



TECHNICKÁ UNIVERZITA V LIBERCI
Ekonomická fakulta



Determinanty růstu produktivity práce v evropských zemích: příležitosti pro české podniky

Diplomová práce

Studijní program: N6208 – Ekonomika a management

Studijní obor: 6208T085 – Podniková ekonomika

Autor práce: **Bc. Benny Kobosil**

Vedoucí práce: Ing. Aleš Kocourek, Ph.D.





Zadání diplomové práce (projektu, uměleckého díla, uměleckého výkonu)

Jméno a příjmení: **Bc. Benny Kobosil, M.Sc.**
Osobní číslo: E16000320
Studijní program: N6208 Ekonomika a management
Studijní obor: N6208T085 – Podniková ekonomika
Zadávající katedra: katedra ekonomie
Vedoucí práce: Ing. Aleš Kocourek, Ph.D.
Konzultant práce: prof. Ing. Jiří Fárek, CSc.
Technická univerzita v Liberci, katedra ekonomie

Název práce: **Determinanty růstu produktivity práce v evropských zemích:
příležitosti pro české podniky**

Zásady pro vypracování:

1. Stanovení cílů a formulace výzkumných otázek.
2. Teoretické přístupy ke zvyšování produktivity práce.
3. Charakteristika vybraných indikátorů, jejich definice, význam a měření.
4. Analýza determinantů produktivity práce v evropských zemích.
5. Komparativní analýza postavení českého hospodářství v Evropě.
6. Formulace závěrů a zhodnocení výzkumných otázek.

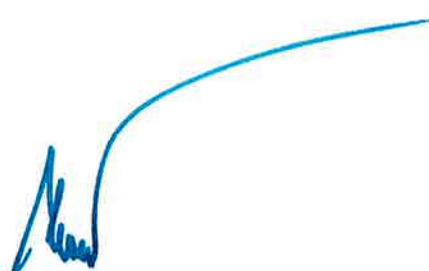
Seznam odborné literatury:

- AGHION, Philippe. 2008. *The Economics of Growth*. Cambridge, MA, USA: MIT Press. ISBN 978-0-262-0126-38.
- BERGEAUD, Antonin, Gilbert CETTE a Rémy LECAT. 2015. Productivity Trends in Advanced Countries Between 1890 and 2012. *The Review of Income and Wealth*. **62**(3): 420-444. ISSN 1475-4991.
- ISLAM, Nazrul. 2008. Determinants of Productivity Across Countries: An Exploratory Analysis. *The Journal of Developing Areas*. 2008, **42**(1): 201-242. ISSN 0022-037X.
- LOVRIĆ, Ljiljana. 2012. Information-Communication Technology Impact on Labor Productivity Growth of EU Developing Countries. *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci: časopis za ekonomsku teoriju i praksu*. **30**(2): 223-245. ISSN 1331-8004.
- PETERSEN, Trond, Vemund SNARTLAND a Eva, M. MILGROM. 2007. Are Female Workers Less Productive Than Male Workers? *Research in Social Stratification and Mobility*. **25**(1): 13-37. ISSN 1878-5654.
- WEIL, David. 2012. *Economic Growth*. 3rd ed. Oxford, UK: Routledge. ISBN 978-0-321-7957-31.
- PROQUEST. 2017. *Databáze článků ProQuest* [online]. Ann Arbor, MI, USA: ProQuest. [cit. 2017-09-28]. Dostupné z: <http://knihovna.tul.cz/>

Rozsah práce: 65 normostran
Forma zpracování: tištěná / elektronická
Datum zadání práce: 31. října 2017
Datum odevzdání práce: 31. srpna 2019


prof. Ing. Miroslav Žižka, Ph.D.
děkan Ekonomické fakulty




prof. Ing. Jiří Kraft, CSc.
vedoucí katedry

V Liberci dne 31. října 2017

Prohlášení

Byl jsem seznámen s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., o právu autorském, zejména § 60 – školní dílo.

Beru na vědomí, že Technická univerzita v Liberci (TUL) nezasahuje do mých autorských práv užitím mé diplomové práce pro vnitřní potřebu TUL.

Užiji-li diplomovou práci nebo poskytnu-li licenci k jejímu využití, jsem si vědom povinnosti informovat o této skutečnosti TUL; v tomto případě má TUL právo ode mne požadovat úhradu nákladů, které vynaložila na vytvoření díla, až do jejich skutečné výše.

Diplomovou práci jsem vypracoval samostatně s použitím uvedené literatury a na základě konzultací s vedoucím mé diplomové práce a konzultantem.

Současně čestně prohlašuji, že tištěná verze práce se shoduje s elektronickou verzí, vloženou do IS STAG.

Datum:

Podpis:

Determinanty růstu produktivity práce v evropských zemích: příležitosti pro české podniky

Anotace

Vzhledem ke zpomalujícímu růstu produktivity v posledních letech roste tlak na hledání klíčových faktorů ovlivňujících produktivitu. Cílem této práce je tak identifikovat, které z předem zvolených determinantů se významně podílí na růstu produktivity ve vybraných evropských zemích a jejichž prostřednictvím lze tedy pravděpodobně stimulovat také výkonnost českých podniků. V teoretické části byly představeny hlavní názorové proudy týkající se produktivity jak na makroekonomické, tak na mikroekonomické úrovni. Na základě této literární rešerše bylo zvoleno sedm determinantů, které by mohly produktivitu významně ovlivňovat. Ke sledování vztahu zvolených determinantů a produktivity byly použity jednoduché a vícenásobné regresní analýzy. V průběhu výpočtů byla též porovnána vhodnost využití hodinové produktivity s využitím produktivity roční. Na základě identifikování faktorů, které vykazaly statisticky významnou vazbu s produktivitou, byla po aplikaci ekonomických poznatků z teoretické části vyvozena doporučení pro české při jejich snaze o zvyšování produktivity.

Klíčová slova

determinanty produktivity, produktivita práce, vícenásobná regrese, kapitálová intenzita, výzkum a vývoj

Determinants of Labor Productivity Growth in European Countries: Opportunities for Czech Businesses

Annotation

Due to productivity growth slowing down in last years, a pressure on identifying key factors influencing productivity growth is growing. Aim of this work is therefore to identify which of pre-selected determinants are significantly participating in productivity growth among chosen European countries and through which performance of Czech businesses can be stimulated. In theoretical part, mainstream economic trends regarding productivity were introduced on both macroeconomic and microeconomic levels. Based on the literature review, seven determinants were chosen, which could be significantly influencing the productivity. To observe the relationship between chosen determinants and productivity, single and multiple regression analyzes were used. In the course of the calculations, suitability of hourly productivity and yearly productivity was compared. Based on identified factors, which showed statistically significant relationship with productivity, recommendations for Czech businesses in their pursuit of higher productivity were deducted based on economic knowledge from the teoretical part.

Key Words

determinants of productivity, labor productivity, multiple regression, capital intensity, research and development

Obsah

Seznam zkratek.....	8
Seznam tabulek.....	10
Seznam obrázků.....	11
Úvod	13
1. Teoretická část.....	15
1.1 Teoretická fundace.....	15
1.2 Empirické poznatky z průřezových analýz.....	16
1.3 Empirické poznatky z analýz časových řad a panelových studií	20
2. Metodická část	28
2.1 Volba proměnných	28
2.2 Zdroje dat	33
2.3 Ekonomický model.....	34
3. Aplikační část.....	37
3.1 Jednoduché regrese (korelace).....	37
3.1.1 Jednoduché regrese s použitím roční produktivity	37
3.1.2 Jednoduché regrese s použitím hodinové produktivity	42
3.2 Vícenásobná regrese.....	43
3.2.1 Vícenásobná regrese s použitím roční produktivity	43
3.2.2 Vícenásobná regrese s použitím hodinové produktivity.....	47
3.3 Vícenásobná regrese při hladině významnosti 15 %	49
3.3.1 Vícenásobná regrese s použitím hodinové produktivity.....	50
3.3.2 Vícenásobná regrese s použitím roční produktivity	52
3.4 Vícenásobná regrese při hladině významnosti 5 %	55
3.4.1 Vícenásobná regrese s použitím hodinové produktivity.....	55
3.4.2 Vícenásobná regrese s použitím roční produktivity	57
3.5 Vyhodnocení výsledků	58
Závěr	62
Seznam použité literatury	65
Seznam příloh	77

Seznam zkratek

2IR	Druhá průmyslová revoluce (<i>Second Industrial Revolution</i>)
4IR	Čtvrtá průmyslová revoluce (<i>Fourth Industrial Revolution</i>)
BLUE	Nejlepší lineární nestranný odhad (<i>Best Linear Unbiased Estimate</i>)
CSIR	Rada vědeckého a průmyslového výzkumu (<i>Council of Scientific and Industrial Research</i>)
DélŽ	Délka života
DW test	Durbin-Watsonův test
EPO	Evropský patentový úřad (<i>European Patent Office</i>)
FDI	Přímé zahraniční investice (<i>Foreign Direct Investment</i>)
GDP	Hrubý domácí produkt (<i>Gross Domestic Product</i>)
HDP	Hrubý domácí produkt
ICT	Informační a komunikační technologie (<i>Information and Communication Technologies</i>)
KZ	Kapitálová zásoba
MPO	Ministerstvo průmyslu a obchodu
MRA	Vícenásobná regresní analýza (<i>Multiple Regression Analysis</i>)
MSP	Malé a střední podniky
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (<i>Organisation for Economic Co-operation and Development</i>)
OLS	Metoda nejmenších čtverců (<i>Ordinary Least Squares</i>)
P	Patenty
PPP	Parita kupní síly (<i>Purchasing Power Parity</i>)
PracD	Pracovní doba
PrůmT	Průměrná teplota
R&D	Výzkum a vývoj (<i>Research and Development</i>)

SMEs	Malé a střední podniky (<i>Small and medium-sized enterprises</i>)
TFP	Souhrnná produktivita výrobních faktorů (<i>Total Factor Productivity</i>)
THP	Technicko-hospodářský pracovník
UK	Spojené království Velké Británie a Severního Irska (<i>United Kingdom of Great Britain and Northern Ireland</i>)
USD	Americký dolar (<i>United States Dollar</i>)
VyšVzd	Vyšší vzdělání
ZamŽ	Zaměstnané ženy

Seznam tabulek

Tabulka 1: Přehled používaných proměnných s jejich výpočtem.....	29
Tabulka 2: Přehled jednoduchých regresí s roční produktivitou.....	38
Tabulka 3: Přehled jednoduchých regresí s hodinovou produktivitou.....	42
Tabulka 4: Přehled vícenásobné regrese s použitím roční produktivity	44
Tabulka 5: Přehled vícenásobné regrese s použitím hodinové produktivity.....	47
Tabulka 6: Přehled vícenásobné při 15 % hladině významnosti s použitím hodinové produktivity	50
Tabulka 7: Přehled vícenásobné při 15 % hladině významnosti s použitím roční produktivity	53
Tabulka 8: Přehled vícenásobné při 5 % hladině významnosti s použitím hodinové produktivity	55
Tabulka 9: Přehled vícenásobné při 5% hladině významnosti s použitím roční produktivity	57

Seznam obrázků

Obrázek 1: Grafické znázornění produktivity a odpracovaných hodin.....	31
Obrázek 2: Hodnocení Durbin-Watsonova testu.....	36
Obrázek 3: Graf statistického odhadu a skutečné roční produktivity.....	46
Obrázek 5: Graf statistického odhadu a skutečné hodinové produktivity	49
Obrázek 6: Graf statistického odhadu a skutečné hodinové produktivity při hladině významnosti 15 %	52
Obrázek 7: Graf statistického odhadu a skutečné roční produktivity při hladině významnosti 15 %	54
Obrázek 8: Graf statistického odhadu a skutečné hodinové produktivity při hladině významnosti 5 %	56
Obrázek 9: Graf statistického odhadu a skutečné roční produktivity při hladině významnosti 5 %	58
Obrázek 10: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Zaměstnané ženy	78
Obrázek 11: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Patenty	79
Obrázek 12: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Pracovní doba	79
Obrázek 13: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Vyšší vzdělání.....	80
Obrázek 14: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Teplota	80
Obrázek 15: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Délka života	81
Obrázek 16: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Kapitálová zásoba.....	81
Obrázek 17: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Zaměstnané ženy.....	82
Obrázek 18: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Patenty.....	83
Obrázek 19: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Pracovní doba.....	83
Obrázek 20: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Vyšší vzdělání	84
Obrázek 21: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Teplota	84
Obrázek 22: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Délka života	85
Obrázek 23: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Kapitálová zásoba	85
Obrázek 24: Graf proměnných Patenty a Zaměstnané ženy pro vizuální test multikolinearity	86
Obrázek 25: Graf proměnných Teplota a Pracovní doba pro vizuální test multikolinearity	87

Obrázek 26: Graf proměnných Vyšší vzdělání a Patenty pro vizuální test	
multikolinearity	87
Obrázek 27: Graf proměnných Délka života a Vyšší vzdělání pro vizuální test	
multikolinearity	88
Obrázek 28: Graf proměnných Vyšší vzdělání a Zaměstnané ženy pro vizuální test	
multikolinearity	88
Obrázek 29: Graf proměnných Délka života a Pracovní doba pro vizuální test	
multikolinearity	89

Úvod

V dnešní, rychle se měnící době, kdy se státy a jejich vlády snaží především zlepšit kvalitu života svých obyvatel, se produktivita stala zásadním instrumentem pro dosažení takového cíle. Determinanty produktivity je proto třeba zkoumat tak, aby země byly schopny zacílit své úsilí na ty oblasti, které produktivitu, a tím i životní úroveň, zvýší.

V posledních dekáдах růst produktivity zpomalil, a to především v rozvinutých společnostech. Například v těch, které jsou členy Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (anglicky Organisation for Economic Co-operation and Development, dále též OECD), se snížil růst produktivity z 3,9 % v roce 1985 na 2,5 % v roce 2016; World Bank, 2018a), což způsobuje jistou frustraci ve společnosti (Porter, et al., 2016, Weldon, 2016), a ještě více zdůrazňuje potřebu analyzovat faktory, které růst produktivity ovlivňují. V rozvinutých zemích je také vyvíjena jistá forma tlaku na politiky, neboť stagnující nebo jen velmi pomalu rostoucí produktivita ovlivňuje životní úroveň skrze reálné příjmy obyvatel, což lze pozorovat a hodnotit i z pozice laické veřejnosti. I přesto, že vyšší životní úroveň není určována výhradně vyšší produktivitou, zdá se být tím nejjednodušejí dosažitelným cílem, neboť rozvoj ostatních faktorů produkce se ve vyspělém světě jeví jako mnohem komplexnější alternativa.

Cílem této práce je identifikovat, které z determinantů zvolených na základě ekonomické teorie a dosavadních empirických studií se významně podílí na růstu produktivity ve vybraných evropských zemích a jejichž prostřednictvím lze tedy pravděpodobně stimulovat také výkonnost českých podniků.

Klíčové při řešení tohoto cíle se jeví ověření následující výzkumné otázky: Předem zvolené determinanty statisticky významně ovlivňují růst produktivity. Lze tedy předpokládat, že zvýšenou podporou těch oblastí, které jsou reprezentovány zvolenými determinanty, dojde k intenzivnějšímu růstu produktivity na národní (makroekonomické) i podnikové (mikroekonomické) úrovni.

V této práci je použita regresní analýza pro zkoumání předem zvolených faktorů, u kterých lze předpokládat, že významně ovlivňují produktivitu v evropských zemích. Ty byly vybrány především na základě ekonomické teorie, dosavadní odborné literatury

a empirických studií světových výzkumníků. Po určení vhodných faktorů je vypočítán odhad jejich vlivu na produktivitu pomocí regrese průřezových dat metodou nejmenších čtverců (anglicky Ordinary Least Square, též OLS metoda). Pomocí tohoto nástroje lze identifikovat ty regresory, které skutečně statisticky významný vliv na produktivitu vykazují. Regrese je nejprve provedena pro každý determinant zvlášť (jednoduchá regrese), poté dohromady v rámci jedné (vícenásobné) regrese. Nadbytečné faktory, které nebyly schopny se projevit jako statisticky dostatečně významné, jsou poté odebrány tak, aby byl vliv statisticky významných faktorů očištěn o nadbytečné nebo méně relevantní vlivy.

V rámci identifikace statisticky významných determinantů je též testována samotná produktivita, resp. způsob jejího měření. Pomocí tohoto testu bude možné identifikovat, zda je vhodnější měřit produktivitu hodinovou či roční, což je užitečné především při vyvozování doporučení pro management podniků.

Na základě identifikování relevantních faktorů jsou vyvozeny a diskutovány možné ekonomické a politické důsledky, což může být přínosem odborné obci při hledání způsobů stimulace růstu produktivity. Díky této studii tak budou ještě lépe schopni identifikovat klíčové oblasti pro rozvoj a podporu ve své snaze zvýšit bohatství a kvalitu života právě skrze produktivitu.

1. Teoretická část

V této části diplomové práce se čtenář seznámí s ekonomickou teorií, ze které vychází aplikační část. Rovněž zde budou stručně shrnuty dosavadní závěry odborníků, na nichž tato práce staví nebo jež se zabývají stejnou problematikou, ať už se výsledky jejich analýz shodují s těmi realizovanými v aplikační části nebo nikoli. Přínos pro čtenáře není pouze ve formě doplnění a ospravedlnění praktických závěrů, ale může sloužit i jako užitečné shrnutí dosavadních výsledků výzkumníků při cestě za lepšími zítřky skrze růst produktivity.

1.1 Teoretická fundace

Koncept produktivity práce je poměrně jednoduchý: je chápána jako reálný výstup na jednu jednotku práce. Souhrnná produktivita faktorů (anglicky: total factor productivity; dále také TFP) je související koncept, který je definován jako reálný výstup na jednotku všech vstupů, což prakticky reprezentuje celkovou efektivitu, se kterou jsou vstupy přeměňovány na výstupy. TFP je často chápána jako úroveň technologie, protože produktivita roste s technologickým pokrokem. Toto tvrzení je v zásadě správné, ale TFP obsahuje také vliv jiných faktorů než pouze technologie, jako například přemísťování zdrojů, úspory z rozsahu, techniky managementu, všeobecné znalosti aj. (Steindl et al., 2001). Někteří zaměňují růst produktivity za růst výstupu, jenže v dlouhém období mohou např. demografické faktory (růst populace) ovlivnit vstup práce, což by mělo dopad na velikost výstupu bez zvýšení produktivity.

Produktivita práce rostla poměrně prudce v 50. a 60. letech 20. století, v období často nazývaném „zlatý věk“. Tento prudký růst byl znatelný především v USA a západní Evropě, která přijala Plán evropské obnovy¹ (známý také jako Marshallův plán). Ruku v ruce se

¹ Plán evropské obnovy, známý také jako Marshallův plán byla iniciativa USA, která měla za úkol ekonomicky pomoci evropským zemím, zdevastovaným druhou světovou válkou, především modernizací průmyslu, odstraněním obchodních bariér a snahou o zastavení rozmachu komunismu. Spojené státy na tuto iniciativu vynaložily téměř 12 miliard dolarů (jejichž hodnota by dnes byla mnohonásobná). Země východního bloku byly pod nátlakem SSSR nuceny tuto nabídku odmítnout, což se významně projevilo v jejich dalším ekonomickém vývoji. Rozdíly mezi zeměmi, které pomoc přijaly, a těmi, které jí nepřijaly, jsou patrné dodnes (BPA, 2018; Michálek, 2007).

zvýšením vstupů v ekonomikách zemí západní Evropy rostl výstup ještě rychleji právě díky růstu produktivity práce i souhrnné produktivity (Carew, 1987).

Nordhaus (1996) analyzoval zpomalení růstu produktivity v 70. letech 20. století, které bylo nejvýraznější od konce 2. světové války. Průmyslovými odvětvími s nejvýznamnějším zpomalením byla motorová vozidla, jejich opravy, letecká doprava a těžba ropy a plynu – všechna hluboce zasažena energetickou krizí v 70. letech.

Rozdíl mezi růstem produktivity a růstem výstupu byl zmíněn v práci Steindela et al. (2001), kteří odůvodnili zlepšení agregátního výkonu v 90. letech především pokrokem v high-tech sektoru. Přesto, že rychlejší růst produktivity v tomto sektoru se jistě významně podílel na agregátním růstu výstupů, významné investice do tohoto sektoru z ostatních sektorů byly pro růst výstupů neméně důležité. Podle jejich závěrů tedy bylo zvýšení produktivity ovlivněno především high-tech sektorem, ten nicméně nebyl jediným faktorem.

Především pro její snadné výkaznictví a jednoduchou aplikovatelnost je produktivita velmi široce zkoumaným tématem jak v teoretické, tak i v empirické ekonomii. Empirické studie často používají ekonometrické nástroje k analýze determinantů produktivity; používají jak časové řady (anglicky time-series), tak průřezová data (anglicky cross-sectional data). Hlavní zjištění v této oblasti jsou rešeršovány v následujících podkapitolách.

1.2 Empirické poznatky z průřezových analýz

Nástroje pro zkoumání průřezových dat používají data zjištěná pro konkrétní okamžik v čase. Nevyžadují dlouhé období, což vylučuje potíže spojené s konzistencí dat v delším časovém úseku. Výstup ale nemůže být používán pro vyhodnocování chování v průběhu několika období a také zvolená doba se může vymykat dlouhodobějšímu průměru a výsledky tak nemusí být reprezentativní (Studenmund, 2014).

Hall et al. (1996) analyzovali determinanty produktivity ve 118 zemích. Podle jejich zjištění je produktivita relativně vysoká v zemích, které preferují nejen produkci před alternativními metodami obohacení (krádeže, znárodňování atd.), ale také jsou otevřeny mezinárodnímu obchodu, umožňují soukromé vlastnictví, mluví se v nich světovým jazykem a jsou

v mírných podnebných pásmech. Tyto empirické závěry jsou v souladu s teorií *laissez-faire*² a teorií absolutní a komparativní výhody představené A. Smithem (1776), resp. D. Ricardem (1817).

Islam (1995) nejprve odhadl relativní produktivitu v 96 státech v období 1960-1985 s důrazem na konvergenci. Závěry této práce později použil Islam (2008) jako část svého dvoufázového přístupu. Zdůrazňuje nutnost rozlišovat proměnné, které ovlivňují produktivitu v závislosti na tom, z jaké teorie vycházejí. Dle jeho názoru se totiž mnozí výzkumníci soustředí pouze na jistou skupinu determinantů a opomíjejí tak celkový obraz. Z tohoto důvodu rozdělil determinanty do čtyř základních kategorií: Ekonomické faktory, jako například otevřenost ekonomiky nebo velikost vlády země; Instituce, jako například typ právního a politického systému; Sociální základ, který je reprezentován například vírou nebo etnickou strukturou země; a Fyzický základ, čímž se myslí klima nebo geografická poloha země. Podle Islama (2008) je nezbytné rozlišovat, zda proměnné ovlivňují produktivitu přímo nebo pouze jako prostředník v komplexnějším procesu, což může v některých případech být poměrně složité, protože některé proměnné ovlivňují produktivitu ve stejnou chvíli zároveň přímo i nepřímo. Pomocí dvoufázové sekvenční metody, která mimo jiné zohledňuje kauzalitu³, nejprve vyčíslil odhady produktivity a poté tyto odhady analyzoval. Klíčovou výhodou tohoto přístupu je objasnění páky pro dosažení růstu produktivity (jak přímo, tak i nepřímo skrze jiné faktory), kde možnosti pro zákonodárce ke zvýšení produktivity mohou být ekonomického, sociálního nebo politického charakteru. Závěry jeho práce naznačují, že sociální základ má významný přímý vliv na produktivitu, stejně jako instituce a ekonomické faktory. Autor sice přiznává, že vliv fyzického základu je především nepřímý skrze instituce, ale také připouští, že fyzický základ má stále i nevelký přímý efekt.

