * D_i + \epsilon_1$$

4)

$$High\text{-}skilled\ migration = c + \alpha_2 * High\text{-}skilled\ migration\ (t\text{-}1) + \beta_2 * Public\ spending + \gamma_2 * Public\ spending\ on\ private\ goods + \delta_2 * Unemployment\ rate + \epsilon_2$$

5)

$$Low\text{-}skilled\ migration = c + \alpha_3 * Low\text{-}skilled\ migration\ (t\text{-}1) + \beta_3 * Public\ spending + \gamma_3 * Public\ spending\ on\ private\ goods + \delta_3 * Unemployment\ rate + \epsilon_3$$

Odhad rovnic 3, 4 a 5 metodou 3SLS.

Tabulka 6: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 3)

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
High-skilled migration	0.561	0.162	7.0e-4
Low-skilled migration	-5.3e-2	0.366	0.88
PS on private goods	-0.580	0.066	3.9e-15
Tax revenue	0.272	0.083	1.4e-3
Age dependency ratio	0.270	0.052	9.4e-7
Government production	1.732	0.112	2.2e-16
GDP	-4.9e-4	9.9e-5	1.5e-6
Unemployment rate	0.176	0.053	1.2e-3

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Tabulka 7: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 4)

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
High-skilled migration (t-1)	0.989	5.9e-3	<2.2e-16
Public spending	2.4e-3	3.5e-3	0.49
PS on private goods	0.012	3.5e-3	3.8e-4
Unemployment rate	-0.023	4.1e-3	1.0e-7

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Tabulka 8: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 5)

5: 3SLS	*Coefficients*	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
Low-skilled migration (t-1)	0.994	0.014	<2.2e-16
Public spending	-2.5e-3	2.8e-3	0.36
PS on private goods	8.9e-3	3.6e-3	0.01
Unemployment rate	-0.015	3.8e-3	1.4e-4

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Výsledek druhého odhadu je obdobný a se souladem s odhadem rovnic 1.B a 2.B. Významnost migrace ve vztahu k veřejným výdajům byla potvrzena pouze u více kvalifikované migrace. Výsledek lze interpretovat tak, že s růstem zastoupení více kvalifikovaných cizinců v populaci domácí ve vybraných zemích o 1 procentní bod dochází ke zvýšení veřejných výdajů v čase v průměru o 0,56 procentního bodu. Méně kvalifikovaná migrace je nevýznamná, avšak se záporným znaménkem dle teorie Böheim a Mayr (2004). Zpětná kauzalita veřejných výdajů a migrace skrze výši veřejných výdajů se též nepotvrdila ani v jedné z rovnic 4 a 5. U méně kvalifikované migrace má koeficient veřejných výdajů dokonce záporné znaménko.

Test autokorelace je proveden stejným způsobem jako v předešlém modelu, tedy vložením zpožděných reziduí z období t-1 do rovnice 3, 4 a 5. Zpožděné proměnné reziduí ϵ(t-1) jsou významné v rovnici 3 a 4 na 5 % hladině významnosti. Lze tak hovořit o přítomnosti autokorelace náhodné složky v modelu. Pro vylepšení normality dat jsem provedl obdobnou transformaci rovnic logaritmem jako v předešlé kapitole. U

této změny funkční formy se mi podařilo autokorelaci řádu 1 odstranit z rovnice 3 a 5. V rovnici 4 přetrvává zpožděná proměnná reziduí významná na 5 % hladině významnosti.

Odhadnu tedy rovnice 3, 4 a 5 v log-log formě.

Tabulka 9: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(3))

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
High-skilled migration	0.037	0.016	7.2e-2
Low-skilled migration	9.4e-3	0.020	0.64
PS on private goods	-0.532	0.060	2.6e-15
Tax revenue	0.239	0.063	2.0e-4
Age dependency ratio	0.226	0.068	1.1e-4
Government production	0.800	0.045	2.2e-16
GDP	-0.272	0.086	1.9e-3
Unemployment rate	0.040	0.013	4.1e-3

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Tabulka 10: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(4))

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
High-skilled migration (t-1)	0.959	8.2e-3	<2.2e-16
Public spending	6.8e-3	0.042	0.87
PS on private goods	0.041	0.044	0.34
Unemployment rate	-0.028	0.010	6.7e-3

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Tabulka 11: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(5))

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
Low-skilled migration (t-1)	0.967	0.013	<2.2e-16
Public spending	-2.3e-3	0.065	0.97
PS on private goods	0.167	0.078	0.03
Unemployment rate	-0.059	0.017	9.6e-4

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Pozitivní důchodový efekt více kvalifikované migrace je již významný pouze na 10 % hladině významnosti.[17] Nevýznamnou v soustavě rovnic nově přibyla proměnná PS on private goods v rovnici 4. Poslední zmíněná změna jen poukazuje na teorii magnetu blahobytu popsanou v Borjas (1999) Jen u méně kvalifikované migrace zůstal potvrzen pozitivní vztah s výší sociálních výdajů, které nám slouží jako proxy pro rozsáhlost sociálního státu. Interpretace zní: Se zvýšením poměru sociálních výdajů neboli transferů na celkových veřejných výdajích o 1 %, dochází k růstu podílu méně kvalifikovaných cizinců na celkové přijímací populaci o cca 0,17 %. Výše těchto výdajů má tedy prokazatelný efekt selektivity typu migrace plynoucí do země z pohledu úrovně vzdělání. Síla argumentu je podpořena absencí autokorelace řádu 1 v rovnici 5 vysvětlující méně kvalifikovanou migraci a detekovaná sériová závislost náhodných složek rovnice 4 více kvalifikované migrace. Pro získání robustního odhadu, jak bylo popsáno v předchozí kapitole, by bylo nutné provézt ruční cluster standardních chyb.

Dále provedu test konzistence zvoleného odhadu. Nejprve tedy odhadnu rovnice 3, 4 a 5 metodou 2SLS a následně aplikuji Hausmanův test specifikace modelu.[18] Nulová hypotéza, exogenní proměnné modelu nejsou korelovány s náhodnou složkou, nebyla zamítnuta. Jako v předešlé části, metoda 3SLS je vhodně zvoleným odhadem.

Na závěr jsem provedl test jednotkových kořenů všech proměnných souhrnného modelu migrace a modelu migrace s kvalifikačním rozdělením. Proměnné souhrnné migrace a více kvalifikované migrace jsou nestacionární. Stacionarity by šlo dosáhnout transformace časových řad např. pomocí diference. Výsledná podoba časových řad

[17] Všechny výstupy odhadu se zpožděnými rezidui a finálním výstupem z funkční log-log formou ze softwaru R lze nalézt v příloze.
[18] Výstup odhadu 3SLS,2SLS a Hausmanova testu ze softwaru R lze nalézt v příloze

migrace by nebyla použitelná pro simultánní odhad, ve kterém aktuální množství cizinců vysvětlujeme množstvím cizinců v t-1 dle modelu Böheim a Mayr (2004). Nestacionarita migrace je v modelu řešena pomocí dynamického panelového modelu se zpožděnou vysvětlovanou proměnnou. Proměnná GDP je těsně za hranicí zamítnutí nulové hypotézy, její mírný předpokládaný trend zanedbáme.

Tabulka 12: ADF test jednotkových kořenů (modelu veřejných výdajů)

ADF Test	*P- Value*	*(5% hladina významnosti)*
Migration	0.234	nestacionární
Migration (t-1)	0.249	nestacionární
High-skilled migration	0.221	nestacionární
Low-skilled migration	0.030	stacionární
High-skilled migration (t-1)	0.224	nestacionární
Low-skilled migration (t-1)	0.040	stacionární
Public spending	0.034	stacionární
PS on private goods	0.021	stacionární
GDP	0.079	nestacionární
Government production	0.030	stacionární
Tax revenue	0.036	stacionární
Age dependency ratio		stacionární
Unemployment rate	0.021	stacionární

Zdroj: Vlastní zpracování ze softwaru R[19]

Pozitivní důchodový efekt migrace na veřejné výdaje byl evidován jak u proměnné celkové migrace prvního modelu veřejných výdajů, tak více kvalifikované migrace v modelu druhém. Lze z tohoto výsledku usuzovat, že převažuje pozitivní důchodový efekt, tedy že s růstem migrantů v zemi roste výše veřejných výdajů. Nutné je dodat, že

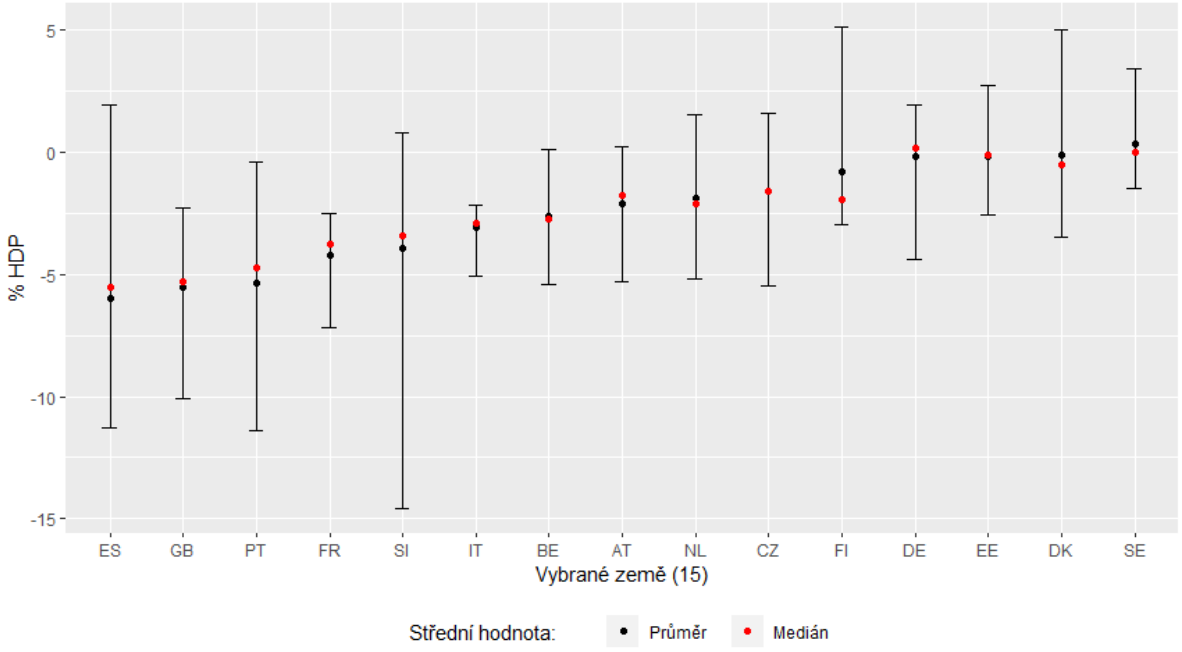
[19] Výstupy ADF testů k nalezení v příloze

v mém výběru ve sledovaném období tvořilo populaci cizinců ze skupiny méně kvalifikovaných pouze 34 %, výsledek by tak mohl být odlišný u více vyváženého výběru. Zpětná kauzalita, tedy opačný vliv veřejných výdajů na migraci, potvrzena nebyla v žádném ze zmíněných odhadů. Proměnná Public spending byla v pozici vysvětlující proměnné výrazně nevýznamná. Vliv příznivosti sociální politiky, a s ní spojený *„magnet blahobytu“*, na determinaci migrace lze s určitou mírou zjednodušenosti potvrdit skrze významnost pozitivního koeficientu poměru sociálních výdajů vůči celkovým veřejným výdajům v rovnici vysvětlující méně kvalifikovanou migraci. Z výstupu v Tabulce 5 je spojen růst podílu transferů na veřejných výdajích o 1 % s růstem zastoupení cizinců v domácí populaci o 0,09 %. Druhý model poukázal skrze významnost transferů pouze u méně kvalifikované migrace možné preference migrujících, kdy méně vzdělaní směřují více do zemí s vyšší úrovní přerozdělování a sociálních výdajů oproti více kvalifikované migraci, u které se tento efekt nepotvrdil. Je nutné poznamenat, že veškeré výsledky toho modelu je nutné brát s rezervou, neboť nebyl proveden robustní odhad, který má dopad na velikost standardních chyb, a v důsledku tak na výslednou významnost. Nebyl jsem toho technicky schopen v rámci programu R, které je open-source statistickým softwarem. Kupříkladu v programu Stata bych byl schopen robustní odhad v rámci simultánních rovnic provézt, viz Brandejs (2016).

