

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

**Rovnost ve společnosti – nástroje měření a nástroje
ovlivňování**

Bc. Alice Šamlotová

© 2020 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Alice Šamlotová

Ekonomika a management
Provoz a ekonomika

Název práce

Rovnost ve společnosti – nástroje měření a nástroje ovlivňování

Název anglicky

Social Equality – Indicators and Policies

Cíle práce

Hlavním cílem diplomové práce je zjistit, které ekonomické faktory mají největší vliv na žáky a studenty nedokončit vzdělávání.

Hlavní cíl práce bude konkretizován pomocí cílů dílčích. Dílčím cílem práce je definovat pojem rovnost ve společnosti, analyzovat způsoby měření a představit možnosti ovlivňování.

V praktické části práce je cílem analyzovat problém předčasných odchodů ze vzdělávání spolu s vymezením hlavních ekonomických faktorů působících na předčasné odchody ze vzdělávání. Výstupem těchto analýz bude návrh vhodného ekonometrického modelu a definice statisticky významných proměnných ovlivňujících zkoumaný jev. Následně bude tento model aplikován formou strukturální analýzy a prognózami.

Metodika

Metodicky je možné práci rozdělit do tří na sebe logicky navazujících celků.

První část práce bude představovat současný stav poznání a bude založena na literární rešerši, která představuje analýzu dokumentů. Dále se práce bude zabývat studiem dostupných znalostí v oblasti rovných šancí na vzdělávání. Následovat bude analýza a výběr ekonomických faktorů ovlivňujících předčasný odchod ze vzdělávání.

Praktická část práce bude analytického charakteru. V této části práce budou na základě literární rešerše vybrány vhodné proměnné a k vybraným proměnným se dohledají odpovídající data. Následně budou po studiu techniky ekonometrického modelování, aplikovány tyto metody na vybraná data. Poté proběhne popisná analýza dat a sestavení ekonometrického modelu. Dále bude proveden odhad parametrů ekonometrického modelu a model bude verifikován ekonometrickou, statistickou a ekonomickou verifikací. Následně bude provedena aplikace modelu ve formě strukturální analýzy a prognózy ex-post a ex-ante.

Poslední část práce bude představovat syntézu zjištěných poznatků.

Doporučený rozsah práce

60-80

Klíčová slova

Rovnost ve společnosti, rovné šance na vzdělávání, předčasné odchody ze vzdělávání, prognóza, ekonometrický model, strukturální analýza.

Doporučené zdroje informací

- ATKINSON, Anthony B. *Ekonomika nerovnosti*. I. zveřejnění. Brno: Albatros Media a. s., 2016. 374s. E-kniha. ISBN e-knihy 978-80-265-0511-2.
- BAYÓN-CALVO, S. CORRALES-HERRERO, H. DE WITTE, K. 2020. "Assessing Regional Performance against Early School Leaving in Spain." *International Journal of Educational Research* 99: 101515.
- BOGNA, C. STRUFFOLINO, E. 2017. "Pushed or Pulled? Girls and Boys Facing Early School Leaving Risk in Italy." *Social Science Research* 61: 298–313.
- HUŠEK, R. – VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
- MATĚJŮ, P. – STRAKOVÁ, J. – VESELÝ, A. *Nerovnosti ve vzdělávání : od měření k řešení*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON), 2010. ISBN 978-80-7419-032-2.
- MATĚJŮ, P. – VLACHOVÁ, K. – ŘEHÁKOVÁ, B. *Nerovnost, spravedlnost, politika : Česká republika 1991-1998*. Praha: Sociologické nakladatelství, 2000. ISBN 80-85850-82-6.
- SIMONOVÁ, N. *Vzdělanostní nerovnosti v české společnosti : vývoj od počátku 20. století do současnosti*. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2011. ISBN 978-80-7419-070-4.
-

Předběžný termín obhajoby

2020/21 ZS – PEF (únor 2021)

Vedoucí práce

doc. Ing. Irena Benešová, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 23. 11. 2020

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 24. 11. 2020

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 30. 11. 2020

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Rovnost ve společnosti – nástroje měření a nástroje ovlivňování" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucí diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 30.11.2020

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala doc. Ing. Ireně Benešové, Ph.D. za důkladné odborné vedení diplomové práce, za připomínky a cenné rady, za ochotu a čas, který mi věnovala.

Rovnost ve společnosti – nástroje měření a nástroje ovlivňování

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá problémem rovnosti ve společnosti se zaměřením na rovnost v oblasti školství a vzdělávání. Blíže analyzuje oblast rovných šancí ve vzdělávání a rozebírá problém s předčasnými odchody ze vzdělávání v České republice. Na základě literární rešerše a s ohledem na dostupnost dat jsou v praktické části definovány faktory působící na předčasné odchody ze vzdělávání. Pro analýzu je vybráno pět statisticky významných faktorů: počet studujících cizinců, počet žáků opakujících ročník, veřejné výdaje na školství, cena oběda ve školní jídelně a počet domácností ohrožených chudobou. Pomocí ekonometrického modelu autorka zkoumá vliv faktorů působících na předčasně ukončené vzdělávání. Následně je tento model aplikován formou strukturální analýzy a prognóz.

Klíčová slova:

Rovnost ve společnosti, rovné šance na vzdělávání, předčasné odchody ze vzdělávání, prognóza, ekonometrický model, strukturální analýza.

Social Equality – Indicators and Policies

Abstract

The thesis aims at defining equality within the society and focuses on equality in education. It analyses in more detail equal opportunities and the problem of early school leaving in the Czech Republic. The practical part of the thesis defines the factors influencing early school leaving. Based on the professional literature research and with regard to the availability of data the practical part of the thesis defines factors influencing early school leaving. Five statistically significant factors have been selected for the purpose of the analysis: the number of foreign students, the number of students repeating a year, public spending on education, the price of lunch in a school cafeteria and the number of households at risk of poverty. The thesis examines the influence of the factors on early school leaving by creating an econometrical model. Subsequently the model is applied in the form of structural analysis and prognosis.

Keywords:

Social equality, equal access to education, early leavers from education, prognosis, econometrical model, structural analysis.

Obsah

1 Úvod.....	11
2 Cíl práce a metodika	12
2.1 Cíl práce	12
2.2 Metodika	12
3 Teoretická východiska	14
3.1 Rovnost ve společnosti.....	14
3.1.1 Chudoba a bohatství.....	15
3.1.2 Sociální politika	18
3.2 Rovné šance na vzdělávání	19
3.3 Předčasné ukončení vzdělávání.....	23
3.3.1 Ekonomické dopady předčasných odchodů ze vzdělávání v ČR	26
3.3.2 Vliv ekonomických faktorů na předčasné ukončení vzdělávání	29
4 Praktická část	32
4.1 Ekonometrický model	32
4.1.1 Teoretická východiska	32
4.1.2 Deklarace proměnných	34
4.1.3 Zápis ekonomického modelu	36
4.1.4 Zápis ekonometrického modelu.....	36
4.1.5 Sběr a zpracování vstupních dat	36
4.1.5.1 Předčasné odchody ze vzdělávání (v % osob).....	36
4.1.5.2 Počet studujících cizinců na základních školách (v tis. osob).....	37
4.1.5.3 Počet žáků opakující ročník na základních školách (v tis. osob)	39
4.1.5.4 Veřejné výdaje na školství (v mld. Kč)	40
4.1.5.5 Cena za oběd ve školní jídelně ZŠ	41
4.1.5.6 Podíl domácností ohrožených chudobou (v % domácností)	42
4.1.6 Korelační matice	44
4.1.7 Verifikace.....	45
4.1.7.1 Ekonometrická verifikace.....	45
4.1.7.2 Statistická verifikace	50
4.1.7.3 Ekonomická verifikace	51
4.1.8 Aplikace modelu	52
4.1.8.1 Pružnosti	52
4.1.8.2 Prognóza ex-post	55

4.1.8.3	Prognóza ex-ante	56
4.1.8.4	Simulace	65
5	Výsledky a diskuse	66
5.1	Výsledek modelu.....	66
5.1.1	Spolehlivost modelu	66
5.1.2	Použití modelu	66
5.2	Diskuse.....	67
6	Závěr.....	70
7	Seznam použitých zdrojů	71
8	Přílohy	74

Seznam obrázků

Obrázek 1	Lorenzova křivka.....	16
Obrázek 2	Porovnání zemí OECD dle Gini koeficientu	17
Obrázek 3	Srovnání výdajů na studenta v zemích OECD rok 2019.....	19
Obrázek 4	Pokles celkových výdajů na vzdělávání v % HDP (2010 – 2015).....	20
Obrázek 5	Veřejné vzdělávání z pohledu priorit respondentů.....	20
Obrázek 6	Dopad sociálně-ekonomických podmínek školy na výsledky žáků.....	22
Obrázek 7	Předčasné odchody ze vzdělávání ve vybraných zemích EU (2002-2019)	25
Obrázek 8	Předčasné odchody ze vzdělávání v ČR (%).....	37
Obrázek 9	Počet studujících cizinců na ZŠ data (v tis.)	38
Obrázek 10	Počet žáků opakující ročník na ZŠ (v tis.) data ČSÚ	39
Obrázek 11	Veřejné výdaje na školství data (v mld.) ČSÚ	40
Obrázek 12	Cena za oběd ve školní jídelně data (v Kč) ČSÚ	42
Obrázek 13	Podíl rodin ohrožených chudobou data (v %) ČSÚ	43
Obrázek 14	Korelační matice	44
Obrázek 15	Výsledek z Gretlu – parametry proměnných.....	45
Obrázek 16	Whiteův test heteroskedasticity.....	46
Obrázek 17	Test autokorelace náhodné složky – Breusch-Gotfreyův test	47
Obrázek 18	Test autokorelace náhodné složky – Breusch-Gotfreyův test	48
Obrázek 19	Test normality reziduí	49
Obrázek 20	Test normality reziduí graficky	49
Obrázek 21	Kolinearita	50
Obrázek 22	Statistická významnost parametrů (t-test)	50
Obrázek 23	Statistická významnost (F-test)	51
Obrázek 24	Pružnosti v jednotlivých letech v absolutní hodnotě.....	54
Obrázek 25	Prognóza ex-post vysvětlující proměnné (%)	56
Obrázek 26	Odhad parametrů pro prognózu.....	57
Obrázek 27	Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v tis. osob).....	57
Obrázek 28	Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v tis. osob).....	58
Obrázek 29	Odhad parametrů pro prognózu.....	58
Obrázek 30	Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v tis. osob).....	59
Obrázek 31	Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v tis. osob).....	59
Obrázek 32	Odhad parametrů pro prognózu.....	60

Obrázek 33 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v mld. Kč)	60
Obrázek 34 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v mld. Kč)	61
Obrázek 35 Odhad parametrů pro prognózu.....	61
Obrázek 36 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v Kč)	62
Obrázek 37 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v Kč)	62
Obrázek 38 Odhad parametrů pro prognózu.....	63
Obrázek 39 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (%).....	63
Obrázek 40 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (%).....	64
Obrázek 41 Prognóza vysvětlované proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (%)	64
Obrázek 42 Prognóza vysvětlované proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022	65

Seznam tabulek

Tabulka 1 Předčasné odchody ze vzdělávání v EU v letech 2009-2019 (%)	23
Tabulka 2 Celoživotní pracovní příjmy podle vzdělání (2018 – 2067).....	27
Tabulka 3 Celoživotní daně z příjmů fyz. osob a odvody na soc. a zdrav. pojištění (2018-2067).....	28
Tabulka 4 Náklady státu na řešení nezaměstnanosti podle dosaženého vzdělání (2018-2067)	28
Tabulka 5 Shrnutí finančních dopadů předčasných odchodů ze vzdělávání	28
Tabulka 6 Přehled proměnných, včetně použitých zkratk	34
Tabulka 7 Deskriptivní statistiky – Předčasné odchody ze vzdělávání	37
Tabulka 8 Deskriptivní statistiky - Počet studujících cizinců na ZŠ	38
Tabulka 9 Deskriptivní statistiky - Počet žáků opakující ročník na ZŠ.....	40
Tabulka 10 Deskriptivní statistiky - Veřejné výdaje na školství	41
Tabulka 11 Deskriptivní statistiky - Cena oběd ve školní jídelně	42
Tabulka 12 Deskriptivní statistiky - Podíl rodin ohrožených chudobou	43
Tabulka 13 Pružnosti	52
Tabulka 14 Prognóza ex-post předčasných odchodů ze vzdělávání (%).....	55

1 Úvod

Pojem rovnost lze chápat jako rovnost v postavení člověka ve společnosti. Postavení jedince v ideální společnosti by mělo odpovídat jeho dosaženému vzdělání, pracovní pozici a výši příjmů. Rovnost ve společnosti znamená vyrovnané šance při volbě studia, přístupu ke zdravotní péči, i v hledání zaměstnání či srovnatelné finanční podmínky za odvedenou práci. Pokud lidé využijí své osobní předpoklady, jsou lépe schopni zajistit své životní potřeby a rodinu. Smyslem zvyšování rovnosti však není naprosté odstranění nerovností, neboť při snaze o zajištění absolutní rovnosti může být ohrožena základní svoboda jednotlivce. Určitá míra nerovnosti v ekonomických a sociálních strukturách je přirozená.

Hlavním důvodem, proč se společnost zabývá nerovností, je nalézt řešení problému s globální chudobou. Bohatství a chudoba světa lze vyjádřit rozdělením lidstva na horní 1 % „bohatí“ a dolních 99 % „ostatní“. Zároveň však také platí, že většina lidí světa má více než potřebují. Řecký filozof Platon vyjádřil názor, že nikdo by neměl být více než čtyřikrát bohatší než nejchudší člen společnosti (Atkinson, 2016).

Boj s chudobou svět ovlivňuje sociální politikou jednotlivých států. Rozhodnutí vlád má významný dopad na životní podmínky lidí. Chudobu nevyřeší dobře nastavená sociální politika jednoho státu, ale globální návrhy řešení směřující ke snižování chudoby ve světě. Nikomu by neměla být odmítnuta pomoc bez ohledu na důvod jeho situace a stát by měl základní sociální jistoty garantovat, tzv. garancí existenčního minima. Tvořením sociální spravedlnosti země vytvářejí prostor pro snižování chudoby ve světě.

Smyslem sociální politiky je najít spravedlivé sociální podmínky a zajistit rovné příležitosti pro každého. Princip rovných šancí, kterým se zabývá zejména oblast školství a vzdělávání, se zaměřuje na schopnosti jedince a snaží se eliminovat vliv sociálního či ekonomického zázemí. Důležitost rovných příležitostí ve vzdělávání vstupuje do popředí mezinárodního zájmu. V České republice má každý právo na bezplatné vzdělávání. Dle výsledků z dostupných empirických výzkumů však lze konstatovat, že socioekonomické faktory vzdělávání v České republice více či méně ovlivňují.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Hlavním cílem diplomové práce je zjistit, které ekonomické faktory mají největší vliv na žáky a studenty nedokončit vzdělávání. Hlavní cíl bude konkretizován pomocí cílů dílčích.

V teoretické části práce je dílčím cílem definovat pojem rovnost ve společnosti a pokusit se vymezit všeobecné požadavky společnosti na rovnost a spravedlnost. Vyjádřit rovnost jako sociální spravedlnost v rozdělování příjmů, bohatství, životních příležitostí a rovných šancí. Definovat úlohu státu v boji se sociální nerovností a s existencí chudoby a dále se v práci blíže zaměřit na oblast rovných šancí na vzdělávání a prozkoumat problém s předčasným ukončením vzdělávání v České republice. Zmapovat možné důvody předčasných odchodů ze vzdělávání a poukázat na jejich ekonomické dopady. Dále analyzovat faktory, které mohou ovlivnit počet předčasných odchodů ze vzdělávání v České republice.

Dílčím cílem v praktické části práce je vyhodnotit vlivy faktorů na předčasné odchody ze vzdělávání a vybrat hlavní faktory, které ovlivňují předčasné odchody ze vzdělávání. Na základě podkladových dat z Českého statistického úřadu (ČSÚ) a z databáze EUROSTAT navrhnout vhodný ekonometrický model. Vytvořením ekonometrického modelu kvantifikovat vlivy jednotlivých faktorů působících na předčasně ukončené vzdělávání. Následně tento model aplikovat formou strukturální analýzy a prognóz.

2.2 Metodika

Metodicky je možné práci rozdělit do tří na sebe logicky navazujících celků.

První část práce představuje současný stav poznání a je založena na literární rešerši, která představuje analýzu dokumentů.

Obsahuje tyto jednotlivé kroky:

- studium dostupných znalostí v oblasti rovných šancí na vzdělávání v České republice
- analýzu a výběr ekonomických faktorů ovlivňujících předčasný odchod ze vzdělávání

Praktická část práce je analytického charakteru. V této části jsou na základě literární rešerše vybrány vhodné proměnné. Je vytvořen ekonomický model s klasifikací použitých proměnných a určením závislostí mezi proměnnými.

Dalším krokem v této části je sběr, třídění a ověřování vybraných statistických dat získaných převážně z Českého statistického úřadu a z databáze EUROSTAT.

Pomocí ekonomického modelu z poznatků ekonomické teorie je vytvořen ekonometrický model. S podkladovými daty vybraných ekonomických ukazatelů jsou odhadnuty parametry ekonometrického modelu běžnou metodou nejmenších čtverců.

Dále je v této části provedeno ověření modelu, zejména pak:

- ekonometrická verifikace s použitím například testů na multikolinearitu, na autokorelaci reziduí a testů na přítomnost heteroskedasticity
- statistické posouzení jednotlivých parametrů i celého modelu pomocí t-testu a F-testu
- ekonomické ověření vztahů a velikostí numerických hodnot

Poslední část práce představuje syntézu zjištěných poznatků. Model je aplikován a vyhodnocen. Je posouzeno, s jakou přesností model popisuje změny a jak na změny reaguje. Je sestavena prognóza zkoumaného jevu, včetně hodnocení a porovnání s poznatky z ekonomické teorie. V závěru práce jsou vlastnosti modelu dále hodnoceny a navrhovány další možnosti jeho využití.

3 Teoretická východiska

3.1 Rovnost ve společnosti

Organizace spojených národů (OSN) v roce 1948 na Valném shromáždění vyhlásila Všeobecnou deklaraci lidských práv. Deklaraci podepsalo celkem 48 členských zemí (z 58) a tato listina se stala prvním mezinárodním dokumentem o základních lidských právech a svobodách člověka. Rovnost ve společnosti je v listině ukotvena v článku 1: „Všichni lidé rodí se svobodní a sobě rovní co do důstojnosti a práv. Jsou nadáni rozumem a svědomím a mají spolu jednat v duchu bratrství.“ a v článku 2, odst. 1: „Každý má všechna práva a všechny svobody, stanovené touto deklarací, bez jakéhokoli rozlišování, zejména podle rasy, barvy, pohlaví, jazyka, náboženství, politického nebo jiného smýšlení, národnostního nebo sociálního původu, majetku, rodu nebo jiného postavení“ (OSN, 1948). OSN pravidelně vyzývá členské státy k dodržování základních lidských práv a svobod, ne všechny země však povinnost plní.

Česká republika Všeobecnou deklaraci lidských práv OSN přijala v roce 1991 a v roce 1992 vyhlásila svou: Listinu základních práv a svobod. V Listině základních práv a svobod ČR v čl. 1 je téměř shodně uvedeno: „Lidé jsou svobodní a rovní v důstojnosti i v právech“ a dále v čl. 3, odst. 1: „Základní práva a svobody se zaručují všem bez rozdílu pohlaví, rasy, barvy pleti, jazyka, víry a náboženství, politického či jiného smýšlení, národnosti nebo sociálního původu, příslušnosti k národnosti nebo etnické menšině, majetku, rodu nebo jiného postavení“ (ČNR, 1992). Rovnost ve společnosti je i v listině základních práv a svobod České republiky deklarována rovným zacházením a rovnými šancemi pro všechny.

Z důvodu rozdílných potřeb člověka a různých voleb způsobů života je složité přesně definovat pravidla pro spravedlivou rovnost. Míru rovnosti ve společnosti ovlivňují zejména tři sociálně-ekonomické statusové hodnoty: vzdělání, povolání a příjem (Matějů, Vlachová, 2000). Tyto tři základní proměnné se vzájemně ovlivňují. Jestliže dosáhne jedinec určitého vzdělání, rovnost ve společnosti by mu měla zajistit získat odpovídající zaměstnání dle jeho kvalifikace a odvedená práce společnosti by mu měla garantovat jistý příjem bez ohledu na pohlaví, rasu, barvu kůže apod. Neboli, dosažené vzdělání každého jedince by mělo odpovídat jeho pracovní pozici a práce by mu měla poskytovat odpovídající zisk (Matějů, Vlachová, 2000).