Tento názor ale není sdílen všemi odborníky. Mnozí tvrdí, že geografie (neboli fyzický základ) ovlivňuje v dnešní době produktivitu výhradně skrze instituce, protože hranice států

² Laissez-faire lze z francouzštiny přeložit jako „nechte činit“. Je to heslo používané v klasickém liberalismu pro ekonomickou zásadu, že stát nemá zasahovat do hospodářství, ani se ho nijak nemá pokoušet řídit, má pouze vytvářet vhodné podmínky a dohlížet na bezpečí subjektů.

³ Kauzalita neboli příčinnost označuje vztah, kdy jeden jev ovlivní jiný a *příčiní* se tak k jistému účinku. V tomto kontextu zjednodušeně řečeno Islam identifikoval, co a jakým způsobem ovlivňuje produktivitu – co a jakým způsobem se *příčiní* o růst produktivity.

jsou určené a v posledních dekáдах se nijak výrazně neměnily (Easterly et al., 2002; Acemoglu et al., 2001). Jiní připisují významný efekt geografii jako takové (Bosworth et al., 2003; Gallup et al., 1999). Diamond (1997) jde až tak daleko, že uvádí, že geografie je naprosto klíčový determinant v technologických rozdílech mezi zeměmi. Zajímavý pohled na tuto problematiku uvádí i Sachs et al. (1995), kteří poukazují na to, že geografie ovlivňuje produktivitu skrze hojnost zdrojů. Podle nich vedou lehce získatelné zdroje k lenosti a tím i nižší produktivitě.

Dosavadní výzkum rovněž naznačuje, že například nedostatečné využívání žen v pracovní síle může být dalším faktorem, který ovlivňuje produktivitu, za předpokladu, že muži a ženy jsou srovnatelně produktivní – názor, který byl sám o sobě podroben empirickému hodnocení. Na základě argumentu, že ženy vydělávají v průměru méně než muži (Gustaffson et al., 2000; Liu, 2000; Wessel, 2013), zkoumali Petersen et al. (2007) produktivitu mužů a žen mezi tzv. modrými límečky, což je dělnická třída vykonávající fyzickou manuální práci, ve třech zemích – Norsku, USA a Švédsku. Snažili se najít rozdíly v produktivitě jednotlivých pohlaví, které by obhájovaly rozdíl ve vyplácených mzdách. Autoři skutečně identifikovali nižší produktivitu u žen, nicméně difference nebyla výraznější než 3 % (Švédsko 1 %, USA 2 %, Norsko 3 %), což může být jednoduše vysvětleno poptávkou po fyzické kondici u některých druhů práce, kterou zkrátka ženy vlivem genetiky a fyziologie nedisponují. Petersen et al. (2007) to uzavírají tím, že pouze velmi malá část celkové mezery mezi mužskou a ženskou průměrnou mzdou může být ospravedlněna mezerou v produktivitě a také, pokud předpokládáme, že výsledky mohou být aplikovány i na ty druhy práce, kde fyzická vybavenost pracovníků není relevantní, že je možné prohlásit, že muži a ženy jsou rovnocenně produktivní. Ke stejným závěrům dospěli též Gupta et al. (1999), kteří měřili produktivitu vědců a vědkyň v Radě vědeckého a průmyslového výzkumu (anglicky: Council of Scientific and Industrial Research; CSIR) v Indii. Zhang et al. (2008) zkoumali diskriminaci pohlaví ve mzdách v čínském průmyslu. Podobně jako Petersen (2007) a Gupta et al. (1999) i oni došli k závěru, že mužští i ženští pracovníci jsou rovnocenně produktivní, ale nerovnocenně finančně ohodnocení s výjimkou státem vlastněných podniků. V těch, jak uvádí Zhang a jeho tým, jsou ženy zaměstnávány ve vysokém počtu i na úkor optimalizace produktivity a jsou jim vypláceny mzdové prémie se záměrem mírnit poměrně značnou mzdovou diskriminaci žen v čínském soukromém sektoru.

Pozitivní vztah mezi vzděláním obyvatelstva a produktivitou byl empiricky prokázán mnohými analytiky (např.: Razzak et al., 2010; Duryea et al., 2002). Yunhua et al. (1998) zkoumali produktivitu na mikro úrovni, když studovali 140 firem v Ťiang-su (provincie Číny na pobřeží Jihočínského moře) mezi lety 1989 a 1990. Zjistili, že zaměstnanci, kteří absolvovali terciární úroveň vzdělání, jsou produktivnější než zaměstnanci s nižším dosaženým vzděláním – dle jejich poznatků více než osmkrát. Na druhou stranu pracovní zkušenosti dle jejich výpočtů mezní produktivitu práce výrazně nezvýšily. Některé studie však nebyly schopny najít vztah mezi dosaženým vzděláním a růstem hrubého domácího produktu (HDP, z angličtiny též GDP) (např.: Benhabib et al., 1994) a některé dokonce našly empirický základ pro názor, že zvýšení průměrného dosaženého vzdělání růst ekonomiky zpomaluje (Pritchett, 2001 a Barro et al., 2004). Vzdělání spolu s technologickým pokrokem byly jedinými determinanty, které významně ovlivňovaly růst produktivity ve studii Chansarna (2010). Ten analyzoval růst produktivity práce ve 30 zemích v období 1981-2005 a hledal významné faktory, které ji ovlivňují. Přesto, že zdraví vyšlo v jeho výpočtech nevýznamné, mnozí jiní výzkumníci pozitivní vztah mezi zdravím a produktivitou práce našli (Leroux, et al., 2003; Chadha, 2008). Technologický pokrok byl také identifikován jako faktor pozitivně ovlivňující růst produktivity ve studiích Jajri et al. (2009) a Singh (2004).

Rice et al. (2006) analyzovali prostorové odchylky determinantů v příjmech a produktivitě v regionech Velké Británie v letech 1998-2001. Jejich závěry říkají, že pokud by byl region schopný zdvojnásobit pracovně aktivní populaci, produktivita by vzrostla o 3,5 %. Zmiňují také, že více než třetina analyzovaných rozdílů byla způsobena odchylkami (rozdíly) v přístupu k pracovní síle. Dalším determinantem je čas strávený každodenní dopravou za prací. Naznačují, že pokud by hodinová cesta do práce mohla být snížena pouze na 30 minut, její vliv na produktivitu by se zvýšil čtyřikrát. Regiony s vysokou produktivitou též inklinují k dobré struktuře zaměstnanosti, kdy region není závislý na žádném typu zaměstnanců.

Vyvozování politických implikací ze závěrů zmíněných v předešlé části práce by však nemělo být unáhlené. Solow (2001) zmiňuje svou skepsi k růstovým regresím vycházejícím z průřezových dat, a to především kvůli možným problémům se zpětnou kauzalitou. Varuje před používáním zpožděných hodnot pomalu rostoucích proměnných, které jen velmi špatně reprezentují krátkodobé kolísání determinantů. Exponenciálně ustálený stav je podle něj pouze teoretickým zjednodušením a ve skutečnosti je naprostá většina zemí od tohoto předpokladu značně vzdálená. Podle něj není míra růstu sama o sobě tak zásadní jako

porovnávání jednotlivých zemí a snaha o pochopení vývoje v čase a trendů jako celku. Analýza samotného růstu produktivity je podle něj klíčová a v regresích by měla být uváděna nalevo, tedy jako závislá proměnná.

1.3 Empirické poznatky z analýz časových řad a panelových studií

Vzhledem k tomu, že regrese průřezových dokáže zaznamenat pouze určitý okamžik v čase, nejsou příliš vhodné pro vysvětlování a objasňování růstu produktivity. Pro zkoumání vývoje v čase se regrese časových řad jeví jako mnohem vhodnější, vzhledem k tomu že umožňuje sledovat, jak se tvorba produktivity mění v čase.

Solow (1957) popsal celkovou produktivitu faktorů jako míru růstu výstupu, která nemůže být vysvětlena růstem vstupů. Podle něj lze také tento rozdíl chápat jako měřítko technologického pokroku.

V souladu se Solowými názory zkoumali Guzzini et al. (2016) vztah mezi vazbami mezi podniky a mírou růstu celkové produktivity faktorů, též známou jako Solowovo reziduum. Jejich empirické závěry ukazují pozitivní vztah mezi vazbami firem a Solowým reziduem a také naznačují, že vazby mezi firmami jsou cyklické s anuální úrovní růstu průmyslové produkce. Kromě toho zmiňují identifikaci dalšího determinantu růstu TFP. Podle jejich teorie mají některé (pozitivní) šoky mezi firmami tendenci se skrze jejich networkingovou síť rozšířit, což vede k agregátnímu růstu produktivity (a částečnému vysvětlení Solowova rezidua).

Například Marrocu et al. (2013) porovnávali tzv. „starou Evropu“ s tzv. „novou Evropou“ – země západní a východní Evropy, rozdělené železnou oponou v období studené války. Kromě celkového zmenšování rozdílů mezi oběma regiony v průběhu zkoumaného období 1996-2007 zmiňují autoři proces, ve kterém země západu alokují výrobu do východních zemí a samy se soustředí na výstupy náročné na znalosti, především high-tech produkci. Země východní Evropy tak neinovují výzkumem a vývojem, ale rozvoj ekonomiky je způsobený především příchozími investicemi ze západu. Celkově se všechny země Evropy přesouvají do terciárního ekonomického sektoru – poskytování služeb – tak jako většina rozvinutých zemí. Zatímco západní země jsou v celkově lepší ekonomické situaci,

především podle GDP a úrovně TFP, ekonomický růst zemí východní Evropy je relativně rychlejší a postupně konverguje směrem k úrovni západních zemí. Důvodem k rychlejšímu růstu méně vyspělých zemí může být kromě přímých zahraničních investic (anglicky Foreign Direct Investment, dále též FDI) i tzv. výhoda zaostalosti⁴, která vzhledem k srovnatelné ekonomické úrovni západních a východních zemí nebude významná, ale existovat tu bude. Tuto myšlenku potvrzují i závěry Griffitha et al. (2004), kteří mimo jiné upozorňují na významný efekt přelévání z rozvinutých zemí do rozvíjejících se ekonomik.

Produktivita ale nebyla odborníky měřena pouze mezi zeměmi, ale i mezi samotnými regiony. Během období 1990-2002 zkoumali Herz et al. (2003) regionální rozdíly mezi střední a východní Evropou i mezi samotnými zeměmi v daných regionech. Jejich výsledky naznačují, že regionální produktivita je v dlouhém období významně ovlivněna strukturálními proměnnými, jako například strukturou ekonomických sektorů nebo mírou zaměstnanosti. Dalším determinantem růstu jsou podle nich specifické národní odlišnosti, které ovlivňují regiony. Statisticky významný vztah mezi investicemi na zaměstnance a růstem produktivity práce nicméně nebyl v této studii prokázán. Jejich závěry jsou ale některými akademiky zpochybňovány (např. Quah, 1993; Quah, 1997), neboť tento přístup nebere v rámci rozdělování důchodů v potaz mobilitu pracovních sil a existence možných klastrů mezi regiony je v jejich práci také opomíjena, přestože tyto klastry mohou být jedním z důvodů pro různou hospodářskou výkonnost. Podobné výsledky s Herz et al. (2003) ale představili již dříve např. Badinger et al. (1999), kteří zkoumali determinanty regionálního růstu v jižní Evropě v letech 1975-1994. Ti identifikovali pozitivní vliv zaměstnanosti na celkový růst produktivity v regionu, což se ale projevuje ruku v ruce s negativním vývojem zaměstnanosti v zemědělském sektoru.

Ezcurra et al. (2007) analyzovali původ rozdílů v regionální produktivitě ve střední a východní Evropě v letech 1992-2001 kombinací Quahova (1993, 1996a, 1996b, 1997)

⁴ Teorie zaostalosti popisuje situaci, kdy rozvíjející se země vykazují vyšší pokrok než země rozvinuté. Důvodem je fakt, že v rozvinutých zemích doprovází jakýkoliv technologický pokrok výzkum a vývoj a spousta slepých uliček a drahých prvních verzí. Chudé – rozvíjející se – země přijmou technologii ve chvíli, kdy je globálně využívána, jsou minimalizovány nedostatky a cena pořízení je výrazně nižší (Hloušek, 2006; Tuček, 2006)

neparametrického přístupu a poznatků z Estebanové (2001) shift-share analýzy⁵. Ve svých závěrech uvádí, že celkový rozdíl v produktivitě se v průběhu zkoumaného období na národní úrovni snižuje – země konvergují, avšak na regionální úrovni uvnitř analyzovaných států se rozdíly zvyšují – regiony uvnitř jednotlivých zemí divergují. Zatímco průmyslová struktura se neprokázala jako významný faktor ovlivňující zkoumané oblasti, ekonomické chování sousedních regionů je v závěrech vyzdvižováno při vysvětlování rozdílů v úrovni produktivity mezi sektory v celé oblasti střední a východní Evropy. Přetrvávající část rozdílů v produktivitě by podle Krugmana (1991) mohla být způsobena jistou formou komparativní výhody. Vzhledem k tomu, že rozdíly zřejmě nejsou způsobovány strukturou průmyslu, Ezcurra et al. (2007) navrhuje individuální opatření pro lepší vývoj zemí s podprůměrnými výkony, spíše než opatření, která by vedla ke změně struktury v průmyslovém mixu. Dobrým lékem na divergenci výkonnosti uvnitř země by dle autora a jeho týmu mohly být například investiční pobídky.

Pozitivní vliv FDI na růst produktivity byl prokázán i v práci Griffitha et al. (2003), kteří zkoumali dynamiku růstu mezi výrobními podniky ve Spojeném království mezi lety 1980 a 1992. Efekt přelévání (anglicky spillover) pro FDI, který ovlivňuje produktivitu, byl empiricky podpořen i prací Kellera et al. (2003), kteří zkoumali firmy v USA v letech 1987-1996. Vyzdviženy byly především high-tech sektory, ale lze předpokládat, že efekt přelévání bude fungovat i v ostatních odvětvích. I mikroekonomické analýzy produktivity tak mohou být pro identifikaci makroekonomických determinantů přínosné. Rovněž mnozí další výzkumníci našli empirický základ pro podporu pozitivního vztahu mezi FDI a růstem produktivity (Haskel et al., 2002; Granér et al. 2002; Keller, 2004), jiní však došli k opačným závěrům. Například Aitken et al. (1999) zkoumali vliv zahraničních investic na produktivitu ve Venezuele. Hanson (2001) ve své práci též zmiňuje, že efekt přelévání pro FDI je buď poměrně malý, nebo vůbec neexistuje. Isaksson (2007) tuto disparitu mezi výzkumníky vysvětluje tak, že přelévání pro zahraniční investice je mnohem významnější u průmyslově rozvinutých příjemců, zatímco rozvojové země mohou být příliš slabé na to, aby absorbovaly

⁵ Shift-share analýza je určena především pro zkoumání dynamiky zaměstnanosti, přidané hodnoty nebo produktivity práce, ale lze jí použít i pro analýzu jiných veličin. Tato analýza je zaměřena buď na posouzení strukturálních změn a dynamiky zvolených veličin z pohledu jednotlivých odvětví nebo na statické hodnocení strukturálních změn z pohledu jednotlivých odvětví a regionů (Střeleček et al., 2009).

FDI přelivy, jako například technologie nebo know-how, pro něž nemají dostatečný základ. Rodríguez-Pose et al. (2006) zase zmiňují, že efekt přelévání sice zvyšuje produktivitu v sousedních regionech, ale může být často geograficky značně omezen. Jejich výsledky naznačují, že s narůstající vzdáleností od zdroje výzkumu a vývoje (anglicky Research and Development, dále také R&D) se efekt přelévání vytrácí. V zemích Evropy byl tento rádius vypočítán na zhruba 200 km od původce. Dalším možným důvodem pro výsledky naznačující divergenci ovšem může být nedostatečná kvalita dat použitých při výpočtech.

Korelace mezi investicemi na výzkum a vývoj byla zkoumána Lichtenbergem et al. (1991) pro 2000 amerických společností, kde Lichtenberg a jeho tým potvrdili významný pozitivní vztah mezi těmito dvěma proměnnými. K podobným závěrům ve své práci došli i Hall et al. (1995) při zkoumání 197 firem ve Francii v letech 1980-1987. Dilling-Hansen et al. (1999) také potvrdili pozitivní korelaci při analýze 226 výrobních firem v Dánsku mezi lety 1993 a 1995. Ve stejném duchu se nesly i závěry Guellec et al. (2004), kteří zjišťovali, či R&D se na růstu produktivity skutečně podílí, zda soukromého sektoru, veřejného sektoru nebo zahraničních firem. Statisticky významný vliv na růst produktivity se nakonec ukázal u všech tří oblastí výzkumu a vývoje, což ještě více zdůrazňuje jeho přínos pro růst produktivity.

Griffith et al. (2004) ve své práci dokázali identifikovat a empiricky podpořit různé způsoby, jak R&D zvyšuje produktivitu. V jejich analýze dvanácti zemí OECD zjistili, že R&D stimuluje růst přímo skrze inovace a také nepřímou skrze získání návyků pro jednodušší napodobování výzkumu ostatních. Dlouhodobou činností na poli výzkumu a vývoje totiž získají výzkumníci jisté taktické znalosti, díky nimž jsou lépe a snáze schopni pochopit a asimilovat (napodobit) práci ostatních. Toto tvrzení bylo v teorii již několikrát naznačováno (např. Cohen et al., 1989; Aghion et al., 1997; Howitt, 2000), nicméně ekonometricky jen velmi málo probádáno – lze zmínit například práci Geroskiho et al., 1993, kteří byli schopni empiricky potvrdit, že britské firmy se zkušenostmi s inovacemi byly nejlépe schopné benefitovat z inovací ostatních firem, nebo práci Jaffe (1986), který identifikoval společnosti s vysokým R&D jako ty, které dokáží nejlépe využít efekt přelévání, což bylo podpořeno i závěry Guellece et al. (2004) při analýze vybraných zemí OECD v letech 1980-1998. Podle Griffitha et al. (2004) se kromě samotného R&D na růstu produktivity významně podílí i lidský kapitál, který stimuluje inovace. Snaha ekonometricky

potvrdit výrazný vliv obchodu na zvýšení produktivity nebyla ze strany Griffitha a jeho týmu úspěšná.

Kanály, jakými zvolené determinanty, především právě R&D a mezinárodní obchod, ovlivňují růst produktivity, se rozhodli identifikovat Cameron et al. (2005). Dokázali najít statistický základ pro tvrzení, že tempo růstu produktivity je mimo jiné závislé i na rozdílu mezi úrovní produktivity dané země a země s nejvyšší produktivitou. V tomto případě autoři analyzovali růst produktivity ve 14 odvětvích zpracovatelského průmyslu ve Spojeném království (UK) od roku 1970 a vedoucí zemi s nejvyšší produktivitou identifikovali jako USA. R&D se ukázal jako determinant, který ovlivňuje růst produktivity skrze míru inovací, tedy přímo, zatímco mezinárodní obchod zprostředkovává přenos technologií (efekt přelévání). Autoři v návaznosti na tyto výsledky zdůrazňují potřebu podporovat přenos technologií ze zemí s nejvyšší produktivitou do zemí s relativně nižší produktivitou. Tyto závěry jsou v souladu s výše uvedenými poznatky o benefitech přílivů FDI a částečně i s výše zmíněnou teorií zaostalosti.

Poměrně dlouhé období, roky 1890-2012, zkoumali Bergeaud et al. (2015). Ve své práci podrobili empirické analýze eskalaci růstu produktivity spojenou s druhou průmyslovou revolucí (2IR) a další, menší, spojenou s Digitální revolucí (též známou jako Třetí průmyslová revoluce). Ukazují v ní, že prudký nárůst produktivity se objevil až poměrně dlouho po představení zásadních vynálezů, které údajně za revolucemi stojí (např.: telefon nebo spalovací motor). Při analýze zpoždění růstu produktivity jejich výsledky dle očekávání ukazují na to, že strukturální reformy významně podporují růst produktivity, zatímco regulace trhu práce a trhu zboží a služeb mají statisticky významný negativní vliv, například skrze zpomalování rozmachu informačních a komunikačních technologií (anglicky Information and Communication Technologies, též ICT).

Vliv nehmotného kapitálu na produktivitu v kombinaci s ICT podrobněji zkoumali Corrado et al. (2014). V jejich ekonometrické analýze se zaměřili na vybraných deset členských států EU v letech 1998-2007. Jejich výsledky prokazují, že mezní vliv ICT na produktivitu je vyšší, když je doplněn nehmotným kapitálem. Autoři dále naznačují vhodnost investic do znalostních zdrojů (intelektuálního vlastnictví), v praxi do R&D, při honbě za vyšším růstem produktivity, neboť nehmotný kapitál přináší při zvyšování produktivity vyšší efekt přelévání, než byl doposud R&D přisuzován. Vliv hmotného kapitálu neboli kapitálové

intenzity zkoumali mimo jiné i Baier et al. (2007) pro 145 zemí za období téměř 100 let před rokem 2000. Jako hlavní faktor ovlivňující růst produktivity práce identifikovali fyzický a lidský kapitál a také technologický pokrok.

Pro období 1998-2006 zkoumal de Jorge Moreno (2010) růst produktivity a jeho atributy v maloobchodním sektoru v šesti zemích Evropy, které byly ve výzkumu reprezentovány zvolenými společnostmi. Nejprve identifikoval společnosti, které odpovídají dané hranici efektivity, a poté analyzoval konvergenční, resp. divergenční proces a růst produktivity podle příslušných zemí. Do tohoto výzkumu se probojovala i Česká republika, která společně s Belgií vykazuje konvergenci směrem k vyšší efektivitě, zatímco společnosti patřící do Francie, Itálie, Španělska a překvapivě i Švédska neindikují žádné významné zlepšení. De Jorge Moreno (2010) zdůvodňuje rozdíl především odlišnými manažerskými dovednostmi a regulacemi maloobchodního sektoru (například různými nutnými povoleními nebo nařízenou/zakázanou otevírací dobou) v daných zemích. Cameron et al. (2005) důvod konvergence zobecňují a zmiňují, že země, které nejsou z hlediska produktivity na nejvyšší úrovni, dlouhodobě konvergují k zemi, jejichž produktivita je největší. Toto tvrzení empiricky potvrzuje při porovnávání produktivity zpracovatelského průmyslu UK a vedoucí země – USA.