2.5 Migrace a tendence k deficitnímu hospodaření

V této části práce se pokusím o analýzu dopadu migrace na bilanci státního rozpočtu vybraných zemí. Stejně jako v předchozí kapitole nejprve charakterizuji tendence k deficitnímu hospodaření ve výběrovém vzorku, a následně v čase. Poté představím ekonometrický model, jeho výsledky a testy pro splnění základních předpokladů stability modelu. Bilance státního rozpočtu vybraných států má následující charakteristiky.[20]

Graf 10: Rozdílná bilance státního rozpočtu ve vybraných zemí v letech 2007-2018



Zdroj: Vlastní zpracování (Eurostat)

Tabulka 13: Variabilita bilance státního rozpočtu vybraných zemích v letech 2007-2018

%HDP	ES	GB	PT	FR	SI	IT	BE	AT	NL	CZ	FI	DE	EE	DK	SE
$\bar{x}$	-6	-5.6	-5.3	-4.2	-4	-3.1	-2.6	-2.1	-1.9	-1.6	-0.8	-0.2	-0.2	-0,1	0.3
$\tilde{x}$	-5.6	-5.3	-4.8	-3.8	-3.4	-2.9	-2.8	-1.8	-2.1	-1.6	-2	0.2	-0.1	-0.5	0
Max	1.9	-2.3	-0.4	2.5	0.8	-2.2	0.1	0.2	1.5	1.6	5.1	1.9	2.7	5	3.4
Min	-11	-10	-11.4	-7.2	-14.8	-5.1	-5.4	-5.3	-5.2	-5.5	-3	-4.4	-2.6	-3.5	-1.5

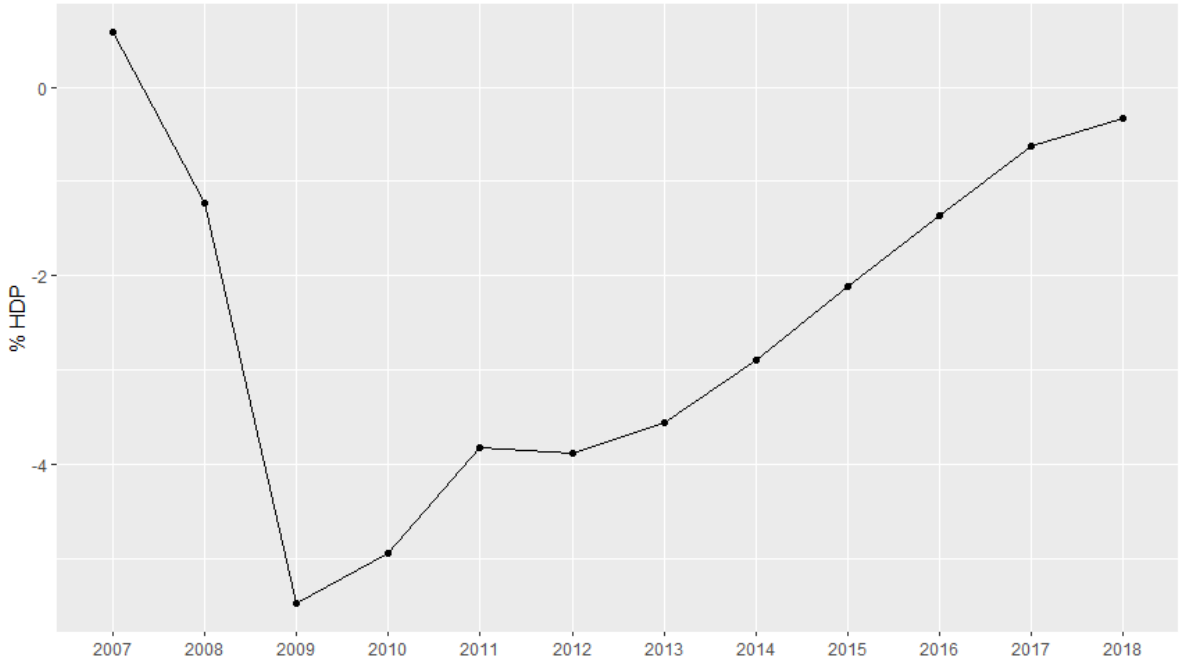
[20] $\bar{x}$ - průměr, $\tilde{x}$ – medián, Max – maximální hodnota, Min – minimální hodnota, SD – směrodatná odchylka

SD	3.9	2.7	3.3	1.6	4.2	0.9	1.7	1.5	2.4	2.2	2.7	1.9	1.4	2.6	1.5

Zdroj: Vlastní zpracování (Eurostat)

Z výše uvedeného grafického zpracování můžeme rozdělit náš výběrový vzorek na tři skupiny. První skupinu lze charakterizovat stabilním schodkovým rozpočtem a střední hodnotou deficitu státního rozpočtu kolem 5 % HDP. Jsou to země jako Španělsko, Velká Británie nebo Portugalsko. Druhá skupina, reprezentovaná Itálií, Belgií nebo Rakouskem, hranici deficitu 5 % HDP dosáhla pouze v jednom roce sledovaného období a hospodaří průběžně s mírnějším schodkem kolem 2,5 % HDP. Estonsko, Dánsko a Švédsko lze definovat jako země hospodařící víceméně s vyrovnaným rozpočtem.

Graf 11: Vývoj průměrné bilance státního rozpočtu vybraných zemí



Zdroj: Vlastní zpracování (Eurostat)

Vývoj zvoleného ukazatele, bilance státního rozpočtu, v čase kopíruje vývoj veřejných výdajů na Grafu 9 ovlivněný finanční a ekonomickou krizí. V krizových letech 2008 a 2009 hospodaří všechny vybrané země, krom Estonska s přebytkem v roce 2009, se schodkovým rozpočtem, jehož průměr je kolem 5 % HDP. Největšího schodku státního rozpočtu v inkriminovaných letech dosahuje Španělsko (11,3% HDP) v roce 2009 a Portugalsko v roce 2010 (11,4% HDP). Nejvyššího deficitu dosahuje Slovinsko v roce 2013, kdy se jeho hodnota meziročně více jak ztrojnásobí na necelých 15 % HDP. Tento

extrém v rámci našeho výběru byl způsoben podporou a rekapitalizací státem výrazně vlastněného bankovního sektoru, který se potýkal s velkým množstvím defaultních úvěrů, a na jehož záchranu slovinská vláda vydala 3,6 miliard eur. (Reuters 2013)

Pro zvolení vhodných vysvětlujících proměnných do modelu bilance státního rozpočtu jsem se inspiroval v práci Tujula a Wolswijk (2004), kteří na panelových datech 22 zemí OECD (Belgie, Dánsko, Řecko, Španělsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Nizozemsko, Rakousko, Portugalsko, Finsko, Švédsko, Velká Británie, USA, Japonsko, Kanada, Austrálie, Nový Zéland, Norsko, Švýcarsko) v letech 1970-2002 provedli odhad pomocí *„LSDV“,* modelu s fixním efekty. Pro možný problém závislosti mezi zeměmi, který v odhadu s fixními efekty není ošetřen, byl proveden dodatečný odhad metodou SUR. (*„Seemingly unrelated regression“*). Z obou odhadů uvádějí autoři jako nejvýznamnější proměnné ovlivňující bilanci státního rozpočtu změnu dluhu v poměru ku HDP předchozího roku, růst reálného HDP, změnu v dlouhodobé úrokové míře minulého roku a rok kdy se konaly volby. Negativní vliv volebního roku autoři vysvětlují jak možným dopadem hospodářského politického cyklu, kdy dochází k dodatečným výdajům pro získání voličské podpory, tak možnou politickou situací v zemi, kdy před volbami může ztrácet vládnoucí strana podporu ostatních v řešení problémů týkajících se rozpočtu apod.

Woo (2001) se ve své práci snaží o určení nejzásadnějších determinantů deficitního hospodaření na panelových datech 57 rozvinutých a rozvíjejících se zemí v letech 1970-1990. Možné vlivné vysvětlující proměnné jsou rozděleny do skupiny politických, sociálních a institucionálních. Pro robustní odhad jsou detekovány odlehlé pozorování pomocí metody nejmenších mediánů čtverců (LMS). Následný odhad je proveden metodou vážených nejmenších čtverců, kdy odlehlým pozorováním je přiřazena nulová váha. Významnými proměnnými ve vysvětlení deficitního rozpočtu byla sociální a politická nestabilita, polarizace společnosti, příjmová nerovnost, nebo nižší úroveň centralizace moci. Koeficient etnické diverzity, vyjádřený skrze pravděpodobnost, že dva náhodní lidé jsou z odlišné etnicko-lingvistické skupiny, vychází sám o sobě signifikantní na 10 % hladině významnosti. Etnická diverzita je v modelu významná v kombinaci s gini indexem tvořící proměnnou sociální polarizace.

Z navrhovaných dostupných proměnných, které byly variabilní v čase jsem zvolil Age dependency ratio, GDP, Unemployment rate, Political stability Δ, Government debt Δ,

Long term IR Δ a Short term IR Δ. (viz kapitola **2.3**) Dále bude do modelu přidána proměnná Government production pro zachycení vlivu velikosti veřejného sektoru na bilanci státního rozpočtu, jak bylo blíže popsáno již v kapitole **2.4.1**. Teorie předpokládaných tendencí k deficitnímu hospodaření v případě migrace na základě Ben Gad (2018) souvisí se změnou populace. Migrace se ve společnosti stává velkým tématem právě ve chvíli, kdy dochází k výrazné a náhlé demografické změně. Téma migrace je pak jednodušeji uchopené jako politické téma, na jehož základě mohou země reagovat skrze svou politiku. (Hopkins 2010) Do rovnice tak bude použit meziroční procentuální nárust obyvatelstva cizí národnosti, proměnná čisté migrace Migration rate.

Pro odhad bude zvolen model fixních efektů, přesněji tzv. *„within"* odhad popsaný v kapitole **2.2.2**.

Model bude vypadat následovně:

6.A

$$Government\ Balance = \alpha * Migration\ rate + \beta * Age\ dependency\ ratio + \gamma * GDP + \delta * Government\ debt\ \Delta\ (t\text{-}1) + \lambda * Government\ production + \sigma * Political\ stability\ \Delta + \psi * Unemployment\ rate + \eta * Long\ term\ IR\ \Delta\ (t\text{-}1) + \varphi * Short\ term\ IR\ \Delta\ (t\text{-}1) + \epsilon$$

Proměnná Unemployment rate byla v odhadu statisticky výrazně nevýznamná, a proto byla z modelu vyřazena.[21] Dále jsem do modelu přidat umělou proměnnou pro rok 2009 zachycující finanční krizi, která zasáhla rozpočty zemí nejhůře v roce 2009, jak bylo znázorněno v Grafu 11. Podobné časové proměnné byly použity v práci Tujula a Wolswijk (2004) např. u ropného šoku v roce 1970 pro zohlednění efektu v daném roce. Výsledná podoba modelu je zobrazena v 6.B.

6.B

$$Government\ Balance = \alpha * Migration\ rate + \beta * Age\ dependency\ ratio + \gamma * GDP + \delta * Government\ debt\ \Delta\ (t\text{-}1) + \lambda * Government\ production + \sigma * Political\ stability\ \Delta + \eta * Long\ term\ IR\ \Delta\ (t\text{-}1) + \varphi * Short\ term\ IR\ \Delta\ (t\text{-}1) + \psi * D_2009 + \epsilon$$

Tabulka 14: Odhad modelu bilance státního rozpočtu (FE="within" – 6.B)

[21] Výstup odhadu ze softwaru R se nachází v příloze

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
Migration rate	0.03	2.14e-2	0.11
Age dependency ratio	0.04	5.64e-2	0.44
GDP	2.14e-4	1.16e-4	0.06
Government debt Δ (t-1)	-0.13	3.86e-2	1.03e-3
Government production	-1.30	0.69	1.86e-12
Political Stability Δ	0.45	1.04	0.66
Long term IR Δ (t-1)	-0.14	0.15	0.35
Short term IR Δ (t-1)	0.10	0.12	0.41
D_2009	-0.76	0.45	0.09

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R[22]

Migrace v modelu bilance státního rozpočtu vychází statisticky nevýznamná a s kladným znaménkem. Nejvýznamnější proměnnými jsou Government debt difference (t-1) a Government production, které jsou statisticky signifikantní na 1 % hladině významnosti, a mají očekávaná znaménka. Růst poměru státního dluhu vůči HDP má společně s velikostí produktu veřejného sektoru záporný dopad na bilanci státního rozpočtu. Slabě významná je proměnná GDP a dummy pro finanční krizi s opět očekávanými znaménky.

Případná autokorelace byla testována pomocí obecného BG/Wooldridge testu. Nepodařilo se nám zamítnout nulovou hypotézu, že idiosynkratická chyba je korelována na 5 % hladině významnosti.[23] Pro možnou odlišnou variabilitu reziduí v rámci jednotlivých států (heteroskedasticitu) provedu robustní odhad se skupinovým clusterem standardních chyb.

[22] Výstup ze softwaru R se nachází v příloze
[23] Výstup testu Bresuch-Godfrey/ Wooldridge je k nalezení v příloze

Tabulka 15: Odhad modelu bilance státního rozpočtu (FE="within" – ROBUST 6.B)

	Coefficients	*Stand. Error*	*Pr(>|t|)*
Migration rate	0.03	1.27e-2	7.70e-3
Age dependency ratio	0.04	7.15e-2	0.53
GDP	2.14e-4	1.72e-4	0.20
Government debt Δ (t-1)	-0.13	3.97e-2	1.38e-3
Government production	-1.30	0.18	3.44e-11
Political Stability Δ	0.45	0.76	0.55
Long term IR Δ (t-1)	-0.14	0.25	0.57
Short term IR Δ (t-1)	0.10	0.11	0.36
D_2009	-0.76	0.30	1.43e-2

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R[24]

Nově nám již v odhadu míra čisté migrace vychází významná na 1 % hladině významnosti. V případě zvýšení míry čisté imigrace obyvatel o 1 procentní bod, dochází k vylepšení bilance státního rozpočtu vyjádřené jako podíl ku HDP o 0,03 procentního bodu. Oproti minulému zkreslenému odhadu je nově nevýznamná proměnná GDP.

Následně pro úplnost provedu test jednotkových kořenu nových proměnných užitých ve finálním modelu bilance státního rozpočtu pomocí Augmented Dickey-Fuller testu. Všechny proměnné jsou stacionární na 5 % hladině významnosti krom proměnné GDP, jehož nestacionarita není dle testu jednotkových kořenů výraznějšího rázu, a je tak zanedbána.