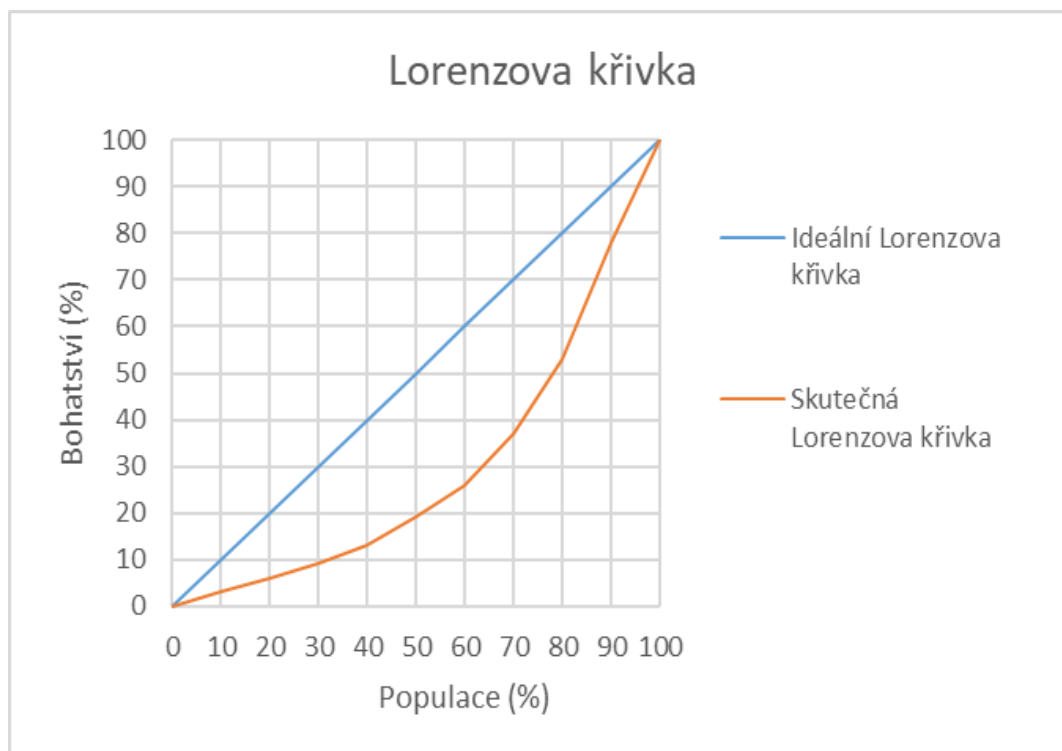
Nerovnosti ve společnosti, diskriminace, způsobují rozdíly v poměru bohatství a chudoby. Cílem snižování nerovnosti ve společnosti je zlepšení kvality života a odstranění extrémní chudoby ve světě.

3.1.1 Chudoba a bohatství

Jedním z hlavních problémů dnešního vyspělého světa je stále vysoký počet lidí žijících pod hranicí chudoby. Dle OSN žije v rozvojových zemích v extrémní chudobě každý pátý člověk a k živobytí tomuto jedinci musí stačit 1,25 USD na den. Naopak, stránky časopisu Forbes se pravidelně plní novými tvářemi nejbohatších lidí planety.

Nerovnost mezi bohatstvím a chudobou lze graficky znázornit pomocí Lorenzovy křivky, kterou sestrojil americký ekonom Max O. Lorenz v roce 1905. Podle Lorenze metoda grafického znázornění bohatství poskytuje přehledné porovnání rozdílu dvou komunit v nejrůznějších podmínkách. Na jedné ose jsou kumulované procenta populace od nejchudších po nejbohatší a na druhé procenta z celkového bohatství drženého těmito procenty populace (viz obrázek 1). Do grafu se vždy znázorní rovnoměrné rozdělení a zanesou se skutečné údaje. Skutečná křivka bude vždy začínat a končit ve stejných bodech s křivkou rovnoměrného rozdělení. Když se skutečná křivka více prohýbá, koncentrace se zvyšuje (Lorenz, 1902).

Obrázek 1 Lorenzova křivka

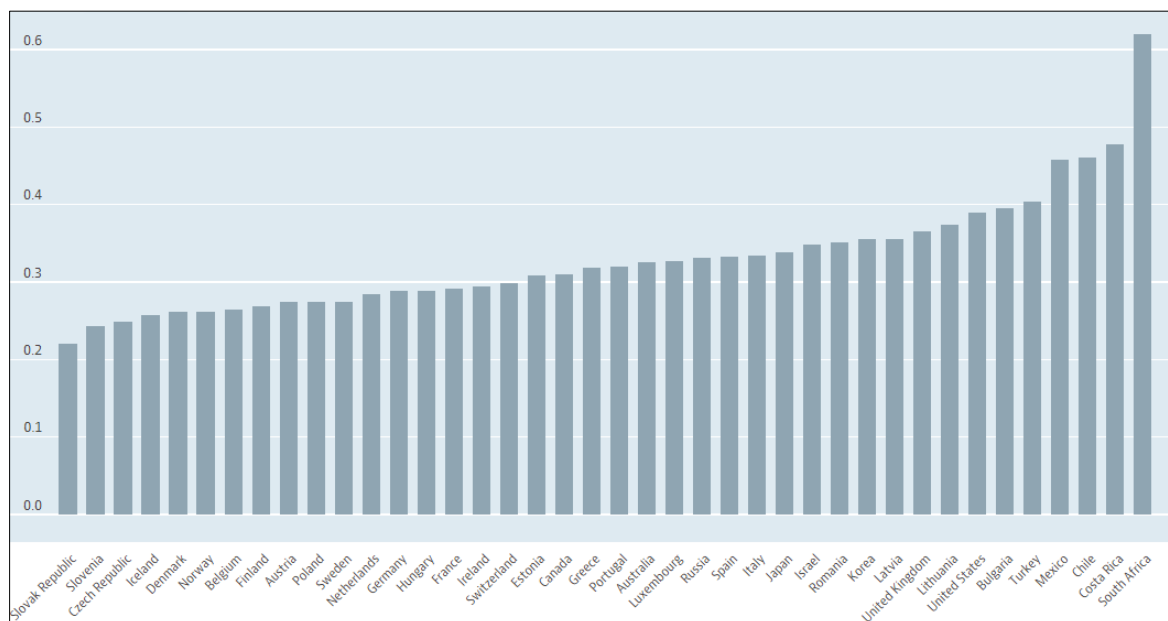


Zdroj: Vlastní zpracování

Lorenzova křivka tedy vyjadřuje vztah mezi kumulativním rozdělením příjmů a kumulativním procentem populace. Stupeň příjmové nerovnosti je určen odchylkou Lorenzovy křivky od perfektního rozdělení příjmů (45° stupňová přímka). Vyjádřením stupně příjmové nerovnosti získáme Giniho koeficient (Rogerson, 2013). Giniho koeficient nabývá hodnot od 0 do 1. Gini Index je pak vyjádření koeficientu v procentech a nabývá hodnot od 0 do 100 %. Čím více se hodnota Gini Indexu blíží k 0 %, tím je rovnoměrnost větší. Naopak blíže ke 100 % znamená vysokou nerovnoměrnost.

Data světové banky uvádějí, že nejvyšší Gini Index vykazují převážně rozvojové země, například: Namibie, rok 2015, Gini Index 59,1 %; Zambie, rok 2015, Gini Index 57,1 % (The World Bank, 2020). Hodnota Giniho koeficientu pro země OECD je uvedena v obrázku 2.

Obrázek 2 Porovnání zemí OECD dle Gini koeficientu



Poznámka: Na vertikální ose je vynesena hodnota Gini koeficientu, kdy 0 = rovnost; 1 = kompletní nerovnost v rozložení příjmů

Zdroj: OECD (2020)

V České republice se Gini Index v roce 2017 pohyboval kolem hodnoty 24,2 %, což je jedno z nejnižších čísel světa. Bohužel tyto údaje neodpovídají skutečné životní úrovni v ČR. Je to způsobeno rozdílným složením sociálních vrstev uvnitř státu, především pozice silné střední třídy mezi bohatstvím a chudobou.

Boj s chudobou se stal hlavním cílem v programu OSN z roku 2015 s názvem Agenda pro udržitelný rozvoj 2030. První cíl této strategie Konec chudoby vyzývá k vymýcení chudoby do roku 2030 ve všech jejích formách všude na světě. Agenda 2030 obsahuje celkem 17 cílů udržitelného rozvoje (OSN, 2015).

Česká republika se připojila k naplňování cílů OSN v roce 2017 ve strategickém rámci Česká republika 2030. Dokument Česká republika 2030 má zvýšit kvalitu života v České republice a nasměřovat naši zemi k rozvoji, který bude udržitelný po sociální, ekonomické i environmentální stránce (Úřad vlády ČR, 2017). Strategie 2030 formuluje cíle celkem v šesti oblastech a cílem o snížení podílu osob ohrožených chudobou se zabývá oblast č. 1 „Lidé a společnost“. Zprávu o naplňování cílů udržitelného rozvoje bude v ČR pravidelně předkládat Ministerstvo životního prostředí.

Snižování nerovnosti bohatství a zvyšování sociální spravedlnosti je obsahem sociální politiky státu. Spravedlnost v oblasti příjmů, příležitostí a šancí zajišťuje distribuční funkce sociální politiky.

3.1.2 Sociální politika

Stát vymezuje sociální politiku dle svých vlastních priorit a dle potřeby řešení svých aktuálních sociálních problémů. Rozdělení bohatství mezi lidmi, které nepovažuje stát za spravedlivé, napравuje distribuční funkcí sociální politiky. Distribuční funkci uplatňuje sociální politika jako součást hospodářské politiky. Přerozdělování probíhá zejména prostřednictvím daňového systému, úvěrových a úrokových sazeb, rozdělením zdrojů ze státního rozpočtu, příjmovou politikou, sociálním a zdravotním pojištěním a sociálními dávkami.

Pokud se stát snaží snížit příjmové nerovnosti, odstranit chudobu a usiluje o ekonomické a sociální zabezpečení, je možné hovořit o státu blahobytu neboli sociálním státu. Sociální stát poskytuje veřejné sociální služby, zejména veřejnou zdravotní péči, rovný přístup ke vzdělávání a řeší například bytovou politiku. Po 2. světové válce se ke státu blahobytu orientovalo hodně zemí. Později vznikem nových sociálních otázek došlo k prosazení omezení úlohy státu a začaly se utvářet nové modely sociální politiky.

Státy mají značnou odpovědnost za vytváření předpokladů pro zdravý a dlouhodobý rozvoj a prosperitu společnosti, zdravotní péči, rozvoj vzdělávání, řešení chudoby. Obsahem novodobé sociální politiky je péče o blahobyt lidí, dobré vzdělání, zdraví a nezbytný alespoň minimální příjem všem občanům (Krebs, 2007).

Péči, kterou nemohou zajistit státní organizace, často pokrývají projekty nestátních neziskových organizací. Nestátní neziskové organizace čerpají dotace ze státního rozpočtu na náklady realizovaného projektu. Mnohdy pomáhají řešit aktuální sociální otázky v jednotlivých regionech či obcích. Pomáhají například v sociálně vyloučených lokalitách zlepšit podmínky dětí a přispět k úspěšné integraci dětí do společnosti.

Sociální politika hraje významnou roli v procesu zlepšování kvality života. Podstatným prvkem tohoto procesu je výchova dětí. To, jaká bude budoucí generace, ovlivní podoba současné vzdělávací politiky.

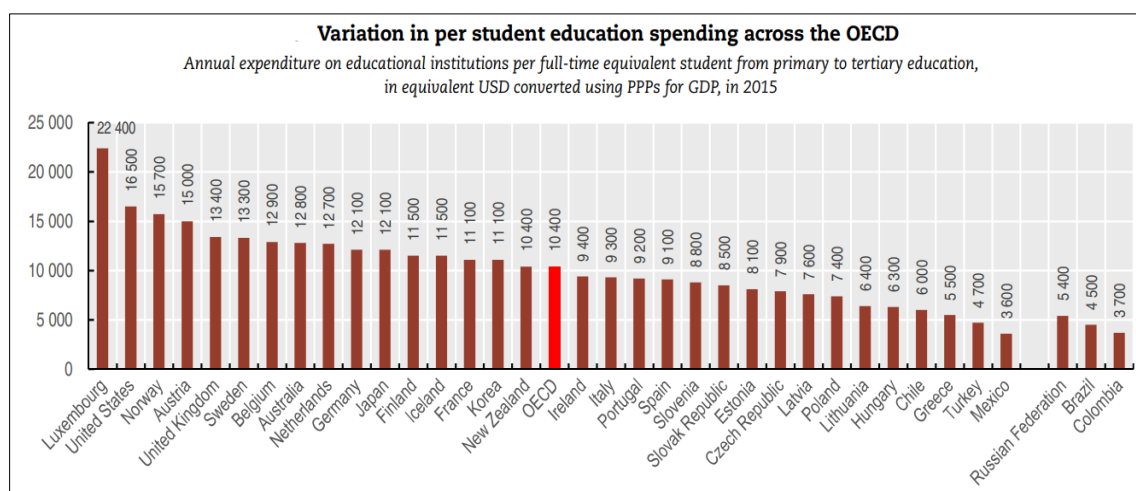
3.2 Rovné šance na vzdělávání

Ve Všeobecné deklaraci lidských práv OSN z roku 1948 je mimo jiné psáno, že každý má právo na vzdělání, a vzdělání, necht' je bezplatné, alespoň v počátečních a základních stupních. Dále je v dokumentu uvedeno, že vzdělání je povinné a že rodiče mají přednostní právo volit druh vzdělání pro své děti (OSN, 1948).

Program OSN Agenda 2030 obsahuje, jak je uvedeno v kapitole 3.1.1, celkem 17 cílů udržitelného rozvoje. Čtvrtý cíl s názvem Kvalitní vzdělávání má do roku 2030 mimo jiné zajistit rovné, bezplatné, kvalitní a efektivní vzdělávání. Víze se dále zmiňuje o zabezpečení předškolní péče, eliminaci genderové nerovnosti a zvýšení kvalifikovaných učitelů.

Jedním z faktorů, které ovlivňují rovné šance na vzdělání jsou finanční prostředky alokované do školství přepočtené na studenta. Následující obrázek 3 uvádí srovnání výdajů na studenta v zemích OECD.

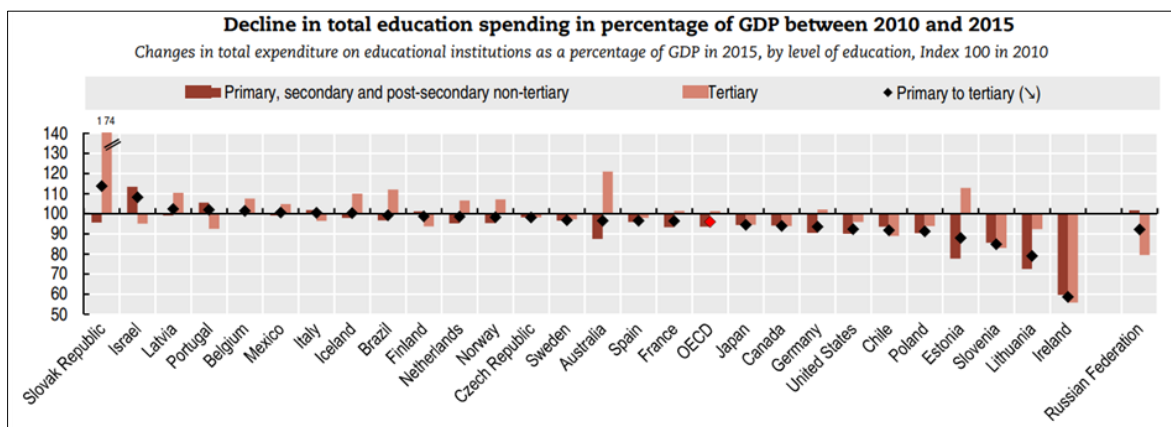
Obrázek 3 Srovnání výdajů na studenta v zemích OECD rok 2019



Zdroj: OECD (2019)

Z obrázku 4 je patrné, že mezi lety 2010 a 2015 došlo ke snížení výdajů na vzdělání ve většině zemí OECD. Tento trend může mít negativní dopad na odchody ze vzdělání, a to hlavně v případě základního vzdělání.

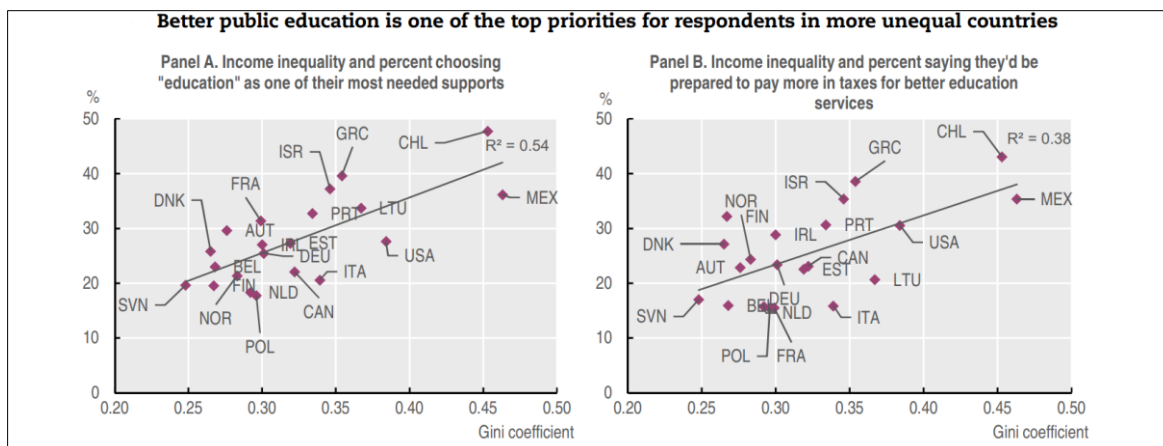
Obrázek 4 Pokles celkových výdajů na vzdělávání v % HDP (2010 – 2015)



Zdroj: OECD (2019)

Z průzkumu OECD (2019) vyplývá, že vzdělání představuje oblast, která by měla mít vyšší míru podpory. Zároveň v zemích, kde jsou výrazné nerovnoměrnosti v rozložení příjmů, jsou obyvatelé ochotni si více připlatit za vzdělání než v zemích, které mají nižší hodnotu GINI koeficientu (obrázek 5).

Obrázek 5 Veřejné vzdělávání z pohledu priorit respondentů



Zdroj: OECD (2019)

Vzdělávací politika zásadně ovlivňuje budoucí šance dětí, z tohoto důvodu je jejím hlavním cílem umožnit spravedlivý start kariéry každého jedince bez ohledu na jeho socioekonomické zázemí. Proces vzdělávání směřuje ke snaze odvíjet se od schopnosti žáků a studentů s cílem dosáhnout jejich individuálního maxima výsledku a tím zajistit jejich vyšší kvality života. Téma rovného přístupu ke vzdělání se stalo předmětem většiny reforem školství koncem 20. století. Výzkum univerzity v Nizozemsku se v roce 2018 zabýval studií reforem školství v 9 zemích světa. Studie prokázala, že státům, které reformovaly vzdělávání

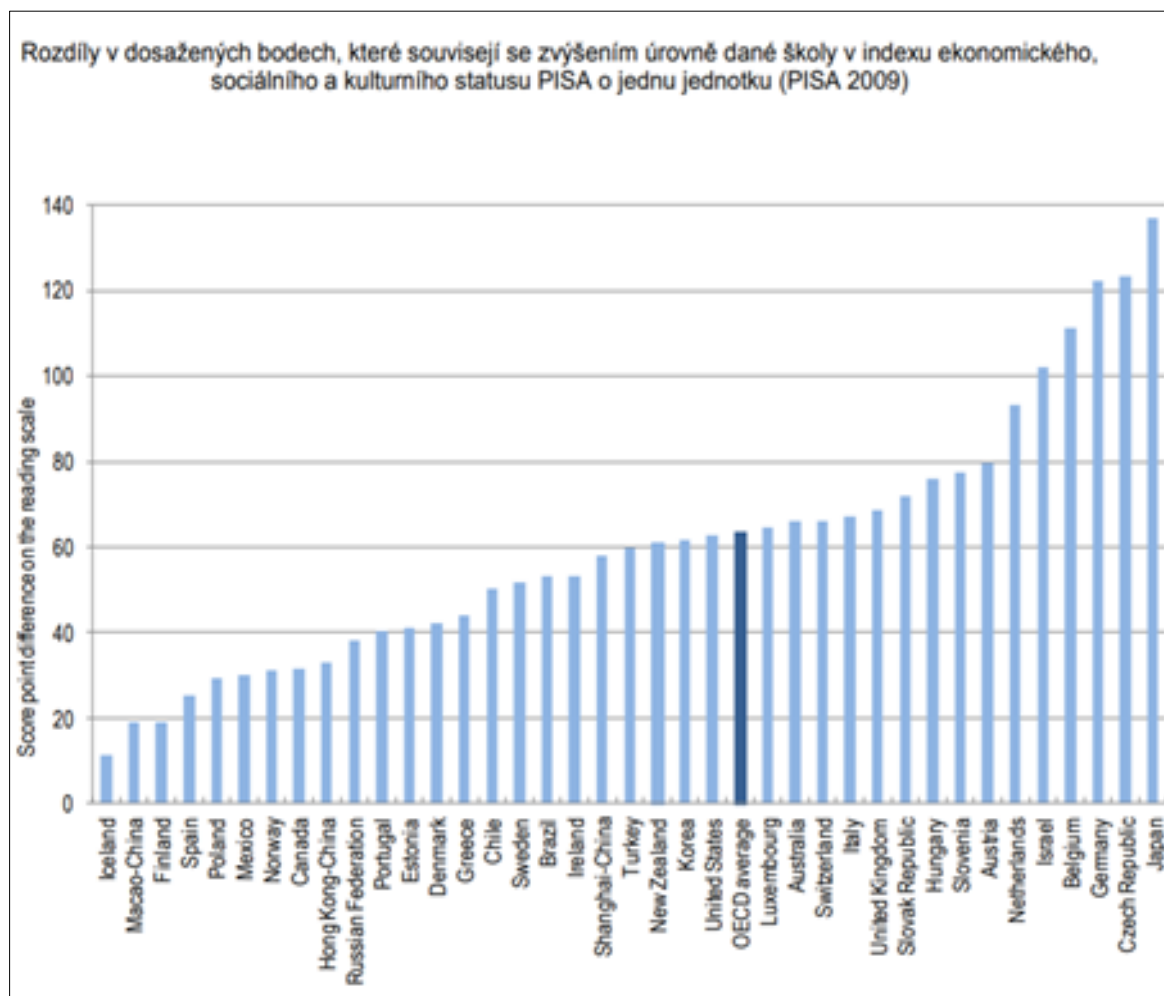
na komplexní systémy, se podařilo snížit nerovnosti mezi studenty různého sociálního prostředí. Nižší nerovnost se u studentů projevila, avšak studie také prokázala, že se snížila výkonnost určité skupiny studentů. Výkon se snížil u skupiny studentů, kteří vykazovali během studia nižší výsledky. Výzkum ukázal, že komplexní vzdělávání významně snižuje problém nerovností, ale formuluje otázku, jak udržet efektivitu učení (Werfhorst, 2018).