Usero et al. (2012) pomocí Malmquistova indexu⁶ měřili změnu produktivity 23 předních mobilních operátorů v Evropě mezi lety 2008 a 2009. Pomocí komplexní regrese též zanalyzovali faktory, které ovlivňují změnu produktivity, především v oblasti regulace, konkurence a vlastnické struktury. Výsledky ukazují, že operátoři v zemích, které jsou čerstvými členy EU (vstoupily po roce 2000), vykazují významné zvýšení produktivity na rozdíl od jejich kolegů z jižní a západní Evropy. Jejich závěry též naznačují, že nadnárodní operátoři se těší vyšší produktivitě než operátoři, kteří se zdržují pouze na území jedné země. Lam et al. (2010), kteří se též zaměřili na mobilní operátory, i když zvýšili zkoumaný rádius na více než 100 zemí po celém světě, získali empirický podklad pro závěr, že produktivita v telekomunikačním odvětví je vyšší v zemích, které se těší zdravé tržní konkurenci a soukromému vlastnictví (privatizaci), než v zemích, které tyto tržní mechanismy nemají.

⁶ Malmquistův test měří míru vývoje výrobní technologie v odvětví mezi dvěma obdobími. V odborné literatuře může být nazýván i jako Malmquistův výkonnostní index (Lovell, 2003).

Při zkoumání determinantů produktivity je nezbytné mít na mysli různou úroveň významnosti stejných determinantů pro různé země v závislosti na jejich rozvinutosti. Toto upozornění bylo zmíněno Ulusoyem et al. (2001), když zkoumali ekonomickou integraci v EU a příjmovou konvergenci v letech 1990-2000. Analytici potvrdili nízkou konvergenci v růstu produktivity ve výrobním sektoru a naznačili, že rozdíly mezi zeměmi by měly ve velmi dlouhém období zcela odeznít. Otevřenost ekonomiky se jeví jako nezbytná, ale ne dostatečná podmínka pro rychlejší růst produktivity méně rozvinutých zemí EU. Zatímco vliv úspor z rozsahu spojených s dovozem se na konvergenci neprokázal jako statisticky významný, úspory z rozsahu spojené s vývozem dle autorů staticky významný vliv na konvergenci mají. Ulusoy et al. (2011) také zmiňují, že rozdíly v produktivitě již zpravidla nejsou velmi výrazné ve chvíli, kdy země vstupuje do EU, ale zbývající nevelká mezera v produktivitě je přítomna ještě dlouho po získání členství. Důvodem může být mimo jiné tzv. catch-up efekt⁷, který s přibližováním úrovně relativně méně rozvinutých zemí k úrovni relativně více rozvinutých zemí postupně mizí.

Tyto postřehy mohou naznačovat, že technologické přelévání způsobené otevřenou ekonomikou stimuluje růst produktivity v méně rozvinutých evropských zemích. Ve chvíli, kdy je země dostatečně rozvinutá na to, aby vstoupila do EU, lze technologickou úroveň dané země považovat za srovnatelnou s ostatními členskými státy a další výrazné zvýšení produktivity již může být dosaženo pouze skrze jiné kanály, protože další technologický pokrok může být implementován pouze skrze výzkum a vývoj, což přirozeně trvá delší dobu než jednoduchý import technologie skrze příliv FDI. Tyto názory jsou také v souladu se Solowem (1956) a Swanem (1956), kteří zastávají názor, že bez neustálého zlepšování technologie se růst produktivity časem nakonec zastaví.

Dalším faktorem, který by mohl ovlivňovat produktivitu, je zdravotní péče. S lepší zdravotní péčí tráví zaměstnanci méně času v pracovní neschopnosti a jsou tak produktivnější. Tento názor je v souladu se zjištěními Arory (2001), který měřil vliv zdraví na ekonomický vývoj

⁷ Catch-up efekt, někdy též efekt dohánění, je ekonomická teorie naznačující, že relativně zaostalejší země mají v dlouhém období tendenci, dohánět ekonomiky relativně vyspělé. To je způsobeno především lepším přístupem k technologiím, který je umožněn globalizací. Čím vzdálenější je úroveň relativně zaostalé a relativně rozvinuté země, tím rychlejší je konvergence. Země, jejichž rozdíl je jen velmi malý, tak konvergují jen velmi pozvolna (The Economist, 2018).

deseti zvolených zemí v průběhu 100 až 150 let. Pozitivní změny ve zdraví (skrze změnu poskytované zdravotní péče) dle jeho výpočtů zvýšily ekonomický růst o 30-40 %. Za relativně horšími ekonomickými výsledky méně rozvinutých zemí podle autora z velké míry v současnosti stojí nekvalitní zdravotní péče a s ní spojené nemoci a úmrtí. Pozitivní vliv zdravotnické péče na ekonomický růst byl podpořen i dalšími studiemi (např. Bloom et al., 2000; Bloom et al., 2003). I Barro et al. (1995) potvrzují vliv zdravotní péče na ekonomický růst, naznačují však, že je nepřímý. Podle nich je zdravotní péče pouze zástupcem faktoru, který zatím není identifikovaný, ale ekonomický růst ovlivňuje spíše než samotná zdravotnická péče. To připouští i Bloom et al. (2004), podle jejichž výsledků zvýšení délky života o jeden rok zvýší ekonomický výstup o 4 %, nejspíše ale ne přímo, nýbrž skrze jiné faktory.

2. Metodická část

V metodické části budou čtenářům představeny způsoby sběru dat a výpočtů. Při určování strategie přístupu k dané problematice bylo vycházeno z předešlé kapitoly, ať už z ekonomické teorie nebo metod ostatních analytiků. V rámci rozboru dosavadních empirických poznatků je naprosto zásadní přistupovat k použité metodice, výsledkům i závěrům kriticky, což dokazují i často naprosto protichůdné výsledky a závěry při analýze srovnatelných dat (především použitím různých ekonometrických modelů), od kterých by se zdánlivě dal očekávat stejný nebo alespoň velmi podobný závěr. Pro relevantní zhodnocení výsledků je proto znalost teoretického a metodického pozadí zcela klíčová.

2.1 Volba proměnných

K rozboru produktivity byla použita lineární regrese. Na základě ekonomické teorie a dosavadních empirických výzkumů bylo identifikováno sedm determinantů, které by s největší pravděpodobností mohly mít významný vliv na produktivitu práce. Jako statistický vzorek (populace) bylo vybráno 32 evropských zemí – 28 zemí EU, Island, Norsko, Švýcarsko a Turecko, protože tyto země mají srovnatelné ekonomiky, což je jedním z hlavních předpokladů pro dosažení relevantních výsledků analýzy průřezových dat. Také statistické údaje mapující různé charakteristiky těchto zemí jsou spolehlivé a konzistentní. Právě spolehlivost a konzistence dat bývá často problémem. Za zmínku stojí například jinak unikátní práce analyzující komparativní výhody Číny, ve které nespolehlivá (resp. nedostatečně robustní) data způsobovala Kobosilovi (2016) značné problémy při interpretaci výsledků. Analýza je provedena pro rok 2017, neboť se jedná o nejnovější dostupnou sérii dat zahrnující všechny proměnné.

Závislá proměnná⁸ (produktivita) i všechny nezávislé proměnné⁹ použité v této práci jsou přehledně shrnuty v následující tabulce (Tabulka 1). Tam, kde je tento údaj relevantní, je stručně uveden i výpočet a jednotka výsledku.

Tabulka 1: Přehled používaných proměnných s jejich výpočtem

Název	Definice	Jednotka
Roční produktivita	$\frac{\text{GDP (PPP)}_{2017}}{\text{celková zaměstnanost}_{2017}}$	USD (PPP)
Hodinová produktivita	$\frac{\text{Roční produktivita}_{2017}}{\text{průměrný počet týdnů} \times \text{týdenní pracovní doba}_{2017}}$	USD (PPP)
Zaměstnanost žen	$\frac{\text{zaměstnané ženy}_{2017}}{\text{celková zaměstnanost}_{2017}}$	Procenta (%)
Patenty	$\frac{\text{registrované patenty}_{2017}}{\text{celková zaměstnanost}_{2017}}$	Patenty
Pracovní doba	Obvyklá průměrná týdenní dotace	Hodiny
Vyšší vzdělání	$\frac{\text{zaměstnanci s vyšším vzděláním}_{2017}}{\text{celková zaměstnanost}_{2017}}$	Procenta (%)
Průměrná teplota	-	Stupně Celsia (°C)
Délka života	Střední délka života neboli naděje dožití	Roky
Kapitálová zásoba	-	USD (PPP)

Zdroj: vlastní

Jak již bylo zmíněno, produktivita práce je použita jako závislá proměnná. Ukazuje jaké množství výstupu je produkováno jedním zaměstnancem za rok v mezinárodních dolarech. Mezinárodní dolar (nazývaný též dolar podle parity kupní síly, dále také USD (PPP)) je hypotetická jednotka měny, která má stejnou kupní sílu, jakou má americký dolar ve Spojených státech (World Bank, 2018b). Jedná se tedy o přepočtení národní měny dané země na americké dolary podle parity kupní síly. To, jestli by se produktivita měla měřit jako hodinová či roční bylo a stále je předmětem mnoha odborných debat. Řada existujících odborných prací používá hodinový výstup pro měření produktivity, stejně tak jako používá řada jiných prací produktivitu roční. Z tohoto důvodu je v této analýze provedena regrese

⁸ Závislá proměnná se v regresních rovnicích často nazývá též *náhodná veličina*, *vysvětlovaná proměnná*, *cílová proměnná* či *regresand*, v závislosti na literatuře či používaném statistickém programu (v programech zkráceně označován i jako input Y)

⁹ Nezávislá proměnná se v regresních rovnicích často nazývá též *vysvětlující proměnná*, *kovariát* nebo *regresor*, v závislosti na literatuře či používaném statistickém programu (v programech zkráceně označován i jako input X).

používající hodinovou produktivitu jako závislou proměnnou jako test statistické významnosti a také pro lepší porovnání dosažených závěrů se závěry ostatních výzkumníků zabývajících se obdobnou problematikou. Ta, která se při ekonomickém modelování prokáže jako statisticky významnější, bude použita při závěrečném vyhodnocování výsledků.

Nezávislá proměnná Zaměstnanost žen reprezentuje poměr žen v celkově zaměstnaném obyvatelstvu země. Přesto, že ženy jsou obecně vnímány jako stejně produktivní jako muži (Petersen et al., 2007; Gupta et al., 1999), reprezentují méně než polovinu zaměstnaných v drtivé většině zemí¹⁰ (Eurostat, 2017a), přestože většinou tvoří více než polovinu obyvatelstva (Eurostat, 2017b). Pokud lze předpokládat, že ženy jsou stejně produktivní jako muži, tak ve chvíli, kdy podniky zaměstnávají více mužů než žen, ti nejméně produktivní muži (kteří jsou zaměstnaní) vytlačují z pozic relativně produktivnější zaměstnankyně. Podíl žen na pracujícím obyvatelstvu blíže k 50 % by tedy měl vést k vyšší produktivitě, tudíž i k ekonomickému růstu. Efekt této proměnné na závislou proměnnou je tedy očekáván pozitivní (tzn. znaménko před regresním koeficientem je očekáváno kladné).

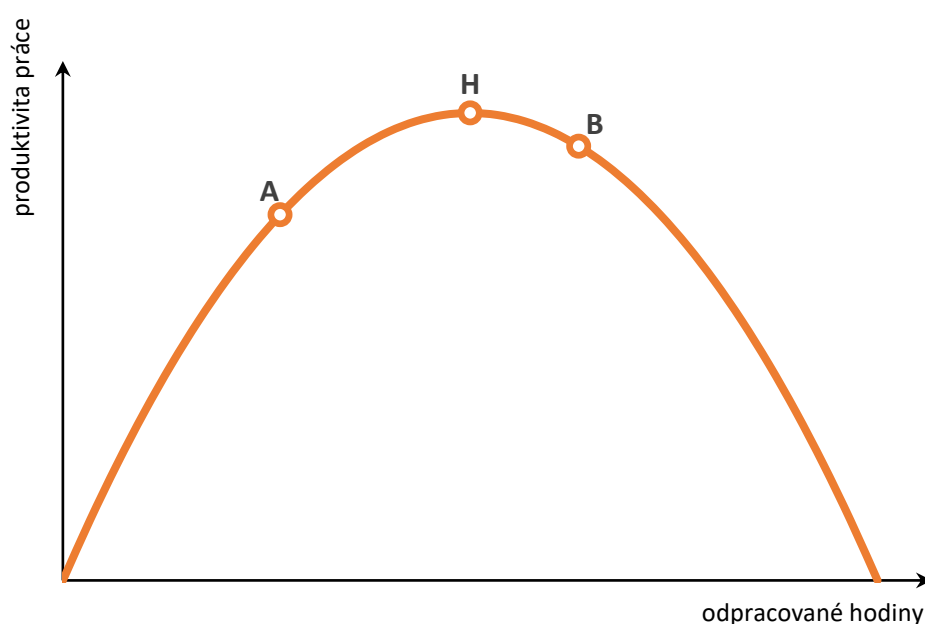
Patenty jsou vyjádřené v přepočtu na jednoho obyvatele a reprezentují úroveň výzkumných a vývojových aktivit (R&D) v zemi. S významnějším R&D se zlepšují technologie v zemi a to vede k vyšší produktivitě, jak naznačuje Solow (1956) a Swan (1956). Každý registrovaný patent může být obecně vnímán jako relativně významné technologické zlepšení, přestože pozitivní vliv na produktivitu může být zpožděn, jak zmiňují např. Bergeaud et al. (2015), především kvůli častým obtížím spojeným se samotným zavedením patentovaného vynálezu do produkce. S více patenty na obyvatele tedy země zlepší svou technologii, resp. produktivitu, a proto je vliv této proměnné očekáván pozitivní (tzn. znaménko před regresním koeficientem je očekáváno kladné).

Pracovní doba, která v této studii označuje obvyklou průměrnou týdenní pracovní dotaci, může produktivitu ovlivňovat oběma směry – pozitivně i negativně. Pokud se průměrný počet odpracovaných hodin zvýší, za předpokladu, že produktivita zaměstnance zůstane stejná, GDP vzroste už kvůli metodice jeho výpočtu, což zvýší roční produktivitu práce. Na

¹⁰ Toto tvrzení platí i pro zde vybraný vzorek zemí. Ze zkoumaných 32 zemí to neplatí pouze pro Litvu, kde ženy spoluvytvářejí pracující obyvatelstvo jen mírně nadpolovičními 50,497 %.

druhou stranu existuje empirická evidence, která podporuje i pozitivní efekt zkracování denní pracovní doby na celkový výstup, který se buď sníží méně než proporcionálně, zůstane stejný nebo se dokonce i zvýší. Ve všech případech se za předpokladu, že se týdenní pracovní dotace sníží, hodinová produktivita zvýší (Alderman, 2016, Denison et al., 2012, Matthews et al., 1982,). Takovéto zkracování ale funguje pouze do dosažení jisté hranice, pod níž další zkracování pracovní doby vede k proporcionálnímu snižování výstupu. Jinými slovy – hodinová produktivita zůstane stejná, ale roční produktivita, tak jak je počítána v této práci, se se zkráceným pracovním dnem sníží (Pencavel, 2014). S dalším snižováním pracovní doby lze také očekávat, že výstup bude klesat ještě rychleji, než by bylo proporcionální vzhledem ke každému dalšímu snížení týdenní pracovní dotace.

Na základě těchto názorů a empirických podkladů si lze grafické znázornění této proměnné představit jako dolu otevřenou parabolu s vrcholem na zmíněné hranici H tak, jak je znázorněno níže (Obrázek 1):



Obrázek 1: Grafické znázornění produktivity a odpracovaných hodin
Zdroj: vlastní

Okolností určující, zda se s dodatečnou hodinou práce navíc produktivita dané země zvýší či sníží, je současná pozice na zmíněné parabole. Pokud je před hranicí (např. v bodě A), produktivita by se měla zvýšit. Pokud je na hranici či za hranicí (např. v bodě B), produktivita by měla zůstat stejná, resp. měla by se snižovat. Vliv této proměnné je tedy očekáván pozitivní nebo negativní, v závislosti na konkrétní pozici dané země, což je

ovlivněno především strukturou ekonomiky v zemi. V této studii je snaha o potvrzení této teorie, kde je graf vlivu pracovní doby na produktivitu ve tvaru obráceného U, reprezentována přidáním neznámé (Pracovní doba)². Pokud bude efekt této neznámé záporný, lze předpokládat potvrzení grafu ve tvaru obráceného U, což je v geometrii tvar právě závislosti $Y = -x^2$. Vliv této upravené proměnné je tedy očekávaný záporný (tzn. znaménko před regresním koeficientem je očekáváno záporné).

Vyšší vzdělání značí zaměstnance, kteří se mohou pyšnit univerzitním diplomem. Vzhledem k tomu, že vyšší vzdělání pozitivně ovlivňuje výši výdělku (Mincer, 1974), mělo by též pozitivně ovlivňovat produktivitu, vzhledem k tomu, že vyšší výdělky reflektují vyšší produktivitu jedince. Význam vzdělání při stimulaci růstu produktivity byl potvrzen mnohými výzkumníky (např. Yunhua et al, 1998; Pritchett, 2001; Benhabib et al., 1994). Země s vyšším podílem vysokoškolsky vzdělaných zaměstnanců na celkové zaměstnanosti by tedy měly vykazovat vyšší produktivitu. Vliv této proměnné je tedy očekávaný kladný (tzn. znaménko před regresním koeficientem je očekáváno kladné).

Průměrná teplota pro každou zemi byla měřena ve více městech v závislosti na velikosti země a teplotních rozdílech napříč jejím územím. Přesto, že roky, za které je teplotní průměr počítán, se ve zkoumaných zemích různí, je velmi nepravděpodobné, že by to mělo vliv na vstupní data, který by si zasloužil zvláštní pozornost. Důvod je především ten, že průměrná teplota v zemi se v průběhu desetiletí příliš nemění a pokud ano, tak v celém regionu zhruba stejně (především vlivem skleníkových plynů v atmosféře) (NASA, 2017). Dle teorie Dalgaard et al. (2015) nízká teplota v zemi zvyšuje tendenci lidí k obezitě, neboť tráví méně času venkovními aktivitami a jejich těla se také proti zimě brání uchováváním tuku. Životní rytmus v teplotně méně hostinných zemích lze obecně označit za více nakloněný práci oproti jižanským státům, kde i právě díky příjemným teplotám lidé častěji tráví svůj čas venkovními aktivitami, které produktivě práce příliš nesvědčí. V zemích s vyšší průměrnou teplotou tak lze očekávat relativně nižší produktivitu, stejně tak teplotně nehostinné země motivují občany více k práci, resp. vylučují množství mimopracovních aktivit. Přesto, že se vliv tohoto determinantu očekává ze všech nejméně významný (především díky mnohým námitkám k této úvaze, které budou zmíněny po prezentaci výsledků) je očekáván negativní (tzn. znaménko korelace je očekáváno záporné).

Střední délka života neboli naděje dožití v této práci odráží zejména kvalitu zdravotní péče. S lepší zdravotní péčí se nejen zvyšuje průměrný věk, kterého se občané využívající daný zdravotní systém dožívají, ale také se s ní zlepšuje kvalita prožitých let. Lze očekávat, že zaměstnanci, kteří se těší relativně kvalitní zdravotní péči a tím i kvalitnímu životu, co se zdraví týče, budou v práci spokojenější a tím i produktivnější, budou méně nemocní, a to jak mimo pracoviště, tak i na pracovišti, kde sice do zaměstnání fyzicky dochází, ale vlivem zhoršeného zdravotního stavu nepodávají 100% výkon a též často nakazí své kolegy. To, že lepší zdravotní péče podporuje vyšší produktivitu, bylo též empiricky ověřeno (např. Arora, 2001, Bloom et al., 2004). Vliv této proměnné je tedy očekáván pozitivní (tzn. znaménko před regresním koeficientem je očekáváno kladné).

Kapitálová zásoba (nebo také kapitálová intenzita) značí vybavenost země kapitálem. Vyšší vybavenost kapitálem v poměru na zaměstnance by měla vést k vyšší produktivitě. V praxi se jedná buď o kvalitnější, efektivnější a produktivnější nástroje pro jednotlivé zaměstnance, popřípadě o situaci, kdy je méně zaměstnanců potřeba k ovládnutí více strojů. Díky ovládnutí více strojů najednou je jeden zaměstnanec schopen za stejné časové období vytvořit větší výstupy, čímž roste jeho produktivita. Stejně tak dokáže zaměstnanec vytvořit větší výstupy s nástroji, které jsou výkonnější. To lze v současné době sledovat například v souvislosti s Průmyslem 4.0, a v minulosti pak v průběhu všech průmyslových revolucí. S vyšší kapitálovou intenzitou tak lze očekávat vyšší produktivitu. Vliv této proměnné je tedy očekáván pozitivní (tzn. znaménko před regresním koeficientem je očekáváno kladné).

2.2 Zdroje dat

Přesto, že data použitá v této práci nezachycují všechny země Evropy, obsahují všech 28 zemí EU a další evropské země se srovnatelnými ekonomikami. Většina dat použitých pro výpočty byla získána ze statistického webového portálu Evropské komise – Eurostatu. GDP (PPP) v mezinárodních dolarech bylo získáno ze Světové banky (World Bank, 2018a). Webové stránky Evropského patentového úřadu (anglicky European Patent Office, též EPO) poskytly údaje o registrovaných patentech v jednotlivých zemích (EPO, 2018). V případě, že byl jeden patent registrován s více autory, je použita jako země původu patentu ta, z níž pochází vedoucí autor, tedy první uvedený v patentové přihlášce. Průměrná teplota byla stažena z webových stránek Weatherbase (2018a). Přesto, že tato stránka není spravována

meteorologickými odborníky, je považována za spolehlivý zdroj, protože měřená teplota nebývá předmětem různých dezinterpretací ani odlišných způsobů měření. Koneckonců i tato stránka využívá syrová data z jiných zdrojů, především národních klimatických center. Věrohodnost tomuto zdroji dodává i fakt, že z něj ve svých článcích čerpají i autoři světově proslulých žurnalistických titulů, jakými jsou The New York Times, The Washington Post nebo například The Seattle Times (Weatherbase, 2018b). Data pro výpočet hodinové produktivity byla získána z databáze Světové banky (World Bank, 2018a) a databáze Eurostatu (Eurostat, 2018a; Eurostat, 2018d).

2.3 Ekonomický model

K odhadu vlivu determinantů na produktivitu byla zvolena regrese. V prvním kroku regrese jednoduchá, v dalším pak regrese vícenásobná (anglicky multiple regression analysis, též MRA), neboť ta umožňuje statisticky odhadnout vliv každé proměnné, zatímco ostatní zůstávají fixní. Tato technika je velmi přínosná především při práci s neexperimentálními daty, jako jsou ta použitá v této studii.