[24] Výstup ze softwaru R se nachází v příloze

Tabulka 16)

ADF Test	*P- Value*	*(5% hladina významnosti)*
Government balance	0.010	stacionární
Migration rate	0.010	stacionární
Age dependency ratio	0.010	stacionární
GDP	0.070	nestacionární
Government production	0.030	stacionární
Government debt Δ *(t-1)*	0.010	stacionární
Political Stability Δ	0.010	stacionární
Long term IR Δ *(t-1)*	0.010	stacionární
Short term IR Δ *(t-1)*	0.010	stacionární

Zdroj: Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R[25]

Stěžejní procesy ovlivňující bilanci státního rozpočtu budou v reálném světě jistě složitější, a navrhované modely v této kapitole jistě nevysvětlují jeho plnou dynamiku. Tendence k deficitnímu hospodaření ve spojení s nárůstem čisté migrace se nepotvrdila. Ba naopak, s růstem zastoupení cizinců v populaci se bilance zlepšuje. Toto lze vysvětlit tím, že se migrující pravděpodobně ihned zapojují na trhu práce a vylepšují tak zaměstnanost, placením daní zvyšují příjmy státního rozpočtu a nemusejí v plné výši využívat všech možných, dostupných benefitů a státem garantovaných služeb ve srovnání s domácí populací tak, jak uvádí Dustman et al. (2010).

Samotná teorie tendencí k deficitnímu hospodaření obsažená v Ben Gad (2018) nemusí být detekovatelná způsobem, jaký byl zvolen pro tento odhad. Důležité je také zmínit, že v celé práci, a v datech samotných, je obsažena pouze legální migrace. Data k nelegální migraci nejsou dostupná, a její agregované a pro některé země nekompletní odhady by nebyly použitelné pro účely této práce

[25] Výstupy testů jednotkových kořeny jsou k nalezení v příloze

Závěr

Hlavním cílem diplomové práce bylo prokázání vlivu migrace na fiskální politiku zemí Evropské unie. Evropská unie je pod výrazným migračním tlakem, kdy se v druhém desetiletí během několika let téměř zpětinásobil počet žádostí o azyl. Tento vývoj, který demograficky a kulturně zasahuje mnohé státy Evropy, pokládá otázku dopadu na veřejné finance, které jsou ovlivněny jak na příjmové, tak výdajové straně.

V práci byla nejprve věnována pozornost veřejným výdajům a prokázáním pozitivního oboustranného kauzálního vztahu s migrací. Teorie důchodového efektu, tedy že s rostoucím zastoupením cizinců v populaci se zvyšuje preferovaná optimální výše veřejných výdajů, se ukázala jako reálná. V případě zvýšení podílu cizinců na celkové populaci o 1 % došlo v průměru ke zvýšení veřejných výdajů v čase o 0,04 %. Konzistenci v odhadu potvrdil následný podrobnější pohled na více a méně kvalifikovanou migraci, kdy u více kvalifikované migrace získávám obdobný a kladný výsledek. Výsledek méně kvalifikované migrace vyšel statisticky nevýznamný, avšak stále s kladným znaménkem. Nevýznamnost méně kvalifikované migrace, u které se očekával dle teorie spíše záporný koeficient, přisuzuji nerovnoměrnému zastoupení více a méně kvalifikovaných, neboť v daném období a vybraných zemích tvořili méně kvalifikovaní cizinci průměrně pouze 1/3 z celkového množství cizinců. Veřejné výdaje byly v pozici vysvětlujících proměnných výrazně nevýznamné, simultánní kauzalita se tak nepotvrdila. Toto lze brát jako největší rozdíl oproti práci Böheim a Mayr (2004), která byla na této specifické kauzalitě postavena.

Magnet blahobytu byl prokázán pouze skrze výše sociálních výdajů u méně kvalifikované migrace. Toto zjištění považuji za největší přínos práce zobrazující vyšší sensitivitu méně kvalifikované migrace na změnu ve výši sociálního zabezpečení v daném státě. Tento fakt je též v souladu s teorií Borjas (1999), která popisuje selekci méně kvalifikovaných migrantů do zemí s vyšší úrovní *„welfare“* a vice versa. Se zvýšením poměru sociálních výdajů (transferů) vůči celkovým veřejným výdajům o 1 %, došlo v průměru k růstu podílu méně kvalifikovaných cizinců na celkové populaci v čase o 0,17 %.

Závěr práce byl věnován deficitním tendencím zemí čelících migračním tokům. Teorie sklonu k deficitu, ke kterému by dle Ben Gad (2018) mělo docházet, s cílem přesunout

daňovou zátěž na budoucí generace zahrnující i potomky migrantů, se nepotvrdila. Lze očekávat, že mnohé vlivy, které významně zasahují do finální bilance státního rozpočtu, jsou v modelu nepodchyceny, a samotné deficitní tendence by při předpokladu reálné platnosti nemusely být zřetelné v čase tak, jak byl proveden odhad. Výsledek hospodaření může být s velkou pravděpodobností více závislý na politických okolnostech dané vlády, která na začátku roku sestavuje rozpočet, a po celý zbytek roku cílí splnění daného rozpočtového omezení. Naopak, výsledek poukazuje na vylepšení bilance státního rozpočtu s nárůstem zastoupení cizinců v domácí populaci. Toto zjištění je v souladu s Dustman et al. (2010), který upozorňuje na vysokou participace migrantů na trhu práce a celkovém pozitivním efektu na veřejné finance skrze nepřímé daně a nižší užívání sociálních benefitů a jiných státních služeb. Tento výsledek je tak v souladu s předchozím výsledkem modelu veřejných výdajů, kde je silná indikace kladného důchodového efektu.

Na základě poznatků z této práce lze určit migraci jako vlivnou v dopadu na sledované fiskální nástroje. První hypotéza o platnosti důchodového efektu byla potvrzena. Hypotéza, zdali dochází k deficitním tendencí ve světle přílivu migrace, se nepotvrdila. Jedním vysvětlením může být neplatnost dané teorie na uplatněném vzorku zemí v daném časovém období, nebo neadekvátní odhadovaná metoda, která by podobné politiky nezachytila. Naopak, v případě zvýšení podílu cizinců, dochází k vylepšení bilance státního rozpočtu. Společně s indikací důchodového efektu tak lze na migraci nahlížet jako na ekonomický přínos v rámci přijímací země. Jednoznačně největším poznatkem je potvrzení přitažlivosti sociální politiky méně kvalifikovanou migrací.

Pro rozšíření současného zjištění by bylo zajímavé se zaměřit na méně kvalifikovanou migraci a případný efekt magnetismu sociálních jistot aplikovat mimo státy Evropy a zjistit tak, zdali tento efekt neplatí pouze na země Evropy, ze které pojem *„státu blahobytu“* vzešel.

Seznam grafů, tabulek a obrázků

Graf 1: Imigrace a magnet blahobytu uvnitř geopolitického celku EU/USA 14
Graf 2: Imigrace a magnet blahobytu – migrace z vnějšku geopolitického celku EU/USA 15
Graf 3: Vývoj počtu žádosti o azyl v zemích EU28 v letech 2008-2018 28
Graf 4: Sociální výdaje a počet žádostí o azyl v letech 2013-2018 vybraných zemí EU 29
Graf 5: Sociální výdaje a průměrný podíl méně kvalifikovaných cizinců vybraných zemí v letech 2013-2018 30
Graf 6: Podíl rezidentů cizí národnosti v EU28 k 1.1.2018 30
Graf 7: Množství občanů EU žijících v jiné členské zemi EU k 1.1.2018 31
Graf 8: Variabilita veřejných výdajů a jejich vývoj ve vybraných zemích v letech 2007-2018 42
Graf 9: Průměrná výše veřejných výdajů ve vybraných státech v letech 2007-2018 43
Graf 10: Rozdílná bilance státního rozpočtu ve vybraných zemí v letech 2007-2018 57
Graf 11: Vývoj průměrné bilance státního rozpočtu vybraných zemí 58

Tabulka 1:Variabilita veřejných výdajů ve vybraných zemích v letech 2007-2018 42
Tabulka 2: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 1.B) 46
Tabulka 3: *Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 2.B)* 47
Tabulka 4: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log (1.B)) 49
Tabulka 5:Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log (2.B)) 49
Tabulka 6: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 3) 51
Tabulka 7: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 4) 52
Tabulka 8: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 5) 52
Tabulka 9: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(3)) 53
Tabulka 10: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(4)) 53
Tabulka 11: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(5)) 54
Tabulka 12: ADF test jednotkových kořenů (modelu veřejných výdajů) 55
Tabulka 13: Variabilita bilance státního rozpočtu vybraných zemích v letech 2007-2018 57
Tabulka 14: Odhad modelu bilance státního rozpočtu (FE="within" – 6.B) 60
Tabulka 15: Odhad modelu bilance státního rozpočtu (FE="within" – ROBUST 6.B) 62
Tabulka 16) 63

Obrázek 1: Tvorba rovnovážného stavu na trzích s odlišným podílem výrobních faktorů 7
Obrázek 2: Klasifikace sociálních programů na základě univerzality 10

Příloha 1: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 1.A) 81
Příloha 2: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 2.A) 82
Příloha 3: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 1.B) 82
Příloha 4: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 2.B) 83
Příloha 5: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 1.B $+\epsilon_1$(t-1)) 83
Příloha 6: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 2.B $+\epsilon_1$(t-1)) 84
Příloha 7: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(1.B) $+\epsilon_1$(t-1)) 84
Příloha 8: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(2.B) $+\epsilon_1$(t-1)) 85
Příloha 9: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(1.B)) 85
Příloha 10: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(2.B)) 86
Příloha 11) Odhad modelu veřejných výdajů (2SLS – Log(1.B)) 86
Příloha 12: Odhad modelu veřejných výdajů (2SLS – Log(2.B)) 87
Příloha 13) Hausman test: 2.A+B 87
Příloha 14: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 3) 87
Příloha 15: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 4) 88
Příloha 16: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 5) 88
Příloha 17) Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 3+ ϵ(t-1)) 89
Příloha 18: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 4+ ϵ(t-1)) 89
Příloha 19: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 5+ ϵ(t-1)) 90
Příloha 20: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(3)+ ϵ(t-1)) 90
Příloha 21: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(4)+ ϵ(t-1)) 91
Příloha 22: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(5)+ ϵ(t-1)) 91
Příloha 23: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(3)) 92
Příloha 24: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(4)) 92
Příloha 25: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(5)) 93
Příloha 29: Hausmanův test: 3+4+5 93
Příloha 30: ADF Test 93
Příloha 31: Odhad modelu bilance státního rozpočtu (FE="within" – 6.A) 95
Příloha 32: Odhad modelu bilance státního rozpočtu (FE="within" – 6.B) 95

Příloha 36: Bresuch-Godfrey/Wooldridge test 95
Příloha 37: Odhad modelu bilance státního rozpočtu (Robust – Cluster SE (6.B)) 96
Příloha 38: ADF test jednotkových kořenů (model bilance státního rozpočtu – nové proměnné) 96

Reference

AGEL, J. On the Benefits From Rigid Labour Markets: Norms, Market Failures, and Social Insurance. *The Economic Journal* [online]. Royal Economic Society, 2001, **109**, 143-164 [cit. 2019-08-13]. Dostupné z: http://bit.do/e4tN5

The 2018 Ageing Report: Economic and Budgetary Projections for the EU Member States (2016-2070) [online]. 2018. [cit. 2019-07-29]. ISBN 978-92-79-77460-7. Dostupné z: https://urlzs.com/KLjJR

ALBA, R. a V. NEE. Rethinking Assimilation Theory for a New Era of Immigration. *International Migration Review* [online]. Center for Migration Studies, 1997, **31**(4), 826-874 [cit. 2019-09-08]. DOI: 10.1177/019791839703100403. Dostupné z: http://bit.do/e7UJx

ALESINA, A., R. BAQIR a W. EASTERLY. Public Goods and Ethnic Divisions. *The Quarterly Journal of Economics* [online]. 1999, (114), 1243–1284 [cit. 2020-05-09]. DOI: 10.1162/003355399556269. ISSN 1531-4650. Dostupné z: https://academic.oup.com/qje/issue/114/4

ALESINA, A., E. GLAESER a B. SACERDOTE. Why Doesn't the US Have a European-Style Welfare System? *NBER Working Paper* [online]. National Bureau of Economic Research, 2001, [cit. 2020-01-13]. DOI: 10.3386/w8524. Dostupné z: http://bit.do/foY5N

ALESINA, A. a G. TABELLINI. A Positive Theory of Fiscal Deficit and Government Debt. *The Review of Economic Studies* [online]. The Review of Economic Studies Limited, 1990, **57**(3) [cit. 2020-02-02]. DOI: 10.2307/2298021. Dostupné z: http://bit.do/frqsm

AUERBACH, A. J., J. GOKHALE a L. J. KOTLIKOFF. Generational Accounting: A New Approach to Understanding the Effects of Fiscal Policy on Saving. *The Scandinavian Journal of Economics* [online]. Wiley, 1993, **94**(2), 303-318 [cit. 2019-08-27]. DOI: 10.2307/3440455. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/3440455

AYUSO, M. a R. HOLZMAN. Demographic drivers, population structures and pension systems. *Working Paper* [online]. Instituto BBVA de Pensiones, 2014, **5** [cit. 2019-12-28]. Dostupné z: http://bit.do/fniqq

BAUMOL, W. J. Health care, education and the cost disease: A looming crisis for public choice. *The Next Twenty-five Years of Public Choice* [online]. Springer, 1993, 17-28 [cit. 2020-05-14]. DOI: 10.1007/978-94-017-3402-8_3. ISSN 978-94-017-3402-8. Dostupné z: https://bit.ly/2T6G8gZ

BEN GAD, M. The economic effects of immigration: A Dynamic Analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control* [online]. 2004, (28), 1825-1845 [cit. 2020-05-11]. DOI: 10.1016/j.jedc.2003.04.008. Dostupné z: https://bit.ly/3bnFmCP