V České republice je právo na vzdělání zakotveno v Listině základních práv a svobod, kde je mimo jiné deklarováno, že občané mají právo na bezplatné vzdělání v základních a středních školách, podle schopností občana a možností společnosti též na vysokých školách (ČNR, 1992). Rovný přístup ke vzdělávání je také garantován v Ústavě České republiky Úmluvou o právech dítěte. Kontroly naplňování zásad a cílů rovného přístupu je pověřena provádět Česká školní inspekce.

Mezinárodní vládní Organizace pro evropskou hospodářskou spolupráci (OECD), poskytuje koordinaci politik za účelem dlouhodobého ekonomického rozvoje členských i nečlenských zemí. OECD vznikla v roce 1961, má 36 členských států, a Česká republika mezi ně vstoupila v roce 1995 (MZV, 2020). Členské i nečlenské státy s pomocí OECD spolupracují mimo jiné i v oblasti vzdělávání, vznikají mezinárodní projekty, jako je například projekt PISA, do kterého je Česká republika zapojena od roku 2000. Cílem tohoto projektu je pravidelné porovnávání výsledků patnáctiletých žáků vždy po třech letech v oblasti čtenářské, matematické a přírodovědné gramotnosti, a získat údaje o efektivitě vzdělávacích systémů (MŠMT, 2020).

OECD vydalo v roce 2012 zprávu o hodnocení vzdělávání v České republice. V dokumentu je mimo jiné uvedeno, že výkony v testování čtenářské gramotnosti PISA se v České republice poměrně výrazně liší mezi školami. Rozdíly mezi školami v testování čtenářské gramotnosti jsou vyšší, než je průměr OECD. Značnou část těchto rozdílů lze vysvětlit počtem přijatých žáků s nižším sociálně-ekonomickým zázemím. Dalším negativním zjištěním, které se rovněž týká sociálně-ekonomického statusu, je, že na výsledky žáků a studentů v České republice má velmi vysoký dopad sociálně-ekonomické zázemí školy. Horší výsledek je pouze v Japonsku (viz obrázek 6) (ČŠI, 2012).

Obrázek 6 Dopad sociálně-ekonomických podmínek školy na výsledky žáků



Zdroj: OECD (2010)

Rovnými šancemi na vzdělávání se v České republice zabývala Vládní strategie Bílá kniha z roku 2001. Obsahovala jeden z dílčích cílů s názvem Rovný přístup ke vzdělávání. Při naplňování cílů však chybělo monitorování, a z tohoto důvodu nebylo možné vyhodnotit účinky (Matějů, Straková, Veselý, 2010). V roce 2019 vznikl v České republice materiál Hlavní směry vzdělávací politiky ČR 2030, který navazuje na Strategii vzdělávací politiky České republiky do roku 2020. Dokument je uváděn také jako Strategie vzdělávací politiky 2030, nebo zkráceně jen Strategie 2030. Obsahuje dva základní strategické cíle a v pořadí druhý cíl se zabývá nerovností v přístupu ke kvalitnímu vzdělávání. Strategický cíl „Snížit nerovnosti v přístupu ke kvalitnímu vzdělávání a umožnit maximální rozvoj potenciálu žáků a studentů“ je rozdělen do deseti oblastí. První oblast má za cíl dosáhnout snížení počtu žáků, kteří opouštějí vzdělávání předčasně, a vytvořit podmínky pro dosažení kvalifikace u osob, které jej předčasně opouštějí (MŠMT, 2019).

3.3 Předčasné ukončení vzdělávání

Metodika statistického úřadu Evropské unie EUROSTAT rozlišuje dva termíny pro sledování předčasných odchodů ze vzdělávání. Termín „předčasný odchod ze vzdělávání“ (ESL) je procento mladých lidí mezi 18. a 24. rokem života s nižším než středoškolským vzděláním, kteří již ve vzdělávání nepokračují. ESL představuje jeden z indikátorů, který vypovídá o vzdělanosti jednotlivých zemí v Evropské unii. Druhý termín je „předčasný odchod ze škol“, který se vztahuje k odchodu před koncem povinné školní docházky, odchodu před dosažením minimální kvalifikace nebo před dokončením střední školy. V českém prostředí se jedná o předčasné odchody před ukončením devátého ročníku základní školy a k jakémukoliv dalšímu přerušení školní docházky, např. uprostřed školního roku na střední škole (Národní ústav pro vzdělávání, 2013).

Tabulka č. 1 ukazuje podíl předčasných odchodů ze vzdělávání v Evropské unii a v některých vybraných zemích EU v průběhu 10 let.

Tabulka 1 Předčasné odchody ze vzdělávání v EU v letech 2009-2019 (%)

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
EU (28 zemí)	14,2	13,9	13,4	12,7	11,9	11,2	11,0	10,7	10,5	10,5	10,3
Česká republika	5,4	4,9	4,9	5,5	5,4	5,5	6,2	6,6	6,7	6,2	6,7
Slovensko	4,9	4,7	5,1	5,3	6,4	6,7	6,9	7,4	9,3	8,6	8,3
Rakousko	8,8	8,3	8,5	7,8	7,5	7,0	7,3	6,9	7,4	7,3	7,8
Německo	11,1	11,8	11,6	10,5	9,8	9,5	10,1	10,3	10,1	10,3	10,3
Velká Británie	15,7	14,8	14,9	13,4	12,4	11,8	10,8	11,2	10,6	10,7	10,9
Španělsko	30,9	28,2	26,3	24,7	23,6	21,9	20,0	19,0	18,3	17,9	17,3
Itálie	19,1	18,6	17,8	17,3	16,8	15	14,7	13,8	14	14,5	13,5

Zdroj: Vlastní zpracování (data Eurostat)

Evropská unie v roce 2010 předložila národní cíle Strategického dokumentu Evropa 2020. Ve strategii se mimo jiné zavázala snížit hodnotu předčasných odchodů ze vzdělávání pod 10 % (Vláda ČR, 2020). EU členským státům doporučila soubor opatření, uložila provádět monitorování a také vyzvala ke spolupráci. Jak z tabulky č. 1 vyplývá, tento cíl se Evropské unii daří úspěšně plnit.

Španělsko v roce 2009 mělo míru předčasných odchodů ze vzdělávání 30,9 %. Tuto hodnotu dokázalo snížit za 10 let na 17,9 %. Problém předčasných odchodů ze vzdělávání ve Španělsku způsobují velké rozdíly v ekonomických a sociálních strukturách regionů (17

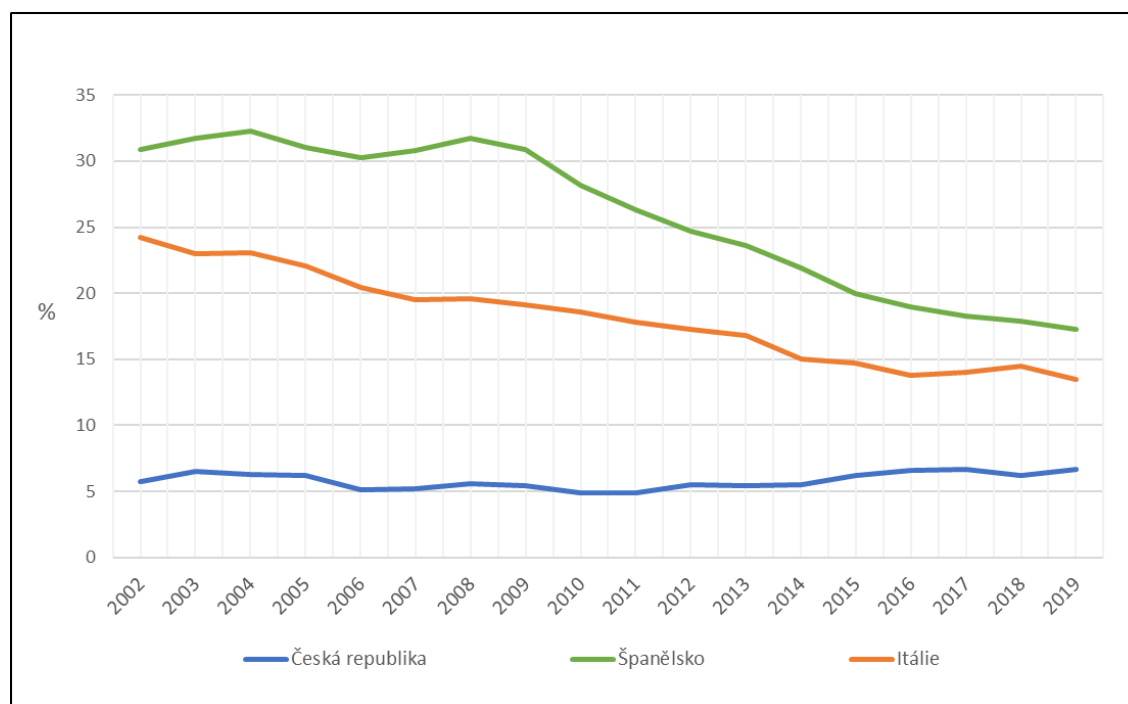
regionů). Proběhly zde dvě reformy školství, které přispěly ke snížení počtu předčasných odchodů ze vzdělávání. První v roce 2006 obsahovala možnost absolvovat opravné zkoušky a pomocný program pro studenty předčasně ukončující vzdělávání s názvem „programy počátečního odborného vzdělávání“. Druhá reforma (r. 2013), stanovila jako hlavní cíl omezení předčasných odchodů ze školní docházky. Regiony začaly koordinovat společnou vzdělávací politiku a začaly srovnávat a vyhodnocovat. V roce 2019 proběhl ve Španělsku výzkum, který se zabýval regionálními rozdíly v předčasném ukončení vzdělávání. Zkoumal, zda rozdíly v počtu studentů v jednotlivých regionech jsou způsobeny rozdílným složením populace nebo špatnou vzdělávací politikou. Rozdíly jednotlivých regionů ve Španělsku jsou značné. Navzdory existenci společné národní legislativy ve Španělsku jsou regionální vlády téměř plně odpovědné za koncepci a provádění vzdělávacích politik, například výdaje na vzdělávání, počet studentů na jednoho učitele nebo rozdílné programy zaměřené na podporu znevýhodněných studentů. Regionální vlády si vytváří vlastní vzdělávací politiku s vlastními výsledky a dopady. Ve vyhodnocení studie se ukázalo, že vysoký počet studentů a žáků ve Španělsku, kteří nedokončí vzdělávání je způsoben především rozdílným složením populace v jednotlivých regionech. Pouze tři regiony prokázaly, že počet studentů nedokončujících své vzdělávání ovlivňuje institucionální podpora regionu, popř. státu (Bayón-Calvo, Corrales-Herrero, De Witte, 2020).

Další zemí EU, kde je hodnota předčasných odchodů alarmující je Itálie. Od roku 2009 do roku 2019 se podařilo v zemi snížit počet předčasných odchodů z 19,1 % na 13,5 %. Itálie se potýká s výraznými nerovnostmi pohlaví na trhu práce. Průzkum uveřejněný v časopisu Science Direct v roce 2016 s názvem „Pushed or pulled?“ posuzuje rozdíly mezi pohlavími při předčasném ukončení vzdělávání v Itálii. Hodnotí důležitost výkonu v předchozím školním roce, vliv vzdělání rodičů a roli rozdílných pracovních příležitostí. Ve výzkumné práci se rozlišují dva faktory odcizující studenty od vzdělávání, faktor tahu a faktor tlaku. Příkladem faktoru tlaku jsou popisovány nízké známky, problémy s učiteli nebo se spolužáky, pozdní příchody apod. Hlavním faktorem tahu se jeví zejména trh volných pracovních míst bez odborné kvalifikace. Ve výsledku se potvrzuje, že chlapci mají větší pravděpodobnost předčasného ukončení střední školy než dívky. Ženy projevují pozitivnější postoje ke škole a mají tendenci být více disciplinované a kladou větší důraz na akademický úspěch. Hlavním viditelnými signálem u chlapců jsou nízké známky, čím nižší známka, tím vyšší pravděpodobnost předčasného odchodu. Další výsledek výzkumu prezentuje, že u dětí

rodičů s vyšším odborným vzděláním je méně pravděpodobné (o 17 %), že předčasně odejdou než u dětí rodičů s pouze základním vzděláním. Genderové rozdíly jsou zde nevýznamné. Potomci rodičů s vysokoškolským vzděláním mají nižší pravděpodobnost odchodu ze vzdělávání o 41 % než děti rodičů s nejnižším základním vzděláním. Genderové rozdíly se zde také vytrácejí. U dětí, jejichž oba rodiče nedosáhli střední školy, jsou genderové rozdíly významné, tedy je pravděpodobnější, že častěji předčasně odejdou ze vzdělávání chlapci (Borgna, Struffolino 2017).

Česká republika sice vykazuje ve srovnání se Španělskem a Itálií nízké počty předčasných odchodů ze vzdělávání, hodnoty se však v posledních letech zvýšily a mají tendenci dále narůstat (obrázek č. 7).

Obrázek 7 Předčasné odchody ze vzdělávání ve vybraných zemích EU (2002-2019)



Zdroj: Vlastní zpracování (data EUROSTAT)

Ve Strategii vzdělávací politiky 2030 si Česká republika stanovila, že do roku 2030:

- sníží podíl žáků, kteří předčasně ukončí vzdělávání, pod 5 %
- sníží podíl žáků, kteří nedosáhnou středního stupně vzdělávání, pod 10%
- vytvoří možnosti k dodatečnému dosažení kvalifikace u žáků, kteří opustí vzdělávání předčasně (MŠMT, 2019)

Předčasné ukončení vzdělávání zásadním způsobem mění budoucí životní úspěchy žáků i studentů, a tím negativně působí na celou společnost. Lidé, kteří nedokončí vzdělávání, jsou více vystaveni životnímu neúspěchu a častěji se stávají závislými na sociálních dávkách. Stěží si hledají uplatnění na trhu práce, často jsou vystaveni stresu, a to má vliv i na jejich zdraví.

3.3.1 Ekonomické dopady předčasných odchodů ze vzdělávání v ČR

Dopady neukončeného vzdělávání mají vliv jak na jednotlivce a jejich rodiny, tak na společnost a veřejné rozpočty. Žáci a studenti, kteří zakončí svá studia dosažením pouze základního vzdělání, jsou mnohem více vystaveni riziku nezaměstnanosti.

Agentura pro sociální začleňování (ASZ) v roce 2018 vypracovala zprávu o finančních dopadech předčasných odchodů ze vzdělávání. Agentura funguje od roku 2008 a v současné době je Odborem pro sociální začleňování Ministerstva pro místní rozvoj ČR. Agentura prosazuje cíle Strategie ČR 2030 zejména v oblasti problémů se sociálním vyloučením. Působí v lokalitách s vyšším počtem sociálně vyloučených osob, spolupracuje s institucemi a pomáhá obcím a městům. Podporuje rovné šance na vzdělávání na školách v ohrožených lokalitách a propaguje inkluzivní vzdělávání.

Předkládaná zpráva mapuje dopady předčasných odchodů ze vzdělávání na příjmy jednotlivců a následně také na výdaje veřejných rozpočtů. Vlivem odlišných životních podmínek v jednotlivých regionech ČR je v počtu předčasných odchodů velký rozdíl. V roce 2017 se vlivem sociálně znevýhodněného prostředí v Ústeckém a Karlovarském kraji míra předčasně ukončeného vzdělávání pohybovala kolem 15 %. Základní a neukončené vzdělání má v sociálně vyloučených lokalitách 62,9 % dětí. Jedinec, který předčasně ukončí vzdělávání a zůstane celoživotně pouze se základním nebo neukončeným vzděláním, dosáhne na nízké příjmy a hrozí větší riziko závislosti na sociálních dávkách. Ve zprávě se vychází ze zjištění, že lidé se základním vzděláním vydělávají méně než dvě třetiny průměrné mzdy, ve vyloučených lokalitách jde o 75 % průměrné mzdy. Vysokoškolsky vzdělaný jedinec dosahuje příjmu o více než polovinu vyšší, než je průměrný plat. Dále, že dosažené střední vzdělání bez maturity snižuje riziko nezaměstnanosti o méně než třetinu. Dokončení střední školy znamená zvýšení průměrného celoživotního pracovního příjmu o více než třetinu a pokles rizika nezaměstnanosti o více než dvě třetiny.

Na základě výše uvedených zjištění studie vyhodnocuje tyto modely:

- Žák č. 1, který získá pouze základní vzdělání nebo neukončené vzdělání, bude aktivní následujících 50 let, tedy do svých 65 let. Za předpokladu rovnoměrného rozložení nezaměstnanosti bude pracovat pouze 38 let a 12 let bude nezaměstnaný. Tento žák bude 38 let brát mzdu ve výši 65 % průměrné mzdy.

- Žák č. 2, který dokončí střední vzdělání bez maturity, bude ekonomicky aktivní 47 let, skutečně odpracuje 44 let, mzdu bude pobírat v hodnotě 76 % průměrné mzdy a na úřadu práce bude přihlášený po dobu 3 let.

- Žák č. 3, který dokončí střední vzdělání s maturitou, bude pracovat 44 let a dva roky bude nezaměstnaný, jeho příjem bude mít hodnotu průměrné mzdy.

Studie se dále snaží stanovit hodnotu nominálního celoživotního příjmu dle dosaženého vzdělání. V modelu se snaží uplatnit dlouhodobou prognózu vývoje průměrných mezd až do roku 2068. Projekt vychází z rovnoměrného rozložení nezaměstnanosti a předpokládá, že rozdíly mezi vzdělanostními skupinami se dlouhodobě nezmění. Model nezahrnuje jiné důvody, jako jsou invalidita nebo mateřská dovolená. Výsledek výzkumu je znázorněn v tabulce č. 2.

Tabulka 2 Celoživotní pracovní příjmy podle vzdělání (2018 – 2067)

Nejvyšší dosažené vzdělání	Celoživotní hrubé pracovní příjmy (tis. Kč)	Efektivní zdanění a zatížení odvody (%)	Celoživotní čisté pracovní příjmy (tis. Kč)
Základní a neukončené	28 875	18,8	23 446
Střední bez maturity	40 521	22,0	31 607
Střední s maturitou	53 634	24,6	40 440

Zdroj: Agentura pro sociální začleňování (2018)

Z tabulky 2 vyplývá, že žák č. 1, který se rozhodne nepokračovat a zůstane se základním vzděláním, bude mít přibližně o 8 mil. Kč nižší příjem, než žák č. 2, který vystuduje střední vzdělání bez maturity, a o 17 mil. Kč než žák č. 3, který získá střední vzdělání s maturitou.

Finanční dopady předčasně ukončených vzdělávání na veřejných rozpočtech vycházejí z nákladů na nezaměstnanost. Náklady na nezaměstnanost jsou odhadovány na 207 tis. Kč/os/rok. V této částce jsou zahrnuty vyplacené podpory a rovněž částky za neodvedené

odvody a daně z příjmů, které by jedinec odvedl jako výdělečně činný. Model pracuje s odhady příjmů, odhady daní z příjmů, s odvody zaměstnanců i zaměstnavatelů do zdravotního a sociálního pojištění a s odhady sociálních dávek. Model předpokládá, že výše odvodů zdravotního a sociálního pojištění se nezmění. V tabulce 3 jsou uvedeny celoživotní náklady na jednotlivce v letech 2018 – 2067.

Tabulka 3 Celoživotní daně z příjmů fyz. osob a odvody na soc. a zdrav. pojištění (2018-2067)

Nejvyšší dosažené vzdělání	Odvody na zdravotní a sociální pojištění (tis. Kč)	Daň z příjmů fyzických osob (tis. Kč)	Celkem (tis. Kč)
Základní a neukončené	12 994	2 252	15 246
Střední bez maturity	18 235	4 457	22 692
Střední s maturitou	24 135	7 294	31 430

Zdroj: Agentura pro sociální začleňování (2018)

Finanční dopady na rozpočet jsou v tabulce 4 uvedeny jako celkové náklady a rozděleny dle dosaženého vzdělání.

Tabulka 4 Náklady státu na řešení nezaměstnanosti podle dosaženého vzdělání (2018-2067)

Nejvyšší dosažené vzdělání	Celkové náklady (tis. Kč)
Základní a neukončené	7 917
Střední bez maturity	2 352
Střední s maturitou	1 498

Zdroj: Agentura pro sociální začleňování (2018)

Shrnutí finančních dopadů je v tabulce 4.