Přesto, že způsobů, jak statisticky odhadnout vícenásobnou regresi, je více, byla v této práci zvolena metoda nejmenších čtverců (OLS), neboť je jednou z nejjednodušších statistických metod s mnoha užitečnými charakteristikami, známými též jako BLUE¹¹.

Metoda OLS může být považována za nejlepší lineární nestranný odhad (BLUE) pouze při splnění následujících předpokladů (Studenmund, 2014):

- Regresní model je lineární, správně specifikovaný a má aditivní chybovou hodnotu.
- Chybová hodnota má nulový populační průměr.
- Žádné vysvětlující proměnné nekorelují s chybovou hodnotou.
- Chybová hodnota má konstantní odchylku (nevykazuje heteroskedasticitu).

¹¹ BLUE, neboli *Best Linear Unbiased Estimate*, znamená česky nejlepší lineární nestranný odhad. Pokud je metoda nejmenších čtverců BLUE, znamená to, že ze všech možných lineárních nestranných odhadů poskytuje nejpřesnější statistický odhad α a β . Pro vysvětlení α a β viz níže (White et al., 2012).

- Žádná vysvětlující proměnná není dokonale lineární kombinací žádné jiné proměnné (není přítomna multikolinearita).
- Chybová hodnota má normální rozdělení (tento předpoklad není povinný, ale většinou je přítomen).

Při používání OLS je předpokládáno splnění všech zmíněných podmínek. Pro ověření splnění některých podmínek (heteroskedasticita a multikolinearita) bude proveden formalizovaný test, který umožní hypotézu potvrdit nebo vyvrátit¹², u ostatních podmínek je předpokládáno splnění na základě ekonomické teorie.

K výpočtu vztahu mezi zmíněnými proměnnými byly použity nejprve jednoduché lineární regrese pro každou proměnnou zvlášť a poté vícenásobná regrese, kde i značí zemi, β_0 je konstanta, $\beta_1 - \beta_8$ jsou regresní koeficienty zvolených determinantů a ε značí chybu odhadu, resp. reziduum. Tato regresní rovnice (1) je uvedena níže:

$$\begin{aligned} \text{Produktivita}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{Zam}\check{Z}_i + \beta_2 P_i + \beta_3 \text{PracD}_i + \beta_4 (\text{PracD})^2_i \\ & + \beta_5 \text{VyšVzd}_i + \beta_6 \text{PrůmT}_i + \beta_7 \text{Dél}\check{Z}_i + \beta_8 \text{KZ}_i + \varepsilon_i, \end{aligned} \quad (1)$$

kde $\text{Zam}\check{Z}$ značí proměnnou Zaměstnané ženy, P značí proměnnou Patenty, PracD značí proměnnou Pracovní doba, VyšVzd značí proměnnou Vyšší vzdělání, PrůmT značí proměnnou Průměrná teplota, $\text{Dél}\check{Z}$ značí proměnnou Délka života, čímž je myšlena střední délka života neboli naděje dožití, a KZ značí proměnnou Kapitálová zásoba.

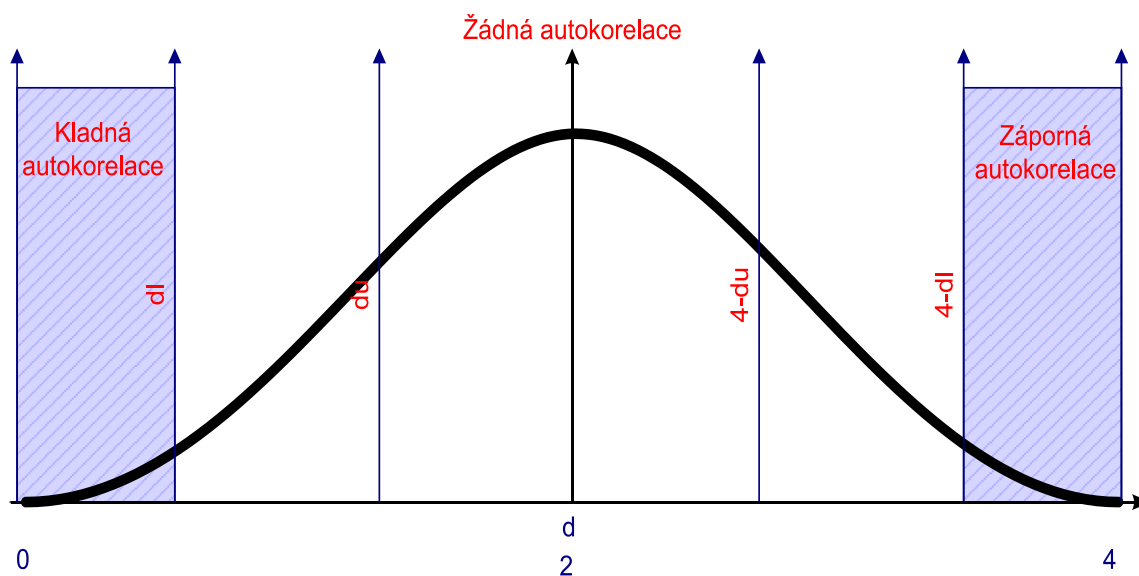
Jedná se o hlavní regresní model, ze kterého jsou však odvozovány i odlišné alternativy, jejichž výsledky jsou v práci též uvedeny. Rovnice těchto odlišných modelů jsou vždy přehledně uvedeny, popřípadě jsou jednoznačně vysvětleny úpravy v základní rovnici výše.

Pro výpočet jednotlivých regresí je použit především statistický softwarový balík Statgraphics. Některé dílčí části výpočtů jsou ověřovány a dopočítávány pomocí

¹² Vědecké hypotézy se dají potvrdit nebo vyvrátit, nikoli však prokázat. I pokud je hypotéza potvrzena, není nevyvratitelná. V praxi lze tedy buď hypotézu vyvrátit, nebo potvrdit tím, že se vyvrátí hypotéza alternativní, což však není prokázání původní hypotézy (Laerd Statistics, 2018).

doplňkových analytických nástrojů v programu Microsoft Excel, popřípadě ve statistickém programu Stata.

Pro testování nezávislosti reziduí byl zvolen Durbin-Watsonův test (také DW test). Statistika tohoto testu má symetrické rozdělení se střední hodnotou $E=2$. Hodnoty DW testu v blízkosti této střední hodnoty představují sériovou nezávislost náhodné složky. Pokud je hodnota DW testu blízká nule, značí pozitivní autokorelaci náhodné složky a pokud je blízká $E=4$, představuje negativní korelaci. Tento vztah autokorelace a Durbin-Watsonovy statistiky je znázorněn na grafu níže (Obrázek 2: Hodnocení Durbin-Watsonova testu). K přesnému vyhodnocení DW testu se používají tabulkové hodnoty, které určují přesné intervaly kladné autokorelace, nulové autokorelace, záporné autokorelace a tzv. šedých zón mezi nimi (zóny neprůkaznosti). Statistické programy kromě výsledku Durbin-Watsonova testu uvádí i p-hodnotu pro daný test. Pokud je p-hodnota DW testu vyšší než 0,05, lze tvrdit, že rezidua v použitém modelu neindikují sériovou závislost neboli autokorelaci (Cipra, 2008; Pavelka, 2017).



Obrázek 2: Hodnocení Durbin-Watsonova testu
Zdroj: upraveno dle (Zouhar, 2014)

3. Aplikační část

V aplikační části budou na základě metodiky z předešlé kapitoly odhadnuty výsledky regresí. Nejprve bude provedena jednoduchá regrese každé nezávislé proměnné s produktivitou zvlášť a výsledky porovnány s literaturou a předpoklady uvedenými v této práci. Následně bude vypočítána jedna souhrnná regrese, ve které bude zohledněn i vliv všech ostatních nezávislých proměnných. Pokud nastane situace, že ne všechny nezávislé proměnné budou mít statisticky významný vliv na produktivitu, budou ty nevýznamné postupně odebírány tak, aby výsledný model měl co nejvyšší statistickou významnost a zároveň poskytoval širokou empirickou základnu pro komentování příležitostí pro české podniky.

3.1 Jednoduché regrese (korelace)

Hlavním smyslem uvedení jednotlivých jednoduchých (párových) regresí v této práci je nastínění přístupu k výpočtu korelace mezi proměnnými a též popsání jednotlivých statistických ukazatelů. Vzhledem k tomu, že dílčím (vedlejším) cílem této práce je i porovnání vhodnosti použití roční produktivity s produktivitou hodinovou, budou ve všech úrovních představování výsledků regrese zároveň prováděny testy relativní statistické významnosti výpočtu produktivity. Nejprve tedy vždy bude regresní model vypočítán s použitím jedné proměnné (roční produktivity) a poté, jako test statistické významnosti, s použitím té druhé (hodinové produktivity).

3.1.1 Jednoduché regrese s použitím roční produktivity

V přehledové tabulce níže (Tabulka 2) jsou uvedeny vybrané údaje z jednoduchých regresí, kde byla vypočítána vazba mezi jednotlivými determinanty a roční produktivitou postupně, bez zahrnutí vlivu ostatních faktorů. Přesto, že téměř všechny statistické programy poskytují spolu se základním výsledkem regrese i jiné doplňující informace, ať už k výsledku regrese či k podpoře statistické významnosti výpočtu, jsou zde uvedeny pouze relevantní údaje vhodné pro interpretaci první části odhadů.

Tabulka 2: Přehled jednoduchých regresí s roční produktivitou

	ZamŽ	P	PracD	VyšVzd	PrůmT	DélŽ	KZ
Koeficienty	758,18	515,73	-5 450,63	1 773,58	-1 505,96	6 659,88	198,43
chyba stř. hodnoty	1 727,74	78,07	1 691,93	700,52	1 300,43	1 752,61	49,75
t-test	0,439	6,606	-3,222	2,532	-1,158	3,800	3,989
p-hodnota	0,664	2,596E-07	0,003	0,017	0,256	0,001	3,94E-04
F-test	0,190	43,642	10,378	6,410	1,341	14,440	15,910
koeficient determinace	0,64 %	59,26 %	25,70 %	17,61 %	4,28 %	32,49 %	34,66 %
upravený koeficient determinace	0,00 %	57,90 %	23,23 %	14,86 %	1,09 %	0,30 %	32,48 %

Zdroj: vlastní

Koeficient ukazuje, o kolik mezinárodních dolarů se zvýší produktivita, pokud se daná nezávislá proměnná zvýší o jednu jednotku (pro přehled jednotek viz Tabulka 1). Chyba střední hodnoty (nebo také střední chyba průměru, častěji uváděná anglicky jako Standart Error) reprezentuje směrodatnou odchylku získaného průměru náhodného výběru od střední hodnoty základního souboru. Hodnota t-testu (nebo také studentova t-testu, anglicky t Stat) u jednotlivých faktorů v zásadě určuje oprávněnost setrvání dané proměnné v regresním modelu. Nulová hypotéza pro t-test tedy může být pro jednotlivé proměnné (v tomto případě zvolené determinanty produktivity práce), označené stejně jako v předešlé rovnici symbolem i , vyjádřena následovnou rovnicí (2):

$$H_0: \beta_i = 0 \quad (2)$$

Ve chvíli, kdy t-test naznačuje, že nulovou hypotézu zamítnout nelze, je třeba zvážit případné vyloučení dané proměnné z rovnice daného modelu, protože taková proměnná může být zbytečná a nic nového nepřináší, popřípadě může negativně ovlivňovat statistickou úspěšnost modelu. Bylo by však neuvážlivé proměnnou vyjímát pouze na základě hodnoty t-testu bez bližší analýzy.

Nejčastěji se statistická významnost určuje podle p-hodnoty (nebo také signifikance, častěji uváděná anglicky jako P value). Tato hodnota značí, jaká je maximální možná hladina testu, pro kterou ještě nebude hypotéza H_0 zamítnuta. Bude-li hladina testu vyšší než daná p-hodnota, hypotéza H_0 bude zamítnuta. Standardně se hranice p-hodnoty určuje jako 0,05, což reprezentuje 5% hladinu významnosti, která je obvykle v odborných kruzích považována za dostatečnou úroveň spolehlivosti. V empirických modelech na

ekonomických datech se ale lze setkat i s vyšší hladinou významnosti, tedy s akceptováním relativně méně významných výsledků (např. 10% nebo 15%).

Všechny výše zmíněné hodnoty jsou vždy počítány pro každou proměnnou samostatně. Model je však nutné hodnotit i jako celek. K tomu slouží mimo jiné především ukazatele F-test, koeficient determinace a v případě vícenásobné regrese i upravený koeficient determinace.

Hodnota F-testu (často také nazývaného F-test dobré shody) ukazuje, zda regrese jako celek je nebo není rovna nule. Nulovou hypotézu F-testu lze tedy vyjádřit rovnicí (3) následovně:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0 \quad (3)$$

Čím větší je tedy hodnota F-testu, tím spíše se odmítne tvrzení, že se celá rovnice rovná nule a tím nemá žádnou vypovídající hodnotu.

Koeficient determinace (častěji uváděný anglicky jako R Squared) určuje, jakou část rozdílu produktivity mezi zeměmi vysvětluje právě tato proměnná. U vícenásobné regrese značí R Squared, jakou část rozdílu mezi zeměmi vysvětlují dané proměnné dohromady bez zohlednění jejich počtu zahrnutého v regresním modelu.

Upravený koeficient determinace (anglicky Adjusted R Squared) je užitečný především u vícenásobných regresí. Je sice uveden i u jednoduchých regresí, nicméně vzhledem ke smyslu této veličiny je zde zbytečný (v tabulce je uveden pro ilustrativní účely). Tato veličina totiž značí stejně jako R Squared část rozdílu vysvětlenou danými proměnnými, avšak na rozdíl od R Squared je upravena o stupeň volnosti. Jinými slovy na rozdíl od běžného koeficientu determinace právě zohledňuje počet nezávislých proměnných zahrnutých v modelu. Čím větší by totiž byl počet proměnných, tím větší by byl koeficient determinace již na základě metody jejího výpočtu.

Koeficient proměnné Zaměstnané ženy značí, že při změně poměru žen v celkové zaměstnanosti o 1 p. b. se celková roční produktivita zvýší o 758 dolarů. Koeficient determinace značí, že Zaměstnané ženy vysvětlují jen skutečně mizivou část rozdílu produktivity. Co je však při interpretaci vlivu Zaměstnanosti žen na produktivitu klíčové, je signifikance. Právě p-hodnota ve výši 0,664 značí nedostatečnou významnost tohoto

regresoru. Vliv Zaměstnanosti žen na produktivitu je tedy velmi slabý a statisticky nevýznamný.

Nezávislá proměnná Patenty již vykazuje statisticky značně významnější výsledky. Podle provedené korelační analýzy zvýší počet zaregistrovaných patentů na jednoho zaměstnance o 1 patent ročně produktivitu o 515 731 dolarů. Představa, že každý zaměstnanec v zemi zaregistruje jeden patent ročně, je však nereálná (např. v roce 2017 bylo českými vynálezci registrováno „pouze“ 205 patentů; EPO, 2018). Pro lepší vypovídací hodnotu byl proto vliv patentů přepočítán na patenty na tisíc zaměstnanců. Pokud tedy každá tisícovka zvýší počet registrovaných patentů o 1 ročně (v ČR v roce 2017 bylo registrováno 3,91 patentů na tisíc zaměstnanců; EPO, 2018; Eurostat, 2017a), zvýší se za současného stavu produktivita v zemi o 516 mezinárodních dolarů. Velmi silná pozitivní korelace patentů (resp. celého výzkumu a vývoje) je tak v naprostém souladu se závěry většiny empirických studií (např. Griffith et al., 2004 nebo Guellec et al., 2004) i s většinou teoretických prací (např. Howitt, 2000). Vliv této proměnné je také v souladu s předpoklady uvedenými v této práci.

P-hodnota hluboko pod 0,05¹³ identifikuje tento determinant jako statisticky významný i při 5% hranici významnosti. I koeficient determinace se s 59 % dá považovat za velmi solidní, vzhledem k tomu, že regresní rovnice je tvořena pouze jednou závislou a jednou nezávislou proměnnou.

Pracovní doba značí, že pokud se týdenní pracovní doba zvýší o 1 hodinu, sníží se tak produktivita o 5 450 dolarů. Lze tedy předpokládat, že se evropské země nacházejí až za vrcholem paraboly. Snižování pracovní doby je i jeden z nejčastěji diskutovaných směrů, často vlivem zavádění Průmyslu 4.0 (digitalizace a automatizace), neboť zaměstnanec dokáže díky technickému pokroku vyprodukovat stejné výstupy za kratší čas, popřípadě větší výstupy za stejný čas, v kombinaci pak větší výstupy za kratší čas (ČT24, 2018; MPO, 2016). Střední chyba průměru však naznačuje, že rozptyl jednotlivých zemí je značný, tudíž nelze doporučit vyvozování jednoznačných doporučení pro jednotlivé země. V rámci

¹³ Číslovku 2,596E-07 (uvedenou v tabulce) lze do tzv. dvojřádku zapsat jako $2,596 \times 10^{-7}$. Desítka s exponenciálem značí, o kolik řádů je třeba posunout desetinou čárku doprava (s mínusem doleva). Toto číslo lze tak zapsat též jako 0,0000002596. Tento vědecký zápis tak šetří nejen místo, ale i oči při počítání řádů (NYU, 2018).

jednotlivých podniků je třeba být ještě opatrnější a nejprve určit podnikovou pozici na parabole a poté identifikovat vhodné pracovní pozice pro zkrácení pracovní doby. Zároveň v rámci jednoduchých regresí nelze potvrdit tvar paraboly představené v metodické části. Pro lepší hodnocení vlivu této proměnné je tedy vhodné vložit do vícenásobné regrese (Tabulka 4) i proměnnou (Pracovní doba)².

Determinant Vyšší vzdělání byl jeden z empiricky nejvíce rozporuplných, kde mnozí pozitivní vliv vzdělání potvrdili (např. Chansarna, 2010 nebo Kocourek a Nedomlelová, 2018), ale mnozí našli empirickou podporu i pro závěry opačné, tedy že vyšší vzdělání produktivitu snižuje (např. Pritchett, 2001). Dle výsledků regrese v této práci zvýšení podílu zaměstnanců s vyšším vzděláním o 1 procentní bod zvýší v současné situaci produktivitu o 1 774 dolarů. Robustnost této regrese značí F test dobré shody jako dostatečnou, p-hodnota potom samotná nezávislá proměnná jako statisticky významný při hranici významnosti 5 %. Vliv proměnné je tedy pozitivní, což je v souladu s předpoklady této práce.

Teplota se dle koeficientu může na první pohled jevit jako významně ovlivňující produktivitu, na druhý tomu však není. Koeficient značí, že zvýšení teploty o jeden stupeň Celsia sníží roční produktivitu o 1 506 dolarů. Dle amerického Národního úřadu pro letectví a kosmonautiku (anglicky National Aeronautics and Space Administration, též NASA) však průměrná teplota roste meziročně o zhruba 0,07 °C (NASA, 2017), snižování produktivity tudíž nelze v porovnání s ostatními determinanty považovat za významné. Vliv této nezávislé proměnné je v souladu s očekáváním v této práci i s Dalgaarovou teorií (Dalgaar, 2015) pozitivní, nicméně statistická významnost je slabá, neboť P-value s hodnotou 0,256 se jeví nedostatečnou pro vyvozování jasných a relevantních závěrů.

Délka života, která reprezentuje především zdravotní péči v zemi, vyšla v souladu s předpoklady i v souladu s empirickými studiemi (např. Arory, 2001) pozitivní. Zvýšení průměrné délky života o 1 rok dle výsledků zvýší roční produktivitu o 6 660 mezinárodních dolarů. Stejně jako v případě Pracovní doby je však chyba střední hodnoty významná. Je tedy třeba mít se na pozoru při vyvozování doporučení pro jednotlivé země, resp. podniky jednotlivých zemí. P-value podporuje robustnost výsledků této korelace a díky hodnotě 0,001 ji lze hodnotit jako statisticky významnou při hladině významnosti 5 %.

Výsledek korelace Kapitálové zásoby a produktivity značí, že zvýšení hodnoty čisté zásoby kapitálu na jednoho zaměstnance o jeden dolar zvýší produktivitu o 198 USD (PPP). Vliv této nezávislé proměnné je tedy pozitivní, což je v souladu s empirickými poznatky (např. Corrado et al., 2014) i s předpoklady v metodologické části této práce. Standard Error ukazuje na nízký rozptyl, což umožňuje přesnější odhady pro konkrétní země. P-value hluboce pod 0,05 značí statistickou významnost při hladině 5 %.

Pro zajištění podmínky homoskedasticity, resp. nepřítomnosti heteroskedasticity byla vstupní data podrobena vizuální kontrole ve vztahu k reziduím vypočítané a skutečné produktivity. Jednotlivé grafy mapující (ne)přítomnost heteroskedastičnosti jsou zobrazeny v příloze A. Žádný z determinantů nevykazuje ve vztahu k roční produktivitě (resp. reziduím skutečné a vypočítané produktivity) kornoutový tvar, tedy přítomnost heteroskedastičnosti. Vstupní data tak lze z tohoto pohledu považovat za dostatečně kvalitní.

3.1.2 Jednoduché regrese s použitím hodinové produktivity

Vzhledem ke smyslu korelační analýzy nebudou výsledky s použitím hodinové produktivity podrobně komentovány, budou pouze stručně porovnány se stejným modelem používajícím produktivitu roční. Hodnoty koeficientů a dalších charakteristik modelů s hodinovou produktivitou jsou uvedeny v přehledové tabulce (Tabulka 3) níže:

Tabulka 3: Přehled jednoduchých regresí s hodinovou produktivitou

	ZamŽ	P	PracD	VyšVzd	PrůmT	DélŽ	KZ
koeficienty	0,804	0,299	-3,905	-0,051	-0,999	3,901	0,123
chyba stř. hodnoty	0,983	0,044	0,870	0,011	0,740	0,994	0,027
t-test	0,819	6,818	-4,487	-4,411	-1,351	3,926	4,520
p-hodnota	0,420	1,45E-07	9,859E-05	1,22E-04	0,187	4,68E-04	8,99E-05
F-test	0,670	46,485	20,137	19,461	1,825	15,410	20,433
koeficient determinace	2,184 %	60,777 %	40,164 %	39,346 %	5,733 %	33,935 %	40,515 %
upravený koeficient determinace	-1,076 %	59,469 %	38,170 %	37,324 %	2,591 %	31,733 %	38,533 %

Zdroj: vlastní

V tomto modelu vyšly jako statisticky významné stejné proměnné jako v modelu používajícím roční produktivitu: Patenty, Pracovní doba, Vyšší vzdělání, Délka života a Kapitálová zásoba. Hodnoty koeficientů nelze jednoduše porovnat, neboť zde vyjadřují

vliv na hodinovou produktivitu. Co však lze porovnat jsou znaménka korelačních koeficientů. Ta jsou v obou modelech totožná, s výjimkou Vyššího vzdělání. To dle výsledků této analýzy ovlivňuje roční produktivitu pozitivně, ale hodinovou produktivitu negativně. Podle hodnot F-testu dobré shody a p-hodnoty se druhý (hodinový) model jeví jako mírně statisticky významnější, nicméně vzhledem k tomu, že každá proměnná je počítaná zvlášť, není vhodné určovat robustnost na základě těchto dvou modelů. Z tohoto důvodu budou stejné proměnné zahrnuty do jedné regrese s využitím roční produktivity a jedné s využitím hodinové produktivity. Výsledky těchto dvou regresí už bude vhodnější porovnat a větší smysl bude mít i hodnocení robustnosti těchto dvou přístupů k měření produktivity.