BEN-GAD, M. On the Political Economy of Deficit Bias and Immigration. *The Economic Journal* [online]. 2018, **128**(614) [cit. 2020-02-09]. DOI: 10.1111/ecoj.12502. ISSN 0013-0133. Dostupné z: http://bit.do/fswMo

BERGH, A. The Universal Welfare State: Theory and the Case of Sweden. *Political Studies* [online]. 2004, (52), 745-766 [cit. 2020-05-04]. DOI: 10.1111/j.1467-9248.2004.00506.x. Dostupné z: https://go.aws/3c3AWlH

BLANCHARD, O. J. Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators. *OECD Economics Department Working Papers* [online]. OECD Publishing, 1990, **79**, 36 [cit. 2019-12-11]. DOI: 10.1787/435618162862. ISSN 18151973. Dostupné z: http://bit.do/fksU4

BÖHEIM, R. a K. MAYR. Immigration and Public Spending. *Discussion Paper Series* [online]. IZA - Institute of Labor Economics, 2005, (1834), 24 [cit. 2019-05-12]. Dostupné z: http://bit.do/fpzFu

BORJAS, G. J. Economic Theory and International Migration. *International Migration Review* [online]. SAGE Publishing, 1989, **23**(3) [cit. 2019-08-09]. DOI: 10.1177/019791838902300304. ISSN 0197-9183. Dostupné z: http://bit.do/e4dRs

BRANDEJS, D. *Statistical properties of the liquiditi and its influence on the volatility prediction.* [online]. Diplomová práce. Univerzita Karlova, **2016** [cit. 2020-05-22]. Dostupné z: https://dspace.cuni.cz/handle/20.500.11956/78494

CAMINADA, K., K. GOUDSWAARD a O. V. VLIET. Patterns of Welfare State Indicators in the EU: Is there Convergence? *Journal of Common Market Studies* [online]. Blackwell Publishing Ltd, 2010, 48(3), 529-556 [cit. 2019-07-29]. Dostupné z: http://bit.do/e4tH7

CARRINGTON, W. J., E. DETRAGIACHE a T. VISHWANATH. Migration with Endogenous Moving Costs. *The American Economic Review* [online]. American Economic Association, 1996, (86), 909-930 [cit. 2020-04-30]. Dostupné z: https://bit.ly/2VS7dqe

CIPRA, T. Finanční ekonometrie. 2. *Ekopress,* 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

Data Bank. *The World Bank* [online]. World Bank Group, 2020 [cit. 2020-03-26]. Dostupné z: https://bit.ly/2JhvsGY

CROISSANT, Y. a G. MILLO. Panel Data Econometrics in R: The plm package. *Journal of Statistical Software* [online]. 2008, (27) [cit. 2020-05-22]. Dostupné z: https://www.wu.ac.at/fileadmin/wu/d/i/iqv/Gstach/Artikel/Croissant__2008_.pdf

DOMAR, E. D. The "Burden of the Debt" and the National Income. *The American Economic Review* [online]. American Economic Association, 1944, **34**(4), 798-827 [cit. 2019-12-11]. Dostupné z: http://bit.do/fksPH

DUSTMAN, CH., T. FRATTINI a A. GLITZ. The Impact of Migration: a review of the economic evidence. *Final Report* [online]. Centre for Research and Analysis of Migration, Department of Economics - University of London, 2007, (102), 113 [cit. 2020-01-05]. Dostupné z: https://bit.ly/2Fplj9f

DUSTMANN, CH., T. FRATTINI a C. HALLS. Assessing the Fiscal Costs and Benefits of A8 Migration to the UK. *Fiscal Studies* [online]. Institute for Fiscal studies, 2010, ,1-41 [cit. 2020-05-05]. DOI: 10.1111/j.1475-5890.2010.00106.x. ISSN 1475-5890. Dostupné z: https://bit.ly/2zUTupM

DUSTMAN, CH., T. FRATTINI a I.P. PRESTON. The Effect of Immigration along the Distribution of Wages. *The Review of Economic Studies* [online]. Oxford University Press, 2013, (80), 145-173 [cit. 2020-05-09]. DOI: 10.1093/restud/rds01. ISSN 1467-937X. Dostupné z: https://bit.ly/2Lgr104

DVOŘÁK, P. Finanční krize a její finanční důsledky. *Socioekonomické a sociální studie* [online]. Vysoká škola regionálního rozvoje a Bankovní institut – Ambis, a.s, 2012, (2), 63-71 [cit. 2020-04-06]. ISSN 1804-6800. Dostupné z: https://bit.ly/2wfsM9Y

EASTERLY, W. a L. ROSS. Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions. *The Quarterly Journal of Economics* [online]. The MIT Press, 1997, **112**(4), 1203-1250 [cit. 2020-01-15]. DOI: 10.1162/003355300555466. Dostupné z: http://bit.do/fphqK

ESPING-ANDERSEN, G. Social Foundations of Postindustrial Economies. *OUP Catalogue* [online]. Oxford University Press, 1999 [cit. 2020-05-03]. ISSN 9780198742012. Dostupné z: https://bit.ly/2KX6bmw

Eurostat: Number of EU citizens that are usual residents in the rest of the EU as of 1 January 2018. *European Commission* [online]. 2020 [cit. 2020-03-26]. Dostupné z: https://bit.ly/2AKZy4S

Eurostat: Share of non-nationals in the resident population, 1 January 2018EU as of 1 January 2018. *European Commission* [online]. 2020 [cit. 2020-03-26]. Dostupné z: https://bit.ly/3gg2NBE

Eurostat: Database. *European Commission* [online]. 2020 [cit. 2020-03-26]. Dostupné z: https://bit.ly/3dwoP1C

Eurostat: Migrace - historický přehled. *European Commission* [online]. Eurostat, 2020 [cit. 2020-05-18]. Dostupné z: https://bit.ly/2Zf0gRX

FEI, J. C. H. a G. RANIS. The Pakistan Development Review. *The Pakistan Development Review* [online]. Pakistan Institute of Development Economics, 1961, (1), 29-58 [cit. 2020-04-28]. Dostupné z: https://bit.ly/2zzmQde

FREEMAN, G. P. Migration and the Political Economy of the Welfare State. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* [online]. Sage Publications, 1986, (485), 51-63 [cit. 2020-05-05]. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/1045440?seq=1

FRÍZLOVÁ, I. Zaměstnanost a sociální věci. *Euroskop.cz* [online]. Úřad vlády ČR, 2019 [cit. 2019-08-13]. Dostupné z: http://bit.do/e4P58

GEIS, W., S. UEBELMESSER a M. WERDING. How Do Migrants Choose Their Destination Country?: An Analysis of Institutional Determinants. *CESifo Working Papers Series* [online]. CESifo, 2008, (2506), 39 [cit. 2019-07-29]. Dostupné z: https://ssrn.com/abstract=1319672

GRANOVETTER, M. Threshold Models of Collective Behavior. *The American Journal of Sociology* [online]. The University of Chicago Press, 1978, **83**(6), 1420-1443 [cit. 2020-04-30]. Dostupné z: https://bit.ly/2YiRD8w

GREEN, W. H. *Econometric Analysis*. 6. Stern School of Business: 2008. ISBN 9780135132456.

GUSMANO, M. K., Kieke G. a H. OKMA. Population Aging and the Sustainability of the Welfare State. *Hastings Center Report* [online]. Blackwell Publishing Ltd, 2018, 48(53), 57-61 [cit. 2019-07-29]. Dostupné z: https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1002/hast.915

GYŐRFFY, D. Deficit Bias and Moral Hazard on the Road to the EMU: The Political Dimension of Fiscal Policy in Hungary. *Post-Communist Economies* [online]. Taylor & Francis Journals, 2007, **19**(1), 1-16 [cit. 2020-02-02]. DOI: 10.1080/14631370601162907. Dostupné z: http://bit.do/froH7

HAUSMAN, J.A. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* [online]. The Econometric Society, 1978, **46**(6), 1251-1271 [cit. 2020-03-25]. DOI: 10.2307/1913827. Dostupné z: https://bit.ly/2yalXav

HOPKINS, D. J. Politicized Places:: Explaining Where and When Immigrants Provoke Local Opposition. *The Political Science Review* [online]. American Political Science Association, 2010, **104**(1), 40-60 [cit. 2020-04-12]. DOI: https://doi.org/10.1017/S0003055409990360. Dostupné z: https://bit.ly/2JZr2VD

ISCED 2011: Operational Manual-Guidelines for Classifying National Education Programmes and Related Qualifications [online]. OECD Publishing, 2012 [cit. 2020-03-31]. Dostupné z: https://bit.ly/39zbjXR

JENNISSEN, R.P. W. *Macro-economic determinants of international migration in Europe* [online]. University of Groningen, 2004 [cit. 2020-05-01]. Dostupné z: https://bit.ly/35mkRoI

KATSIMI, M. Explaining the size of the public sector. *Public Choice* [online]. 1998, (96) [cit. 2020-05-15]. DOI: 10.1023/A:1005031029558. Dostupné z: https://link.springer.com/article/10.1023/A:1005031029558

KEYNES, J. M. Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz. *Československá akademie věd,* 1963.

KEYNES, J. Maynard. The general theory of employment interest and money. *Macmillan and Co*., 1947.

KORPI, W. a J. PALME. The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality, and Poverty in the Western Countries. *American Sociological Review* [online]. 1998, **63**(5), 661-687 [cit. 2020-05-04]. DOI: 10.2307/2657333. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/2657333

KREBS, V. Sociální politika. 6. *Wolters Kluwer*, 2015. ISBN 978-80-7478-921-2.

KREIDL, A. Fiscal Sustainability: Definition, Indicators and Assessment of Czech Public Finance Sustainability. *Working Papers, Czech National Bank* [online]. 2006 [cit. 2019-12-14]. Dostupné z: http://bit.do/fkNRb

KROGSTRUP, S. a Ch. WYPLOSZ. A Common Pool Theory of Deficit Bias Correction. *CEPR Discussion Paper* [online]. Centre for Economic Policy Research, 2006, (5866), 35 [cit. 2020-02-02]. Dostupné z: http://bit.do/frpQa

KRIEGER, T. Voting on Low-Skill Immigration under Different Pension Regimes. *Public Choice* [online]. 2003, (117), 51-78 [cit. 2020-05-08]. Dostupné z: https://www.jstor.org/stable/30025888?seq=1

LEE, Everret S. A Theory of Migration. *Demography* [online]. Population Association of America, 1966, **3**(1), 47-57 [cit. 2020-04-28]. DOI: 10.2307/2060063. Dostupné z: https://bit.ly/3eYXyp9

LEWIS, W. A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. *The Manchaster School* [online]. 1954, (22), 139-191 [cit. 2020-04-28]. Dostupné z: https://bit.ly/2SgzxAh

LI, Q. a A. SWEETMAN. The Quality of Immigrant Source Country Educational Outcomes: Do they matter in the receiving country? *Labour Economics* [online]. Elsevier B. V., 2014, 81-93 [cit. 2020-04-20]. Dostupné z: https://bit.ly/2VlhNpc

MARLOW, M. L. a W. ORZECHOWSKI. Public Sector Unions and Public Spending. *Public Choice* [online]. 1996, (89), 1-16 [cit. 2020-05-14]. DOI: 10.1007/BF00114274. Dostupné z: https://bit.ly/2LvdySc

MARTINSEN, D.S. a G.A.P. ROTGER. The fiscal impact of EU immigration on the tax-financed welfare state: Testing the 'welfare burden' thesis. *European Union Politics* [online]. 2017,620-639 [cit. 2020-05-05]. DOI: 10.1177/1465116517717340. Dostupné z: https://bit.ly/2zfaFSC

MASSEY, D.S., J. ARANGO, G. HUGO, A. KOUAOUCI, A. PELLEGRINO a J.E. TAYLOR. Theories of International Migration: A Review and Appraisal. *Population and Development Review* [online]. Population Council, 1993, (19), 431-466 [cit. 2020-04-28]. DOI: 10.2307/2938462. Dostupné z: https://bit.ly/3eZEpU7

NORDHAUS, W. D. The Political Business Cycle. *The Review of Economic Studies* [online]. Oxford University Press, 1975, **42**(2), 169-190 [cit. 2020-02-01]. DOI: 10.2307/2296528. Dostupné z: http://bit.do/frkYt

NOVAK, M. Slovenia's 2013 deficit triples after bank overhaul. *Reuters* [online]. 31.3.2014 [cit. 2020-04-11]. Dostupné z: https://reut.rs/2y95fbi

OECD DATA. *OECD* [online]. Organisation for Economic Co-operation and Development, 2020 [cit. 2020-03-26]. Dostupné z: https://bit.ly/2xrGlDq

OKÓLSKI, M.. Europe in movement: Migration from/to Central and Eastern Europe. *ISS WORKING PAPERS* [online]. 2007, (22) [cit. 2020-05-18]. Dostupné z: http://pdc.ceu.hu/archive/00003130/01/022_80.pdf

PARTINGTON, R. More migrant workers needed to offset ageing population, says IMF. *The Guardian* [online]. Guardian News & Media Limited, 2018 [cit. 2019-08-01]. Dostupné z: http://bit.do/e3ynV

PRESTON, I. The Effect of Immigration on Public Finances. *The Economic Journal* [online]. 2014, (124), 569-592 [cit. 2020-05-08]. Dostupné z: https://bit.ly/2YKsNi1

RĂDULESCU, A. The Public Debt of Countries from Euro Zone: The Snowball effect [online]. *Centre of Financial and Monetary Research* "Victor Slavescu", 2012, **16**(3), 95-103 [cit. 2020-04-06]. Dostupné z: https://bit.ly/3dYRtbH

RAZIN, A. a J. WAHBA. Welfare Magnet Hypothesis, Fiscal Burden and Immigration Skill Selectivity. *The Scandinavian Journal of Economics* [online]. Blackwell Publishing, 2014, **117**(2), 369-402 [cit. 2019-08-17]. DOI: 10.1111/sjoe.12092. Dostupné z: http://bit.do/e4LwJ