Tabulka 5 Shrnutí finančních dopadů předčasných odchodů ze vzdělávání

Nejvyšší dosažené vzdělání	Celoživotní čisté pracovní příjmy (tis. Kč)	Celoživotní bilance vůči státu (tis. Kč)
Základní a neukončené	23,45	7,33
Střední bez maturity	31,61	20,34
Střední s maturitou	40,44	29,93

Zdroj: Agentura pro sociální začleňování (2018)

Ze zprávy Agentury pro sociální začleňování (2018) vyplývá, že pro veřejné rozpočty je celoživotní „cena“ předčasného odchodu ze vzdělávání se základním vzděláním zhruba 13 mil. Kč ve srovnání se středním vzděláním bez maturity. Rozdíl mezi základním a

středním s maturitou zatíží veřejný rozpočet o 22,5 mil. Kč. Hlavní vliv na zatížení rozpočtu mají náklady na nezaměstnanost (ASZ, 2018).

3.3.2 Vliv ekonomických faktorů na předčasné ukončení vzdělávání

Předčasné odchody ze vzdělávání ovlivňuje celá řada příčin. Nejčastější uváděnou příčinou je socio-ekonomické zázemí žáka a studenta. Jedním z faktorů, který je spojen se socio-ekonomickým statutem, je finančně slabá rodina. Ve výzkumu v rámci projektu PROPOS (2008) s názvem „Příčiny předčasných odchodů ze středního školního vzdělávání u žáků ze sociokulturně znevýhodněného prostředí“ je uvedeno, že mezi nejčastější příčiny sociokulturního znevýhodnění patří finančně slabá rodina, problémové rodinné zázemí a minoritní příslušnost. Dále se v této studii píše, že žáci uvádějí jako častý důvod pro zvažování předčasného odchodu špatný prospěch, učitelé uvádí, že je to nezáměr o učení. K předčasným odchodům vede často žáky snaha o nástup do práce co nejdříve, z důvodu pomoci rodině v tíživé finanční situaci, nebo nástup do evidence úřadu práce spojené s pobíráním podpory v nezaměstnanosti (Vacek, Pacnerová, Menclová, 2008).

Ve výzkumu s názvem „Pushed or pulled?“, který proběhl v Itálii, a je již uveden blíže v části 3.3, se faktory odrazující studenty od pokračování ve vzdělávání dělí na faktory tahu a faktory tlaku. Do faktorů tlaku se počítá nástup do zaměstnání neboli uplatnění na trhu volných pracovních míst. Do faktorů tlaku se počítá špatný prospěch, kázeňské problémy, vztahy s učiteli, vyloučení z kolektivu. Dalším faktorem, který je ve studii uváděn, je úroveň dosaženého vzdělání rodičů. Děti rodičů s vysokoškolským vzděláním mají nižší pravděpodobnost odchodů ze vzdělávání (Borgna, Struffolino, 2017).

Z výzkumu, který proběhl ve Španělsku v roce 2019, a který je blíže popsán v této práci v části 3.3, je jako možný faktor na předčasné ukončení vzdělávání uveden problém se špatnou vzdělávací politikou, zejména pak financování školství, počet studentů na jednoho učitele, malá podpora projektů pro znevýhodněné studenty (Bayón-Calvo, Corrales-Herrero, De Witte, 2020 2020).

J. A. Hattie (1993, 2003) analyzoval 30 faktorů na studijní výsledky žáků a studentů. Kromě velikosti účinku jednotlivých faktorů rozčlenil faktory podle různých typů. Dospěl k závěru, že faktory týkající se žáků a studentů vysvětlují asi 50 % variance, faktory týkající se rodičů asi 5-10 %, faktory týkající se školy asi 5-10 %, faktory spolužáků a dalších osob

5-10 % a zbylých 30 % připadá na učitele. Jako nejefektivnější uvádí poskytnutí zpětné vazby žákovi. Nejvíce zabraňující akademické výkonnosti považuje, pokud se u žáka dopustí opakování ročníku (Matějů, Straková, Veselý, 2010).

Ve zprávě OECD (2012), která je uvedena v této práci v části 3.2, se uvádí jako důvod předčasných odchodů ze vzdělávání špatné výsledky v hodnocení. Primárním důvodem je sociálně-ekonomické zázemí školy. Dále se v této zprávě uvádí problém s opakováním ročníku. Doslova se ve zprávě uvádí, že: „Opakování ročníku je finančně velmi nákladné, má zanedbatelný vliv na zlepšování výsledků vzdělávání a má negativní dopad na žáka (stigmatizace)“ (ČŠI, 2012).

V článku Agentury pro sociální začleňování (2020) se uvádí, že ve výzkumu se jim podařilo ověřit, že vyplácení dávek na bydlení nijak výrazně neovlivňuje míru předčasných odchodů ze vzdělávání dětí z dotčených rodin. Předčasné odchody ze vzdělávání ovlivňuje celkový počet neomluvených zameškaných hodin na žáka (ASZ, 2020).

Ve zprávě Národního ústavu pro vzdělávání o předčasných odchodech ze vzdělávání z roku 2013 jsou uvedeny faktory, které ovlivňují žáky a studenty ze sociokulturního znevýhodněného prostředí. „Vliv ekonomických faktorů, jako je vysoká zadluženost, ztráta zaměstnání nebo osobní bankrot může vést ke zhoršenému klimatu uvnitř rodiny a stresu, který se může negativně promítnout do chování a výsledků žáků“ (Národní ústav pro vzdělávání, 2013). V sociokulturně znevýhodněném prostředí se dále nacházejí imigranti a jejich rodiny. Rozlišovat lze mezi imigranty, kteří na území České republiky pobývají oprávněně, a těmi, kteří zde žijí neoprávněně. Podle tohoto rozdělení lze určit úroveň znevýhodnění a míru rizika pro předčasný odchod ze vzdělávání (Národní ústav pro vzdělávání, 2013). V Magazínu Českého statistického úřadu v roce 2016 vyšel článek, kde je uvedeno, že počet cizinců vzdělávacích se v českých školách narůstá. V článku je dále uvedeno, že děti cizinců navštěvující školy mají ke studiu v ČR jiný vztah než studenti vysokých škol. Plní jen základní povinnou školní docházku a získat vzdělání v ČR pro ně není primárním důvodem (Kleňhová, 2016).

Ministerstvo práce a sociálních věcí (MPSV) na stránkách „Fond evropské pomoci nejchudším osobám v základních dokumentech“ uvádí problém s financováním obědů ve školních zařízeních. Na stránkách je uvedeno, že nejčastějším argumentem chudých rodičů, proč například neumístí své dítě do mateřské školy, je nedostatek financí na úhradu

stravného. Zatímco od školného mohou být osvobozeni, stravné být uhrazeno musí. Problém s hrazením obědů ve školních jídelnách je spojen i s hrazením svačín, s účastí na zájmových kroužcích v odpoledních hodinách, a s celkovým odtržením dětí z třídního kolektivu (MPSV, 2020).

Z výše uvedeného vyplývá, že faktorů, které mají vliv na předčasné odchody je mnoho. Pro praktickou část této práce, je třeba definovat všechny podstatné faktory ovlivňující předčasné odchody ze vzdělávání a zejména se pokusit definovat ty ekonomické.

Pokud se zaměříme na podstatné ekonomické faktory, které mohou mít vliv na předčasné odchody ze vzdělávání, pak jsou to: exekuce, zadlužení domácností, ukazatele chudoby, nezaměstnanost, průměrná měsíční mzda, výše cen potravin a spotřebního zboží, výdaje na vzdělávání, veřejné výdaje na školství, výdaje na jednoho žáka, výdaje na stravování, náklady na bydlení, čerpání dávek hmotné nouze.

Z výše uvedeného vyplývá, že další podstatné faktory, které souvisejí s ekonomickými ukazateli jsou: počty žáků a studentů ze zahraničí, absence a opakování ročníku žáků a studentů, výsledky žáků a studentů, vztah rodičů ke škole, úroveň dosaženého vzdělání rodičů, kvalita školy, kvalita učitelů.

4 Praktická část

V teoretické části byly zmíněny faktory, které mohou ovlivnit předčasné odchody ze vzdělávání. V této části se zaměříme na praktické ověření jednotlivých faktorů. Bude vytvořen ekonometrický model, který bude tyto faktory zohledňovat.

4.1 Ekonometrický model

4.1.1 Teoretická východiska

Praktická část diplomové práce se zabývá vlivem ekonomických faktorů na předčasné odchody ze vzdělávání. Do modelu bylo vybráno pět proměnných:

- počet studujících cizinců na základních školách,
- počet žáků opakujících ročník na základních školách,
- veřejné výdaje na školství,
- cena oběda ve školní jídelně,
- podíl domácností ohrožených chudobou.

První zvolený faktor v modelu je počet studujících cizinců na základní škole. Tento ukazatel vyjadřuje skupinu žáků, kteří mají znevýhodněné podmínky ve výuce. Především je to způsobené jiným mateřským jazykem, a z této příčiny obtížnějším zvládnutím učiva. Nejvíce studujících cizinců je na vysokých školách a na základních školách. Předpoklad z teorie je, že počet cizinců na školách ovlivňuje počet studentů, kteří předčasně ukončí vzdělávání, tedy, že růst počtu studujících cizinců na školách způsobí růst počtu předčasných odchodů ze vzdělávání.

Jedna z hlavních příčin předčasných odchodů ze vzdělávání probíraných v teoretické části jsou špatné výsledky žáků a studentů během studia. Nízké výkony žáků a studentů jsou častým důvodem k opakování ročníku. Počet žáků opakujících školní docházku má vliv na předčasné odchody ze vzdělávání. Teoretický předpoklad je, že pokud poroste počet žáků a studentů opakujících ročník, poroste počet žáků a studentů, kteří předčasně ukončí vzdělávání.

Dalším vybraným ukazatelem do modelu jsou veřejné výdaje na školství. V dokumentu Hlavní směry vzdělávací politiky ČR 2030 se uvádí, že vzdělávací systém v České republice je dlouhodobě podfinancován, což lze dokumentovat především při

srovnání se zeměmi OECD (MŠMT, 2019). Podfinancování vzdělávacího systému mimo jiné způsobuje vyšší počet žáků a studentů na učitele. Dalším problémem jsou nedostačující programy finanční podpory vysokoškolských studentů. Předpoklad z teorie je, že pokud veřejné výdaje na školství porostou, sníží se počet žáků a studentů, kteří předčasně ukončí vzdělávání neboli navýšení veřejných výdajů na vzdělávání způsobí pokles počtu předčasných odchodů ze vzdělávání.

Problémy s hrazením finančních výdajů na vzdělávání mají domácnosti s nižšími průměrnými příjmy. Růst cen obědů ve školní jídelně pro tyto domácnosti znamená zvýšení výdajů na vzdělávání. Růst cen obědů ve školní jídelně v sobě zobrazuje růst spotřebitelských cen v závislosti na zdražování potravin. Pokud žák nebo student navštěvuje školní docházku do pozdních odpoledních hodin a nemá možnost se stravovat ve školní jídelně, pak to má dopad na jeho zdravé prospívání, začlenění do kolektivu, na školní docházku a prospěch. V mateřských školách je nezaplacení obědů důvodem k vyloučení dítěte z předškolní výuky (MPSV, 2020). Předpoklad z teorie je, že růst cen obědů ve školních jídelnách způsobí nárůst počtu předčasných odchodů ze vzdělávání.

Děti z domácností, které jsou ohrožené chudobou, mají ztížené podmínky k dokončení vzdělávání. Často jde o děti ze sociálně vyloučených lokalit. Nízké příjmy rodičů způsobují špatné životní podmínky. Socioekonomické zázemí dětí má vliv na vztah ke škole a ovlivňuje školní přípravu. Předpoklad z teoretických znalostí je, že pokud poroste počet domácností ohrožených chudobou, dojde k navýšení počtu žáků předčasně ukončujících vzdělávání.

Model měl na počátku analýzy mnohem více proměnných a provedlo se hodně neúspěšných pokusů a návrhů. Jelikož by práce byla příliš rozsáhlá, nejsou neúspěšné pokusy součástí práce. Faktory, jako například exekuce, nezaměstnanost, příjmy, které jsou v teoretické části uvedeny jako součást socio-ekonomických vlivů, se do modelu využít nepodařilo. Přehled proměnných nepoužitých v modelu je uveden v příloze č. 1 „Podkladová data včetně nepoužitých v modelu“.

Faktor exekuce, jako ukazatel zadlužení domácností, který je v ekonomické teorii uveden jako silný faktor ovlivňující socio-ekonomické postavení rodičů, se nepodařilo v modelu použít. Exekutorský úřad poskytuje v časové řadě 2003-2019 informace pouze o počtu exekucí, což je pro model nevyhovující. V modelu by lepší uplatnění mohl mít

ukazatel o počtu osob v exekuci. Data o počtu osob v exekuci jsou však dostupná až po roce 2016. Proměnná exekuce použita nebyla z důvodu nedostupnosti dat v časové řadě.

Dalším překvapivě nevýznamným ukazatelem byla nezaměstnanost. Zkoumány na významnost parametrů byly data celkové míry nezaměstnanosti od roku 2003-2019. Dále byla zkoumána data míry nezaměstnanosti členěné podle věku v celkové časové řadě 2003-2019. Data použita nebyla, jelikož se neprokázala statistická významnost parametrů u celkové míry nezaměstnanosti ani u míry nezaměstnanosti rozdělené podle věku.

Na základě statisticky nevýznamných parametrů nebyly použity kupříkladu ukazatele kolem příjmů nebo data ČSÚ k výdajům a spotřebám českých domácností.

4.1.2 Deklarace proměnných

V tabulce 6 jsou uvedeny názvy proměnných a jejich zkratky. Dále jsou v tabulce 6 uvedeny jednotky, ve kterých jsou proměnné uváděny a typ proměnné v modelu. Endogenní proměnnou neboli vysvětlovanou proměnnou je podíl předčasných odchodů ze vzdělávání. Ostatní proměnné jsou exogenní, tedy vysvětlující. Proměnná s názvem náhodná složka je také proměnnou vysvětlující.

Tabulka 6 Přehled proměnných, včetně použitých zkratk

Proměnná	Specifikace proměnné	MJ	Typ proměnné
POVzd	Podíl předčasných odchodů ze vzdělávání	%	endogenní
const	Jednotkový vektor		exogenní
PSCiz	Počet studujících cizinců na ZŠ	tis. osob	exogenní
PZOpak	Počet žáků opakující ročník na ZŠ	tis. osob	exogenní
VVSkol	Veřejné výdaje na školství	mld. Kč	exogenní
OSJid	Cena za oběd ve školní jídelně	Kč	exogenní
DOChud	Podíl domácností ohrožených chudobou	%	exogenní
uhat	Náhodná složka	%	stochastická

Zdroj: Vlastní zpracování

PSCiz Počet studujících cizinců na základní škole

Předpoklad: Růst počtu studujících cizinců na základní škole způsobí růst podílu předčasných odchodů ze vzdělávání.

Odůvodnění: Studující cizinci nemají dostatečnou znalost vyučovacího jazyka, hůře se zapojují do kolektivu. To způsobí horší výsledky ve výuce a sníží se zájem o další studium.

PZOpak Počet žáků opakující ročník na ZŠ

Předpoklad: Růst počtu žáků opakujících ročník způsobí růst podílu předčasných odchodů ze vzdělávání.

Odůvodnění: Opakující žáci mají špatné výsledky ve výuce, nezvládají učivo a pokud nejsou motivováni k lepším výsledkům, nemají zájem pokračovat ve studiu.

VVŠkol Veřejné výdaje na školství

Předpoklad: Růst veřejných výdajů ve školství způsobí pokles podílu předčasných odchodů ze vzdělávání.

Odůvodnění: Při zvýšení veřejných výdajů na školství se zvýší kvalita škol, kvalita výuky a efektivita učení. To povede k lepším výsledkům studentů a většímu zájmu o další studium.

OSJid Cena za oběd ve školní jídelně

Předpoklad: Růst cen obědů ve školní jídelně způsobí růst podílu předčasných odchodů ze vzdělávání.

Odůvodnění: Při vyšší ceně obědů ve školní jídelně se zhorší ekonomické zázemí žáků a studentů. A tím se zhorší podmínky pro studium a sníží se zájem o další pokračování studia.

DOChud Podíl domácností ohrožených chudobou

Předpoklad: Růst podílu domácností ohrožených chudobou způsobí růst podílu předčasných odchodů ze vzdělávání.

Odůvodnění: Pokud poroste počet rodin v chudobě, zhorší se socioekonomické zázemí žáků a studentů a tím se zhorší podmínky žáků a studentů na přípravu do školy a sníží se zájem o další pokračování studia.

4.1.3 Zápis ekonomického modelu

$POVzd = fce (PSCiz_{(t-1)}; PZOpak; VVSkol; OSJid, DOChud)$

4.1.4 Zápis ekonometrického modelu

$POVzd_t = \gamma_1 + \gamma_2 PSCiz_{(t-1)} + \gamma_3 PZOpak_t - \gamma_4 VVSkol_t + \gamma_5 OSJid_t + \gamma_6 DOChud_t + u_t$

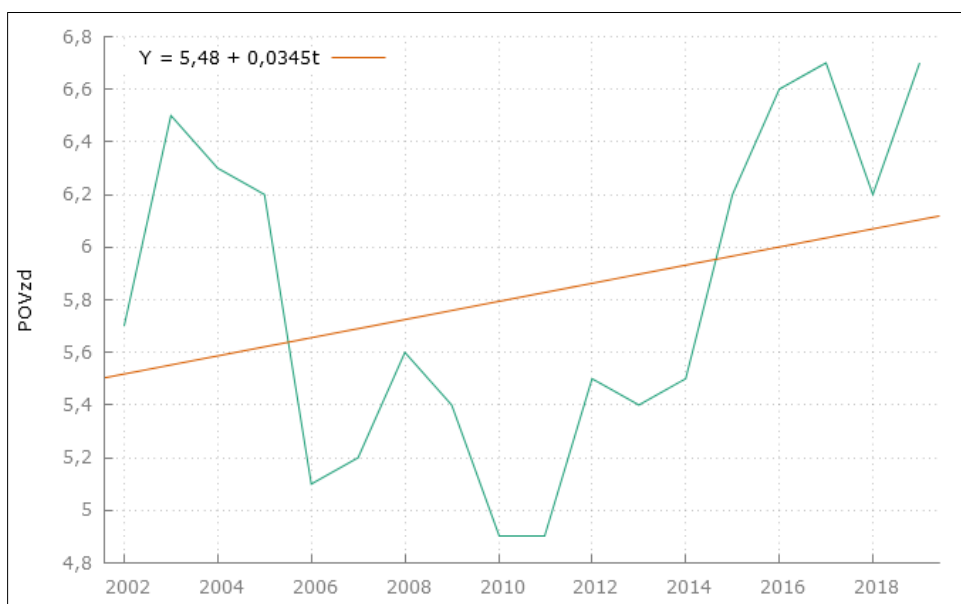
4.1.5 Sběr a zpracování vstupních dat

Podkladová vstupní data použita v modelu jsou použita v časové řadě 2003-2019 a přehledně jsou uvedena v příloze č. 2 „Podkladová data použitá v modelu“.

4.1.5.1 Předčasné odchody ze vzdělávání (v % osob)

Vstupní data podílu předčasných odchodů ze vzdělávání jsou ze statistického úřadu Evropské unie EUROSTAT. Jedná se o osoby, které předčasně ukončily vzdělávání a odbornou přípravu v % populace ve věku 18–24 let s maximálně nižším sekundárním vzděláním a bez dalšího vzdělávání nebo odborné přípravy. Indikátor je definován jako procento populace ve věku 18–24 let s maximálně nižším sekundárním vzděláním, která se během posledních čtyř týdnů předcházejících průzkumu neúčastnila dalšího vzdělávání ani odborné přípravy (EUROSTAT, 2020). Obrázek 8 obsahuje graf, který znázorňuje podíl předčasných odchodů ze vzdělávání od roku 2002 do roku 2019 v ČR. Z grafu je patrné, že v letech 2006 až 2011 se v ČR podařilo snížit podíl předčasných odchodů pod 5 %. Bohužel v posledních letech má podíl předčasných odchodů ze vzdělávání rostoucí tendenci, to znázorňuje i lineární regresní přímka. Sklon lineární regresní přímky je 0,0345 pr. b., což znamená, že za sledované období byl průměrný meziroční přírůstek 0,0345 pr. b., neboli pokud se počet období zvýší o 1 rok, pak se podíl předčasných odchodů ze vzdělávání zvýší o 0,0345 procentního bodu (pr. b.), ceteris paribus.

Obrázek 8 Předčasné odchody ze vzdělávání v ČR (%)



Zdroj: Vlastní zpracování

Tabulka 7 ukazuje deskriptivní statistiky podílu předčasných odchodů ze vzdělávání vyhodnocené programem Gretl. Průměrný podíl předčasných odchodů ze vzdělávání je 5,8111 % osob, medián je 5,65 % osob. Dále se v tabulce 7 uvádí, že minimální podíl je 4,9 % osob a maximální 6,7 % osob. Směrodatná odchylka je 0,61824 pr. b.