Podmínka homoskedasticity, resp. nepřítomnost heteroskedasticity byla vizuálně zkoumána, stejně jako v případě korelací s použitím roční produktivity. Jednotlivé grafy jsou uvedeny v příloze B. Stejně jako v případě roční produktivity, ani zde nebyl identifikován kornoutový tvar vztahu reziduí a proměnných, tudíž lze považovat vstupní data za vhodná pro provedení analýzy, resp. lze zamítnout hypotézu o heteroskedastičnosti.

3.2 Vícenásobná regrese

V této fázi výpočtů budou všechny regresory součástí jedné vícenásobné regrese tak, aby byla zohledněna i vazba jednotlivých nezávislých proměnných, resp. tak, aby vliv jednotlivých regresorů obsahoval i vlivy regresorů ostatních. Nejprve bude provedena souhrnná regrese s použitím roční produktivity, poté s použitím produktivity hodinové jako testu statistické významnosti.

3.2.1 Vícenásobná regrese s použitím roční produktivity

Výsledek vícenásobné regrese s použitím roční produktivity je uveden v přehledové tabulce níže (Tabulka 4). Na rozdíl od předešlé přehledové tabulky jsou zde uvedeny souhrnné výsledky jedné regrese. Je zde tedy uveden pouze jeden F-test, jeden koeficient determinace a jeden upravený koeficient determinace.

Tabulka 4: Přehled vícenásobné regrese s použitím roční produktivity

	Konstanta	ZamŽ	P	PracD	PracD ²	VyšVzd	PrůmT	DélŽ	KZ
koeficienty	-220 176,0	-3 453,3	375,0	21 154,7	-295,2	1 139,9	-535,7	322,4	65,8
chyba stř. hodnoty	375 001,0	1 959,1	97,5	21 446,0	291,9	659,6	1 036,4	2 637,6	74,9
t-test	-0,59	-1,76	3,85	0,99	-1,01	1,73	-0,52	0,12	0,88
p-hodnota	0,563	0,091	8,00E-04	0,334	0,322	0,097	0,610	0,904	0,389
F-test	7,330								
koeficient determinace	71,833 %								
upravený koeficient determinace	62,036 %								

Zdroj: vlastní

F-test pro tuto regresi vyvrací nulovou hypotézu, při které se celá rovnice a všechny regresní koeficienty rovnají nule. Koeficient determinace při použití osmi regresorů není spolehlivým ukazatelem, neboť je uměle navyšován – tím je upravený koeficient determinace. Hodnota 62 % značí, že 62 % rozptylu v produktivitě je možné vysvětlit právě zvolenými kovariáty, což je pro průřezová data solidní výsledek.

Novým ukazatelem je zde také sloupec Konstanta. Ta značí očekávanou střední hodnotu Y (závislé veličiny) za předpokladu, že se všechny X (nezávislé veličiny) rovnají nule. Konstanta je proto přínosná při hodnocení samotné produktivity, nikoli však při analýze vztahu regresoru a regresandu. V této práci by tedy uvedena být měla – pro případné doplnění slovního doprovodu číselných výsledků, nikterak však podrobněji zkoumána.

Vzhledem k tomu, že vícenásobná regrese bere v potaz i vliv ostatních kovariátů, můžeme pozorovat rozdílné výsledky i přesto, že vstupní data jsou stejná jak pro jednoduché regrese, tak pro regresi vícenásobnou.

V rámci vícenásobné regrese existuje nebezpečí multikolinearity. Důvodem může být zpoždění použitých proměnných, ty však v této práci nejsou využity. Přítomnost multikolinearity může být také způsobena tím, že se závislé proměnné použité v modelu vyvíjejí stejným směrem, například když vycházejí ze stejných makroekonomických situací. Právě toto riziko je adresováno v Příloze A. Na základě expertního úsudku a informací z teoretické části jsou identifikovány různé dvojice faktorů, které by mohly být buď ovlivňovány třetím faktorem stejným směrem, nebo ovlivňují jeden druhý. Z grafů uvedených v příloze C vyplývá, že žádná z uvedených dvojic proměnných nevykazuje

výrazné známky multikolinearity. Data použitá v regresním modelu jsou tak z pohledu vzájemného vlivu vhodná pro použití v jedné vícenásobné regresi.

Signifikance zde prokázala statistickou významnost u Zaměstnaných žen při hladině významnosti 10 %, neboť P-value je sice nad 0,05, ale je pod hranicí 0,1. Z výsledků lze tedy tvrdit, že zvýšení podílu žen na zaměstnaném obyvatelstvu o 1 procentní bod sníží produktivitu práce o 1 984 dolarů, koeficient je tedy negativní. Výsledek vícenásobné regrese není v souladu s předpoklady této práce a vykazuje opačný (záporný) vztah. Přesto, že v současné fázi představování výsledků nejsou obsaženy celkové závěry ani doporučení pro zákonodárce či management podniků, je třeba zde zmínit, že z výsledků této vícenásobné regrese nelze vyvozovat, že ženy jsou méně produktivní než muži. Vyvození závěrů z číselných výsledků bude následovat až v dalších částech této práce.

Proměnná Patenty zůstala statisticky významná, stejně tak i znaménko koeficientu je kladné. Zvýšení počtu registrovaných patentů na 1000 zaměstnanců o 1 ročně tedy zvýší produktivitu o 375 mezinárodních dolarů. To je, stejně jako v případě předešlé regrese, v souladu se závěry většiny empirických studií, ekonomické teorie i předpoklady této práce.

V rámci dodržení jednotné logiky budou nejprve představeny závěry regresoru (Pracovní doba)². Na základě záporného koeficientu je možné předpokládat, že tvar funkce této nezávislé proměnné je v souladu s předpokladem ve tvaru dolů otevřené paraboly, tak jak bylo uvedeno výše (viz Obrázek 1 v metodické části).

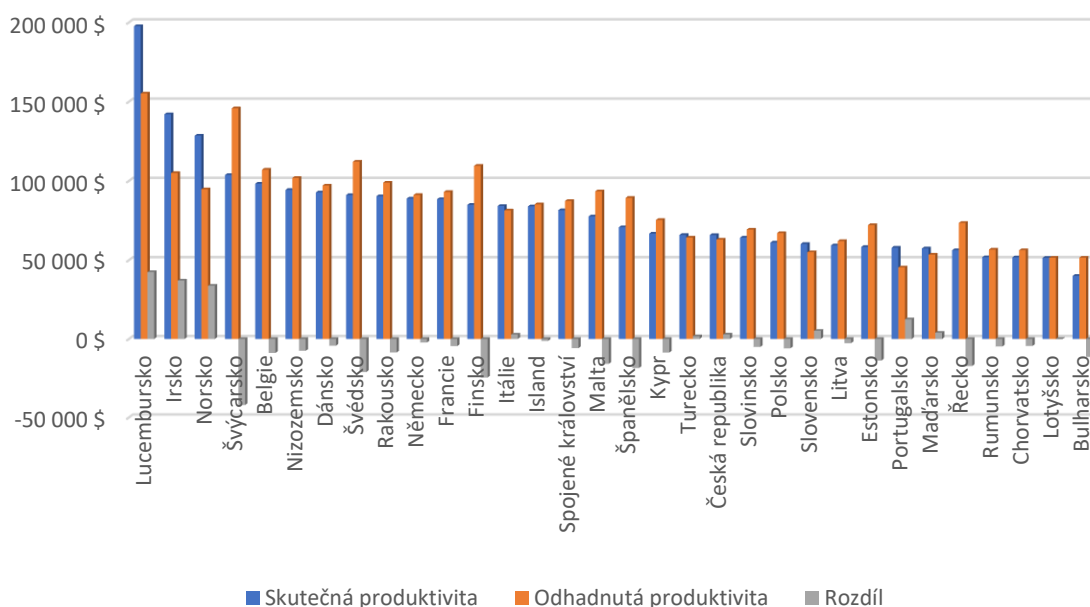
Regresor Pracovní doba má však oproti předešlé regresi kladný koeficient. Pro zjištění skutečného vlivu determinantu reprezentující týdenní pracovní dobu je ale třeba vliv determinantů Pracovní doba a (Pracovní doba)² spojit. Celkový vliv pracovní doby na produktivitu je tedy 20 859,5. Značí, že evropské země se na pomyslné parabole nacházejí ještě před vrcholem, tedy že zvýšení hodinové pracovní doby o 1 hodinu týdně zvýší produktivitu o 20 859,5 mezinárodních dolarů. P-hodnota je ale stále vysoko nad hranicí 0,05, výsledek tohoto regresoru tedy nelze brát jako statisticky významný při 5% hladině významnosti.

Vyšší vzdělání vykazuje v porovnání s jednoduchou regresí stabilní výsledky. Zvýšení poměru vysoce vzdělaných zaměstnanců o 1 p. b. tak povede ke zvýšení produktivity

o 935 dolarů. Po započítání vlivu ostatních regresorů je i P-value nižší, stále však není pod hranicí 5% významnosti. Tento výsledek tak lze brát jako statisticky významný při 10% hranici významnosti.

Nezávislé proměnné Teplota, Délka života a Kapitálová zásoba vykazují i po zohlednění ostatních regresorů podobné výsledky. Regresní koeficient Teploty je negativní – zvýšení teploty tedy snižuje produktivitu. Vliv Délky života je podle znaménka regresního koeficientu pozitivní, zlepšení zdravotní péče tak skrze vyšší dožitý věk zvyšuje roční produktivitu práce. Kapitálová zásoba vykazuje též pozitivní vliv díky kladnému regresnímu koeficientu. U žádné ze tří zmíněných nezávislých proměnných však p-hodnota nevykazuje statistickou významnost při 5% hladině významnosti.

Celý model může být též zhodnocen vizuálně. Na následujícím grafu (Obrázek 3) je porovnána skutečná produktivita s produktivitou odhadnutou modelem a jsou zde také znázorněny rozdíly mezi danými produktivitami (rezidua ukazující chybu odhadu):



Obrázek 3: Graf statistického odhadu a skutečné roční produktivity
Zdroj: vlastní

Tento graf díky porovnání skutečné a odhadnuté produktivity ukazuje, jaká je chyba modelu a poměrně přehledně prezentuje rozdíly v mezinárodní produktivitě práce v evropských zemích. Nejvyšší se rozdíl jeví u Lucemburska, Irska a Norska, což lze vzhledem k jejich ekonomické pozici v Evropě očekávat. Ostatní rezidua nejsou nijak dramaticky velká

a nevykazují žádnou systematickou složku, což je jeden z předpokladů OLS a podporují tak robustnost modelu. Země jsou záměrně seřazeny podle výše skutečné produktivity tak, aby mohla být posouzena právě případná systematická složka reziduí. Z grafu nevyplývá žádná funkční závislost mezi chybami modelu, což podporuje tvrzení, že model poměrně přesně obsahuje všechny klíčové rozdíly mezi produktivitami v jednotlivých zemích.

Durbin-Watsonův test (pro testování nezávislosti reziduí) vyšel pro model vícenásobné regrese s použitím roční produktivity 2,43093, s p-hodnotou 0,8646. Autokorelaci lze tedy vyloučit nejen na základě vizuálního vyhodnocení (viz Obrázek 3) ale též statisticky právě na základě výsledků DW testu.

3.2.2 Vícenásobná regrese s použitím hodinové produktivity

Mnozí analytici používají pro výpočet produktivity hodinovou produktivitu. Dle některých názorů reprezentuje hodinová produktivita lépe schopnost přeměnit efektivněji vstupy na výstupy, neboť roční produktivitu, tak jak je počítána, ovlivňuje i počet odpracovaných hodin denně. Z tohoto důvodu byla provedena souhrnná vícenásobná regrese s použitím hodinové produktivity, jejíž výsledek je uveden v přehledové tabulce níže (Tabulka 5). Porovnání výsledků regrese s roční produktivitou (Tabulka 4) s výsledky regrese s hodinovou produktivitou (Tabulka 5) slouží jako test relativní významnosti a určí tak vhodná vstupní data pro další části této práce.

Tabulka 5: Přehled vícenásobné regrese s použitím hodinové produktivity

	Konstanta	ZamŽ	P	PracD	PracD ²	VyšVzd	PrůmT	DélŽ	KZ
koeficienty	15,584	-1,751	0,191	5,642	-0,098	0,586	-0,262	0,044	0,036
chyba stř. hodnoty	196,400	1,026	0,051	11,232	0,153	0,345	0,543	1,381	0,039
t-test	0,079	-1,707	3,739	0,502	-0,639	1,698	-0,482	0,032	0,913
p-hodnota	0,937	0,101	0,001	0,620	0,529	0,103	0,635	0,975	0,371
F-test	9,350								
koeficient determinace	76,483 %								
upravený koeficient determinace	68,304 %								

Zdroj: vlastní

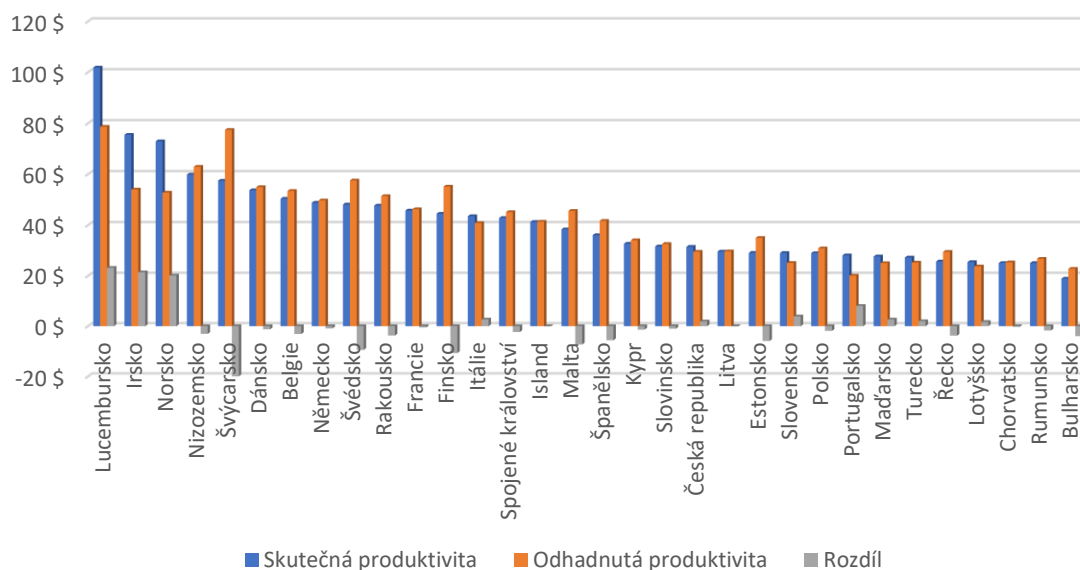
F-test 9,350 vyvrací nulovou hypotézu, podobně jako regrese s roční produktivitou (F-test 7,330), nicméně vyšší hodnota značí spolehlivější vyvrácení hypotézy, že se celá rovnice

rovná nule. Veličina ještě více podporující statistickou významnost této regrese je upravený koeficient determinace. Hodnota 68,304 % (v porovnání s 62,034 %) je o více než 6 p. b. vyšší a hovoří rovněž ve prospěch hodinové produktivity.

Regrese s použitím hodinové produktivity je tedy považována za významnější, resp. lépe popisující skutečnost, kdy je více než 68 % rozptylu vysvětleno zvolenými regresory. V dalších částech této práce bude tedy jako vysvětlující proměnná použita hodinová produktivita s průběžnými testy významnosti ve formě porovnání výsledků se stejnými výpočty při použití roční produktivity.

Dle p-hodnoty se ukazují jako statisticky významné proměnné pouze Patenty při 5% hladině významnosti. Zaměstnané ženy a Vyšší vzdělání jsou hodnoceny jako statisticky významné při hladině významnosti 10 %. Zaměstnané ženy značí, že při zvýšení poměru zaměstnaných žen o 1 p. b., hodinová produktivita klesne o 1,75 mezinárodních dolarů, vliv je tedy negativní. Při zvýšení registrovaných patentů o 1 na každý tisíc zaměstnanců se hodinová produktivita zvýší o 0,19 dolarů, vliv je tedy pozitivní. Vysokoškolské vzdělání mezi zaměstnanci zvýšené o 1 p. b. zvýší hodinovou produktivitu o 0,59 dolarů, vliv je tedy stejně jako u Patentů pozitivní. Tyto výsledky jsou svým znaménkem shodné s výsledky v regresi s roční produktivitou.

Graficky zhodnotit úspěšnost modelu a systematickosti reziduí lze na následujícím grafu (Obrázek 4) skutečné a modelové produktivity:



Obrázek 4: Graf statistického odhadu a skutečné hodinové produktivity

Zdroj: vlastní

I v tomto grafu je zřetelně nejvyšší rozdíl mezi odhadnutou a skutečnou produktivitou v Lucembursku, Irsku a Norsku, stejně jako s použitím ročních hodnot. Přesto, že jsou země seřazeny podle skutečné produktivity, rezidua nevykazují žádné náznaky systematickosti, což potvrzuje robustnost použitého modelu a vyvrací autokorelovanost reziduí.

Tu je možné vedle vizuálního zhodnocení vyvrátit i pomocí Durbin-Watsonova testu, jehož hodnota pro tento model je 2,42197 s p-hodnotou 0,8586, což bezpečně vyvrací přítomnost sériové závislosti.

3.3 Vícenásobná regrese při hladině významnosti 15 %

Nezávislé proměnné, které nevykazují dostatečnou statistickou významnost, mohou ovlivňovat výsledky ostatních proměnných, aniž by samy něco přinášely do modelu. Pro jejich nadbytečnost je tedy vhodné regresory s nejnižší statistickou významností z modelu vyjmout, a to jeden po druhém od nejméně významného. Vyjímání jednotlivé determinanty je vhodné do doby, než statistická významnost všech zbylých determinantů dosahuje požadované úrovně a žádný tak není nadbytečný. I přesto, že se většinou za spolehlivou hladinu významnosti volí 5 %, lze prezentovat i výsledky s nižší hladinou významnosti, jen je třeba mít nižší hladinu jejich významnosti na zřeteli. Zápis zvolené regrese tak může být vyjádřen rovnicí (4) takto:

$$Produktivita_i = \beta_0 + \beta_1 Zam\check{Z}_i + \beta_2 P_i + \beta_3 Vy\check{s}Vzd_i + \beta_4 KZ_i + \varepsilon_i, \quad (4)$$

kde $Zam\check{Z}$ značí proměnnou Zaměstnané ženy, P značí proměnnou Patenty, $Vy\check{s}Vzd$ značí proměnnou Vyšší vzdělání a KZ značí proměnnou Kapitálová zásoba.

Tento zápis je vhodný jak pro roční produktivitu, tak pro produktivitu hodinovou. Obě produktivity v regresi slouží jako cílová proměnná a v rovnici jsou tedy nalevo.

3.3.1 Vícenásobná regrese s použitím hodinové produktivity

Vzhledem k vyšší statistické spolehlivosti výsledků s hodinovou produktivitou v předchozích výpočtech budou nejprve představeny výpočty této regrese. Oproti rovnici uvedené výše se při použití hodinové produktivity ukázala proměnná Zaměstnanost žen jako nadbytečná a byla vyřazena. Rovnici pro vícenásobnou regresi při hladině významnosti 15 % s použitím hodinové produktivity (5) lze tedy zapsat takto:

$$Produktivita_i = \beta_0 + \beta_1 P_i + \beta_2 Vy\check{s}Vzd_i + \beta_3 KZ_i + \varepsilon_i, \quad (4)$$

kde $Vy\check{s}Vzd$ značí proměnnou Vyšší vzdělání a KZ značí proměnnou Kapitálová zásoba.

V následující přehledové tabulce (Tabulka 6) jsou uvedeny vybrané regresory, jejichž statistická významnost je nad úrovní 15 %:

Tabulka 6: Přehled vícenásobné při 15 % hladině významnosti s použitím hodinové produktivity

	Konstanta	P	VyšVzd	KZ
koeficienty	9,093	0,231	0,426	0,051
chyba stř. hodnoty	8,282	0,044	0,270	0,024
t-test	1,098	5,193	1,574	2,157
p-hodnota	0,282	0,000	0,127	0,040
F-test	23,710			
koeficient determinace	71,753 %			
upravený koeficient determinace	68,726 %			

Zdroj: vlastní

V průběhu odebrání nadbytečných proměnných se hodnoty poměrně výrazně měnily, především p-hodnota a s ní spojený studentův t-test. F-test prokazuje smysluplnost celé

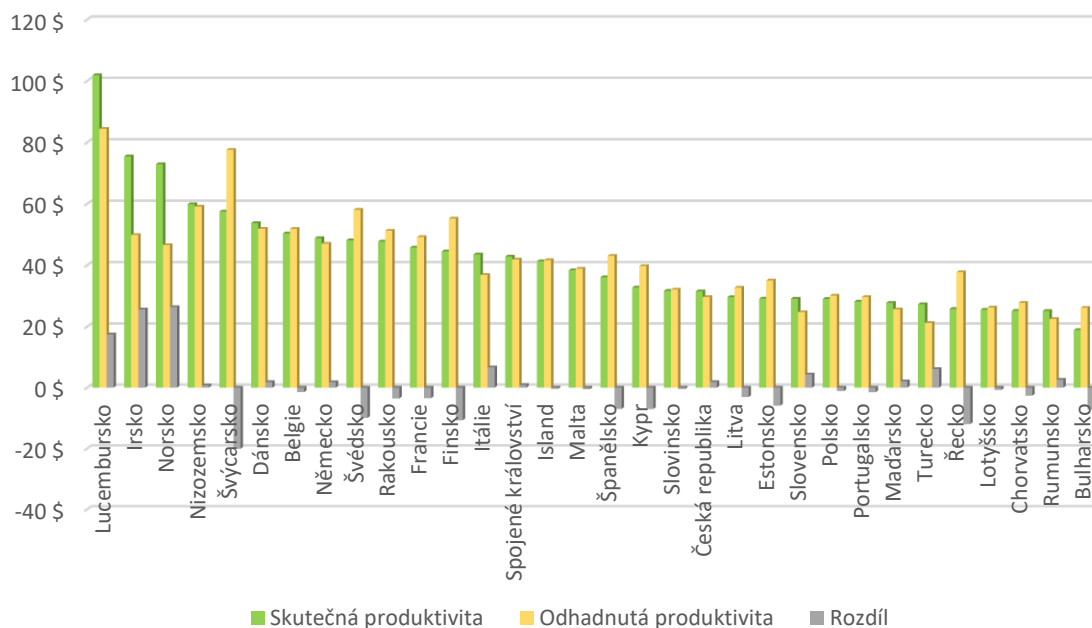
regrese, upravený koeficient determinace pak vyčísluje část rozptylu hodnot produktivity vysvětlenou modelem.