RAZIN, A., E. SADKA a P. SWAGEL. The Aging Population and the Size of the Welfare State. *Journal of Political Economy* [online]. University of Chicago Press, 2000, 110(4), 900-918 [cit. 2019-07-29]. Dostupné z: http://bit.do/e3idF

RAZIN, A. a E. SADKA. Migration and pension with international capital mobility. *Journal of Public Ecomomics* [online]. Elsevier B. V., 1999, **74**(1), 141-150 [cit. 2019-08-06]. DOI: 10.1016/S0047-2727(99)00038-9. Dostupné z: http://bit.do/e3X9X

RAZIN, A. a E. SADKA. Unskilled Migration: A Burden or a Boon for the Welfare State? *The Scandinavian Journal of Economics* [online]. 2002, **102**(3), 463-4479 [cit. 2020-01-05]. Dostupné z: https://bit.ly/2rVDqk6

REENEN, J. V.. The aftermath of the Brexit vote – the verdict from a derided expert. *LSE* [online]. 2016 [cit. 2020-05-05]. Dostupné z: http://eprints.lse.ac.uk/69141/

RUFFING, K., P. N. Van De WATER a R. KOGAN. Generational Accounting Is Complex, Confusing, and Uninformative. *Center on Budget and Policy Priorities* [online]. 2014 [cit. 2019-08-28]. Dostupné z: http://bit.do/e58JB

RUHS, M. The Price of Rights: Regulating International Labor Migration [online]. *Princeton University Press*, 2015 [cit. 2020-05-05]. Dostupné z: https://econpapers.repec.org/bookchap/puppbooks/10140-2.htm

SAMUELSON, P. A. The Pure Theory of Public Expenditure. *The Review of Economics and Statistics* [online]. The MIT Press, 1954, (36), 387-389 [cit. 2020-05-02]. DOI: 10.2307/1925895. Dostupné z: https://bit.ly/2Susd43

SCHOU, P. Immigration, integration and fiscal sustainability. *Journal of Population Economics* [online]. Springer nature, 2006, 2006, **19**(4), 671-689 [cit. 2019-08-05]. DOI: 10.1007/s00148-005-0027-x. ISSN 1432-1475. Dostupné z: https://bit.ly/3aWNnyn

SCHULTZ, K. A. The Politics of the Political Business Cycle. *British Journal of Political Science* [online]. Cambridge University Press, 1995, **25**(1), 79-99 [cit. 2020-05-02]. Dostupné z: https://bit.ly/35x5wSg

SCHUMPETER, J. A. Business Cycles: A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of the Capitalist Process. 1. *Martino Publishing*, 2014. ISBN 978-1578985562.

Social Spending (indicator). *OECD.org* [online]. 2019 [cit. 2019-07-29]. Dostupné z: http://bit.do/e4tJh

SJASTAAD, L. A. The Costs and Returns of Human Migration. *Journal of Political Economy: Part 2: Investment in Human Beings* [online]. The University of Chicago Press, 1962, **70**(5), 80-93 [cit. 2020-04-28]. Dostupné z: https://bit.ly/3aMJnjQ

SPECIALE, B. Does Immigration Affect Public Education Expenditures?: Quasi-experimental evidence. *Journal of Public Economics* [online]. Elsevier B.V., 2012, **96**(9), 773-783 [cit. 2020-01-17]. Dostupné z: http://bit.do/fpv7e

SPRENGER, E. The determinants of international migration in the European Union: An empirical analysis. *IOS Working Papers* [online]. Institut für Ost- und Südosteuropaforschung (IOS, 2013, (325) [cit. 2020-04-07]. Dostupné z: https://bit.ly/34gRvYc

STARK, O. a D. E. BLOOM. The New Economics of Labor Migration. *The American Economic Review* [online]. American Economic Association, 1985, (75), 173-178 [cit. 2020-04-28]. Dostupné z: https://bit.ly/2VLIcwT

Státní rozpočet v kostce. *Ministerstvo financí ČR* [online]. 2020 [cit. 2020-05-01]. Dostupné z: https://bit.ly/2WaFaAY

STORESLETTEN, K. Fiscal Implications of Immigration: A Net Present Value Calculation. *Scandinavian Journal of Economics* [online]. Blackwell Publishing Ltd, 2003, **105**(3), 487-506 [cit. 2019-07-30]. Dostupné z: https://bit.ly/2yh1iBW

STICHNOTH, H. a K. Van Der STRAETEN. Ethnic Diversity, Public Spending, and Individual Support for the Welfare State: A Review of the Empirical Literature. *Journal of Economic Surveys* [online]. Blackwell Publishing, 2013, **27**(2), 364-389 [cit. 2020-01-14]. DOI: 10.1111/j.1467-6419.2011.00711.x. ISSN 1467-6419. Dostupné z: http://bit.do/fo86F

Sustainable cities, human mobility and international migration [online]. *Economic and Social Council*, 2018 [cit. 2020-03-26]. Dostupné z: https://bit.ly/33MypJ8

TITMUSS, R. M. a A. J. KAHN. Social Policy: An Introduction. *Social Work* [online]. Pantheon Books, 1975, **20**(6) [cit. 2020-05-04]. ISSN 0037-8046. Dostupné z: https://bit.ly/2z41B33

TUJULA, M. a G. WOLSWIJK. What Determines Fiscal Balances?: An Empirical Investigation in Determinants of Changes in OECD Budget Balances. *ECB Working Paper* [online]. 2004, (422) [cit. 2020-05-16]. Dostupné z: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=631669

WEIL, P.. Overlapping families of infinitely-lived agents. *Journal of Public Economics* [online]. 1989, (38), 183-198 [cit. 2020-05-10]. DOI: 10.1016/0047-2727(89)90024-8. ISSN 0047-2727. Dostupné z: https://bit.ly/2WkYz3D

WOO, J.. Economic, Political and Institutional Determinants of Public Deficits. *Forthcoming in Journal of Public Economics* [online]. OECD Economics Department, 2001 [cit. 2020-02-15]. Dostupné z: http://bit.do/ft5d2

Wooldridge, J.M. *Econometric Analysis of Cross–Section and Panel Data*. MIT press.2002.

WOOLDRIDGE, J. M. Introductory Econometrics: A Modern Approach. 56. *Cencage,* 2008. ISBN 9781305270107.

ZELNER, A. a H. TEIL. Three-Stage Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations. *Econometrica* [online]. The Econometric Society, https://bit.ly/2WGY4RV, 1962, **30**(1), 54-78 [cit. 2020-03-25]. DOI: 10.2307/1911287. Dostupné z: https://bit.ly/2yalXav

Příloha

Příloha 1: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 1.A)

```
3SLS estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: pub_spe ~ migration + priv_spen + gov_prod + tax_rev + age_dep +
    gdp + u_rate + factor(country) - 1
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + gov_prod + migration_prev + age_dep +
    gini + urban + gdp + u_rate + country

                      Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
migration          0.381201385  0.104555716  3.64592 0.00036185 ***
priv_spen         -0.556357584  0.064408230 -8.63799 6.2172e-15 ***
gov_prod           1.691416537  0.108281858 15.62050 < 2.22e-16 ***
tax_rev            0.300571892  0.080012594  3.75656 0.00024235 ***
age_dep            0.262415425  0.052510958  4.99735 1.5357e-06 ***
gdp               -0.000489666  0.000100403 -4.87703 2.6184e-06 ***
u_rate             0.182195663  0.053756878  3.38925 0.00088630 ***
factor(country)AT 38.840940290  5.867534569  6.61964 5.4003e-10 ***
factor(country)BE 40.936407935  5.601842000  7.30767 1.2944e-11 ***
factor(country)CZ 18.693263271  4.006292460  4.66598 6.5370e-06 ***
factor(country)DE 43.399491443  5.113403303  8.48740 1.5099e-14 ***
factor(country)DK 33.352370751  7.502965854  4.44522 1.6522e-05 ***
factor(country)EE  5.954253591  3.644377234  1.63382 0.10430053
factor(country)ES 27.640574672  4.682364438  5.90312 2.1297e-08 ***
factor(country)FI 29.294430618  6.516578079  4.49537 1.3420e-05 ***
factor(country)FR 38.473800333  5.689412579  6.76235 2.5287e-10 ***
factor(country)GB 28.673113555  5.137541417  5.58110 1.0252e-07 ***
factor(country)IT 33.529085387  5.090488691  6.58661 6.4290e-10 ***
factor(country)NL 33.799056060  5.934487169  5.69536 5.9056e-08 ***
factor(country)PT 24.613906742  4.172955644  5.89843 2.1798e-08 ***
factor(country)SE 29.629503576  6.883134049  4.30465 2.9335e-05 ***
factor(country)SI 24.563604117  4.315844378  5.69149 6.0176e-08 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.073642 on 157 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 157
SSR: 180.975023 MSE: 1.152707 Root MSE: 1.073642
Multiple R-Squared: 0.966604 Adjusted R-Squared: 0.962137
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 2: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 2.A)

```
3SLS estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: migration ~ migration_prev + pub_spe + priv_spen + gini + urban +
    u_rate
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + gov_prod + migration_prev + age_dep +
    gini + urban + gdp + u_rate + country

                  Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept)    -0.444159778  0.375105702  -1.18409    0.23801
migration_prev  0.985796511  0.006777494 145.45149 < 2.22e-16 ***
pub_spe        -0.000212169  0.005246791  -0.04044    0.96779
priv_spen       0.023310284  0.005158723   4.51862 1.1536e-05 ***
gini            0.002066510  0.008659251   0.23865    0.81166
urban          -0.001911820  0.001862986  -1.02621    0.30623
u_rate         -0.038792952  0.006566905  -5.90734 1.8161e-08 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.289667 on 172 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 172
SSR: 14.432004 MSE: 0.083907 Root MSE: 0.289667
Multiple R-Squared: 0.993488 Adjusted R-Squared: 0.993261
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 3: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 1.B)

```
3SLS estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: pub_spe ~ migration + priv_spen + gov_prod + tax_rev + age_dep +
    gdp + u_rate + factor(country) - 1
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + gov_prod + migration_prev + age_dep +
    gdp + u_rate + country

                     Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
migration          0.393598834  0.104708535  3.75899 0.00024019 ***
priv_spen         -0.557955876  0.064419335 -8.66131 5.3291e-15 ***
gov_prod           1.691525528  0.108297424 15.61926 < 2.22e-16 ***
tax_rev            0.301598387  0.080029734  3.76858 0.00023190 ***
age_dep            0.261547798  0.052522050  4.97977 1.6611e-06 ***
gdp               -0.000493618  0.000100437 -4.91471 2.2176e-06 ***
u_rate             0.180290440  0.053769655  3.35301 0.00100189 **
factor(country)AT 38.981075210  5.868959789  6.64191 4.8000e-10 ***
factor(country)BE 41.070890673  5.603284125  7.32979 1.1447e-11 ***
factor(country)CZ 18.810932034  4.007425405  4.69402 5.7979e-06 ***
factor(country)DE 43.564777522  5.114860436  8.51730 1.2434e-14 ***
factor(country)DK 33.594001240  7.505233829  4.47608 1.4541e-05 ***
factor(country)EE  5.923589292  3.645125855  1.62507 0.10615317
factor(country)ES 27.759762139  4.683539595  5.92709 1.8907e-08 ***
factor(country)FI 29.532171002  6.518727697  4.53036 1.1597e-05 ***
factor(country)FR 38.669403396  5.691131174  6.79468 2.1269e-10 ***
factor(country)GB 28.839858701  5.139060406  5.61189 8.8415e-08 ***
factor(country)IT 33.692777092  5.091892817  6.61695 5.4777e-10 ***
factor(country)NL 34.014783556  5.936446382  5.72982 4.9941e-08 ***
factor(country)PT 24.772074997  4.174211128  5.93455 1.8218e-08 ***
factor(country)SE 29.850910730  6.885215084  4.33551 2.5890e-05 ***
factor(country)SI 24.702557317  4.317060442  5.72208 5.1861e-08 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.073909 on 157 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 157
SSR: 181.06491 MSE: 1.15328 Root MSE: 1.073909
Multiple R-Squared: 0.966588 Adjusted R-Squared: 0.962118
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 4: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 2.B)

```
3SLS estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: migration ~ migration_prev + pub_spe + priv_spen + u_rate
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + gov_prod + migration_prev + age_dep +
    gdp + u_rate + country