Tabulka 7 Deskriptivní statistiky – Předčasné odchody ze vzdělávání

	POVzd
Průměr	5,8111
Medián	5,65
Minimum	4,9
Maximum	6,7
Směr. odch.	0,61824

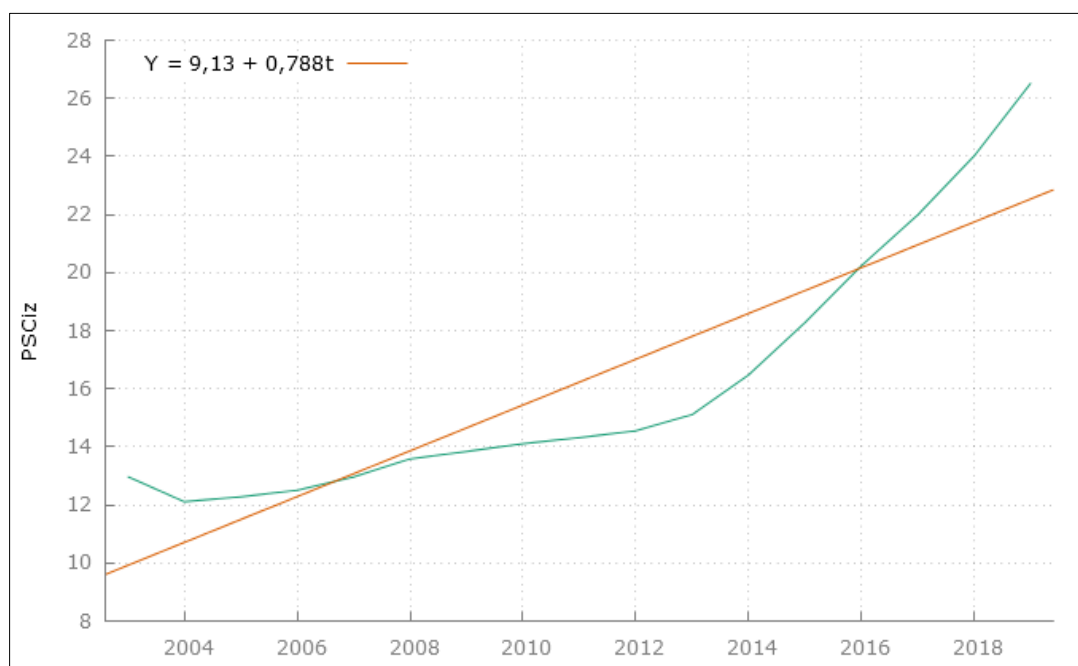
Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.5.2 Počet studujících cizinců na základních školách (v tis. osob)

Data o počtu studujících cizinců jsou ze statistik ČSÚ. Údaje jsou uvedeny v tis. osob. Data za rok 2003 odpovídají školnímu roku 2003/2004 a proto jsou použita ve formě exogenní zpožděné o jeden rok. Pro tuto práci jsou vybrána data o studujících cizincích na základních školách (ZŠ). Obrázek 9 graficky vyobrazuje počet studujících cizinců v letech 2003 až 2019. Graf je vytvořen v programu Gretl. Množství studujících cizinců v ČR přibývá, jak ukazuje lineární regresní přímka. Největší nárůst je vidět od roku 2013, kdy

počet vzrostl o více jak 10 tisíc studujících cizinců. Sklon lineární regresní přímky je 0,788 tis. osob, což znamená, že za sledované období byl průměrný meziroční přírůstek 0,788 tis. osob, neboli předpoklad je, že pokud se počet období zvýší o 1 rok, pak se počet předčasně ukončených vzdělávání zvýší o 0,788 tis. osob, ceteris paribus.

Obrázek 9 Počet studujících cizinců na ZŠ data (v tis.)



Zdroj: Vlastní zpracování

Tabulka 8 ukazuje deskriptivní statistiky počtu studujících cizinců na základních školách vyhodnocené v programu Gretl. Průměrný počet studujících cizinců na ZŠ je 16,228 tis. osob, medián je 14,315 tis. osob. Minimální počet je 12,113 tis. osob a maximální 26,527 tis. osob. Směrodatná odchylka je 4,4231 tis. osob.

Tabulka 8 Deskriptivní statistiky - Počet studujících cizinců na ZŠ

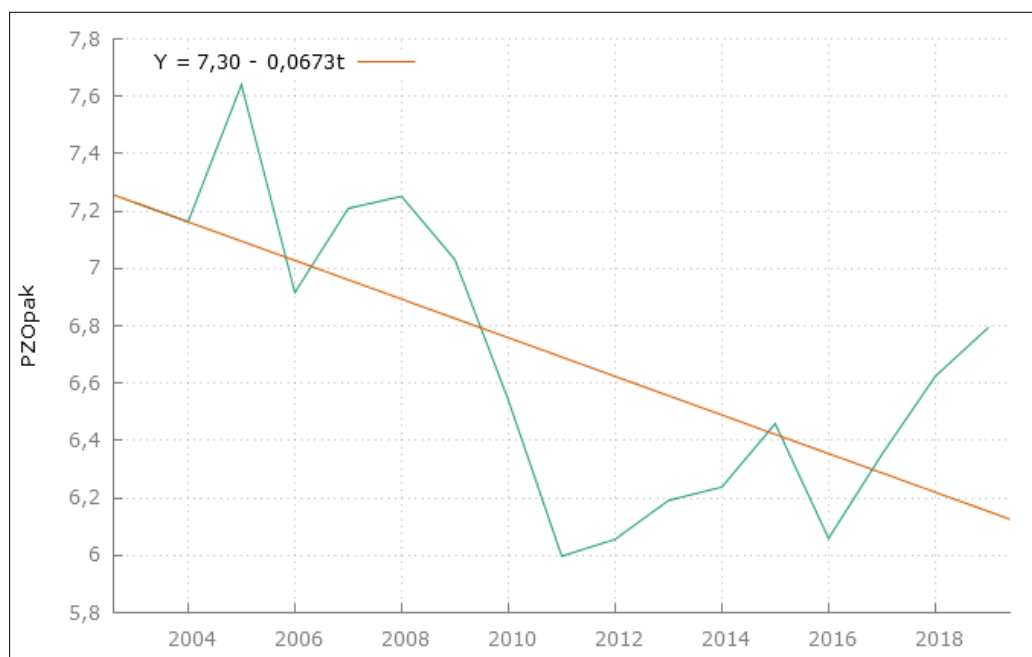
	PSCiz
Průměr	16,228
Medián	14,315
Minimum	12,113
Maximum	26,527
Směrodatná odchylka	4,4231

Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.5.3 Počet žáků opakující ročník na základních školách (v tis. osob)

Údaje o počtu žáků opakujících ročník na ZŠ jsou z ČSÚ. Data jsou v tis. osob. Pro tento model jsou zvolena data počtu žáků opakujících ročník na základních školách. Na obrázku 6 je znázorněn graf počtu žáků opakujících ročník na ZŠ v letech 2003 až 2019. Graf je vyhodnocen v programu Gretl. Dle údajů v grafu je zřejmé, že v roce 2011 klesl počet žáků opakujících ročník na ZŠ na nejnižší hodnotu. Dále je na grafu vidět, že počet žáků opakujících ročník na ZŠ od roku 2016 začal narůstat. Sklon lineární regresní přímky je záporný, vývoj počtu žáků opakujících ročník má klesající tendenci. Sklon lineární regresní přímky je $-0,0673$ tis. osob. Předpoklad je, že pokud se počet období zvýší o 1 rok, pak se počet žáků opakujících ročník sníží o $0,0673$ tis. osob, ceteris paribus.

Obrázek 10 Počet žáků opakující ročník na ZŠ (v tis.) data ČSÚ



Zdroj: Vlastní zpracování

Tabulka 9 uvádí deskriptivní statistiky počtu žáků opakující ročník na ZŠ, které byly vyhodnoceny v programu Gretl. Průměrný počet žáků opakující ročník na ZŠ je $6,6912$ tis. osob, medián je $6,624$ tis. osob. Dále tabulka 9 uvádí minimální počet $5,997$ tis. osob a maximální $7,64$ tis. osob. Směrodatná odchylka hodnot je $0,5066$ tis. osob.

Tabulka 9 Deskriptivní statistiky - Počet žáků opakující ročník na ZŠ

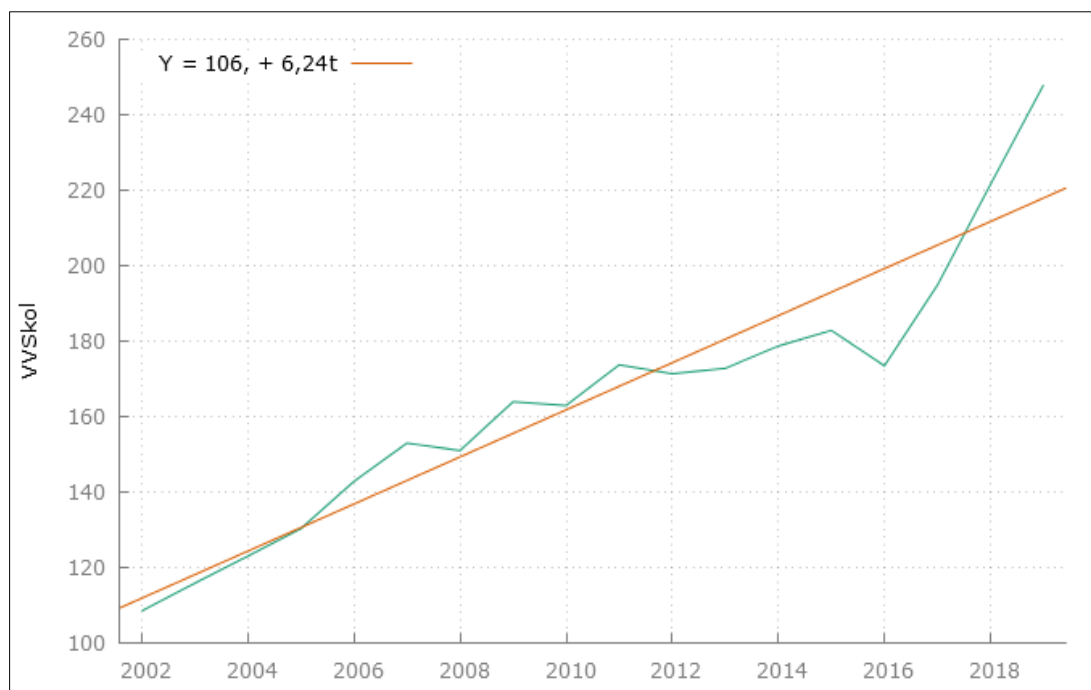
	PZOpak
Průměr	6,6912
Medián	6,624
Minimum	5,997
Maximum	7,64
Směrodatná odchylka	0,5066

Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.5.4 Veřejné výdaje na školství (v mld. Kč)

Na obrázku 7 jsou graficky zaznamenány hodnoty veřejných výdajů na školství v letech 2002 až 2019. Graf je vyhotoven v programu Gretl. Data jsou získány z ČSÚ. Údaje jsou z časové řady uváděné jako veřejné výdaje na školství v běžných a stálých cenách. Veřejné výdaje vykazují plynulý nárůst od roku 2002 do roku 2014. V roce 2016 došlo k mírnému poklesu veřejných výdajů na vzdělávání a v následném roce 2017 opět k plynulému nárůstu. Křivku skutečných hodnot takřka kopíruje znázorněná lineární regresní přímka, která má rostoucí charakter. Sklon lineární regresní přímky je 6,24 mld. Kč. Předpoklad této proměnné je, že pokud se počet období zvýší o 1 rok, pak se veřejné výdaje na školství zvýší o 6,24 mld. Kč, ceteris paribus.

Obrázek 11 Veřejné výdaje na školství data (v mld.) ČSÚ



Zdroj: Vlastní zpracování

Tabulka 10 ukazuje deskriptivní statistiky veřejných výdajů na školství vyhodnocené v programu Gretl. Uvádí, že průměrné veřejné výdaje na školství jsou 164,94 mld. Kč a medián je 167,66 mld. Kč. Minimální veřejné výdaje na školství jsou 108,53 mld. Kč a maximální 247,90 mld. Kč. Směrodatná odchylka hodnot je 35,243 mld. Kč.

Tabulka 10 Deskriptivní statistiky - Veřejné výdaje na školství

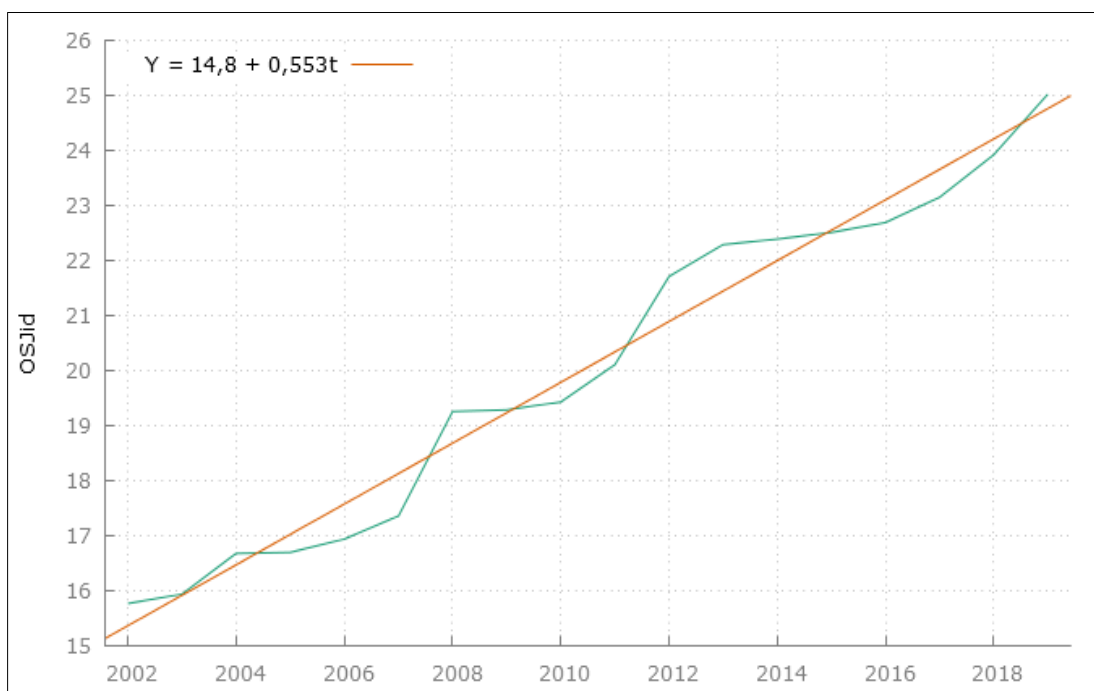
	VVSkol
Průměr	164,92
Medián	167,66
Minimum	108,53
Maximum	247,9
Směrodatná odchylka	35,243

Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.5.5 Cena za oběd ve školní jídelně ZŠ

Údaje o ceně za oběd ve školní jídelně jsou čerpány z databáze ČSÚ, jsou získány ze spotřebitelských cen vybraných výrobků v České republice „oběd ve školní jídelně strávníci 7-10 let“. Uváděné hodnoty jsou průměrné ceny za jednotku v prosinci příslušného roku (ČSÚ, 2020). Obrázek 12 vypracovaný v programu Gretl, znázorňuje graficky vývoj cen za oběd ve školní jídelně od roku 2002 do roku 2019. Ceny za obědy ve školní jídelně mají plynulou rostoucí tendenci, lineární regresní přímka kopíruje rostoucí trend. Růst cen obědů ve školní jídelně ukazuje na celkový růst spotřebitelských cen v závislosti na zdražování potravin. Sklon lineární regresní přímky je 0,553 Kč. Předpoklad proměnné je, že pokud se počet období zvýší o 1 rok, pak se cena za oběd ve školní jídelně zvýší o 0,553 Kč, ceteris paribus.

Obrázek 12 Cena za oběd ve školní jídelně data (v Kč) ČSÚ



Zdroj: Vlastní zpracování

Tabulka 11 ukazuje deskriptivní statistiky vyhodnocené v programu Gretl. Uvádí průměrnou cenu oběda ve školní jídelně, která je 20,064 Kč a medián, který je 19,77 Kč. Minimální cena je 15,77 Kč a maximální je 25,02 Kč. Směrodatná odchylka je 2,9886 Kč.

Tabulka 11 Deskriptivní statistiky - Cena oběd ve školní jídelně

	OSJid
Průměr	20,064
Medián	19,77
Minimum	15,77
Maximum	25,02
Směrodatná odchylka	2,9886

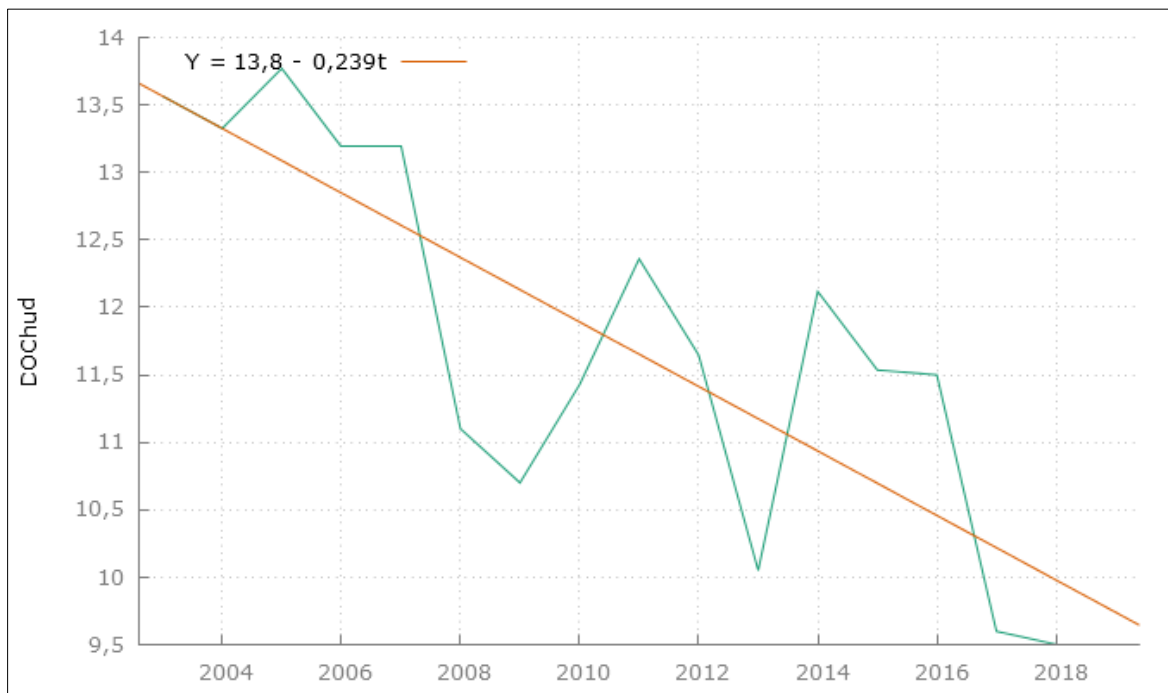
Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.5.6 Podíl domácností ohrožených chudobou (v % domácností)

Proměnnou znázorněnou na grafu v obrázku 13 jsou údaje o podílu domácností ohrožených chudobou. Data jsou z ČSÚ z údajů o příjmech a životních podmínkách domácností, osobách ohrožených chudobou podle vybraných charakteristik osob a domácností, domácností se závislými dětmi. Podíl rodin ohrožených chudobou je znázorněn v letech 2003 až 2019. Na grafu je patrné, že podíl domácností ohrožených chudobou klesá.

Sklon lineární regresní přímky je - 0,239 pr. b. Předpoklad pro podíl rodin ohrožených chudobou je, že pokud se počet období zvýší o 1 rok, pak se podíl rodin ohrožených chudobou sníží o 0,239 pr. b., ceteris paribus.

Obrázek 13 Podíl rodin ohrožených chudobou data (v %) ČSÚ



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

V tabulce 12 jsou znázorněné deskriptivní statistiky podílu rodin ohrožených chudobou. Hodnoty jsou vyhodnoceny v programu Gretl. Průměrný podíl rodin ohrožených chudobou je 11,653 % a medián je 11,536 %. Minimální podíl rodin ohrožených chudobou je 9,5 % a maximální je 13,77 %. Směrodatná odchylka hodnot je 1,4532 pr. b.

Tabulka 12 Deskriptivní statistiky - Podíl rodin ohrožených chudobou

	DOChud
Průměr	11,653
Medián	11,536
Minimum	9,5
Maximum	13,77
Směrodatná odchylka	1,4532

Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.6 Korelační matice

Na obrázku 14 je v programu Gretl znázorněna korelační matice, která slouží ke zjištění párové multikolinearity v modelu. Multikolinearita je zjišťována pouze u vysvětlujících proměnných a je nežádoucí.