Statistická významnost nezávislé proměnné Patenty je nezpochybnitelná, vzhledem k p-hodnotě tak nízké, že ji statistický program vlivem zaokrouhlování nevyčíslil. Koeficient značí, že zvýšení počtu registrovaných patentů na tisíc obyvatel o 1 patent zvýší hodinovou produktivitu o 23 mezinárodních centů. Odstraněním nadbytečných determinantů se tedy vliv patentů na produktivitu mírně zvýšil. Vliv zůstal nadále pozitivní, což je v souladu s literaturou i předpoklady této práce.

Vyšší vzdělání se projevilo jako statisticky méně významné, ale s vyšším koeficientem. Vliv této proměnné je tedy větší a stále pozitivní. Zvýšení podílu zaměstnanců s vyšším vzděláním o jeden procentní bod by zvýšilo hodinovou produktivitu o 0,43 dolarů. Vyloučením nadbytečných proměnných vzrostla nejen signifikance, což značí nižší statistickou významnost, ale snížil se i vliv na produktivitu, a to o 0,16 dolarů. Na první pohled se nejedná o významnou změnu, je však třeba mít na mysli, že se jedná o změnu hodinové produktivity. V případě České republiky změna uvedeného vlivu na produktivitu představuje rozdíl v GDP (dle použitých dat 2017) zhruba 1,76 miliard mezinárodních dolarů.

Statistická významnost proměnné Kapitálová zásoba významně vzrostla. Ze statisticky nevýznamné veličiny se odebráním nadbytečných regresorů stal staticky významný determinant s p-hodnotou pod 0,05. Zvýšení kapitálové intenzity o 1 dolar čistého kapitálu na zaměstnance povede dle modelu ke zvýšení hodinové produktivity o půl mezinárodního dolaru. Pozitivní korelace Kapitálové zásoby a hodinové produktivity je stejně jako v předchozích případech v souladu s empirickými studiemi i předpoklady této práce.

Vizuální hodnocení úspěšnosti modelu je znázorněno na grafu níže (Obrázek 5):



Obrázek 5: Graf statistického odhadu a skutečné hodinové produktivity při hladině významnosti 15 %
Zdroj: vlastní

Ani zde nejsou známky systematické složky u reziduí, tedy autokorelace. Rozdíly mezi skutečnými a odhadnutými produktivitami jsou kromě již zmiňovaných zemí Lucembursko, Irsko a Norsko poměrně nevýznamné a model lze považovat za poměrně výstižný.

Autokorelaci lze vyvrátit i numericky díky Durbin-Watsonovu testu. Ten byl pro tento model statistickým softwarem vypočítán na 2,73567 s p-hodnotou 0,9819. Hodnota DW testu značí nulovou autokorelaci a p-hodnota je vysoko nad úrovní 0,05, což významnost testu umocňuje.

3.3.2 Vícenásobná regrese s použitím roční produktivity

Jako test relativní významnosti regrese s hodinovou produktivitou byl stejný postup opakován s původní, úplnou vícenásobnou regresí s produktivitou roční. Nadbytečné proměnné byly postupně odebírány podle jejich signifikance, dokud všechny obsažené v regresním modelu nevykazovaly statistickou významnost při 15% hladině významnosti. V následující přehledové tabulce (Tabulka 7) jsou tedy uvedeny ty vybrané ukazatele, jejichž statistická významnost je nad úrovní 85 % (tzn. signifikance, p-hodnota pod 0,15):

Tabulka 7: Přehled vícenásobné při 15 % hladině významnosti s použitím roční produktivity

	Konstanta	ZamŽ	P	VyšVzd	KZ
koeficienty	104 226,00	-1 983,96	406,24	1 160,27	77,10
chyba stř. hodnoty	48 500,70	1 224,53	81,55	583,66	43,66
t-test	2,15	-1,62	4,98	1,99	1,77
p-hodnota	0,041	0,117	0,000	0,057	0,089
F-test	15,750				
koeficient determinace	69,995 %				
upravený koeficient determinace	65,550 %				

Zdroj: vlastní

V této regresi může F-test pohodlně vyvrátit nulovou hypotézu, tedy rovnici jako celek lze považovat za platnou. Upravený koeficient determinace značí solidní výsledek 66 %, tedy pomocí čtyř vybraných determinantů jsou vysvětleny téměř dvě třetiny rozdílů v produktivitě mezi zeměmi. Úspěšnost tohoto modelu je však nižší než při využití hodinové produktivity, což podporuje její statistickou významnost (významnost regrese s hodinovou produktivitou).

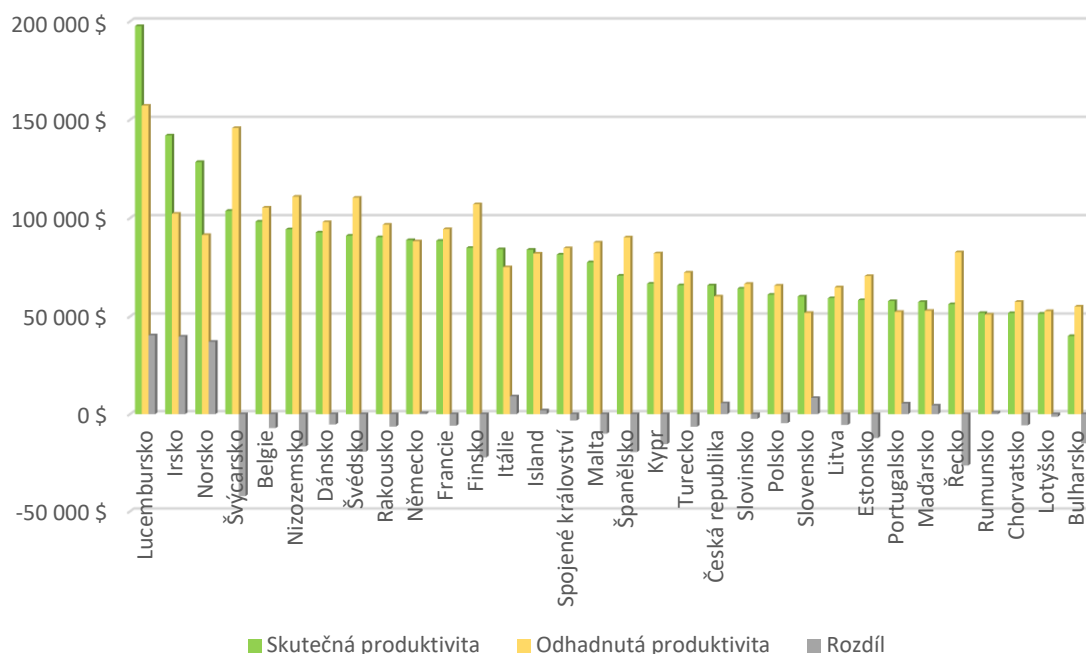
Proti regresi s hodinovou produktivitou je zde navíc s akceptovatelnou p-hodnotou i proměnná Zaměstnané ženy (p-hodnota = 0,117). Záporný koeficient značí, že snížení podílu žen v zaměstnaneckém poměru o 1 p. b. sníží produktivitu o 1 984 mezinárodních dolarů ročně. Vliv této veličiny je tedy záporný, což je v rozporu s předpoklady v této práci i s většinou empirických závěrů uvedených v teoretické části (např. Zhang et al., 2008; Gupta et al., 1999). Tento výsledek na první pohled může naznačovat, že jsou ženy méně produktivní než muži (jak částečně tvrdí např. Petersen, 2007). Nižší produktivita v této práci však nespecifikuje, jaké pohlaví se přímo podílí na poklesu produktivity. Z výsledku tak nevyplývá, že by ženy vstupovaly do pracovního vztahu s nižší produktivitou a tím celkovou produktivitu snižovaly. Je stejně dobře možné, že ženy nějak snižují produktivitu mužskou.

Důvod pro snížení produktivity tedy není jednoznačný, nicméně je důležité zdůraznit, že nelze vyvozovat doporučení pro podniky pouze na základě honby za vyšší produktivitou. Důležité je synchronizovat manažerská rozhodnutí i se zákony, listinou základních práv a svobod a mravními hodnotami, proto i kdyby snad byla prokázána nižší produktivita žen, nelze se na základě tohoto závěru rozhodovat pro cílené zaměstnávání jednoho pohlaví pro jeho (ať statisticky podpořenou nebo domnělou) vyšší produktivitu.

Regresory Patenty, Vyšší vzdělání a Kapitálová zásoba vykazují v této regresi stejné znaménko korelace jako v regresi s roční produktivitou. Patenty jediné vykazují statistickou významnost na úrovni 5 %, Vyšší vzdělání a Kapitálová zásoba jsou významné pouze při hladině významnosti 15 %.

V zásadě si tedy regrese s hodinovou produktivitou a roční produktivitou neprotiřečí, přesto, že neposkytují zcela totožné výsledky. Regrese roční produktivity obsáhla navíc i proměnnou Zaměstnané ženy. Vliv proměnných je v obou regresích srovnatelný, se stejnými znaménky, avšak regrese s hodinovou produktivitou vykazuje vyšší statistickou významnost.

Vizuální zobrazení úspěšnosti modelu je uvedeno v grafu níže (Obrázek 6):



Obrázek 6: Graf statistického odhadu a skutečné roční produktivity při hladině významnosti 15 %
Zdroj: vlastní

Vzhledem k adekvátní změně měřítka lze porovnat přesnost odhadů roční a hodinové produktivity při hladině významnosti 15 %. Rezidua obou modelů jsou srovnatelná a i země, jež vykazují nejvýznamnější rozdíly mezi odhadem a skutečností, jsou stejné a mají i stejná znaménka. Ani zde nejsou žádné vizuální známky systematické složky reziduí a autokorelaci vyvrací i Durbin-Watsonův test s hodnotou 2,46205 a p-hodnotou 0,8835.

3.4 Vícenásobná regrese při hladině významnosti 5 %

Z modelu byly dále odstraňovány nadbytečné regresory tak, aby všechny zbylé v rovnici byly statisticky významné při hladině významnosti 5 %. Stejně jako v předchozí části bude nejprve uveden statisticky významnější model – používající hodinovou produktivitu jako cílovou proměnnou; poté pro srovnání model používající roční produktivitu jako test statistické významnosti.

3.4.1 Vícenásobná regrese s použitím hodinové produktivity

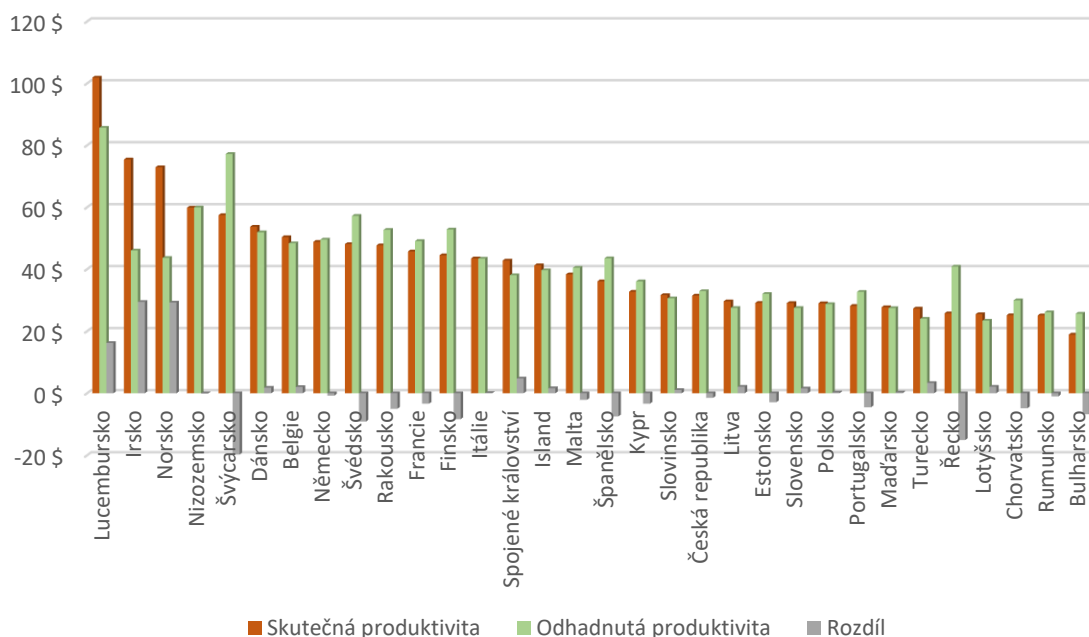
V následující přehledové tabulce (Tabulka 8) jsou uvedeny výsledky modelu, ve kterém náhodnou veličinu tvoří hodinová produktivita a kde jsou všechny nezávislé proměnné statisticky významné při 5% hladině významnosti:

Tabulka 8: Přehled vícenásobné při 5 % hladině významnosti s použitím hodinové produktivity

	Konstanta	Patenty (P)	Kapitálová zásoba (KZ)
koeficienty	20,029	0,236	0,065
chyba stř. hodnoty	4,625	0,045	0,023
t-test	4,330	5,206	2,827
p-hodnota	0,000	0,000	0,008
F-test	32,660		
koeficient determinace	69,252 %		
upravený koeficient determinace	67,131 %		

Zdroj: vlastní

Nulová hypotéza F-testu dobré shody (že se celá rovnice rovná nule) je hodnotou 32,660 spolehlivě vyvrácena a výsledný model je možné považovat za robustní. Upravený koeficient determinace lze s 67 % brát jako solidní. Robustnost modelu je ověřena i na následujícím grafu (Obrázek 7) s důrazem na autokorelaci reziduí:



Obrázek 7: Graf statistického odhadu a skutečné hodinové produktivity při hladině významnosti 5 %
Zdroj: vlastní

Na grafu je vidět náhodný rozptyl chybovosti, takže ani v tomto modelu není dle vizuální kontroly reziduí přítomna systematická složka. Nejvyšší rozdíl mezi skutečnou a odhadnutou produktivitou je nadále v Lucembursku, Irsku a Norsku. Autokorelace je vyvrácena i výsledkem Durbin-Watsonova testu (2,59917), který vyšel s p-hodnotou 0,9547 vysoko nad hranici 0,05.

Počet patentů na 1000 zaměstnanců vyšší o jeden je spojený s hodinovou produktivitou vyšší o 0,23 USD (PPP). Tato proměnná se ve všech regresích ukazovala jako statisticky významná a její vliv byl relativně stálý. Vztah patentů a hodinové produktivity je pozitivní, což je v souladu s předpoklady v metodické části i s vědeckými závěry uvedenými v části teoretické.

Vliv kapitálové intenzity je též nezanedbatelný – úroveň čistého kapitálu na 1 zaměstnance vyšší o 1 dolar představuje hodinovou produktivitu vyšší o 0,06 dolarů. Přesto, že statistická významnost této proměnné kolísala, její vliv na produktivitu byl vždy pozitivní.

P-hodnota je u obou regresorů velmi nízká, tedy statistická významnost je vysoká. Zajímavější než absolutní výše je však porovnání těchto dvou p-hodnot. Patenty se ukazují významnější než kapitálová zásoba, která na rozdíl od Patentů vykazuje určité riziko statistické chyby. Toto zjištění znamená dobrou zprávu i pro české podniky. Ukazuje, že

výzkum a vývoj (reprezentován proměnnou Patenty), byť nemusí být investičně náročný, představuje významný faktor při zvyšování produktivity práce.

3.4.2 Vícenásobná regrese s použitím roční produktivity

Pro podporu relativní statistické významnosti regresního modelu hodinové produktivity byla vypočítána i regrese s použitím roční produktivity, kde stejně jako v předchozí části, byly postupně vyjmuty všechny determinanty, které nesplňovaly podmínku statistické významnosti při hranici 5 %. Výsledky této regrese jsou uvedeny v přehledové tabulce níže (Tabulka 9):

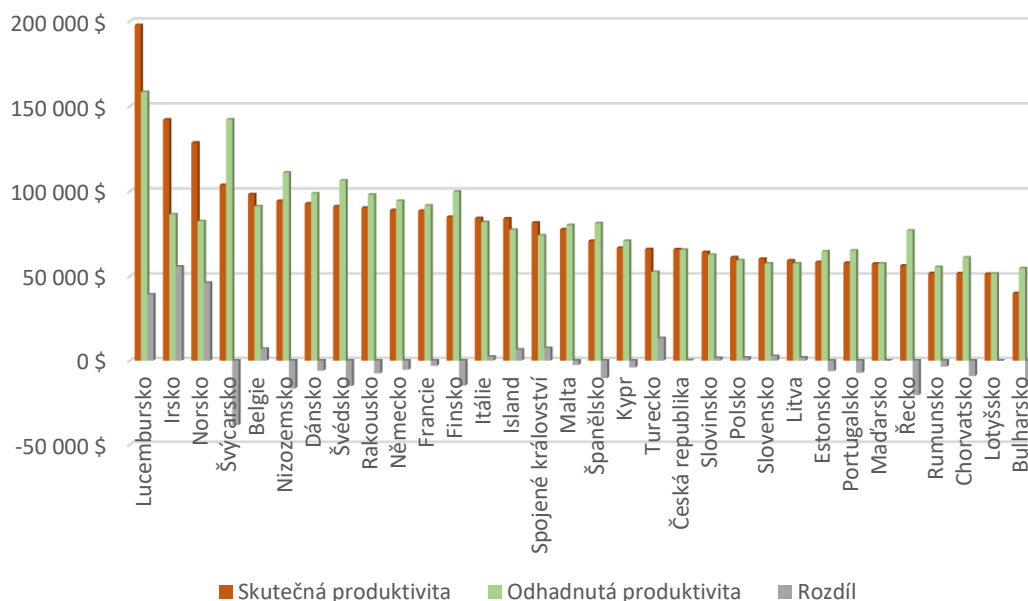
Tabulka 9: Přehled vícenásobné při 5% hladině významnosti s použitím roční produktivity

	Konstanta	Patenty (P)	Kapitálová zásoba (KZ)
koeficienty	46 530,600	424,412	93,542
chyba stř. hodnoty	8 596,100	84,366	42,449
t-test	5,413	5,031	2,204
p-hodnota	0,000	0,000	0,036
F-test	27,050		
koeficient determinace	65,106 %		
upravený koeficient determinace	62,699 %		

Zdroj: vlastní

Tento regresní model byl stanoven pouze jako test statistické významnosti regrese s hodinovou produktivitou, a není tedy třeba jej detailně komentovat. Přesto, že F-test potvrzuje významnost celé regrese a upravený koeficient determinace je s výsledkem 63 % solidním pokrytím rozptylu skutečných hodnot, výsledky nepřekonalý statistickou významnost regrese těchto determinantů s použitím hodinové produktivity. Výsledky jsou přesto srovnatelné: obě nezávislé proměnné, Patenty i Kapitálová zásoba se ukázaly jako statisticky významné při hladině významnosti 5 % a obě též vykazují pozitivní vliv na produktivitu. Stejně závěry naznačovala i regrese s hodinovou produktivitou, stejně tak jako předpoklady, jež byly součástí metodické části a empirické studie uvedené v části praktické.

Přítomnost systematické složky lze i tentokrát ověřit vizuálně na grafu níže (Obrázek 8):



Obrázek 8: Graf statistického odhadu a skutečné roční produktivity při hladině významnosti 5 %
Zdroj: vlastní

Nejvyšší rezidua vykazuje opět Lucembursko, Irsko a Norsko. Přesto, že jsou země seřazeny dle skutečné produktivity sestupně, nelze pozorovat žádnou systematickosti v rozdílech mezi skutečnou a odhadnutou produktivitou. Lze tedy říci, že na základě vizuálního testu v tomto modelu není autokorelace reziduí přítomna. To si lze opět ověřit i Durbin-Watsonovým testem, který v tomto případě vyšel 2,53779 s p-hodnotou 0,9339. Autokorelaci tak vyvrací i statistický program použitý pro vypočítání samotné regrese (Statgraphics).

3.5 Vyhodnocení výsledků

Při identifikování statisticky významných determinantů byly použity paralelně dvě odlišné metody sledování produktivity – roční a hodinová. Ty byly porovnávány v průběhu výpočtů společně s jednotlivými determinanty. Ekonometricky vzato naznačují výsledky pouze vazbu ve výši jednotlivých proměnných, nikoli však jejich kauzalitu. Díky aplikaci ekonomických znalostí a poznatků z teoretické části však lze na základě regresní analýzy odhadnout i vliv nezávislých proměnných.

Při výpočtu jednoduchých regresí pro každý determinant zvlášť byly jako statisticky významné determinanty identifikovány proměnné Patenty, Pracovní doba, Vyšší vzdělání,

Délka života a Kapitálová zásoba, a to jak při použití hodinové produktivity, tak produktivity roční.

Pro zohlednění vzájemných vlivů jednotlivých regresorů byly provedeny dvě vícenásobné regrese obsahující všechny předem zvolené determinanty na straně nezávislých proměnných. Při hladině významnosti 5 % se projevila jako statisticky významná pouze proměnná Patenty, a to jak s použitím produktivity hodinové, tak roční. Při hladině významnosti 15 % potom také Zaměstnané ženy a Vyšší vzdělání, opět jak s použitím roční tak hodinové produktivity.

Po odebrání nadbytečných kovariátů z rovnice vyšly jako statisticky významné v obou modelech (s použitím obou produktivit) dva stejné determinanty – Patenty a Kapitálová zásoba, avšak s jinou významností celé rovnice. Na základě těchto údajů lze vyvodit, že roční produktivita zkresluje produktivitu v dané zemi (i v dané společnosti) právě proto, že nezohledňuje počet odpracovaných hodin. Z tohoto důvodu se jeví hodinová produktivita jako vhodnější indikátor právě proto, že není zkreslen rozdílnou délkou pracovní doby.

Proměnná Patenty reprezentuje výzkum a vývoj. Její statistická významnost, dokonce vyšší než významnost proměnné Kapitálová zásoba, je dobrou zprávou nejen pro české podniky. Ty jsou poměrně inovativní a flexibilní, a i přesto, že zpravidla nedisponují velkým kapitálem, dokáží provádět výzkum a vývoj, což významně přispívá ke zvyšování produktivity práce. Při honbě za vyšší produktivitou by tak ani kapitálově méně vybavené firmy neměly „klesat na mysli“ a snažit se o různé formy výzkumu a vývoje. Ty, které jsou kapitálově lépe zajištěny, mohou propojit VaV i s druhou statisticky významnou proměnnou – kapitálovou zásobou.