                 Estimate  Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept)    -0.48724268  0.25265458  -1.92849   0.055422 .
migration_prev  0.98593479  0.00663847 148.51837 < 2.22e-16 ***
pub_spe        -0.00142533  0.00467147  -0.30511   0.760644
priv_spen       0.02338167  0.00495663   4.71725 4.8877e-06 ***
u_rate         -0.03752299  0.00561734  -6.67985 3.1021e-10 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.289047 on 174 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 174
SSR: 14.537403 MSE: 0.083548 Root MSE: 0.289047
Multiple R-Squared: 0.99344 Adjusted R-Squared: 0.99329
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 5: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 1.B +ϵ_1(t-1))

```
3SLS estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: pub_spe ~ migration + priv_spen + gov_prod + tax_rev + age_dep +
    gdp + u_rate + lag_res_pub_spe + factor(country) - 1
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + gov_prod + migration_prev + age_dep +
    gdp + u_rate + lag_res_pub_spe + lag_res_migration + country

                      Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
migration          4.44254e-01  9.44515e-02   4.70352 5.6177e-06 ***
priv_spen         -6.27356e-01  5.92330e-02 -10.59133 < 2.22e-16 ***
gov_prod           1.66925e+00  9.74509e-02  17.12918 < 2.22e-16 ***
tax_rev            3.19241e-01  7.17375e-02   4.45013 1.6314e-05 ***
age_dep            2.85932e-01  4.71516e-02   6.06410 9.7355e-09 ***
gdp               -4.23575e-04  9.05939e-05  -4.67554 6.3320e-06 ***
u_rate             2.32706e-01  4.87424e-02   4.77421 4.1429e-06 ***
lag_res_pub_spe    4.94427e-01  7.66601e-02   6.44960 1.3552e-09 ***
factor(country)AT  3.70456e+01  5.26424e+00   7.03722 5.9438e-11 ***
factor(country)BE  3.89467e+01  5.02867e+00   7.74494 1.1631e-12 ***
factor(country)CZ  1.87725e+01  3.58531e+00   5.23595 5.2681e-07 ***
factor(country)DE  4.20299e+01  4.58544e+00   9.16595 4.4409e-16 ***
factor(country)DK  3.08101e+01  6.73574e+00   4.57412 9.7316e-06 ***
factor(country)EE  5.07232e+00  3.26786e+00   1.55218    0.12266
factor(country)ES  2.65898e+01  4.19616e+00   6.33670 2.4311e-09 ***
factor(country)FI  2.77065e+01  5.84356e+00   4.74136 4.7744e-06 ***
factor(country)FR  3.69974e+01  5.10107e+00   7.25288 1.8251e-11 ***
factor(country)GB  2.71482e+01  4.60913e+00   5.89011 2.3176e-08 ***
factor(country)IT  3.25795e+01  4.56064e+00   7.14362 3.3264e-11 ***
factor(country)NL  3.10575e+01  5.33655e+00   5.81977 3.2772e-08 ***
factor(country)PT  2.43230e+01  3.73521e+00   6.51183 9.7968e-10 ***
factor(country)SE  2.74950e+01  6.17631e+00   4.45170 1.6208e-05 ***
factor(country)SI  2.43021e+01  3.86350e+00   6.29018 3.0879e-09 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.958808 on 155 degrees of freedom
Number of observations: 178 Degrees of Freedom: 155
SSR: 142.493369 MSE: 0.919312 Root MSE: 0.958808
Multiple R-Squared: 0.973218 Adjusted R-Squared: 0.969417
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 6: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS - 2.B +ϵ_1(t-1))

```
3SLS estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: migration ~ migration_prev + pub_spe + priv_spen + u_rate + lag_res_migration
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + gov_prod + migration_prev + age_dep +
    gdp + u_rate + lag_res_pub_spe + lag_res_migration + country

                    Estimate  Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept)       -0.38992412  0.23289455  -1.67425   0.095899 .
migration_prev     0.98145280  0.00615154 159.54594 < 2.22e-16 ***
pub_spe           -0.00348737  0.00434778  -0.80210   0.423600
priv_spen          0.02365239  0.00460462   5.13666 7.5209e-07 ***
u_rate            -0.03476583  0.00522818  -6.64970 3.7465e-10 ***
lag_res_migration  0.40413425  0.07058142   5.72579 4.4977e-08 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.266092 on 172 degrees of freedom
Number of observations: 178 Degrees of Freedom: 172
SSR: 12.178469 MSE: 0.070805 Root MSE: 0.266092
Multiple R-Squared: 0.994496 Adjusted R-Squared: 0.994336
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 7: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(1.B) +ϵ_1(t-1))

```
3SLS estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: log(pub_spe) ~ log(migration) + log(priv_spen) + log(gov_prod) +
    log(tax_rev) + log(age_dep) + log(gdp) + log(u_rate) + log(lag_res_pub_spe) +
    factor(country) - 1
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(gov_prod) + log(migration_prev) +
    log(age_dep) + log(gdp) + log(u_rate) + log(lag_res_pub_spe) +
    log(lag_res_migration) + country

                      Estimate Std. Error  t value   Pr(>|t|)
log(migration)       0.0421953  0.0180694  2.33518 0.02081603 *
log(priv_spen)      -0.5280054  0.0621975 -8.48917 1.5765e-14 ***
log(gov_prod)        0.7897253  0.0468895 16.84225 < 2.22e-16 ***
log(tax_rev)         0.2535073  0.0586519  4.32224 2.7509e-05 ***
log(age_dep)         0.2248252  0.0659486  3.40910 0.00083086 ***
log(gdp)            -0.2649152  0.0843533 -3.14054 0.00201999 **
log(u_rate)          0.0422219  0.0128568  3.28402 0.00126513 **
log(lag_res_pub_spe) 0.0055727  0.0277861  0.20056 0.84130750
factor(country)AT    4.4936295  0.8771292  5.12311 8.8204e-07 ***
factor(country)BE    4.5462507  0.8734640  5.20485 6.0764e-07 ***
factor(country)CZ    4.1137860  0.8079958  5.09135 1.0184e-06 ***
factor(country)DE    4.6508596  0.8629634  5.38941 2.5839e-07 ***
factor(country)DK    4.3137457  0.8985077  4.80101 3.6882e-06 ***
factor(country)EE    3.8553384  0.7924043  4.86537 2.7849e-06 ***
factor(country)ES    4.3144301  0.8494243  5.07924 1.0756e-06 ***
factor(country)FI    4.2911450  0.8808512  4.87159 2.7099e-06 ***
factor(country)FR    4.4761163  0.8693756  5.14866 7.8539e-07 ***
factor(country)GB    4.3026368  0.8596375  5.00518 1.4999e-06 ***
factor(country)IT    4.4134987  0.8554081  5.15952 7.4747e-07 ***
factor(country)NL    4.3625338  0.8790411  4.96283 1.8113e-06 ***
factor(country)PT    4.2419933  0.8190153  5.17938 6.8273e-07 ***
factor(country)SE    4.2634615  0.8897741  4.79162 3.8417e-06 ***
factor(country)SI    4.2380483  0.8251122  5.13633 8.3066e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.021215 on 155 degrees of freedom
Number of observations: 178 Degrees of Freedom: 155
SSR: 0.069764 MSE: 0.00045 Root MSE: 0.021215
Multiple R-Squared: 0.970462 Adjusted R-Squared: 0.96627
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 8: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(2.B) +ϵ_1(t-1))

```
3SLS estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: log(migration) ~ log(migration_prev) + log(pub_spe) + log(priv_spen) +
    log(u_rate) + log(lag_res_migration)
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(gov_prod) + log(migration_prev) +
    log(age_dep) + log(gdp) + log(u_rate) + log(lag_res_pub_spe) +
    log(lag_res_migration) + country

                        Estimate  Std. Error  t value   Pr(>|t|)
(Intercept)           -0.08094631  0.14564856 -0.55576 0.57909400
log(migration_prev)    0.89720786  0.01706550 52.57436 < 2.22e-16 ***
log(pub_spe)          -0.02348959  0.03538441 -0.66384 0.50768157
log(priv_spen)         0.09692443  0.03857479  2.51264 0.01290350 *
log(u_rate)           -0.03276166  0.00873525 -3.75051 0.00024090 ***
log(lag_res_migration) 0.05551264  0.01472035  3.77115 0.00022322 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.045466 on 172 degrees of freedom
Number of observations: 178 Degrees of Freedom: 172
SSR: 0.355547 MSE: 0.002067 Root MSE: 0.045466
Multiple R-Squared: 0.990622 Adjusted R-Squared: 0.99035
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 9: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(1.B))

```
3SLS estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: log(pub_spe) ~ log(migration) + log(priv_spen) + log(gov_prod) +
    log(tax_rev) + log(age_dep) + log(gdp) + log(u_rate) + factor(country) -
    1
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(gov_prod) + log(migration_prev) +
    log(age_dep) + log(gdp) + log(u_rate) + country

                    Estimate Std. Error  t value   Pr(>|t|)
log(migration)     0.0411408  0.0178167  2.30912 0.02224056 *
log(priv_spen)    -0.5339053  0.0592454 -9.01176 6.6613e-16 ***
log(gov_prod)      0.7956206  0.0426723 18.64490 < 2.22e-16 ***
log(tax_rev)       0.2564425  0.0582301  4.40395 1.9581e-05 ***
log(age_dep)       0.2223917  0.0651748  3.41223 0.00081959 ***
log(gdp)          -0.2666239  0.0822197 -3.24282 0.00144574 **
log(u_rate)        0.0421577  0.0125236  3.36627 0.00095807 ***
factor(country)AT  4.5403822  0.8356797  5.43316 2.0722e-07 ***
factor(country)BE  4.5933932  0.8314509  5.52455 1.3434e-07 ***
factor(country)CZ  4.1564745  0.7702409  5.39633 2.4645e-07 ***
factor(country)DE  4.6994969  0.8212920  5.72208 5.1861e-08 ***
factor(country)DK  4.3587906  0.8580970  5.07960 1.0610e-06 ***
factor(country)EE  3.8987581  0.7549669  5.16414 7.2263e-07 ***
factor(country)ES  4.3612427  0.8089257  5.39140 2.5223e-07 ***
factor(country)FI  4.3352582  0.8410060  5.15485 7.5395e-07 ***
factor(country)FR  4.5224900  0.8279250  5.46244 1.8045e-07 ***
factor(country)GB  4.3480337  0.8199230  5.30298 3.8119e-07 ***
factor(country)IT  4.4599034  0.8145476  5.47531 1.6977e-07 ***
factor(country)NL  4.4069793  0.8391030  5.25201 4.8268e-07 ***
factor(country)PT  4.2859218  0.7799886  5.49485 1.5474e-07 ***
factor(country)SE  4.3084307  0.8497698  5.07012 1.1075e-06 ***
factor(country)SI  4.2814616  0.7860889  5.44654 1.9454e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.021093 on 157 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 157
SSR: 0.06985 MSE: 0.000445 Root MSE: 0.021093
Multiple R-Squared: 0.971041 Adjusted R-Squared: 0.967168
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 10: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – Log(2.B))

```
3SLS estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: log(migration) ~ log(migration_prev) + log(pub_spe) + log(priv_spen) +
    log(u_rate)
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(gov_prod) + log(migration_prev) +
    log(age_dep) + log(gdp) + log(u_rate) + country

                     Estimate  Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept)        -0.09125511  0.15096783  -0.60447   0.546320
log(migration_prev)  0.95447811  0.00815279 117.07378 < 2.22e-16 ***
log(pub_spe)       -0.01794441  0.03618138  -0.49596   0.620551
log(priv_spen)      0.09050520  0.03958945   2.28609   0.023454 *
log(u_rate)        -0.03563073  0.00894508  -3.98328 9.9772e-05 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.047144 on 174 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 174
SSR: 0.38672 MSE: 0.002223 Root MSE: 0.047144
Multiple R-Squared: 0.989829 Adjusted R-Squared: 0.989595
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 11) Odhad modelu veřejných výdajů (2SLS – Log(1.B))

```
2SLS estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: log(pub_spe) ~ log(migration) + log(priv_spen) + log(gov_prod) +
    log(tax_rev) + log(age_dep) + log(gdp) + log(u_rate) + factor(country) -
    1
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(gov_prod) + log(migration_prev) +
    log(age_dep) + log(gdp) + log(u_rate) + country

                   Estimate Std. Error  t value   Pr(>|t|)
log(migration)     0.0454611  0.0181237  2.50838 0.01314403 *
log(priv_spen)    -0.5358750  0.0601660 -8.90661 1.3323e-15 ***
log(gov_prod)      0.7839978  0.0433867 18.06999 < 2.22e-16 ***
log(tax_rev)       0.2478605  0.0592912  4.18040 4.8203e-05 ***
log(age_dep)       0.2466961  0.0663621  3.71743 0.00027954 ***
log(gdp)          -0.3043761  0.0837173 -3.63576 0.00037525 ***
log(u_rate)        0.0400230  0.0127299  3.14401 0.00199320 **
factor(country)AT  4.9192611  0.8508275  5.78174 3.8750e-08 ***
factor(country)BE  4.9687175  0.8465190  5.86959 2.5146e-08 ***
factor(country)CZ  4.5101281  0.7841959  5.75128 4.4977e-08 ***
factor(country)DE  5.0727263  0.8361684  6.06663 9.4018e-09 ***
factor(country)DK  4.7518593  0.8736638  5.43900 2.0159e-07 ***
factor(country)EE  4.2357941  0.7686502  5.51069 1.4351e-07 ***
factor(country)ES  4.7240541  0.8235875  5.73595 4.8472e-08 ***
factor(country)FI  4.7223084  0.8562586  5.51505 1.4057e-07 ***
factor(country)FR  4.9002552  0.8429303  5.81336 3.3179e-08 ***
factor(country)GB  4.7196525  0.8347875  5.65372 7.2261e-08 ***
factor(country)IT  4.8275102  0.8293091  5.82112 3.1936e-08 ***
factor(country)NL  4.7909004  0.8543183  5.60786 9.0146e-08 ***
factor(country)PT  4.6405209  0.7941192  5.84361 2.8588e-08 ***
factor(country)SE  4.6959956  0.8651852  5.42773 2.1259e-07 ***
factor(country)SI  4.6389559  0.8003321  5.79629 3.6081e-08 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.02106 on 157 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 157
SSR: 0.069633 MSE: 0.000444 Root MSE: 0.02106
Multiple R-Squared: 0.971131 Adjusted R-Squared: 0.96727
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 12: Odhad modelu veřejných výdajů (2SLS – Log(2.B))

```
2SLS estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: log(migration) ~ log(migration_prev) + log(pub_spe) + log(priv_spen) +
    log(u_rate)
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(gov_prod) + log(migration_prev) +
    log(age_dep) + log(gdp) + log(u_rate) + country