Obrázek 14 Korelační matice

Korelační koeficienty, za použití pozorování 2004 - 2019 5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4973 pro n = 16					
PSCiz	PZOpak	VVSkol	OSJid	DOChud	
1,0000	-0,3443	0,9256	0,8757	-0,7635	PSCiz
	1,0000	-0,4351	-0,6540	0,3874	PZOpak
		1,0000	0,9046	-0,8102	VVSkol
			1,0000	-0,8282	OSJid
				1,0000	DOChud

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Problém multikolinearity by mohl na základě korelačního koeficientu nastat:

- mezi počtem studujících cizinců na ZŠ a cenou oběda ve školní jídelně
- mezi počtem studujících cizinců na ZŠ a veřejných výdajích na školství
- mezi veřejnými výdaji na školství a podílu domácností ohrožených chudobou
- mezi veřejnými výdaji na školství a cenou oběda ve školní jídelně
- mezi cenou oběda ve školní jídelně a podílu domácností ohrožených chudobou

Detailnější analýza multikolinearity bude provedena až po odhadu parametrů pomocí VIF testu, který dovoluje odhalit i vícenásobnou multikolinearitu, nikoliv jen párovou. Na základě testu na vícenásobnou multikolinearitu, jsou hodnoty z korelační matice ignorovány.

Odhady parametrů modelu jsou provedeny v programu Gretl a jsou znázorněny na obrázku 11 pod názvem koeficient.

Obrázek 15 Výsledek z Gretlu – parametry proměnných

Model 2: OLS, za použití pozorování 2004-2019 (T = 16)					
Závisle proměnná: POVzd					
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-5,05792	2,45839	-2,057	0,0667	*
PSCiz_l	0,288878	0,0378501	7,632	1,77e-05	***
PZOpak	0,705990	0,167292	4,220	0,0018	***
VVSkol	-0,0363143	0,00493727	-7,355	2,44e-05	***
OSJid	0,299389	0,0694592	4,310	0,0015	***
DOChud	0,146927	0,0667014	2,203	0,0522	*
Střední hodnota závisle proměnné			5,775000		
Sm. odchylka závisle proměnné			0,631928		
Součet čtverců reziduí			0,356867		
Sm. chyba regrese			0,188909		
Koeficient determinace			0,940423		
Adjustovaný koeficient determinace			0,910634		
F(5, 10)			31,56989		
P-hodnota(F)			8,16e-06		
Logaritmus věrohodnosti			7,720821		
Akaikovo kritérium			-3,441642		
Schwarzovo kritérium			1,193891		
Hannan-Quinnovo kritérium			-3,204264		
rho (koeficient autokorelace)			-0,617408		
Durbin-Watsonova statistika			3,105625		
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu					

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Po dosazení parametrů je výsledný zápis ekonometrického modelu v tomto tvaru

$$POVzd = - 5,05792 + 0,288878 PSCiz_{(t-1)} + 0,705990 PZOpak_t - 0,0363143 VVSkol_t + 0,299389 OSJid_t + 0,146927 DOChud_t + u_t$$

4.1.7 Verifikace

4.1.7.1 Ekonometrická verifikace

Testy v rámci ekonometrické verifikace jsou provedeny v programu Gretl.

Nejprve proběhne test na heteroskedasticitu. Heteroskedasticita znamená, že rozptyl v čase není konstantní a rezidua se v čase zvětšují.

Obrázek 16 ukazuje výsledek testu na heteroskedasticitu s názvem Whiteův test. P-hodnota vychází 0,483863. P-hodnota uvádí pravděpodobnost, se kterou platí nulová hypotéza. Používá se k vyhodnocení předem formulované hypotézy. P-hodnota je vyšší než

hladina významnosti 0,05. Nelze zamítnout nulovou hypotézu, v modelu není přítomna heteroskedasticita.

Obrázek 16 Whiteův test heteroskedasticity

```

Whiteův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2004-2019 (T = 16)
Závisle proměnná: uhat^2

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-7,64043	4,70527	-1,624	0,1653
PSCiz_1	-0,0492489	0,106686	-0,4616	0,6637
PZOpak	1,45143	0,991728	1,464	0,2032
VVSkol	-0,00483182	0,00565717	-0,8541	0,4321
OSJid	0,555316	0,370601	1,498	0,1943
DOChud	-0,419400	0,309959	-1,353	0,2340
sq_PSCiz_1	0,00172278	0,00328282	0,5248	0,6222
sq_PZOpak	-0,106496	0,0734610	-1,450	0,2068
sq_VVSkol	1,10268e-05	1,58309e-05	0,6965	0,5171
sq_OSJid	-0,0131774	0,00862953	-1,527	0,1873
sq_DOChud	0,0196371	0,0143914	1,364	0,2306

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,594796

Testovací statistika: $TR^2 = 9,516739$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(10) > 9,516739) = 0,483863$

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 17 je znázorněn test autokorelace reziduí pomocí testu s názvem Breuch-Gotfreyův. Test byl vyhodnocen v programu Gretl testovací statistikou LMF a znázorňuje p-hodnotu 0,0148. P-hodnota je menší než hladina významnosti 0,05, a proto se zamítá nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace reziduí.

Obrázek 17 Test autokorelace náhodné složky – Breusch-Gottfreyův test

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2004-2019 (T = 16)
Závisle proměnná: uhat

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1,20481	1,87372	0,6430	0,5363
PSCiz_1	0,0147641	0,0286055	0,5161	0,6182
PZOpak	-0,0524438	0,125771	-0,4170	0,6865
VVSkol	-0,00547694	0,00410259	-1,335	0,2147
OSJid	0,0126498	0,0518859	0,2438	0,8129
DOChud	-0,0359058	0,0510775	-0,7030	0,4999
uhat_1	-0,855800	0,284642	-3,007	0,0148 **

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,501096

Testovací statistika: LMF = 9,039541,
s p-hodnotou = $P(F(1,9) > 9,03954) = 0,0148$

Alternativní statistika: $TR^2 = 8,017535$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 8,01754) = 0,00463$

Ljung-Box $Q' = 6,58262$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 6,58262) = 0,0103$

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Při podrobnějším zkoumání testu si lze všimnout, že v modelu je přítomna autokorelace I. řádu. Z tohoto důvodu byly při odhadu parametru použity robustní směrodatné chyby (obrázek 18), které tlumí dopady autokorelace na výsledky statistické verifikace. Hodnoty parametrů jsou tímto nedotčeny.

Obrázek 18 Test autokorelace náhodné složky – Breusch-Gottfreyův test

```

Model 3: OLS, za použití pozorování 2004-2019 (T = 16)
Závisle proměnná: POVzd
HAC standardní chyby, šířka okénka 1 (Bartlettovo jádro)

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-5,05792	1,59705	-3,167	0,0100	**
PSCiz_1	0,288878	0,0201360	14,35	5,36e-08	***
PZOpak	0,705990	0,104397	6,763	4,96e-05	***
VVSkol	-0,0363143	0,00247576	-14,67	4,33e-08	***
OSJid	0,299389	0,0415601	7,204	2,91e-05	***
DOChud	0,146927	0,0423882	3,466	0,0061	***
Střední hodnota závisle proměnné			5,775000		
Sm. odchylka závisle proměnné			0,631928		
Součet čtverců reziduí			0,356867		
Sm. chyba regrese			0,188909		
Koeficient determinace			0,940423		
Adjustovaný koeficient determinace			0,910634		
F(5, 10)			196,6884		
P-hodnota (F)			1,20e-09		
Logaritmus věrohodnosti			7,720821		
Akaikovo kritérium			-3,441642		
Schwarzovo kritérium			1,193891		
Hannan-Quinnovo kritérium			-3,204264		
rho (koeficient autokorelace)			-0,617408		
Durbin-Watsonova statistika			3,105625		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 19 je v programu Gretl proveden test normality reziduí.

Test na normalitu reziduí zjišťuje, zda je v modelu normální rozdělení náhodné složky. Normální rozdělení náhodné složky je v případě, kdy p-hodnota je vyšší než hladina významnosti. V testu vyšla P-hodnota 0,16786, což je vyšší hodnota než hladina významnosti 0,05. Nulovou hypotézu o normalitě reziduí nelze zamítnout. Rezidua mají přibližně normální rozdělení.

Obrázek 19 Test normality reziduí

```

Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 4-19
počet tříd = 7, střední hodnota = -2,22045e-016, so = 0,188909

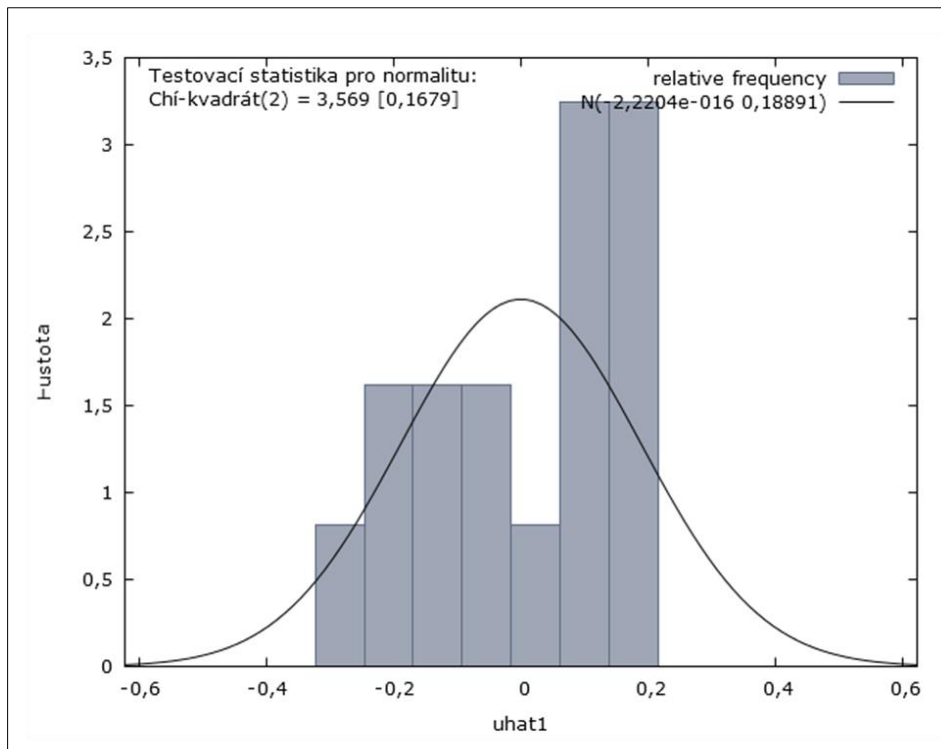
interval          střed   frequence  rel.    kum.
< -0,24652      -0,28503    1      6,25%   6,25% **
-0,24652 - -0,16950  -0,20801    2     12,50%  18,75% ****
-0,16950 - -0,092470  -0,13098    2     12,50%  31,25% ****
-0,092470 - -0,015445  -0,053958    2     12,50%  43,75% ****
-0,015445 -  0,061581   0,023068    1      6,25%  50,00% **
0,061581 -  0,13861   0,10009     4     25,00%  75,00% ****
>= 0,13861     0,17712     4     25,00% 100,00% ****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 3,569 s p-hodnotou 0,16786
    
```

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Normalita reziduí je znázorněna graficky na obrázku 20 pomocí Gaussovy křivky. Graf je vyhotoven v programu Gretl. Podle tohoto grafu se zdá, že jde o šikmost, ale podle p-hodnoty je rozdělení přibližně normální.

Obrázek 20 Test normality reziduí graficky



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Ve výstupu testu VIF na obrázku 21 je možné si všimnout dvou hodnot, které jsou vyšší než 10, tudíž signalizují problém vícenásobné multikolinearity. Tento stav bude ignorován z důvodu statistické významnosti všech strukturálních parametrů modelu viz následující kapitola 1.1.7.2 Statistické verifikace.

Obrázek 21 Kolinearita

```

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)
Minimální možná hodnota = 1.0
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

PSCiz_1    8,042
PZopak     2,979
VVSkol     10,131
OSJid      15,136
DOChud     3,728

VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), kde R(j) je vícečetný korelační koeficient
mezi proměnnou j a ostatními nezávisle proměnnými

```

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

4.1.7.2 Statistická verifikace

Statistická významnost parametrů je znázorněná na obrázku 22. V programu Gretl je vyhodnocen t-test, který slouží k testování statistické významnosti jednotlivých parametrů. Podle p-hodnot u jednotlivých parametrů jsou všechny hodnoty menší než hladina významnosti 0,05, lze tedy zamítnout jednotlivé nulové hypotézy o statistické nevýznamnosti parametrů, a tudíž všechny parametry jsou statisticky významné.

Obrázek 22 Statistická významnost parametrů (t-test)

```

Model 3: OLS, za použití pozorování 2004-2019 (T = 16)
Závisle proměnná: POVzd
HAC standardní chyby, šířka okénka 1 (Bartlettovo jádro)

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-5,05792	1,59705	-3,167	0,0100	**
PSCiz_1	0,288878	0,0201360	14,35	5,36e-08	***
PZopak	0,705990	0,104397	6,763	4,96e-05	***
VVSkol	-0,0363143	0,00247576	-14,67	4,33e-08	***
OSJid	0,299389	0,0415601	7,204	2,91e-05	***
DOChud	0,146927	0,0423882	3,466	0,0061	***

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Statistická významnost celého modelu pomocí F-testu je znázorněná na obrázku 16.

V programu Gretl je určena p-hodnota, která má hodnotu 0,0000000012. Nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti koeficientu vícenásobné determinace se zamítá, model je statisticky významný, neboť p-hodnota je menší než hladina významnosti 0,05, a tudíž je model statisticky významný na hladině spolehlivosti 95 %.

Obrázek 23 znázorňuje koeficient determinace R^2 , určený v programu Gretl. Koeficient determinace říká, z kolika procent jsou změny závislé proměnné vysvětleny změnami nezávisle proměnných. Používá se k posouzení shody modelu s daty.

Obrázek 23 Statistická významnost (F-test)

Koeficient determinace	0,940423
Adjustovaný koeficient determinace	0,910634
F(5, 10)	196,6884
P-hodnota (F)	1,20e-09

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na základě vícenásobné determinace R^2 , který vyšel v tomto modelu 0,940423, lze usoudit, že změny podílu předčasných odchodů ze vzdělávání jsou vysvětleny z 94 % změnami vysvětlujících proměnných.

4.1.7.3 Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace spočívá v posouzení směru a intenzity působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou, tedy na předčasné odchody ze vzdělávání.

U počtu studujících cizinců je parametr 0,288878. Pokud se tedy počet studujících cizinců na základních školách v předchozím roce zvýší o 1 tis. osob, podíl předčasných odchodů ze vzdělávání se zvýší o 0,288878 pr. b., ceteris paribus. Směr je v souladu s teoretickými východisky. Intenzita se zdá být přiměřená. Předpoklad neboli hypotéza byla potvrzena. Zvýšení počtu studujících cizinců na ZŠ v minulém roce povede ke zvýšenému počtu předčasných odchodů ze vzdělávání.

Parametr u počtu žáků opakujících ročník na ZŠ vychází 0,70599, což vyjadřuje, že pokud se počet žáků opakujících ročník zvýší o 1 tis. osob, počet předčasných odchodů ze

vzdělávání se zvýší o 0,70599 pr. b., ceteris paribus. Směr je v souladu s teoretickými východisky. Intenzita se zdá být přiměřená. Předpoklad neboli hypotéza byla potvrzena. Zvýšení počtu žáků opakujících ročník povede ke zvýšenému počtu předčasných odchodů ze vzdělávání.

U veřejných výdajů na školství je parametr - 0,036314. Pokud se veřejné výdaje na školství zvýší o 1 mld. Kč, podíl předčasných odchodů ze vzdělávání se sníží o 0,0363143, ceteris paribus. Směr je v souladu s teoretickými východisky. Intenzita se zdá být přiměřená. Předpoklad neboli hypotéza byla potvrzena. Zvýšení veřejných výdajů povede ke snížení počtu předčasných odchodů ze vzdělávání.

Parametr u ceny oběda ve školní jídelně je 0,299389. Pokud se cena oběda ve školní jídelně zvýší o 1 Kč, podíl předčasných odchodů ze vzdělávání se zvýší o 0,299389, ceteris paribus. Směr je v souladu s teoretickými východisky. Intenzita se zdá být přiměřená. Předpoklad neboli hypotéza byla potvrzena. Zvýšení cen obědů ve školní jídelně povede ke zvýšení počtu předčasných odchodů ze vzdělávání.

U podílu domácností ohrožených chudobou vychází parametr 0,146927 a to vyjadřuje, že pokud se zvýší podíl domácností ohrožených chudobou o 1 pr. b., podíl předčasných odchodů ze vzdělávání se zvýší o 0,146927, ceteris paribus. Směr je v souladu s teoretickými východisky. Intenzita se zdá být přiměřená. Předpoklad neboli hypotéza byla potvrzena, zvýšení podílu domácností ohrožených chudobou povede ke zvýšenému počtu předčasných odchodů ze vzdělávání.

4.1.8 Aplikace modelu

4.1.8.1 Pružnosti

Pro aplikaci modelu byly vypočteny průměrné pružnosti jednotlivých proměnných z průměrných hodnot (tabulka 13). Průměrné pružnosti jednotlivých proměnných vyjadřují relativní vliv vysvětlujících na vysvětlovanou, tedy na podíl předčasných odchodů ze vzdělávání.

Tabulka 13 Pružnosti

	PSCiz_1	PZOpak	VVskol	OSJid	DOChud
Průměrné pružnosti	0,7756	0,8219	-1,083	1,0724	0,2978

Zdroj: Vlastní zpracování

Pokud se průměrný počet studujících cizinců na základních školách v minulém roce zvýší o 1 %, pak se průměrný podíl předčasných odchodů ze vzdělávání zvýší o 0,7756 %, ceteris paribus.

Pokud se průměrný počet žáků opakujících ročník na základních školách zvýší o 1 %, pak se průměrný podíl předčasných odchodů ze vzdělávání zvýší o 0,8219 %, ceteris paribus.

Pokud se průměrné veřejné výdaje na školství zvýší o 1 %, pak se průměrný podíl předčasných odchodů ze vzdělávání sníží o 1,083 %, ceteris paribus.

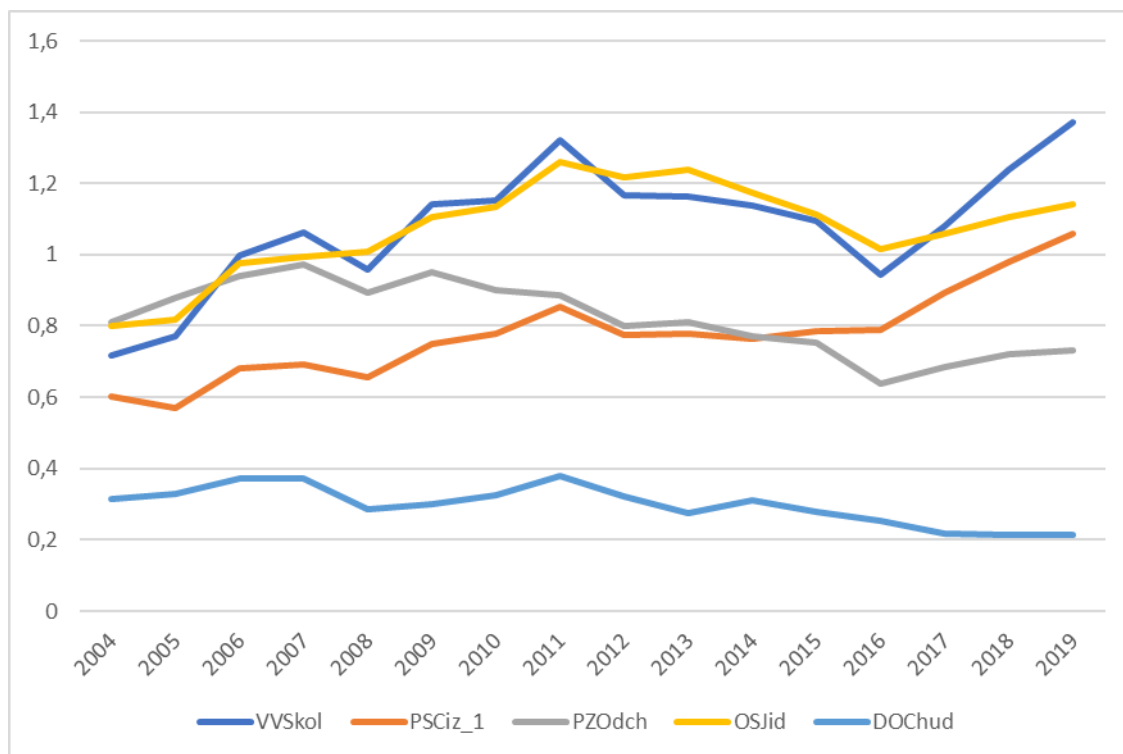
Pokud se průměrná cena oběda ve školní jídelně zvýší o 1 %, pak se průměrný podíl předčasných odchodů ze vzdělávání zvýší o 1,0724 %, ceteris paribus.

Pokud se průměrný podíl domácností ohrožených chudobou zvýší o 1 %, pak se průměrný podíl předčasných odchodů ze vzdělávání zvýší o 0,2978 %, ceteris paribus.

Z tabulky je patrné, že největší vliv na předčasné odchody ze vzdělávání mají veřejné výdaje na školství. Druhou proměnnou, která vykazuje průměrnou pružnost vyšší než 1, je cena oběda ve školní jídelně. Další v pořadí je proměnná počet žáků opakujících ročník, následuje počet studujících cizinců a poslední proměnnou je počet domácností ohrožených chudobou.

V grafu (obrázek 24) jsou přehledně vidět relativní vlivy jednotlivých proměnných na podíl předčasných odchodů ze vzdělávání během let 2004 až 2019. Graf názorně ukazuje pořadí a intenzitu působení relativního vlivu v jednotlivých letech.

Obrázek 24 Pružnosti v jednotlivých letech v absolutní hodnotě



Zdroj: Vlastní zpracování

Z grafu vyplývá, že z pěti zkoumaných proměnných mají největší vliv na předčasný odchod ze vzdělávání veřejné výdaje na školství a cena oběda ve školní jídelně. O tuto první pozici se od roku 2006 do roku 2016 střídavě dělily. Od roku 2016 vliv obou proměnných roste, ale výrazněji se projevuje, tedy narůstá, vliv veřejných výdajů na vzdělávání.

Na počátku sledovaného období, od roku 2004 do roku 2005 (dva roky), měl největší vliv počet žáků opakující ročník na základních školách. Tato proměnná od roku 2009 svůj vliv na předčasné odchody ze vzdělávání začala zmenšovat. Do roku 2014 držela třetí pozici vlivu z těchto pěti pozorovaných proměnných. V roce 2014 se počet žáků opakujících ročník dostal na čtvrtou pozici.

Na třetí místo se posunula proměnná počet studujících cizinců na základních školách. Tato proměnná od roku 2004 do roku 2016 narůstala pozvolna. Mezi lety 2016 a 2019 je v grafu vidět výraznější nárůst počtu studujících cizinců na základních školách a lze pozorovat přibližování k druhé proměnné ceně oběda ve školní jídelně.

Na první pohled je z grafu zřejmé, že podíl počtu domácností ohrožených chudobou má dlouhodobě nejmenší vliv na předčasné odchody ze vzdělávání. V posledních letech působení této proměnné klesá.

4.1.8.2 Prognóza ex-post

Ex-post prognóza poslouží k ověření prognostických vlastností modelu. Ex-post prognóza je provedena odhadem parametrů pomocí BMNČ, ale se zkrácenou datovou základnou o dvě poslední období. Hodnoty ex-post prognózy znázorňuje tabulka 14. Proměnná podíl předčasných odchodů ze vzdělávání je prognózována na dvě poslední období, která nevstupovala do odhadu parametru. Střední absolutní procentuální chyba prognózy je 4,9 %.

Tabulka 14 Prognóza ex-post předčasných odchodů ze vzdělávání (%)

	Skutečná hodnota	Bodová prognóza	Intervalová prognóza
2018	6,2	6,7	6,2 - 7,2
2019	6,7	6,8	6,2 - 7,4

Zdroj: Vlastní zpracování

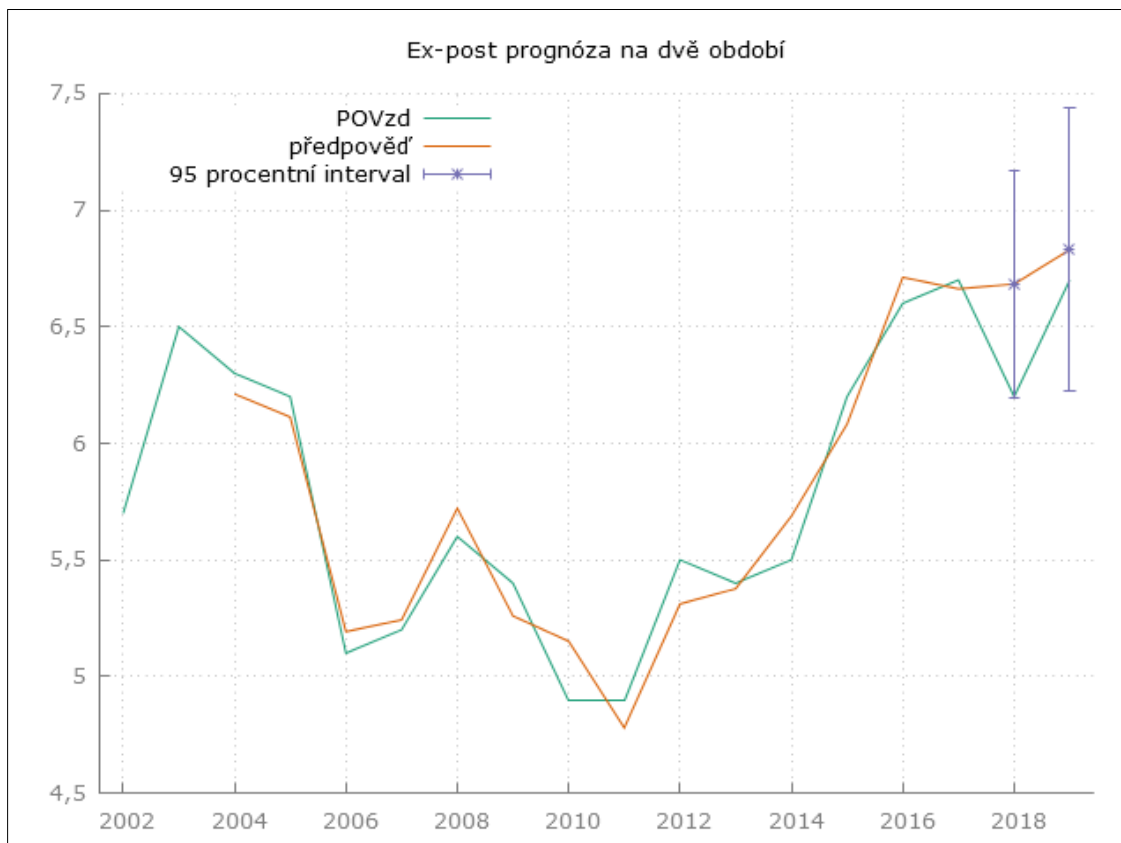
Pro rok 2018 je skutečná hodnota podílu předčasných odchodů ze vzdělávání 6,2 %, prognóza bodová je 6,7 % a intervalová prognóza je 6,2 – 7,2 %.

Pro rok 2019 je skutečná hodnota podílu předčasných odchodů ze vzdělávání 6,7 %, bodová prognóza je 6,8 %, intervalová prognóza je 6,2-7,4 %.

Prognózované hodnoty se vešly do 95 % konfidenčního intervalu.

Graf na obrázku 21 znázorňuje prognózu ex-post podílu předčasných odchodů ze vzdělávání v programu Gretl. Na grafu je vidět, že hodnoty se vešly do 95 % konfidenčního intervalu spolehlivosti

Obrázek 25 Prognóza ex-post vysvětlující proměnné (%)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na grafu je vidět, že hodnoty se se nacházejí v 95 % konfidenčním intervalu.

4.1.8.3 Prognóza ex-ante

Prognóza ex-ante je provedena odhadem budoucích hodnot pomocí trendových funkcí jednotlivých proměnných v programu Gretl na tři období 2020, 2021 a 2022. Pro prognózu je u každé proměnné zvolena taková regresní funkce, která nejlépe popisuje její průběh.

Na obrázku 26 je odhad parametrů proměnné počtu studujících cizinců na základní škole v programu Gretl.

Obrázek 26 Odhad parametrů pro prognózu