Kapitálová zásoba, resp. její růst, je považován za průvodní jev technologického pokroku již od 50. let minulého století. Zejména v posledních 3-5 letech však nabývá kapitálová zásoba na významu v souvislosti s nástupem čtvrté průmyslové revoluce (nazývané také Průmysl 4.0, Práce 4.0; anglicky Fourth Industrial Revolution, též 4IR), kdy se především procesy automatizace, digitalizace, robotizace a rozšířené reality odrážejí v nárůstu kapitálové zásoby a tím pádem zvyšují produktivitu práce. Právě k tomu jsou v dnešní době podniky intenzivně tlačeny nejen tím, že tyto procesy jsou trendem (zejména například v automobilovém průmyslu), který zvyšuje kvalitu výrobků, přesnost

a spolehlivost výroby a na nich závislé získávání potřebných certifikátů kvality (které jsou vyžadovány obchodními partnery či regulátory), ale zároveň jsou k tomuto posunu ve výrobě podniky tlačeny současnou ekonomickou situací, kdy je na trhu práce nedostatečná nabídka pracovní síly. Ukazuje se tak, že jednorázové velké investice do kapitálové zásoby jsou pro firmy leckdy výhodnější než snahy zaměstnat dodatečnou pracovní sílu, která například v České republice již prakticky není k dispozici (ČSÚ, 2018). Se zaměstnanci je totiž spojena pro podniky nejedna starost, která při nahrazování strojem odpadá, ať už se jedná o nespolehlivost, nepřítomnost z důvodu nemoci nebo dovolené, nemožnost zaměstnance jednoduše propustit (ať už kvůli zákoníku práce nebo aktivitám odborů), nutnost pravidelného zvyšování mezd apod. Zároveň je v případě poklesu odbytu poměrně jednoduché stroje vypnout a odstavit, zatímco se zaměstnanci je třeba složitě vyjednávat o snižování úvazků, případně o propouštění. I nyní, v předvečer nástupu hospodářské krize, je tedy možné, že společnosti, které již prošly procesem robotizace, budou na trhu úspěšnější, protože budou flexibilněji reagovat na cyklický vývoj ekonomiky.

Proměnné Zaměstnané ženy a Vyšší vzdělání vyšly v modelu statisticky významné při hladině významnosti 15 % (Zaměstnané ženy pouze při použití roční produktivity, Vyšší vzdělání při použití obou produktivit).

Regresní koeficient korelace je v případě zaměstnaných žen negativní, naznačuje, že zvýšení podílu žen na zaměstnaném obyvatelstvu sníží produktivitu. Na základě výsledků však nelze určit, zda produktivitu snižují samotné ženy či pouze jejich přítomnost. Je stejně dobře možné, že se z různých sociálních nebo kulturních důvodů s vyšším podílem žen na pracovišti snižuje produktivita mužů. Je rovněž třeba zmínit, že se podniky nemohou rozhodovat na základě efektivity mužů a žen, ale musí najímat pracovní sílu bez ohledu na pohlaví tak, jak je stanoveno zákony. Důvody nižší produktivity v zemích s vyšším podílem zaměstnaných žen mohou být rovněž spojeny s metodami měření produktivity. Je zajímavé, že Zaměstnané ženy statisticky významně ovlivňují produktivitu práce pouze při použití roční produktivity. Lze z toho vyvozovat, že ženy bývají častěji zaměstnávány na částečný úvazek, neboť to jsou většinou ony, kdo tráví čas na rodičovské dovolené, a proto snižují roční produktivitu, ale na změně produktivity hodinové se statisticky významně nepodílí.

Doporučení vyplývající z korelace vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva a produktivity musí české podniky vnímat v závislosti na jejich předmětu podnikání, nelze se bezhlavě řídit

předpokladem, že více vysokoškoláků ve firmě zvýší produktivitu. Pro ty podniky, jejichž produkty jsou závislé především na práci technicko-hospodářských pracovníků (dále také THP) je hodno na základě výsledků v této práci doporučit nejen snahu o zaměstnávání vysokoškoláků, ale lze tento poznatek rozšířit i na vnitropodnikové vzdělávání. Ty české podniky, které touží po zvýšení produktivity, by tak měly uvažovat o systematickém programu vzdělávání svých zaměstnanců. Vedle přímého efektu, kdy vzdělanější zaměstnanci efektivněji zvládají svou práci, je dobré myslet i na nepřímý efekt, tedy spokojenost zaměstnanců. Ti zaměstnanci, jejichž znalosti jsou odborně rozvíjeny, jsou nejen v menším stresu ze své pracovní náplně, ale jsou v práci spokojenější i díky dynamičnosti v pracovním poměru (což bylo empiricky potvrzeno např. Chiang et al., 2004). Vzdělání funguje rovněž jako vhodný základ pro investice do kapitálové intenzity. Pro dosažení či udržení růstu produktivity v dlouhodobém horizontu totiž nestačí moderní technologie ovládat jen na základní, uživatelské úrovni. Je třeba pochopit principy, na kterých je celý průmysl 4.0 založen, aby zaměstnanci nejen uměli obsluhovat stroje se současnými technologiemi, ale byli připraveni na technologie budoucí. Toto odborné vzdělání je dle Ministerstva průmyslu a obchodu České republiky (také MPO) třeba rozvíjet i na českých školách, ačkoli právě substituce klasického školního vzdělávání v oblasti nejmodernějších technologií například firemním odborným vzděláváním by v současné době mohla hrát zásadní úlohu i při zvyšování produktivity vedoucí ke konkurenční výhodě mezi evropskými podniky (Dostál, 2017).

Vliv obou determinantů, které vyšly statisticky významné pouze při hladině významnosti 15 %, lze interpretovat s použitím ekonomické teorie a i na těchto závěrech lze činit manažerská rozhodnutí. Nižší statistickou významnost je však třeba mít neustále na mysli, stejně jako konkrétní specifika daných podniků.

Při interpretování výsledků v této práci je také třeba zmínit značnou obecnost daných doporučení, která vycházejí ze situace ve zkoumaném období – roce 2017. Například ze závěrů týkajících se proměnné Patenty nelze vyvozovat, že v případě, že podnik bude věnovat 100 % svých personálních kapacit do VaV, bude maximalizovat svou produktivitu. Dá se říci, že tvar funkcí těchto proměnných si lze představit jako dolů otevřenou parabolu, podobně jako graf (Pracovní doby)² v metodické části (Obrázek 1, strana 31). Uvedené vlivy jsou též modelovány za předpokladu, že ostatní parametry zůstanou neměnné, neboli za předpokladu *ceteris paribus*.

Závěr

Se snižujícím se růstem produktivity v evropských zemích je kladen stále vyšší důraz na identifikování faktorů, které produktivitu významně ovlivňují. Faktory použité v této práci byly vybrány na základě ekonomické teorie a empirických závěrů analytiků uvedených v teoretické části.

V rámci metodické části byla představena metodika sběru a úpravy dat společně s konstrukcí modelů pro odhad intenzity vazeb mezi zvolenými faktory a produktivitou. V aplikační části jsou představeny výsledky jak jednoduchých regresí, tak regresí mnohonásobných. Ty jsou sestavovány v několika úrovních, nejdříve se zahrnutím všech zvolených determinantů a poté postupným odebráním těch nadbytečných na základě hodnot významnosti.

Cílem aplikační části bylo identifikovat ty determinanty, které z předem daného výběru možných faktorů vykazují statisticky významnou vazbu na produktivitu, a tím lze předpokládat, že ji, ať už přímo či nepřímo, ovlivňují. V průběhu výpočtů byla též porovnána vhodnost užití roční produktivity s produktivitou hodinovou tak, aby bylo možné vyvodit, která se jeví jako statisticky významnější při modelování faktorů ovlivňujících produktivitu a měla by být zohledňována při vyvozování ekonomických závěrů, především pro české podniky.

Na základě porovnání statistické významnosti regresních modelů se hodinová produktivita ukázala jako vhodnější, neboť není zkreslována rozdílnou délkou pracovní doby v evropských zemích. Právě delší pracovní doba v zemi zvyšuje roční produktivitu již z principu jejího výpočtu a jsou tak porovnávány výstupy (roční produktivita v jednotlivých evropských zemích), které ale nemají srovnatelné vstupní – liší se právě v odpracovaných hodinách ročně.

Jedním z faktorů, které vykazaly statisticky významnou vazbu s produktivitou, jsou Patenty reprezentující výzkum a vývoj. Vztah těchto dvou proměnných je pozitivní, tudíž lze vyvozovat, že zvýšení výzkumu a vývoje vede ke zvýšení produktivity, ať už na makroekonomické úrovni nebo na té mikroekonomické, což je v souladu se závěry empirických studií řešených v teoretické části (např. Razzak et al., 2010; Duryea et al., 2002). Statistické hodnoty tohoto regresoru jsou nejvyšší ze všech, což je dobrou zprávou

především pro páteř nejen českého hospodářství – malé a střední podniky (též MSP, anglicky Small and medium-sized enterprises, též SMEs). Ukazuje se tak, že i MSP, které nepřekypují extenzivní kapitálovou zásobou, mohou provádět výzkum a vývoj a tím dlouhodobě zvyšovat svou produktivitu, především díky své relativní flexibilitě a inovativnosti, které vycházejí z jejich velikosti. Pro ty podniky, jež disponují relativně významným přístupem ke kapitálu, lze společně s VaV doporučit investice do kapitálové intenzity.

Ostatně faktor Kapitálová zásoba se též ukázal jako statisticky významný při hladině významnosti 5 % s pozitivní korelací, což je, podobně jako závěry Patentů, v souladu s empirickou literaturou (např. Corrado et al., 2014). Především v posledních letech nabývá kapitálová zásoba na významu v souvislosti se čtvrtou průmyslovou revolucí. Na základě výsledků výpočtů v této práci se ukazuje, že název Průmysl 4.0, nebo spíše názvy hlavních procesů Průmyslu 4.0 – automatizace, digitalizace, robotizace a rozšířené reality, nejsou pouze módní frázi, tzv. Buzzwords¹⁴, ale opírají se o empirický základ. Kromě zvyšujících se kvalitativních nároků na výrobky, především v automobilovém průmyslu, je tlak na kapitálovou intenzitu způsobován i současnou situací na trhu práce. Pro firmy je z dlouhodobého hlediska nejen výhodnější významně investovat do kapitálu než zaměstnávat dodatečnou pracovní sílu (především kvůli rostoucí ceně práce, ale také kvůli povinnostem pro zaměstnavatele spojené se zaměstnanci, jako dovolená, nemocenská, zaměstnanecké benefity apod.), ale často je to také jediná možnost pro rozšiřování výroby, neboť dodatečná pracovní síla v současné době v České republice v určitých regionech prakticky není k dispozici a její dovoz ze zahraničí vázne (ČSÚ, 2018). Oproti zaměstnancům jsou pro podnik stroje výhodnější i v případě snižování produkce (např. propouštění či snižování úvazků). I nyní, v předvečer nástupu hospodářské krize, je tedy možné, že společnosti, které již prošly procesem robotizace, budou na trhu úspěšnější, protože budou flexibilněji reagovat na vývoj ekonomiky.

Při 15% hladině významnosti se jako staticky významné faktory ukázaly i Zaměstnané ženy s negativní korelací a Vyšší vzdělání s korelací pozitivní. Co se týče zaměstnávání žen je

¹⁴ Termín Buzzword označuje slovo nebo frázi, která je aktuálně populární, ať už se jedná o odborný název či žargon, a je kvůli své popularitě často nadužívaná. Mezi ty v současnosti naprosto nejpoužívanější lze zařadit právě termíny spojené s 4IR, tedy slova jako *automatizace* či *digitalizace*.

však kromě nutnosti opatrné interpretace výsledků ze statistického hlediska (vzhledem ke snížené hladině významnosti) třeba také zmínit sociální, právní a morální hledisko a v žádném případě tak pro české podniky nelze doporučit zvýhodňování či znevýhodňování žen v zaměstnání. V případě vyššího vzdělání je na místě českým podnikům doporučit vzdělávání jejich zaměstnanců, což vedle vyšší kvalifikace může být i zajímavým zaměstnaneckým benefitem. Při provázání závěrů se závěry kapitálové intenzity lze toto doporučení ještě více zdůraznit vzhledem ke stále komplexnějším strojům, které budou podle všech indicií stále více zastávat produkční proces v podnicích.

Tato práce pochopitelně skýtá i mnohé příležitosti pro další výzkum. Zajímavých výsledků by jistě bylo dosaženo použitím panelových dat, které by měřily jak evropské země průřezově tak v čase, což by mohlo lépe nastínit budoucí vývoj. Problém nastává při získávání dat, neboť především Eurostat, byť je považovaný za jeden z nejlepších zdrojů evropských dat, nedokázal ke všem zkoumaným zemím nabídnout kontinuální data pro delší časové období. Ještě reprezentativnějších výsledků by mohlo být dosaženo například vyšším počtem observací (zemí), například přes všechny státy OECD. Vzhledem k různému způsobu metodiky sběru dat je vždy výhodné využívat sekundární data ze stejného zdroje, proto by v případě výpočtu regresního modelu s použitím všech OECD zemí bylo třeba klást důraz na jednotnost vstupních dat. Větší počet observací též umožňuje zvýšit počet nezávislých proměnných při udržení rozumné hladiny statistické významnosti (která klesá s každým dalším regresorem při nezměněném počtu observací), tudíž by mohly být zohledněny i další faktory, pro které v této práci vzhledem k rozměru vstupních dat nezbylo místo.

Seznam použité literatury

- ACEMOGLU, D., S. JOHNSON, J. A. ROBINSON. 2001. Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review*. **91**(5): 1369-1401. ISSN 0002-8282.
- AGHION, P., P. HOWITT. 1992. A Model of Growth through Creative Destruction. *Econometria*. **60**(2), 323-351. ISSN 0012-9682.
- AITKEN, B., A. HARRISON. 1999. Do domestic firms benefit from foreign direct investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*. **89**(3), 605-618. ISSN 0002-8282.
- ALDERMAN, L. 2016. In Sweden, an Experiment Turns Shorter Workdays Into Bigger Gains. *The New York Times* [online]. New York: The New York Times Company, 20. května 2016 [cit. 2018-04-01]. Dostupné z: <https://www.nytimes.com/2016/05/21/business/international/in-sweden-an-experiment-turns-shorter-workdays-into-bigger-gains.html>.
- ARORA, S. 2001. Health, Human Productivity, and Long-Term Economic Growth. *The Journal of Economic History*. **61**(3), 699-749. ISSN 0022-0507.
- BADINGER, H., G. TONDL. 1999. What Determined the Uneven Growth of Europe's Southern Regions? IEF Working Paper Number 30.
- BAIER, S. L., G. P. GWYER, R. TAMURA. 2007. How Important Are Capital and Total Factor Productivity for Economic Growth? *Economic Inquiry*. **44**(1), 23-49. ISSN 0095-2583.
- BARRO, R., X. SALA-I-MARTIN. 2004. *Economic Growth*. Massachusetts, USA: MIT. ISBN 9780262025539.
- BENHABIB, J., M. SPIEGEL. 1994. The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data. *Journal of Monetary Economics*. **34**(2), 143-179. ISSN 0304-3932.
- BERGEAUD, A., G. CETTE, R. LECAT. 2015. Productivity trends in advanced countries between 1890 and 2012. *The Review of Income and Wealth*. **62**(3), 420-444. ISSN 0034-6586.

- BLOOM, D. E., D. CANNING, J. SEVILLA. 2004. The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach. *World Development*. **32**(1), 1-13. ISSN 0305-750X.
- BLOOM, D., D. CANNING. 2000. The health and wealth of nations. *Science*. 287, 1207–1209. ISSN 1095-9203.
- BLOOM, D., D. CANNING. 2003. The health and poverty of nations: from theory to practice. *Journal of Human Development*. **4**(1), 47–71. ISSN 1464-9888.
- BOSWORTH, B., S. M. COLLINS. 2003. The Empirics of Growth: An Update. *Brookings Papers on Economic Activity* **2003**(2), 113-206. ISSN 0007-2303.
- BPA. 2018. *Marshall Plan, 1948* [online]. Washington, D.C., USA: United States Department of State [cit. 2018-09-09]. Dostupné z: <https://history.state.gov/milestones/1945-1952/marshall-plan>.
- CAMERON, G., J. PROUDMAN, S. REDDING. 2005. Technological convergence, R&D, trade and productivity growth. *European Economic Review*. **49**(3), 775-807. ISSN 0014-2921.
- CAREW, A. 1987. *Labour under the Marshall Plan: the politics of productivity and the marketing of management science*. Detroit: Wayne State University Press. ISBN 0814318258.
- CIPRA, T. 2008. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress. ISBN 978-80-86929-43-9.
- COHEN, W., D. LEVINTHAL. 1989. Innovation and Learning: Two Face of R&D. *Economic Journal*. **99**(397), 569-596. ISSN 00130133.
- CORRADO, C., J. HASKEL, C. JONA-LASINO. 2017. Knowledge Spillovers, ICT and Productivity Growth. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. **79**(4), 592-618. ISSN 0305-9049.
- ČSÚ, 2018. Zaměstnanost, nezaměstnanost. *Český statistický úřad* [online]. Praha: neuvedeno, 5. 11. 2018, [cit. 2018-11-15]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zamestnanost_nezamestnanost_prace.
- ČT24. 2018. Odbory mají nový cíl: zkrácení oracovní doby o půl hodiny. Minimální mzdu chtějí hnát až na 13 700. *Česká televize* [online]. Praha: Česká televize., 27. dubna 2018, [cit- 2018-11-27]. Dostupné z:

<https://ct24.ceskatelevize.cz/ekonomika/2462923-odbory-maji-novy-cil-zkraceni-pracovni-doby-o-pul-hodiny-minimalni-mzdu-chteji>.

- DALGAARD, C. J., H. STRULIK. 2015. The physiological foundations of the wealth of nations. *Journal of Economic Growth*. **20**(1), 37-73. ISSN 1381-4338.
- DE JORGE MORENO, J. 2010. Productivity growth of European retailers: a benchmarking approach. *Journal of Economic Studies*. **37**(3), 288-313. ISSN 0144-3585.
- DENISON, E. F., H. STEIN. 2012. *The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us*. Whitefish, MT: Literary Licensing. ISBN 9781258412951.
- DIAMOND, J. 1997. *Guns, Germs and Steel*. New York: Norton. ISBN 0393317552.
- DILLING-HANSEN, M., T. ERIKSSON, E. S. MADSEN, V. SMITH. 1999. Productivity, Competition, Financial Pressure and Corporate Governance--Some Empirical Evidence. In: BIFFIGNANDI, S. (ed.), *Micro- and Macrodata of Firms: Statistical Analysis and International Comparison, Contributions to Statistics*. Heidelberg: Physica, s. 279-296. ISBN 9783790811438.
- DOSTÁL, 2017. Průmysl 4.0 může výrazně zvýšit produktivitu práce v českých firmách. *BusinessInfo.cz* [online]. Praha: MPO, 13. září 2017 [cit. 2018-12-5]. Dostupné z: https://www.businessinfo.cz/cs/clanky/prumysl-40-muze-vyrazne-zvysit-produktivitu-prace-v-ceskych-firmach-94397.html?ctnew=pub&utm_source=mailing&utm_medium=email&utm_content=mailing_2017_09_26&utm_campaign=newsletter_pravidelny.
- DURYEA, S., C. PAGES. 2002. Human Capital Policies: What They Can and Cannot Do for Productivity and Poverty Reduction in Latin America. Inter-American Development Bank, *Research Department Working Paper Series* 468.
- EASTERLY, W., R. LEVINE. 2002. Tropics, Germs, and Crops: How Endowments Influence Economic Development. *Journal of Monetary Economics*. **50**(2003), 3-39. ISSN 0304-3932.
- EPO. 2018. Statistics. *European Patent Office* [online]. Mnichov: Evropská patentová organizace, datum neuvedeno, 2018 [cit. 2018-09-11]. Dostupné z: <https://www.epo.org/about-us/annual-reports-statistics/statistics.html>.

- ESTEBAN, J. 2000. Regional Convergence in Europe and the Industry Mix: A Shift Share Analysis. *Regional Science and Urban Economics*. **30**(3), 353–364. ISSN 0166-0462.
- EUROSTAT. 2017a. *Employment and activity by sex and age - annual data* [online]. Lucemburk: Eurostat [cit. 2018-06-06]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=lfsi_emp_a.
- EUROSTAT. 2017b. *Population change - Demographic balance and crude rates at national level* [online]. Lucemburk: Eurostat [cit. 2018-06-06]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_gind&lang=en.
- EUROSTAT. 2018a. *Employment by sex, age and educational attainment level (1 000)* [online]. Lucemburk: Eurostat [cit. 2018-09-09]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=lfsa_egaed&lang=en.
- EUROSTAT. 2018b. *Capital Stock* [online]. Lucemburk: Eurostat [cit. 2018-09-09]. Dostupné z: https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/indicators-statistics/economic-databases/macro-economic-database-ameco/download-annual-data-set-macro-economic-database-ameco_en.
- EUROSTAT. 2018c. *Life expectancy at birth by sex* [online]. Lucemburk: Eurostat [cit. 2018-09-09]. Dostupné z: <https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tps00205&plugin=1>.
- EUROSTAT. 2018d. *Average number of usual weekly hours of work in main job, by sex, professional status, full-time/part-time and economic activity (from 2008 onwards, NACE Rev. 2) – hours* [online]. Lucemburk: Eurostat [cit. 2018-09-09]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=lfsa_ewhun2&lang=en.
- EZCURRA, R., P. PASCUAL. 2007. Spatial Disparities in Productivity in Central and Eastern Europe. *Eastern European Economics*. **45**(3), 5-32. ISSN 0012-8775.
- GALLUP, J. L, J. SACHS. A. MELLINGER. 1999. Geography and Economic Development. *Center for International Development at Harvard University*. Working Paper no. 1.
- GEROSKI, P., S. MACHIN, J. VAN REENEN. 1993. The Profitability of Innovatin Firms. *Rand Journal of Economics*. **24**(2), 198-211. ISSN 0741-6261.