                     Estimate  Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept)        -0.09125511  0.15096783  -0.60447   0.546320
log(migration_prev)  0.95447811  0.00815279 117.07378 < 2.22e-16 ***
log(pub_spe)       -0.01794441  0.03618138  -0.49596   0.620551
log(priv_spen)      0.09050520  0.03958945   2.28609   0.023454 *
log(u_rate)        -0.03563073  0.00894508  -3.98328 9.9772e-05 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.047144 on 174 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 174
SSR: 0.38672 MSE: 0.002223 Root MSE: 0.047144
Multiple R-Squared: 0.989829 Adjusted R-Squared: 0.989595
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 13) Hausman test: 2.A+B

```
        Hausman specification test for consistency of the 3SLS estimation

data:  my_data_total
Hausman = 30.969, df = 27, p-value = 0.2724
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 14: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 3)

```
3SLS estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: pub_spe ~ mig_h + mig_l + priv_spen + tax_rev + age_dep + gov_prod +
    gdp + u_rate + factor(country) - 1
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + age_dep + gov_prod + mig_h_prev + mig_l_prev +
    gdp + u_rate + country

                       Estimate   Std. Error  t value   Pr(>|t|)
mig_h              5.61392e-01  1.62431e-01  3.45619 0.00070599 ***
mig_l             -5.35691e-02  3.66655e-01 -0.14610 0.88402949
priv_spen         -5.80767e-01  6.66595e-02 -8.71244 3.9968e-15 ***
tax_rev            2.72503e-01  8.39762e-02  3.24500 0.00143720 **
age_dep            2.70552e-01  5.29757e-02  5.10710 9.4258e-07 ***
gov_prod           1.73225e+00  1.12174e-01 15.44252 < 2.22e-16 ***
gdp               -4.99696e-04  9.99008e-05 -5.00192 1.5131e-06 ***
u_rate             1.76478e-01  5.36125e-02  3.29173 0.00123155 **
factor(country)AT  4.08110e+01  6.03201e+00  6.76575 2.5229e-10 ***
factor(country)BE  4.34000e+01  5.89321e+00  7.36440 9.6414e-12 ***
factor(country)CZ  1.94233e+01  4.02296e+00  4.82811 3.2611e-06 ***
factor(country)DE  4.60398e+01  5.46386e+00  8.42624 2.2204e-14 ***
factor(country)DK  3.50872e+01  7.56346e+00  4.63904 7.3642e-06 ***
factor(country)EE  5.39154e+00  3.63420e+00  1.48356 0.13994414
factor(country)ES  3.03179e+01  5.10819e+00  5.93515 1.8351e-08 ***
factor(country)FI  3.08567e+01  6.57419e+00  4.69361 5.8345e-06 ***
factor(country)FR  4.09845e+01  5.96776e+00  6.86765 1.4612e-10 ***
factor(country)GB  2.94304e+01  5.13414e+00  5.73230 4.9792e-08 ***
factor(country)IT  3.62258e+01  5.47700e+00  6.61417 5.6410e-10 ***
factor(country)NL  3.53908e+01  6.00427e+00  5.89427 2.2476e-08 ***
factor(country)PT  2.62900e+01  4.33432e+00  6.06553 9.5585e-09 ***
factor(country)SE  3.15243e+01  6.98404e+00  4.51376 1.2479e-05 ***
factor(country)SI  2.58778e+01  4.40764e+00  5.87112 2.5202e-08 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.068534 on 156 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 156
SSR: 178.115249 MSE: 1.141764 Root MSE: 1.068534
Multiple R-Squared: 0.967132 Adjusted R-Squared: 0.962497
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 15: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 4)

```
3SLS estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: mig_h ~ mig_h_prev + pub_spe + priv_spen + u_rate
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + age_dep + gov_prod + mig_h_prev + mig_l_prev +
    gdp + u_rate + country

              Estimate  Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept) -0.37167730  0.20032282  -1.85539  0.0652319 .
mig_h_prev   0.98998446  0.00593366 166.84214 < 2.22e-16 ***
pub_spe      0.00245626  0.00355973   0.69001  0.4911058
priv_spen    0.01298590  0.00358548   3.62180  0.0003836 ***
u_rate      -0.02311946  0.00416050  -5.55689 1.0151e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.215255 on 174 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 174
SSR: 8.062237 MSE: 0.046335 Root MSE: 0.215255
Multiple R-Squared: 0.994856 Adjusted R-Squared: 0.994738
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 16: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 5)

```
3SLS estimates for 'eq3' (equation 3)
Model Formula: mig_l ~ mig_l_prev + pub_spe + priv_spen + u_rate
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + age_dep + gov_prod + mig_h_prev + mig_l_prev +
    gdp + u_rate + country

              Estimate  Std. Error  t value   Pr(>|t|)
(Intercept) -0.14028258  0.17332131 -0.80938 0.41940276
mig_l_prev   0.99425848  0.01461575 68.02651 < 2.22e-16 ***
pub_spe     -0.00259163  0.00284512 -0.91090 0.36360709
priv_spen    0.00896184  0.00369191  2.42743 0.01622577 *
u_rate      -0.01513804  0.00388769 -3.89384 0.00014046 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.18894 on 174 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 174
SSR: 6.211502 MSE: 0.035698 Root MSE: 0.18894
Multiple R-Squared: 0.9793 Adjusted R-Squared: 0.978824
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 17) Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 3+ ϵ(t-1))

```
3SLS estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: pub_spe ~ mig_h + mig_l + priv_spen + tax_rev + age_dep + gov_prod +
    gdp + u_rate + lag_res_pub_spe + factor(country) - 1
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + age_dep + gov_prod + mig_h_prev + mig_l_prev +
    gdp + u_rate + lag_res_pub_spe + lag_res_mig_h + lag_res_mig_l +
    country

                     Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
mig_h              5.99702e-01  1.44790e-01   4.14186 5.6611e-05 ***
mig_l             -8.99707e-03  3.18857e-01  -0.02822 0.97752594
priv_spen         -6.46865e-01  6.12160e-02 -10.56693 < 2.22e-16 ***
tax_rev            2.90472e-01  7.50961e-02   3.86801 0.00016154 ***
age_dep            2.91386e-01  4.75595e-02   6.12677 7.1812e-09 ***
gov_prod           1.71052e+00  1.00778e-01  16.97316 < 2.22e-16 ***
gdp               -4.27371e-04  9.01998e-05  -4.73805 4.8664e-06 ***
u_rate             2.29543e-01  4.87817e-02   4.70552 5.5959e-06 ***
lag_res_pub_spe    4.92158e-01  7.67721e-02   6.41063 1.6817e-09 ***
factor(country)AT  3.88519e+01  5.40695e+00   7.18554 2.6960e-11 ***
factor(country)BE  4.12500e+01  5.27833e+00   7.81496 8.0158e-13 ***
factor(country)CZ  1.93510e+01  3.60336e+00   5.37025 2.8472e-07 ***
factor(country)DE  4.44609e+01  4.88657e+00   9.09859 4.4409e-16 ***
factor(country)DK  3.22205e+01  6.79199e+00   4.74389 4.7455e-06 ***
factor(country)EE  4.70588e+00  3.26353e+00   1.44196 0.15134444
factor(country)ES  2.91369e+01  4.56214e+00   6.38668 1.9035e-09 ***
factor(country)FI  2.89712e+01  5.89747e+00   4.91248 2.2760e-06 ***
factor(country)FR  3.92799e+01  5.34212e+00   7.35286 1.0724e-11 ***
factor(country)GB  2.77249e+01  4.60956e+00   6.01465 1.2613e-08 ***
factor(country)IT  3.50941e+01  4.89442e+00   7.17022 2.9321e-11 ***
factor(country)NL  3.23772e+01  5.39846e+00   5.99749 1.3741e-08 ***
factor(country)PT  2.58127e+01  3.87756e+00   6.65693 4.6392e-10 ***
factor(country)SE  2.91167e+01  6.26681e+00   4.64618 7.2080e-06 ***
factor(country)SI  2.54580e+01  3.94621e+00   6.45126 1.3623e-09 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.955279 on 154 degrees of freedom
Number of observations: 178 Degrees of Freedom: 154
SSR: 140.534002 MSE: 0.912558 Root MSE: 0.955279
Multiple R-Squared: 0.973587 Adjusted R-Squared: 0.969642
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 18: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 4+ ϵ(t-1))

```
3SLS estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: mig_h ~ mig_h_prev + pub_spe + priv_spen + u_rate + lag_res_mig_h
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + age_dep + gov_prod + mig_h_prev + mig_l_prev +
    gdp + u_rate + lag_res_pub_spe + lag_res_mig_h + lag_res_mig_l +
    country

                  Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept)   -0.139524493  0.218669690  -0.63806   0.524283
mig_h_prev     0.984313797  0.006285155 156.60931 < 2.22e-16 ***
pub_spe        0.000942211  0.003573821   0.26364   0.792371
priv_spen      0.008887997  0.004084855   2.17584   0.030931 *
u_rate        -0.025337772  0.004255027  -5.95479 1.4288e-08 ***
lag_res_mig_h  0.035719223  0.015748881   2.26805   0.024570 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.213531 on 172 degrees of freedom
Number of observations: 178 Degrees of Freedom: 172
SSR: 7.842415 MSE: 0.045595 Root MSE: 0.213531
Multiple R-Squared: 0.994968 Adjusted R-Squared: 0.994821
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 19: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS – 5+ ϵ(t-1))

```
3SLS estimates for 'eq3' (equation 3)
Model Formula: mig_l ~ mig_l_prev + pub_spe + priv_spen + u_rate + lag_res_mig_l
Instruments: ~priv_spen + tax_rev + age_dep + gov_prod + mig_h_prev + mig_l_prev +
    gdp + u_rate + lag_res_pub_spe + lag_res_mig_h + lag_res_mig_l +
    country

                Estimate  Std. Error  t value   Pr(>|t|)
(Intercept)    0.01025783  0.20281860  0.05058   0.959722
mig_l_prev     1.00320639  0.01623318 61.79974 < 2.22e-16 ***
pub_spe       -0.00467427  0.00311306 -1.50150   0.135059
priv_spen      0.00857758  0.00378285  2.26749   0.024605 *
u_rate        -0.01659093  0.00397819 -4.17047 4.8119e-05 ***
lag_res_mig_l -0.00819028  0.00573057 -1.42923   0.154753
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.18842 on 172 degrees of freedom
Number of observations: 178 Degrees of Freedom: 172
SSR: 6.106367 MSE: 0.035502 Root MSE: 0.18842
Multiple R-Squared: 0.979568 Adjusted R-Squared: 0.978974
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 20: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(3)+ ϵ(t-1))

```
3SLS estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: log(pub_spe) ~ log(mig_h) + log(mig_l) + log(priv_spen) + log(tax_rev) +
    log(age_dep) + log(gov_prod) + log(gdp) + log(u_rate) + log(lag_res_pub_spe) +
    factor(country) - 1
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(age_dep) + log(gov_prod) +
    log(mig_h_prev) + log(mig_l_prev) + log(gdp) + log(u_rate) +
    log(lag_res_pub_spe) + (lag_res_mig_h) + log(lag_res_mig_l) +
    country

                      Estimate  Std. Error  t value   Pr(>|t|)
log(mig_h)          0.03317717  0.01722494  1.92611 0.05593248 .
log(mig_l)          0.00781561  0.02000667  0.39065 0.69659571
log(priv_spen)     -0.52471730  0.06308093 -8.31816 4.4409e-14 ***
log(tax_rev)        0.23639531  0.06315302  3.74321 0.00025605 ***
log(age_dep)        0.22838243  0.06856371  3.33095 0.00108344 **
log(gov_prod)       0.79234233  0.04850217 16.33622 < 2.22e-16 ***
log(gdp)           -0.27403576  0.08723488 -3.14136 0.00201701 **
log(u_rate)         0.04053158  0.01397122  2.90108 0.00426389 **
log(lag_res_pub_spe)  0.01223497  0.02847099  0.42973 0.66798943
factor(country)AT   4.62265743  0.91624873  5.04520 1.2612e-06 ***
factor(country)BE   4.67780455  0.91451698  5.11505 9.2060e-07 ***
factor(country)CZ   4.23188245  0.83715360  5.05508 1.2065e-06 ***
factor(country)DE   4.78215631  0.90456755  5.28668 4.1981e-07 ***
factor(country)DK   4.44543025  0.93679379  4.74537 4.7155e-06 ***
factor(country)EE   3.97296469  0.82253937  4.83012 3.2658e-06 ***
factor(country)ES   4.44361191  0.89071980  4.98879 1.6230e-06 ***
factor(country)FI   4.42023400  0.91829595  4.81352 3.5107e-06 ***
factor(country)FR   4.61081524  0.91118837  5.06022 1.1790e-06 ***
factor(country)GB   4.42574953  0.89255717  4.95851 1.8568e-06 ***
factor(country)IT   4.54699456  0.89779529  5.06462 1.1558e-06 ***
factor(country)NL   4.49239030  0.91699144  4.89905 2.4147e-06 ***
factor(country)PT   4.36726895  0.85693368  5.09639 1.0017e-06 ***
factor(country)SE   4.39506881  0.92894746  4.73124 5.0112e-06 ***
factor(country)SI   4.35973058  0.86041909  5.06698 1.1436e-06 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.021163 on 154 degrees of freedom
Number of observations: 178 Degrees of Freedom: 154
SSR: 0.068975 MSE: 0.000448 Root MSE: 0.021163
Multiple R-Squared: 0.970797 Adjusted R-Squared: 0.966435
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 21: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(4)+ ϵ(t-1))

```
3SLS estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: log(mig_h) ~ log(mig_h_prev) + log(pub_spe) + log(priv_spen) +
    log(u_rate) + log(lag_res_mig_h)
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(age_dep) + log(gov_prod) +
    log(mig_h_prev) + log(mig_l_prev) + log(gdp) + log(u_rate) +
    log(lag_res_pub_spe) + (lag_res_mig_h) + log(lag_res_mig_l) +
    country

                    Estimate  Std. Error  t value Pr(>|t|)
(Intercept)       0.08676288  0.18168484  0.47755 0.633580
log(mig_h_prev)   0.92819230  0.01489181 62.32903  < 2e-16 ***
log(pub_spe)     -0.00734528  0.04339648 -0.16926 0.865791
log(priv_spen)    0.02154969  0.04497657  0.47913 0.632454
log(u_rate)      -0.03222700  0.01039461 -3.10036 0.002259 **
log(lag_res_mig_h)  0.03986518  0.01600826  2.49029 0.013713 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.053764 on 172 degrees of freedom
Number of observations: 178 Degrees of Freedom: 172
SSR: 0.497182 MSE: 0.002891 Root MSE: 0.053764
Multiple R-Squared: 0.989822 Adjusted R-Squared: 0.989526
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 22: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(5)+ ϵ(t-1))