```
Model 4: OLS, za použití pozorování 2004-2019 (T = 16)
Závisle proměnná: PSCiz

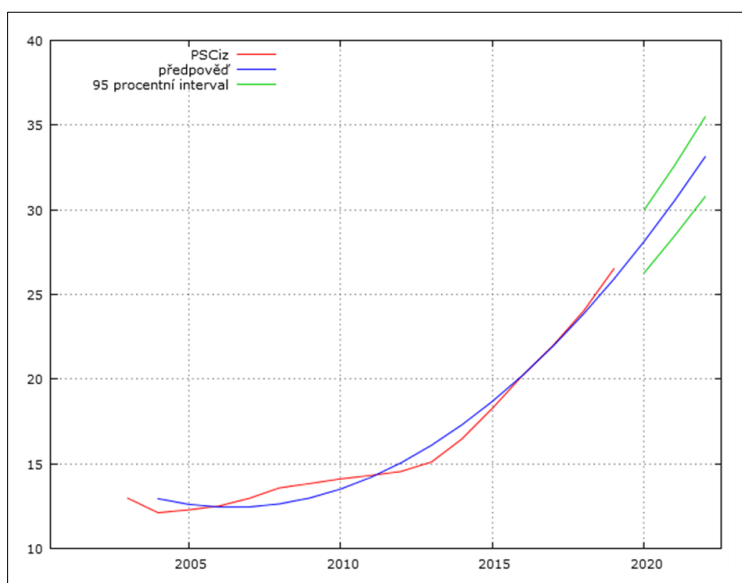
-----
                koeficient  směr. chyba  t-podíl  p-hodnota
-----
const           15,9933      1,05801    15,12    1,25e-09 ***
time            -1,10511     0,202496   -5,457   0,0001 ***
sq_time         0,0856486     0,00866761  9,881    2,07e-07 ***

Střední hodnota závisle proměnné      16,43156
Sm. odchylka závisle proměnné         4,485247
Součet čtverců reziduí                  5,578661
Sm. chyba regrese                        0,655078
Koeficient determinace                   0,981513
Adjustovaný koeficient determinace       0,978669
F(2, 13)                                  345,0988
F-hodnota(F)                             5,43e-12
```

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 27 je graficky znázorněna prognóza počtu studujících cizinců na základní škole pomocí kvadratické trendové funkce.

Obrázek 27 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v tis. osob)



Zdroj: Vlastní zpracování

Na obrázku 28 jsou vypočítané hodnoty prognózy pro vysvětlující proměnnou (počet studujících cizinců na základní škole) v programu Gretl.

Obrázek 28 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v tis. osob)

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(13, 0,025) = 2,160$				
Pozorování	PSCiz	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2020	28,1505	0,861710	26,2889 -	30,0121
2021	30,5570	0,963088	28,4763 -	32,6376
2022	33,1347	1,09096	30,7779 -	35,4916

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 29 je odhad parametrů proměnné počtu žáků opakující ročník na základní škole v programu Gretl.

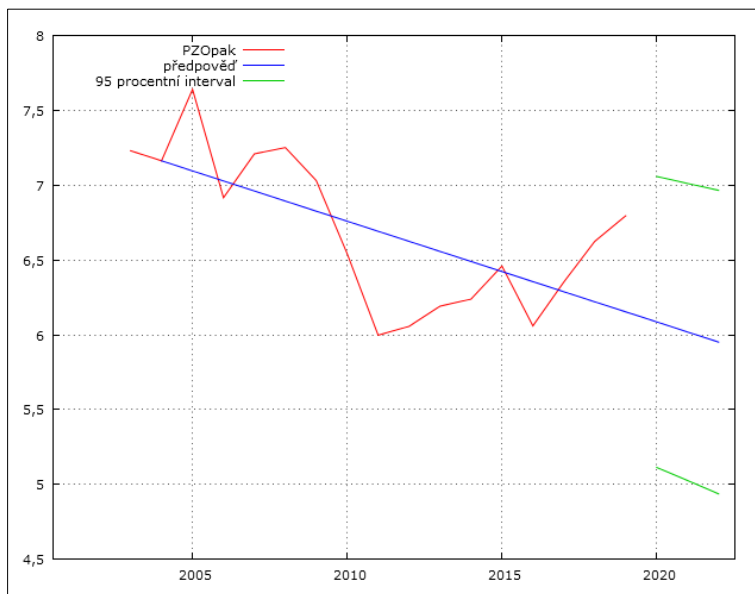
Obrázek 29 Odhad parametrů pro prognózu

Model 5: OLS, za použití pozorování 2004-2019 (T = 16)				
Závisle proměnná: PZOpak				
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	7,43151	0,269854	27,54	1,36e-013 ***
time	-0,0673036	0,0217809	-3,090	0,0080 ***
Střední hodnota závisle proměnné			6,657518	
Sm. odchylka závisle proměnné			0,503210	
Součet čtverců reziduí			2,258176	
Sm. chyba regrese			0,401620	
Koeficient determinace			0,405477	
Adjustovaný koeficient determinace			0,363011	
F(1, 14)			9,548286	
P-hodnota(F)			0,007989	

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 30 je graficky znázorněna prognóza počtu žáků opakující ročník na základní škole pomocí lineární trendové funkce.

Obrázek 30 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v tis. osob)



Zdroj: Vlastní zpracování

Na obrázku 31 jsou vypočítané hodnoty prognózy pro vysvětlující proměnnou (počet žáků opakující ročník na základní škole) v programu Gretl.

Obrázek 31 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v tis. osob)

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(14, 0,025) = 2,145$				
Pozorování	PZOpak	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2020	6,08544	0,453492	5,11279 -	7,05808
2021	6,01813	0,462812	5,02550 -	7,01077
2022	5,95083	0,472951	4,93645 -	6,96521

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 32 je odhad parametrů proměnné veřejné výdaje na školství v programu Gretl.

Obrázek 32 Odhad parametrů pro prognózu

```
Model 19: OLS, za použití pozorování 2004-2019 (T = 16)
Závisle proměnná: VVSkol
```

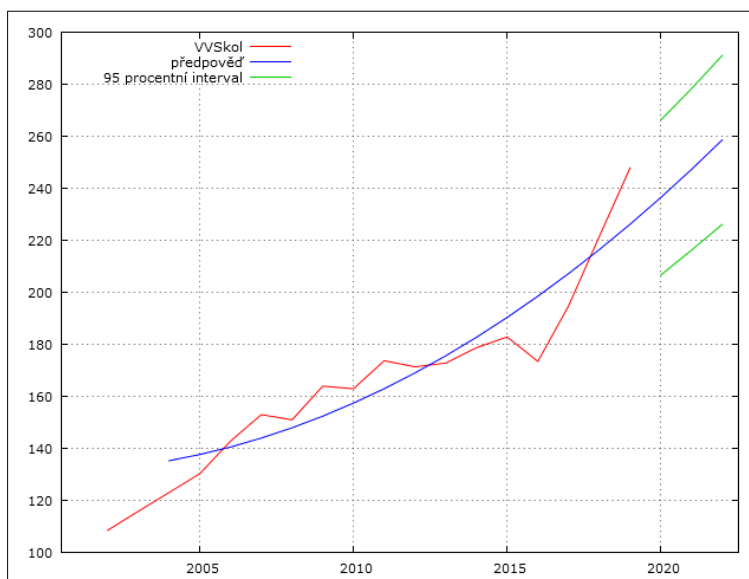
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	131,063	5,12947	25,55	3,80e-013 ***
sq_time	0,263522	0,0273555	9,633	1,48e-07 ***

Střední hodnota závisle proměnné	171,5133
Sm. odchylka závisle proměnné	31,44412
Součet čtverců reziduí	1944,150
Sm. chyba regrese	11,78422
Koeficient determinace	0,868913
Adjustovaný koeficient determinace	0,859550
F(1, 14)	92,79934
P-hodnota(F)	1,48e-07

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 33 je graficky znázorněna prognóza proměnné veřejných výdajů na školství pomocí kvadratické trendové funkce.

Obrázek 33 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v mld. Kč)



Zdroj: Vlastní zpracování

Na obrázku 34 jsou vypočítané hodnoty prognózy pro vysvětlující proměnnou (veřejné výdajů na školství) v programu Gretl.

Obrázek 34 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v mld. Kč)

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(14, 0,025) = 2,145$

Pozorování	VVSkol	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2020	236,472	13,8931	206,674 -	266,269
2021	247,276	14,4707	216,239 -	278,312
2022	258,607	15,1422	226,131 -	291,084

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 35 je odhad parametrů proměnné ceny oběda ve školní jídelně v programu Gretl.

Obrázek 35 Odhad parametrů pro prognózu

Model 7: OLS, za použití pozorování 2004-2019 (T = 16)
Závisle proměnná: OSJid

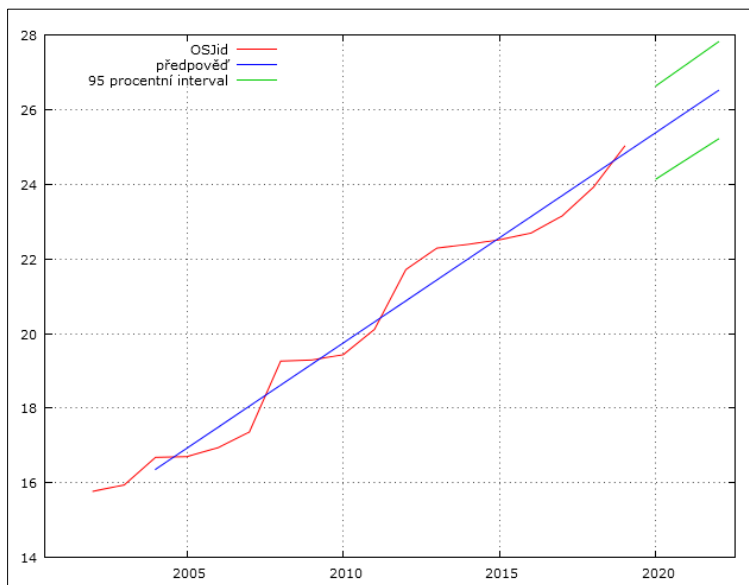
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	14,1021	0,346422	40,71	6,09e-016 ***
time	0,564221	0,0279609	20,18	9,53e-012 ***

Střední hodnota závisle proměnné	20,59062
Sm. odchylka závisle proměnné	2,732016
Součet čtverců reziduí	3,721437
Sm. chyba regrese	0,515574
Koeficient determinace	0,966761
Adjustovaný koeficient determinace	0,964386
F(1, 14)	407,1872
P-hodnota (F)	9,53e-12

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 36 je graficky znázorněna prognóza proměnné funkce ceny oběda ve školní jídelně pomocí lineární trendové funkce.

Obrázek 36 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v Kč)



Zdroj: Vlastní zpracování

Na obrázku 37 jsou vypočítané hodnoty prognózy pro vysvětlující proměnnou (cena oběda ve školní jídelně) v programu Gretl.

Obrázek 37 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (v Kč)

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(14, 0,025) = 2,145$				
Pozorování	OSJid	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2020	25,3865	0,582165	24,1379 -	26,6351
2021	25,9507	0,594129	24,6764 -	27,2250
2022	26,5149	0,607145	25,2127 -	27,8171

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 38 je odhad parametrů proměnné podíl rodin ohrožených chudobou v programu Gretl.

Obrázek 38 Odhad parametrů pro prognózu

```
Model 8: OLS, za použití pozorování 2004-2019 (T = 16)
Závisle proměnná: DOChud

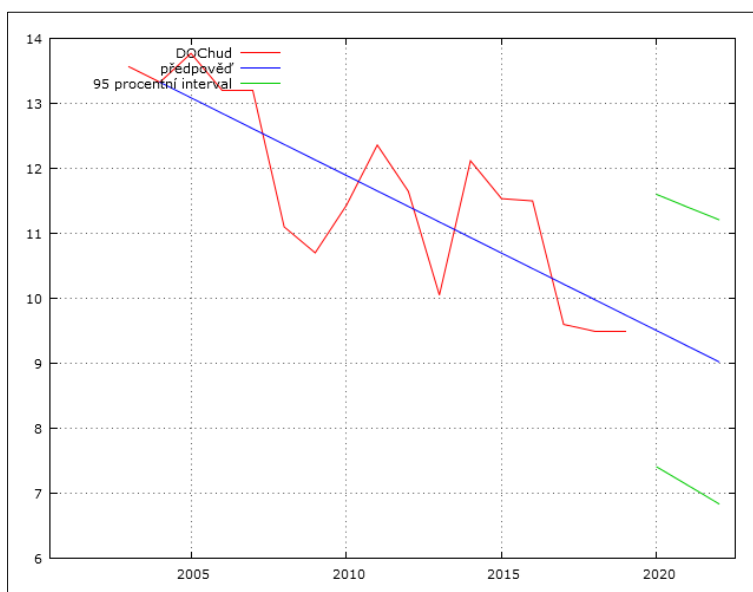
-----
             koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const      14,2814         0,581606    24,56     6,56e-013 ***
time       -0,238965         0,0469434   -5,090    0,0002     ***