```
3SLS estimates for 'eq3' (equation 3)
Model Formula: log(mig_l) ~ log(mig_l_prev) + log(pub_spe) + log(priv_spen) +
    log(u_rate) + log(lag_res_mig_l)
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(age_dep) + log(gov_prod) +
    log(mig_h_prev) + log(mig_l_prev) + log(gdp) + log(u_rate) +
    log(lag_res_pub_spe) + (lag_res_mig_h) + log(lag_res_mig_l) +
    country

                     Estimate Std. Error  t value   Pr(>|t|)
(Intercept)       -0.2784013  0.3629183 -0.76712  0.4440628
log(mig_l_prev)    0.9783612  0.0169805 57.61671 < 2.22e-16 ***
log(pub_spe)      -0.0579753  0.0751931 -0.77102  0.4417535
log(priv_spen)     0.1846885  0.0794296  2.32519  0.0212296 *
log(u_rate)       -0.0655041  0.0181428 -3.61047  0.0004007 ***
log(lag_res_mig_l) -0.0261107  0.0204070 -1.27950  0.2024452
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.090731 on 172 degrees of freedom
Number of observations: 178 Degrees of Freedom: 172
SSR: 1.41591 MSE: 0.008232 Root MSE: 0.090731
Multiple R-Squared: 0.976943 Adjusted R-Squared: 0.976273
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 23: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(3))

```
3SLS estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: log(pub_spe) ~ log(mig_h) + log(mig_l) + log(priv_spen) + log(tax_rev) +
    log(age_dep) + log(gov_prod) + log(gdp) + log(u_rate) + factor(country) -
    1
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(age_dep) + log(gov_prod) +
    log(mig_h_prev) + log(mig_l_prev) + log(gdp) + log(u_rate) +
    country

                     Estimate  Std. Error  t value   Pr(>|t|)
log(mig_h)         0.03071838  0.01698926  1.80811 0.07251612 .
log(mig_l)         0.00947713  0.02057092  0.46071 0.64565176
log(priv_spen)    -0.53262913  0.06065260 -8.78164 2.6645e-15 ***
log(tax_rev)       0.23977548  0.06306423  3.80208 0.00020542 ***
log(age_dep)       0.22623354  0.06844435  3.30536 0.00117692 **
log(gov_prod)      0.80011359  0.04586054 17.44667 < 2.22e-16 ***
log(gdp)          -0.27233588  0.08626669 -3.15691 0.00191435 **
log(u_rate)        0.04042171  0.01389048  2.91003 0.00414278 **
factor(country)AT  4.65821397  0.89794986  5.18761 6.5327e-07 ***
factor(country)BE  4.71389518  0.89638261  5.25880 4.7095e-07 ***
factor(country)CZ  4.26656002  0.81803659  5.21561 5.7457e-07 ***
factor(country)DE  4.81891732  0.88681782  5.43394 2.0803e-07 ***
factor(country)DK  4.47783670  0.91849488  4.87519 2.6535e-06 ***
factor(country)EE  4.00828665  0.80432403  4.98342 1.6434e-06 ***
factor(country)ES  4.47912212  0.87363321  5.12701 8.6119e-07 ***
factor(country)FI  4.45257365  0.89996384  4.94750 1.9281e-06 ***
factor(country)FR  4.64595356  0.89341429  5.20022 6.1660e-07 ***
factor(country)GB  4.46030545  0.87322480  5.10785 9.3935e-07 ***
factor(country)IT  4.58210454  0.88067182  5.20296 6.0890e-07 ***
factor(country)NL  4.52452078  0.89887650  5.03353 1.3134e-06 ***
factor(country)PT  4.40194355  0.83957712  5.24305 5.0644e-07 ***
factor(country)SE  4.42719314  0.91117042  4.85880 2.8514e-06 ***
factor(country)SI  4.39410137  0.84237545  5.21632 5.7270e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.021051 on 156 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 156
SSR: 0.06913 MSE: 0.000443 Root MSE: 0.021051
Multiple R-Squared: 0.97134 Adjusted R-Squared: 0.967298
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 24: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(4))

```
3SLS estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: log(mig_h) ~ log(mig_h_prev) + log(pub_spe) + log(priv_spen) +
    log(u_rate)
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(age_dep) + log(gov_prod) +
    log(mig_h_prev) + log(mig_l_prev) + log(gdp) + log(u_rate) +
    country

                   Estimate  Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept)     -0.03015927  0.17711320  -0.17028  0.8649859
log(mig_h_prev)  0.95909682  0.00829977 115.55703 < 2.22e-16 ***
log(pub_spe)     0.00682785  0.04291533   0.15910  0.8737742
log(priv_spen)   0.04138420  0.04403367   0.93983  0.3486071
log(u_rate)     -0.02816691  0.01027763  -2.74060  0.0067727 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.054148 on 174 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 174
SSR: 0.510168 MSE: 0.002932 Root MSE: 0.054148
Multiple R-Squared: 0.989636 Adjusted R-Squared: 0.989398
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 25: Odhad modelu veřejných výdajů (3SLS –Log(5))

```
3SLS estimates for 'eq3' (equation 3)
Model Formula: log(mig_l) ~ log(mig_l_prev) + log(pub_spe) + log(priv_spen) +
    log(u_rate)
Instruments: ~log(priv_spen) + log(tax_rev) + log(age_dep) + log(gov_prod) +
    log(mig_h_prev) + log(mig_l_prev) + log(gdp) + log(u_rate) +
    country

                 Estimate  Std. Error  t value   Pr(>|t|)
(Intercept)     -0.47767438  0.32558629 -1.46712 0.14414836
log(mig_l_prev)  0.96717244  0.01380725 70.04816 < 2.22e-16 ***
log(pub_spe)    -0.00238533  0.06544447 -0.03645 0.97096678
log(priv_spen)   0.16765182  0.07864598  2.13173 0.03443262 *
log(u_rate)     -0.05957462  0.01772271 -3.36148 0.00095308 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.090929 on 174 degrees of freedom
Number of observations: 179 Degrees of Freedom: 174
SSR: 1.438636 MSE: 0.008268 Root MSE: 0.090929
Multiple R-Squared: 0.976632 Adjusted R-Squared: 0.976095
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 26: Hausmanův test: 3+4+5

```
        Hausman specification test for consistency of the 3SLS estimation

data:  my_data_total
Hausman = 29.803, df = 32, p-value = 0.5782
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 27: ADF Test

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$migration
Dickey-Fuller = -2.819, Lag order = 5, p-value = 0.234
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$migration_prev
Dickey-Fuller = -2.7823, Lag order = 5, p-value = 0.2493
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$mig_h
Dickey-Fuller = -2.8497, Lag order = 5, p-value = 0.2211
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$mig_h_prev
Dickey-Fuller = -2.8429, Lag order = 5, p-value = 0.224
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$mig_l
Dickey-Fuller = -3.652, Lag order = 5, p-value = 0.0303
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$mig_l_prev
Dickey-Fuller = -3.5441, Lag order = 5, p-value = 0.04031
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$pub_spe
Dickey-Fuller = -3.6071, Lag order = 5, p-value = 0.03447
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$priv_spen
Dickey-Fuller = -3.7723, Lag order = 5, p-value = 0.02189
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$tax_rev
Dickey-Fuller = -3.588, Lag order = 5, p-value = 0.03624
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$gov_prod
Dickey-Fuller = -3.652, Lag order = 5, p-value = 0.0303
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$age_dep
Dickey-Fuller = -4.0763, Lag order = 5, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$gdp
Dickey-Fuller = -3.2618, Lag order = 5, p-value = 0.07963
alternative hypothesis: stationary
```

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$u_rate
Dickey-Fuller = -3.7782, Lag order = 5, p-value = 0.0216
alternative hypothesis: stationary
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 28: Odhad modelu bilance státního rozpočtu (FE="within" – 6.A)

```
Call:
plm(formula = gov_balance ~ mig_rate + age_dep + gdp + debt_d_lag +
    gov_prod + pol_stab_diff + u_rate + lir_d_lag + sir_d_lag,
    data = data_panel, model = "within")

Unbalanced Panel: n = 15, T = 11-12, N = 179

Residuals:
    Min.  1st Qu.   Median  3rd Qu.     Max.
-8.48188 -0.75164  0.15889  0.83970  3.74211

Coefficients:
                Estimate  Std. Error t-value  Pr(>|t|)
mig_rate       0.03453021  0.02186410  1.5793  0.116303
age_dep        0.06355628  0.05896279  1.0779  0.282751
gdp            0.00022545  0.00013322  1.6924  0.092580 .
debt_d_lag    -0.12393072  0.04028406 -3.0764  0.002477 **
gov_prod      -1.39101174  0.16257359 -8.5562 1.065e-14 ***
pol_stab_diff  0.67218951  1.05388159  0.6378  0.524530
u_rate        -0.01614106  0.07467015 -0.2162  0.829143
lir_d_lag     -0.14523138  0.15738040 -0.9228  0.357543
sir_d_lag      0.06946019  0.12807391  0.5423  0.588360
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares:    1009.4
Residual Sum of Squares: 327.1
R-Squared:      0.67595
Adj. R-Squared: 0.62787
F-statistic: 35.9254 on 9 and 155 DF, p-value: < 2.22e-16
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 29: Odhad modelu bilance státního rozpočtu (FE="within" – 6.B)

```
Call:
plm(formula = gov_balance ~ mig_rate + age_dep + gdp + debt_d_lag +
    gov_prod + pol_stab_diff + lir_d_lag + sir_d_lag + d_2009,
    data = data_panel, model = "within")

Unbalanced Panel: n = 15, T = 11-12, N = 179

Residuals:
     Min.   1st Qu.    Median   3rd Qu.      Max.
-8.651286 -0.688520  0.067699  0.773535  3.851570

Coefficients:
                Estimate  Std. Error t-value  Pr(>|t|)
mig_rate       0.03443917  0.02141741  1.6080  0.109870
age_dep        0.04399388  0.05645173  0.7793  0.436980
gdp            0.00021907  0.00011655  1.8796  0.062045 .
debt_d_lag    -0.12937212  0.03868486 -3.3443  0.001035 **
gov_prod      -1.30161942  0.16989667 -7.6612 1.868e-12 ***
pol_stab_diff  0.45637719  1.04724867  0.4358  0.663598
lir_d_lag     -0.14492046  0.15586177 -0.9298  0.353920
sir_d_lag      0.10642725  0.12892074  0.8255  0.410343
d_2009        -0.76169990  0.45756848 -1.6647  0.097999 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares:    1009.4
Residual Sum of Squares: 321.45
R-Squared:      0.68155
Adj. R-Squared: 0.6343
F-statistic: 36.8593 on 9 and 155 DF, p-value: < 2.22e-16
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 30: Bresuch-Godfrey/Wooldridge test

```
        Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models

data:  gov_balance ~ mig_rate + age_dep + gdp + debt_d_lag + gov_prod +     pol_stab_diff + lir_d_lag + sir_d_lag + d_2009
chisq = 17.928, df = 11, p-value = 0.08327
alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 31: Odhad modelu bilance státního rozpočtu (Robust – Cluster SE (6.B))

```
t test of coefficients:

                Estimate  Std. Error t value  Pr(>|t|)
mig_rate      0.03443917  0.01275454  2.7001  0.007701 **
age_dep       0.04399388  0.07150986  0.6152  0.539315
gdp           0.00021907  0.00017201  1.2736  0.204724
debt_d_lag   -0.12937212  0.03973117 -3.2562  0.001387 **
gov_prod     -1.30161942  0.18236782 -7.1373 3.443e-11 ***
pol_stab_diff 0.45637719  0.76356081  0.5977  0.550915
lir_d_lag    -0.14492046  0.25550257 -0.5672  0.571400
sir_d_lag     0.10642725  0.11635280  0.9147  0.361773
d_2009       -0.76169990  0.30764245 -2.4759  0.014364 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

Vlastní zpracování na základě výpočtu v softwaru R

Příloha 32: ADF test jednotkových kořenů (model bilance státního rozpočtu – nové proměnné)

```
        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$gov_balance
Dickey-Fuller = -4.9726, Lag order = 5, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary


        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$mig_rate
Dickey-Fuller = -5.8735, Lag order = 5, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary


        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$debt_d_lag
Dickey-Fuller = -7.6444, Lag order = 5, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary


        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$pol_stab_diff
Dickey-Fuller = -6.1327, Lag order = 5, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary


        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$lir_d_lag
Dickey-Fuller = -7.8445, Lag order = 5, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary


        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$sir_d_lag
Dickey-Fuller = -7.9413, Lag order = 5, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary


        Augmented Dickey-Fuller Test

data:  my_data_total$age_dep
Dickey-Fuller = -4.0763, Lag order = 5, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary
```