Střední hodnota závisle proměnné      11,53329
Sm. odchylka závisle proměnné         1,411973
Součet čtverců reziduí                  10,48955
Sm. chyba regrese                        0,865594
Koeficient determinace                   0,649238
Adjustovaný koeficient determinace       0,624183
F(1, 14)                                 25,91308
P-hodnota (F)                           0,000165
```

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 39 je graficky znázorněna prognóza proměnné podílu domácností ohrožených chudobou pomocí lineární trendové funkce.

Obrázek 39 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (%)



Zdroj: Vlastní zpracování

Na obrázku 40 jsou vypočítané hodnoty prognózy pro vysvětlující proměnnou (podíl domácností ohrožených chudobou) v programu Gretl.

Obrázek 40 Prognóza vysvětlující proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (%)

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(14, 0,025) = 2,145$				
Pozorování	DOChud	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2020	9,50209	0,977394	7,40579 -	11,5984
2021	9,26312	0,997479	7,12374 -	11,4025
2022	9,02416	1,01933	6,83791 -	11,2104

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Výsledné hodnoty jsou vloženy do ekonometrického modelu, čímž je provedena prognóza pro podíl předčasných odchodů ze vzdělávání.

Prognóza vysvětlované proměnné (podílu předčasných odchodů ze vzdělávání) je graficky znázorněna na obrázku 41. Na grafu je vidět prognózovaný výrazný nárůst podílu předčasných odchodů ze vzdělávání. Po roce 2020 se podíl dle prognózy zvýší nad 7,5 %.

Obrázek 41 Prognóza vysvětlované proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022 (%)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Na obrázku 42 jsou vypočteny hodnoty prognózy vysvětlované proměnné pro roky 2020, 2021, a 2022 v programu Gretl.

Obrázek 42 Prognóza vysvětlované proměnné pro roky 2020, 2021 a 2022

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(10, 0,025) = 2,228$					
Pozorování	POVzd	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019	6,7	6,6			
2020		7,3	0,21	6,8 -	7,8
2021		7,6	0,22	7,2 -	8,1
2022		7,8	0,24	7,3 -	8,4

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

V roce 2020 je pro podíl předčasných odchodů ze vzdělávání bodová prognóza 7,3 % s konfidenčním intervalem od 6,8 % do 7,8 %. Pro rok 2021 vyšla hodnota bodové prognózy 7,6 % s konfidenčním intervalem od 7,2 % do 8,1 %. a pro rok 2022 hodnota bodové prognózy 7,8 % s konfidenčním intervalem od 7,3 % do 8,4 %.. Prognóza má rostoucí trend.

4.1.8.4 Simulace

Pomocí simulace, dosažením do modelu, je možné modelovat optimální stav vysvětlované proměnné.

$$POVzd = - 5,05792 + 0,288878 PSCiz_{(t-1)} + 0,705990 PZOpak_t - 0,0363143 VVSkol_t + 0,299389 OSJid_t + 0,146927 DOChud_t + u_t$$

Česká republika se zavázala Evropské unii ve Strategii vzdělávací politiky 2030, že sníží podíl předčasných odchodů ze vzdělávání do roku 2030 pod 5 %. Optimální stav u proměnné podílu se podaří dosáhnout optimálním navýšením například veřejných výdajů na školství. Dosažením do ekonometrického modelu získáme požadovanou hodnotu vysvětlující proměnné.

$$5 = -5,05792 + 0,288878 * 24,026 + 0,705990 * 6,795 - 0,0363143 * VVSkol_t + 0,299389 * 25,02 + 0,146927 * 9,5$$

$$VVSkol_t = 290,9703384$$

Pokud se zvýší veřejné výdaje na 290,970 mld. Kč, pak se sníží podíl předčasných odchodů ze vzdělávání na 5 %, ceteris paribus.

5 Výsledky a diskuse

5.1 Výsledek modelu

5.1.1 Spolehlivost modelu

Spolehlivost modelu je dokázána ekonometrickou, statistickou a ekonomickou verifikací. Ekonometrický model ve statistické verifikaci prokázal významnost všech strukturálních parametrů. Whiteův test prokázal, že nelze zamítnout nulovou hypotézu a v modelu není přítomna heteroskedasticita. Breuch-Gotfreyův test prokázal, že se zamítá nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace reziduí. Test na normalitu reziduí prokázal, že rezidua mají přibližně normální rozdělení. Ve statistické verifikaci na významnost parametrů pomocí t-testu byla prokázána statistická významnost všech jednotlivých parametrů.

5.1.2 Použití modelu

Model prokázal vlivy všech pěti proměnných na předčasné odchody ze vzdělávání. Výpočtem průměrných pružností jednotlivých proměnných dokázal vyjádřit relativní vliv každé proměnné. Nejvyšší vliv prokázala proměnná veřejné výdaje na školství. Druhá nejvyšší je cena oběda ve školní jídelně. Další, v pořadí třetí, je vliv proměnné počet žáků opakujících ročník. V pořadí čtvrtá proměnná mající vliv na předčasný odchod ze vzdělávání je počet studujících cizinců na základních školách. Nejmenší vliv, tedy v pořadí pátá proměnná je podíl domácností ohrožených chudobou.

Dále ekonometrický model lze použít k prognóze ex-ante. V modelu byly odhadnuty hodnoty prognózy pro tři roky a odhadnuté hodnoty se vešly do 95 % konfidenčního intervalu. Průměrná chyba prognózy byla pod 5 %, tedy 4,9 %.

Dalším možným využitím modelu je simulační analýza. Ekonometrický model se pokusil odhadnout, o kolik by se musely navýšit veřejné výdaje na školství, aby podíl předčasných odchodů klesl pod 5 %. Pro snížení předčasných odchodů ze vzdělávání pod 5 %, by se veřejné výdaje musely navýšit o 17,09 %, ceteris paribus.

5.2 Diskuse

V praktické části práce se podařilo prokázat vliv 5 faktorů na předčasné odchody ze vzdělávání. Faktory byly vybrány z teoretické části práce a do modelu vstoupily jako vysvětlující proměnné. Obsahem diskuse bude porovnání teoretické části s výsledky v praktické části.

Do modelu byl po vstupním hodnocení zařazen faktor o počtu studujících cizinců na základních školách. Tento faktor byl vybrán na základě informací ve zprávě Národního ústavu pro vzdělávání z roku 2013, kde je uvedeno, že v sociokulturně znevýhodněném prostředí se nacházejí imigranti a jejich rodiny a dle dělení imigrantů na oprávněné a neoprávněné lze určit míru rizika pro předčasný odchod ze vzdělávání. Další informace jsou na stránkách Magazínu ČSÚ o rostoucím trendu počtu studujících cizinců na školách. S nárůstem počtu cizinců se dá předpokládat zvyšující se zátěž vzdělávacích systémů. Předpoklad v úvodu praktické části po zhodnocení vstupních dat potvrdil, že lineární regresní přímka proměnné počtu studujících cizinců má rostoucí charakter. Po vyhodnocení relativního vlivu tato proměnná vykázala třetí největší vliv na vysvětlovanou proměnnou. Působení počtu studujících cizinců na základní škole na podíl předčasných odchodů ze vzdělávání od roku 2016 výrazně vzrostl a lze pozorovat přibližování k druhé proměnné ceně oběda ve školní jídelně. Pokud roste počet cizinců na školách a zároveň i roste vliv této proměnné, znamená to, že porostou i problémy spojené s počtem studujících cizinců na základních školách. Dá se předpokládat, že v budoucích letech se bude Česká republika s tímto problémem muset vypořádat.

Další zařazený faktor do modelu byl počet žáků opakující ročník. Faktor byl vybrán na základě zprávy OECD z roku 2012. Tento faktor souvisí se špatným prospěchem žáků a studentů, s absencí během školní docházky a s kázeňskými přestupky. Problém s opakováním ročníku může mít za příčinu socioekonomické zázemí žáka a studenta, nebo může opakování ročníku způsobit například nevhodně zvolená škola. V praktické části vstupní data ukazují na celkový pokles. Sklon lineární regresní přímky této proměnné je záporný. V závěru strukturální analýzy je vliv vyhodnocen jako čtvrtý v pořadí z celkového počtu pěti vysvětlujících proměnných. Vliv proměnné počtu žáků opakující ročník na proměnnou předčasné odchody ze vzdělávání od roku 2004 do roku 2016 mírně klesal, od roku 2016 vliv mírně stoupá. Žáci, kteří opakují ročník, sice dostanou šanci napravit špatný

prospěch, zlepšit si absenci, nebo vyřešit kázeňský přestupek, aby tento mechanismus zafungoval, je třeba dosáhnout u těchto žáků změny ve vztahu ke vzdělání.

Faktor veřejné výdaje na školství, který byl rovněž zařazen do modelu, v teoretické části je rozebírán hlavně v části 3.2, kde je zařazen obrázek 3. Ve srovnání výdajů na studenta v zemích OECD (obrázek 3) se v roce 2019 Česká republika pohybovala pod průměrem zemí OECD. Prokázaný vliv veřejných výdajů na předčasné odchody ze vzdělávání je součástí výzkumu popisovaném v části 3.3, který proběhl ve Španělsku v roce 2019. V praktické části ze vstupních dat bylo vyhodnoceno, že veřejné výdaje na vzdělávání do roku 2016 vykazují rostoucí trend, sklon lineární regresní přímky je kladný. V závěrečném vyhodnocení je působení veřejných výdajů na předčasné odchody ze vzdělávání vyhodnoceno jako nejsilnější a jeho vliv výrazně roste. V simulační analýze se proměnná veřejné výdaje na školství použila pro odhad, o kolik by se musely navýšit výdaje na školství, aby podíl předčasných odchodů klesl pod 5 %. Pro snížení předčasných odchodů ze vzdělávání pod 5 %, by se veřejné výdaje musely navýšit minimálně o 290,970 mld. Kč (o 17,09 %), ceteris paribus. K tomuto výsledku se Česká republika zavázala ve Strategii vzdělávací politiky 2030. Do simulace pro ostatní proměnné byly použity údaje z roku 2019. Z toho plyne, že výsledek by se dal považovat za věrohodný pouze pokud by se jednalo o simulaci na příští rok. Pro simulaci na rok 2030 se výsledek nedá považovat za spolehlivý.

Proměnná, která dále vstoupila do modelu, je uvedena v teorii práce v části 3.3.2. Faktor cena oběda ve školní jídelně byl vybrán z oblasti faktorů, které se týkají problému finančně slabých rodin. Na stránkách MPSV je v části věnované fondům evropské pomoci nejchudším osobám uvedeno, že problém s hrazením obědů způsobuje sníženou účast dětí v odpoledních aktivitách, odtržení od kolektivu, a má celkový vliv na zdravé prospívání dětí. Tento faktor souvisí s růstem spotřebitelských cen v závislosti na zdražování potravin. V praktické části data prokázala, že ceny obědů rostou. Lineární regresní přímka má rostoucí trend. Ve vyhodnocení modelu proměnná cena oběda ve školní jídelně prokázal druhý největší vliv a lze pozorovat z grafu (obrázek 24), že vliv proměnné ceny oběda roste mírněji než proměnná počet studujících cizinců, která je zatím na třetím místě. Pokud by se tento vliv týkal pouze problémů s hrazením oběda, jako řešení se nabízí poskytování obědů zdarma dětem z finančně slabých rodin. Dá se však předpokládat, že tato proměnná v modelu zastupuje vliv růstu cen potravin.

Dalším faktorem v modelu je počet rodin ohrožených chudobou. Tento faktor vychází z teoretických podkladů několika zdrojů, například v projektu PROPOS je uvedeno v části 3.3.2, že mezi nejčastější příčiny sociokulturního znevýhodnění patří finanční problémy rodičů, jejich nízké příjmy, nebo dlouhodobá nezaměstnanost rodičů. V praktické části ve vyhodnocení dat proměnná vykazuje dlouhodobý pokles. Lineární regresní přímka má klesající podobu. V závěru vyhodnocení strukturální analýzy modelu se proměnná podíl domácností ohrožených chudobou dostala na poslední místo v působení na předčasné odchody ze vzdělávání. Tato proměnná od roku 2017 zůstává kolem hodnoty 0,2 % vlivu. Tento výsledek je pozitivní. Domácností ohrožených chudobou ubývá.

Vysvětlovaná proměnná předčasné odchody ze vzdělávání je v teoretické části práce zmiňována jako jeden z hlavních ukazatelů pro hodnocení vzdělávacích systémů v zemích OECD. Česká republika dlouhodobě vykazuje nízké hodnoty podílu předčasných odchodů ze vzdělávání. Hodnoty v posledních letech mají však rostoucí tendenci. V praktické části práce vstupní data potvrzují růst lineární regresní přímky. V závěru vyhodnocení modelu jsou prognózou vymodelovány hodnoty pro roky 2020, 2021 a 2022. Výsledek prognózy je další výraznější růst proměnné. Bodová prognóza pro podíl předčasných odchodů v roce 2022 má hodnotu 7,8 %, což je nárůst o 1,1 % od roku 2019 a není to příznivý vývoj. Závazek České republiky ve Strategii vzdělávací politiky 2030, že sníží podíl předčasných odchodů ze vzdělávání do roku 2030 pod 5 %, půjde naplnit jen stěží.

6 Závěr

V diplomové práci se podařilo v teoretické části vysvětlit pojem rovnost ve společnosti, přiblížit problém chudoby, objasnit, co je obsahem rovných příležitostí a rovných šancí na vzdělávání, a blíže představit problémy ekonomických dopadů na předčasné ukončení vzdělávání. Práce dokázala z dostupných zdrojů zmapovat faktory, které ovlivňují předčasné odchody ze vzdělávání.

V praktické části se podařilo zvolit pět faktorů, které ovlivňují podíl předčasných odchodů ze vzdělávání, jelikož se u nich prokázala statistická významnost. Faktory, které byly vybrány jsou: počet studujících cizinců na základní škole, počet žáků opakující ročník na základní škole, veřejné výdaje na školství, cena oběda ve školní jídelně, podíl domácností ohrožených chudobou. Sestavený ekonometrický model se podařilo ověřit ekonometrickou, statistickou i ekonomickou verifikací a proběhla aplikace modelu strukturální analýzou, dále byly odhadnuty prognózy a simulace.

Výsledkem práce ve strukturální analýze je zjištění, že největší vliv na předčasné odchody ze vzdělávání mají veřejné výdaje na školství. Další v pořadí je cena oběda ve školní jídelně, následuje počet studujících cizinců na základní škole. Čtvrtý v pořadí je počet žáků opakující ročník na základní škole a poslední v pořadí je podíl domácností ohrožených chudobou.

Prognózou se podařilo provést bodový i intervalový odhad podílu předčasných odchodů ze vzdělávání na 3 budoucí roky. Hodnoty se vešly do 95 % konfidenčního intervalu. Hodnoty pro roky 2020, 2021 a 2022 u vysvětlované proměnné vykazují výrazný nárůst. Bodová prognóza pro podíl předčasných odchodů v roce 2022 má hodnotu 7,8 %, což je nárůst o 1,1 % od roku 2019 a není to příznivý vývoj.

Simulační analýza byla provedena na základě závazku České republiky do roku 2030. Česká republika se zavázala, že sníží podíl předčasných odchodů ze vzdělávání pod 5 %. Snížení podílu předčasných odchodů ze vzdělávání bylo v simulační analýze provedeno optimálním navýšením veřejných výdajů. Výsledkem je, že pokud se zvýší veřejné výdaje nad 290,970 mld. Kč, pak se sníží podíl předčasných odchodů pod 5 %, ceteris paribus. Veřejné výdaje na školství by se musely do roku 2030 navýšit minimálně o 17,09 %. Vzhledem k příliš dlouhému období simulace, se výsledek nedá považovat za spolehlivý.

7 Seznam použitých zdrojů

ASZ. *Finanční dopady předčasných odchodů ze vzdělávání pro stát a jednotlivce*. 2018. [online] (PDF). [cit. 2020-11-14]. Dostupné z: https://www.socialni-zaclenovani.cz/dokument/financni_dopady_predcasnych_odchodu-pdf/

ASZ. *Změny v dávkách na bydlení školní docházku nezlepší. Neřeší ani předčasné odchody ze vzdělávání, uvádí analýza*. 2020. [online]. [cit. 2020-11-27]. Dostupné z: <https://www.socialni-zaclenovani.cz/zmeny-v-davkach-na-bydleni-skolni-dochazku-nezlepsi-neresi-ani-predcasne-odchody-ze-vzdelavani-uvadi-analyza/>

ATKINSON, Anthony B. *Ekonomika nerovnosti*. I. zveřejnění. Brno: Albatros Media a. s., 2016. 374s. E-kniha. ISBN e-knihy 978-80-265-0511-2.

BAYÓN-CALVO, Siro, CORRALES-HERRERO, Helena, DE WITTE, Kristof. 2020. *Assessing Regional Performance against Early School Leaving in Spain*. *International Journal of Educational Research* 99: 101515.

BORGNA, Camilla, STRUFFOLINO, Emanuela. 2017. *Pushed or Pulled? Girls and Boys Facing Early School Leaving Risk in Italy*. *Social Science Research* 61: 298–313.

ČNR. *Usnesení předsednictva České národní rady ze dne 28. prosince 1992*. č. 2/1993 Sb. Listina základních práv a svobod. Sbírká zákonů, ročník 1993. částka 1, 17 s.

ČŠI. *Rovnost a kvalita ve vzdělávání. Výtah ze Zprávy OECD*. 2012. [online]. [cit. 2020-08-20]. Dostupné z: https://www.csicr.cz/getattachment/Prave-menu/Mezinarodni-setreni/Prekonavani-skolního-neuspechu-v-CR/Prekonavani-skolního-neuspechu-seznam-clanku/Vytah-ze-Zpravy-OECD/Vytah_ze_zpravy_OECD.pdf

ČSÚ. *Česká republika od roku 1989 v číslech*. 2020. [online]. [cit. 2020-11-20]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/ceska-republika-od-roku-1989-v-cislech-aktualizovano-2882020#03>

EUROSTAT. *Předčasně ukončené vzdělávání a odborná příprava v %: celková populace ve věku 18–24 let*. 2020. [online]. [cit. 2020-08-20]. Dostupné z: https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&plugin=1&language=en&pcode=t2020_40.

LORENZ, Max O. *Methods of Measuring the Concentration of Wealth*. *Publications of the American Statistical Association*. Jun., 1905, Vol. 9, No. 70 (Jun., 1905), pp. 209-219.

KLEŇHOVÁ, Michaela. *Cizinci vzdělávající se na českých školách*. Magazín Českého statistického úřadu. 2016. [online]. [cit. 2020-11-26]. Dostupné z: <https://www.statistikaamy.cz/2016/02/22/cizinci-vzdelavajici-se-na-ceskych-skolach/#>

KREBS, V. a kol. *Sociální politika*. 4. vyd. Praha: ASPI, a. s., 2007. 504 s. ISBN 978-80-7357-276-1

MATĚJŮ, P., STRAKOVÁ, J., VESELÝ, A. *Nerovnosti ve vzdělávání: od měření k řešení*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON), 2010. ISBN 978-80-7419-032-2.

MATĚJŮ, Petr, VLACHOVÁ, Klára, *Nerovnost, spravedlnost, politika*. Vydání první. Praha: Sociologické nakladatelství, 2000. 402s. Studie. ISBN 80-85850-82-6.

MPSV. *Fond evropské pomoci nejchudším osobám v základních dokumentech 2020*. [online]. [cit. 2020-11-26]. Dostupné z: <https://www.mpsv.cz/web/cz/zakladni-dokumenty>

MŠMT. *Hlavní směry vzdělávací politiky ČR 2030*. 2019. [online] (PDF). [cit. 2020-10-24] Dostupné z: <https://www.msmt.cz/file/51582/>.

MŠMT. *Pisa in focus. 2020*. [online]. [cit. 2020-11-12]. Dostupné z: <https://www.msmt.cz/vzdelavani/skolstvi-v-cr/statistika-skolstvi/pisa-in-focus-1>

MZV. *Základní informace o OECD*. 2020. [online]. [cit. 2020-11-12]. Dostupné z: https://www.mzv.cz/oecd.paris/cz/zakladni_informace_o_oecd/index.html

Národní ústav pro vzdělávání. *Zpráva o předčasných odchodech ze vzdělávání. Přehled opatření a příklady dobrých praxí v zahraničí a v ČR*. Jiří Tillner. 57 stran. NÚV 2013. [online] (PDF). [cit. 2020-11-14]. Dostupné z: <http://www.nuv.cz/vystupy/predcasne-odchody>.

OECD. *Equity and Quality in Education: Supporting Disadvantaged Students and Schools*, OECD Publishing. 2012 [online]. [cit. 2020-11-26]. Dostupné z: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264130852-en>.

OECD. *Income inequality*. 2020. [online]. [cit. 2020-11-26]. Dostupné z: <https://data.oecd.org/inequality/income-inequality.htm>

OECD. *Perceptions of government effectiveness and fairness*. Society at a Glance 2019: OECD Social Indicators, OECD Publishing, Paris, 2019. [online]. [cit. 2020-11-26]. Dostupné z: <https://doi.org/10.1787/2521b9eb-en>.

OSN. *Cíle udržitelného rozvoje (SDGs)*. 2020. [online]. [cit. 2020-11-10]. Dostupné z: <https://www.osn.cz/osn/hlavni-temata/sdgs/>.

OSN. *Všeobecná deklarace lidských práv*. 1948. [online] (PDF). [cit. 2020-10-24]. Dostupné z: <https://www.osn.cz/wp-content/uploads/vseobecna-deklarace-lidskych-prav.pdf>.

ROGERSON, Peter A. 2013. *The Gini coefficient of inequality: a new interpretation*. Lett Spat Resour Sci. 6: 109-120.

ÚV ČR. *Strategický rámec Česká republika 2030*. Úřad vlády České republiky. 2017. ISBN 978-80-7440-188-6

VACEK, J., PACNEROVÁ, H., MENCLOVÁ, M. *Příčiny předčasných odchodů ze středního školního vzdělávání u žáků ze sociokulturně znevýhodněného prostředí, průzkum pro projekt PROPOS*. Praha: Centrum adiktologie a IPPP. 2008. [online] (PDF). [cit. 2020-11-14]. Dostupné z: http://www.nuv.cz/uploads/rovne_prilezitosti_ve_vzdelavani/studie/vyzkumna_zprava_pre-dcasne_odchody.pdf

Vláda ČR. *Strategie Evropa 2020*. 2020. [online]. [cit. 2020-11-12]. Dostupné z: <https://www.vlada.cz/cz/evropske-zalezitosti/evropske-politiky/strategie-evropa-2020/strategie-evropa-2020-78695/>.

WERFHORST, Herman G. 2018. *Early tracking and socioeconomic inequality in academic achievement: Studying reforms in nine countries*. *Research in Social Stratification and Mobility* 58. 22-32.

World Bank. *Gini index*. 2020. [online]. [cit. 2020-11-01]. Dostupné z: https://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI?end=2018&most_recent_year_desc=false&start=2018&view=map.

8 Přílohy

Příloha č. 1 Podkladová data včetně nepoužitých

Příloha č. 2 Podkladová data použítá v modelu