- GRANÉR, M., A. ISAKSSON. 2002. Export Performance. In A. BIGSTEN, AND P. KIMUYU (Eds.), *Structure and Performance of Manufacturing in Kenya*. London: Palgrave. ISBN 978-0-333-97028-7.
- GRIFFITH, R., S. REDDING, H. SIMPSON. 2003. Productivity Convergence and Foreign Ownership at the Establishment Level. *Centre for Economic Performance*, Discussion Paper No. 572.
- GRIFFITH, R., S. REDDING, J. VAN REENEN. 2004. Mapping the two faces of R&D: Productivity growth in a panel of OECD industries. *The Review of Economics and Statistics*. **86**(4), 883-895. ISSN 0034-6535.
- GUELLEC, D., B. VAN POTTELSBERGHE DE LA POTTERIE. 2004. From R&D to Productivity Growth: Do the Institutional Settings and the Source of Funds of R&D Matter? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. **66**(3), 353-378. ISSN 0305-9049.
- GUPTA, B. M., S. KUMAR, B. S. AGGARWAL. 1999. A comparison of productivity of male and female scientists of CSIR. *Scientometrics*. **45**(2), 269-289. ISSN 0138-9130.
- GUSTAFSSON, B., S. LI. 2000. Economic transformation and the gender earnings gap in urban China. *Journal of Population Economics*. **13**(2), 305-329. ISSN 0933-1433.
- GUZZINI, E., A. PALESTRINI. 2016. Growth in total factor productivity and links among firms. *Journal of Economic Interaction and Coordination*. **11**(1), 35-55. ISSN 1860-711X.
- HALL, B., J. MAIRESSE. 1995. Exploring the Relationship Between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms. *Journal of Econometrics*. **65**(1), 263-293. ISSN 0304-4076.
- HALL, R. E., C. I. JONES. 1996. The Productivity of Nations. NBER Working Paper No. 5812.
- HANSON, G. 2001. Should Countries Promote Foreign Direct Investment?. *UNCTAD*. G-24 Discussion Paper 9.
- HASKEL, J. E., S. C. PEREIRA, M. J. SLAUGHTER. 2002. Does Inward Foreign Direct Investment Boost the Productivity of Domestic Firms. NBER Working Paper No. 8724.

- HERZ B., L. VOGEL. 2003. Regional convergence in Central and Eastern Europe: Evidence from a decade of transition. *Discussion paper 13–03*. University of Bayreuth, Bayreuth.
- HLOUŠEK, V. 2006. Výhoda zaostalosti? Poznámky k výzkumu stranických systémů v „post-rokkanovské“ politice. *Czech Journal of Political Science* [online]. Brno: Mezinárodní politologický ústav Masarykovy univerzity, **8**(3), 306-317 [cit. 2018-10-10]. ISSN 1211-3247. Dostupné z: http://www.politologickycasopis.cz/userfiles/file/2006/3/Polcas_2006_3_pp_306_317.pdf.
- HOWITT, P. 2000. Endogenous Growth and Cross-Country Income Differences. *American Economic Review*. **90**(4), 829-846. ISSN 0002-8282.
- CHADHA, N. K. 2008. *Longevity and Labor Productivity: Experience from Ageing Asia*. Tokyo: Asian Productivity Organization. ISBN neuvedeno.
- CHANSARN, S. 2010. Labor Productivity Growth, Education, Health and Technological Progress: A Cross-Country Analysis. *Economic Analysis and Policy*. **40**(2), 249-261. ISSN 0313-5926.
- CHIANG, C. F., K. BACK, D. D. CANTER. 2004. The Impact of Employee Training on Job Satisfaction and Intention to Stay in the Hotel Industry. *Journal of Human Resources in Hospitality & Tourism*. **4**(2), 99-118. ISSN 15332845.
- ISAKSSON, A. 2007. Determinants of Total Factor Productivity: A Literature Review. *Research and Statistics Branch, UNIDO*.
- ISLAM, N. 1995. Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*. **110**(4), 1127-1170. ISSN 0033-5533.
- ISLAM, N. 2008. Determinants of productivity across countries: an exploratory analysis. *The Journal of Developing Areas*. **42**, 201–242. ISSN 0022037X.
- JAFFE, A. 1986. Technological opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms's Patents, Profits and Market Value. *American Economic Review*. **75**(6), 984-1002. ISSN 0002-8282.

- JAJRI, I., R. ISMAIL. 2009. Technical Progress and Labor Productivity in Small and Medium Scale Industry in Malaysia. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*. (15), 199-208. ISSN 14502275.
- KELLER, W. 2004. International Technology Diffusion. *Journal of Economic Literature*, **42**(3), 752-782. ISSN 0022-0515.
- KELLER, W., S. R. YEAPLE. 2003. Multinational Enterprises, International Trade, and Productivity Growth: Firm-Level Evidence from the United States. NBER, Working Paper No. 9504.
- KOBOSIL, B. 2016. Komparativní výhody čínské ekonomiky v mezinárodním obchodě. Liberec. Bakalářská práce (Bc.). Technická univerzita v Liberci, Ekonomická fakulta. Vedoucí práce Ing. Aleš Kocourek, Ph.D.
- KOCOUREK, A., I. NEDOMLELOVÁ. 2018. Three Levels of Education and the Economic Growth. *Applied Economics*. **50**(19), 2103-2116. ISSN: 0003-6846.
- KRUGMAN, P. 1991. *Geography and Trade*. Cambridge. MA: MIT Press. ISBN 9780262111591.
- LAERD STATISTICS. 2018. Hypothesis Testing [online]. Bath, UK: statistics.laerd.com, datum neuvedeno, [cit. 2018-11-15]. Dostupné z: <https://statistics.laerd.com/statistical-guides/hypothesis-testing-3.php>.
- LAM, P. L., A. SHIU. 2010. Economic Growth, telecommunications development and productivity growth of the telecommunications sector: Evidence around the world. *Telecommunications Policy*. **34**(4), 185-199. ISSN 0308-5961.
- LEROUX, J., J. A. RIZZO, R. SICKLES. 2012. The role of self-reporting bias in health, mental health and labor force participation: a descriptive analysis. *Empirical Economics*. **43**(2), 525-536. ISSN 0377-7332.
- LICHTENBERG, F. R., D. SIEGEL. 1991. The Impact of R&D Investment on Productivity: New Evidence Using Linked R&D-LRD Data. *Economic Inquiry*. **29**(2), 203-229. ISSN 0095-2583.
- LIU, P., X. MENG, J. ZHANG. 2000. Sectoral gender wage differentials and discrimination in the transitional Chinese economy. *Journal of Population Economics*. **13**(2), 331-352. ISSN 0933-1433.

- LOVELL, C. A. K. 2003. The decomposition of Malmquist Productivity Indexes. *Journal of productivity analysis*. **20**(3), 437-458. ISSN 0895-562X.
- MARROCU, E., R. PACI, S. USAI. 2013 Productivity growth in the old and new Europe: The role of agglomeration externalities. *Journal of Regional Science*. **53**(3), 418-442. ISSN 0022-4146.
- MATTHEWS, R. C. O., C. H. FEINSTEIN, J. C. ODLING-SMEE. (1982). *British Economic Growth 1856–1973*. Stanford, CA: Stanford University Press. ISBN 9780198284536.
- MICHÁLEK, S. 2007. *Odmítnutí Marshallova plánu: Československá politika mezi Východem a Západem* [online]. Praha: Dějiny Současnosti [cit. 2018-09-09]. Dostupné z: <http://dejinyasoucasnost.cz/archiv/2007/7/odmitnuti-marshallova-planu/>.
- MINCER, J. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research. ISBN 9780608200187.
- MPO. 2016. *Iniciativa Průmysl 4.0* [online]. Praha: Ministerstvo průmyslu a obchodu [cit. 2018-08-15]. ISBN Neuvedeno. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/assets/dokumenty/53723/64358/658713/priloha001.pdf>.
- NASA, 2017. Climate change: How do we know? *Global Climate Change NASA* [online]. Washington: Federální vláda USA, datum neuvedeno [cit. 2018-05-08]. Dostupné z: <https://climate.nasa.gov/evidence/>.
- NORDHAUS, W. 1996. Retrospective on the 1970s Productivity Slowdown. NBER Working Paper No. 10950.
- NYU. 2018. Scientific Notation. [online]. New York: New York University, datum neuvedeno, [cit. 2018-11-27]. Dostupné z: <https://www.nyu.edu/pages/mathmol/textbook/scinot.html>.
- PAVELKA, R. 2017. Autokorepace náhodné složky. *Finance v praxi* [online]. Datum neuvedeno, [cit. 2018-11-28]. Dostupné z: <http://www.financevpraxi.cz/statistika-autokorelace-nahodne-slozky>.
- PENCAR, J. 2014. The Productivity of Working Hours. *The Economic Journal*. **125**(589), 2052-2076. ISSN 0013-0133.

- PETERSEN, T., V. SNARTLAND, E. M. MILGROM. 2007. Are female workers less productive than male workers? *Research in Social Stratification and Mobility*. **25**, 13-37. ISSN 0276-5624.
- PORTER, M. E., J. W. RIVKIN, M. A. DESAI. 2016. Problems Unsolved and a Nation Divided. *Harvard Business School*. Dostupné z: <http://www.hbs.edu/competitiveness/Documents/problems-unsolved-and-a-nation-divided.pdf>.
- PRITCHETT, L. 2001. Where Has All the Education Gone? *The World Bank Economic Review*. **15**(3), 367-391. ISSN 1564-698X.
- QUAH, D. 1993. Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth. *European Economic Review*. **37**(2-3), 426-434. ISSN 0014-2921.
- QUAH, D. 1996a. Twin Peaks Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics. *Economic Journal*. **106**(437), 1045-1055. ISSN 0013-0133.
- QUAH, D. 1996b. Empirics for Economic Growth and Convergence. *European Economic Review*. **40**(6), 1353-1375. ISSN 0014-2921.
- QUAH, D. 1997. Empirics for Growth and Distribution Stratification, Polarization, and Convergence Clubs. *Journal of Economic Growth*. **2**(1), 27-59. ISSN 1381-4338.
- RAZZAK, W., J. TIMMINS. 2007. Education and Labor Productivity in New Zealand. *Applied Economics Letters*. **17**(2), 169-173. ISSN 13504851.
- RICARDO, D. 1817. *On the Principles of Political Economy and Taxation*. London: John Murray. ISBN neuvedeno.
- RICE, P., A. J. VENABLES, E. PATACCHINI. 2006. Spatial determinants of productivity: Analysis for the regions of Great Britain. *Regional Science and Urban Economics*. **36**(6), 727-752. ISSN 0166-0462.
- RODRÍGUEZ-POSE, A., R. CRESCENZI. 2010. Research and Development, Spillovers, Innovation Systems, and the Genesis of Regional Growth in Europe. *Regional Studies*. **42**(1), 51-67. ISSN 0034-3404.
- SACHS, J. D., A. M. WARNER. 1995. Natural Resource Abundance and Economic Growth. Harvard University. Development Discussion Paper No. 517a.

- SINGH, L. 2004. Technological Progress, Structural Change and Productivity Growth in Manufacturing Sector of South Korea. *World Review of Science Technology and Sustainable Development*. **1**(1), 37-49. ISSN 1741-2242.
- SMITH, A. 1776. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. London: W. Strahan. ISBN neuvedeno.
- SOLOW, R. M. 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*. **70**(1), 65-94. ISSN 0033-5533.
- SOLOW, R. M. 1957. Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*. **39**(4), 312–320. ISSN 0034-6535.
- SOLOW, R. M. 2001. Applying Growth Theory across Countries. *The World Bank Economic Review*. **15**(2), 283-288. ISSN 1564-698X.
- STEINDEL, C., K. J. STIROH. 2001. Productivity: What Is It, and Why Do We Care About It? FRB of New York Staff Report No. 122.
- STŘELEČEK, F., R. ZDENĚK. J. LOSOSOVÁ. 2009. Shift-share analýza produktivity práce. In: *Inproforum 2009, Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Ekonomická fakulta*. České Budějovice: Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích. ISBN 978-80-7394-173-4.
- STUDENMUND, A. H. 2014. *Using Econometrics: A Practical Guide* (6th ed.). Harlow: Pearson Education Limited. ISBN 9780131367739.
- SWAN, T. W. 1956. Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*. **32**(2), 334-361. ISSN 0013-0249.
- THE ECONOMIST. 2018. Economics A-Z terms beginning with C: Catch-up effect [online]. Londýn: The Economist Newspaper Ltd., datum neuvedeno, [cit. 2018-11-11]. Dostupné z: <https://www.economist.com/economics-a-to-z/c#node-21529531>.
- TUČEK, J. 2006. Zaostalost má také výhody. Ale omezené. *Aktuálně.cz* [online]. Praha: Economia, 7. listopadu 2006 [cit. 2018-10-10]. ISSN 1213-0702. Dostupné z: <https://nazory.aktualne.cz/komentare/zaostalost-ma-take-vyhody-ale-omezene/r~i:article:279234/>.

- ULUSOY, V., E. YALCIN. 2011. Convergence of productivity levels among the EU countries: Evidence from a panel of industries. *Australian Economic Papers*. 50(2-3), 98-114. ISSN 0812-0439.
- USERO, B., G. ASIMAPOKOULOS. 2013. Productivity change and its determinants among leading mobile operators in Europe. *Applied Economics*. 45(20), 2915-2925. ISSN 0003-6846.
- WEATHERBASE. 2018a. Europe. *Weatherbase* [online]. Virginia: Canty and Associates, datum nevedeno, 2018 [cit. 2018-09-11]. Dostupné z: <http://www.weatherbase.com/weather/country.php3?r=EUR>.
- WEATHERBASE. 2018b. About Weatherbase. *Weatherbase* [online]. Virginia: Canty and Associates, datum nevedeno, 2018 [cit. 2018-09-11]. Dostupné z: <http://www.weatherbase.com/weather/country.php3?r=EUR>.
- WELDON, D. 2016. Stunted growth: the mystery of the UK's productivity crisis. *The Guardian* [online]. London: Guardian Media Group, 26. dubna 2016 [cit. 2018-03-05]. Dostupné z: <https://www.theguardian.com/commentisfree/2016/apr/25/growth-uk-productivity-crisis>.
- WESSEL, D. 2013. The Positive Economics of 'Leaning In'. *The Wall Street Journal* [online]. New York: News Corp, 3. dubna 2013 [cit. 2018-04-02]. Dostupné z: <https://www.wsj.com/articles/SB10001424127887323916304578400192414995044>.
- WHITE, H., J. S. CHO. 2012. An Alternative Proof that OLS is BLUE. *Journal of Econometric Methods*. 1(1), 107-107. ISSN 2194-6345.
- WORLD BANK. 2018a. *GDP growth (annual %)* [online]. Washington, D. C., USA: World Bank Group [cit. 2018-07-07]. Dostupné z: <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG>.
- WORLD BANK. 2018b. *What is an "international dollar"?* [online]. Washington, D. C., USA: World Bank Group [cit. 2018-09-25]. Dostupné z: <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/114944-what-is-an-international-dollar>.

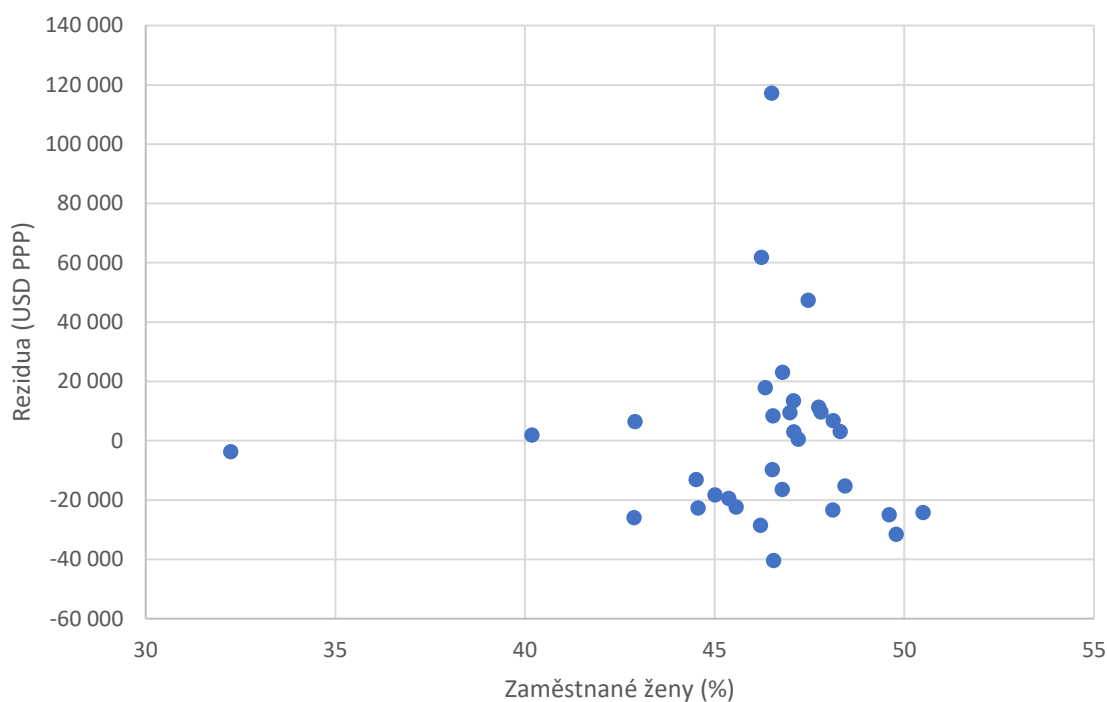
- YUNHUA, L., C. SOONBENG. L. WENZHI. 1998. Education, Experience and Productivity of Labor in China's Township and Village Enterprises: The Case of Jiangsu Province. *China Economic Review*. **9**(1), 47-58. ISSN 1043-951X.
- ZHANG, L., X. Y. DONG. 2008. Male-female wage discrimination in Chinese industry. *Economics of Transition*. **16**(1), 85-112. ISSN 0967-0750.

Seznam příloh

Příloha A	Test (ne)přítomnosti heteroskedasticity při použití roční produktivity	78
Příloha B	Test (ne)přítomnosti heteroskedasticity při použití hodinové produktivity	82
Příloha C	Grafické znázornění vztahu vybraných proměnných	86

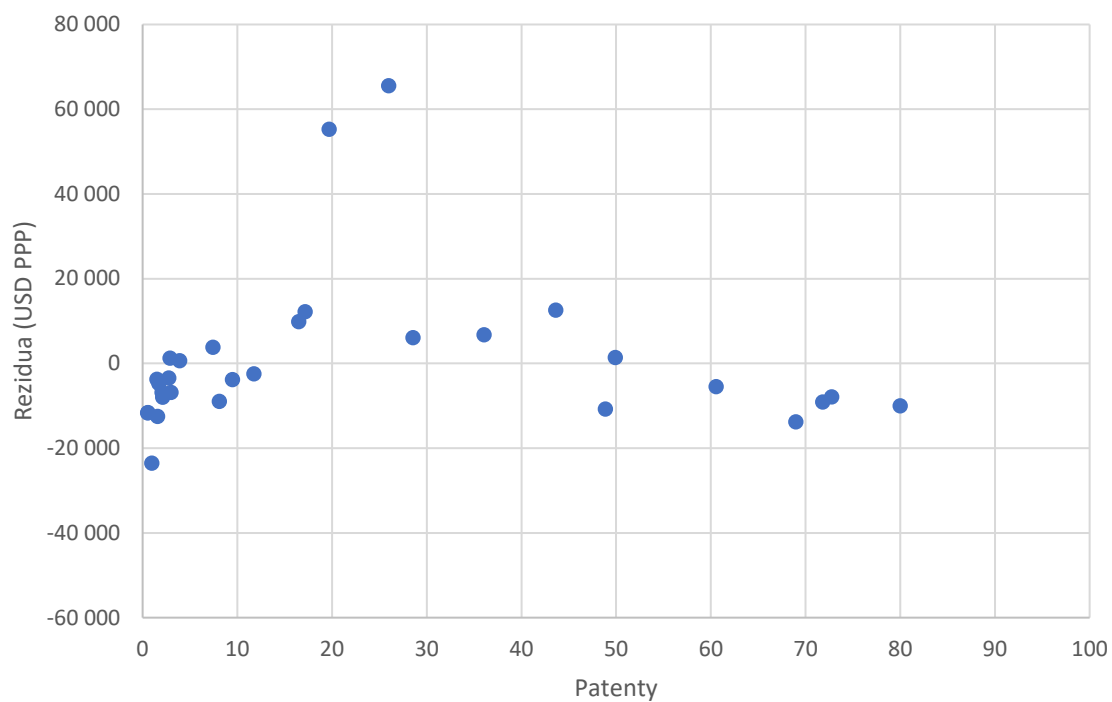
Příloha A Test (ne)přítomnosti heteroskedasticity při použití roční produktivity

Na následujících grafech (Obrázek 9, Obrázek 10, Obrázek 11, Obrázek 12, Obrázek 13, Obrázek 14, Obrázek 15) jsou zobrazeny rezidua skutečné a vypočítané roční produktivity a hodnoty jednotlivých determinantů použitých v regresích (s výjimkou determinantu (Pracovní doba)², kterou zastupuje proměnná Pracovní doba). Vizualní test spočívá v identifikaci kornoutového tvaru na grafu. V žádném z uvedených grafů však tento tvar není vizuálně přítomen, proto lze vstupní data považovat za vhodná, neboť nevykazují známky heteroskedasticity.

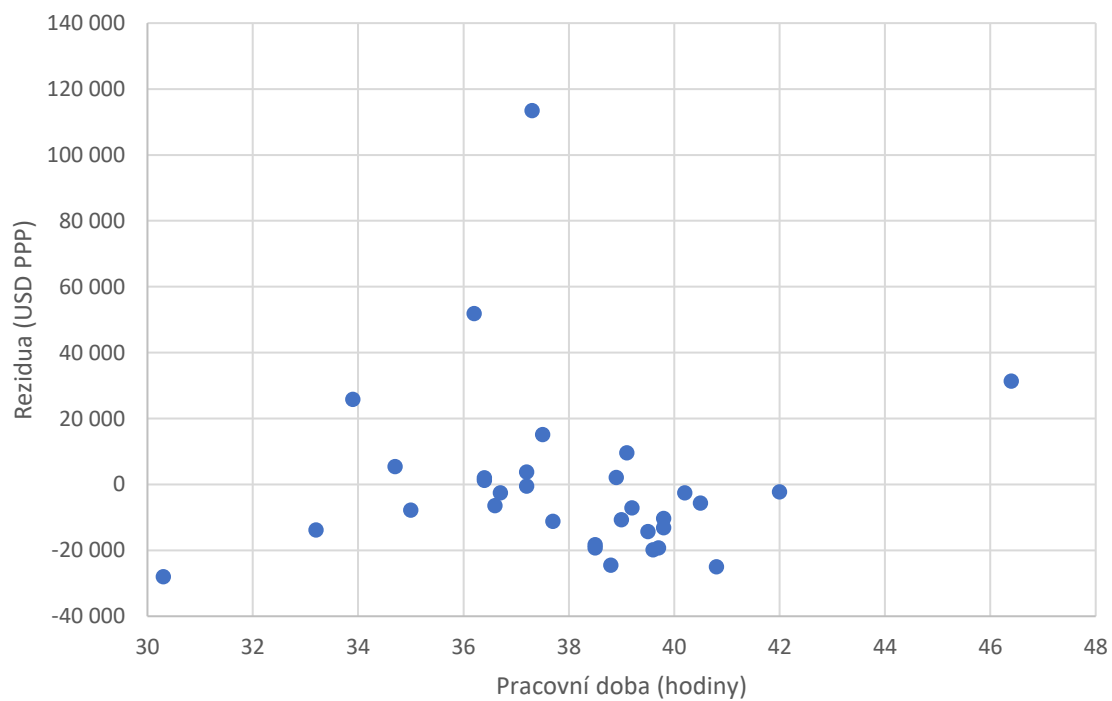


Obrázek 9: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Zaměstnané ženy

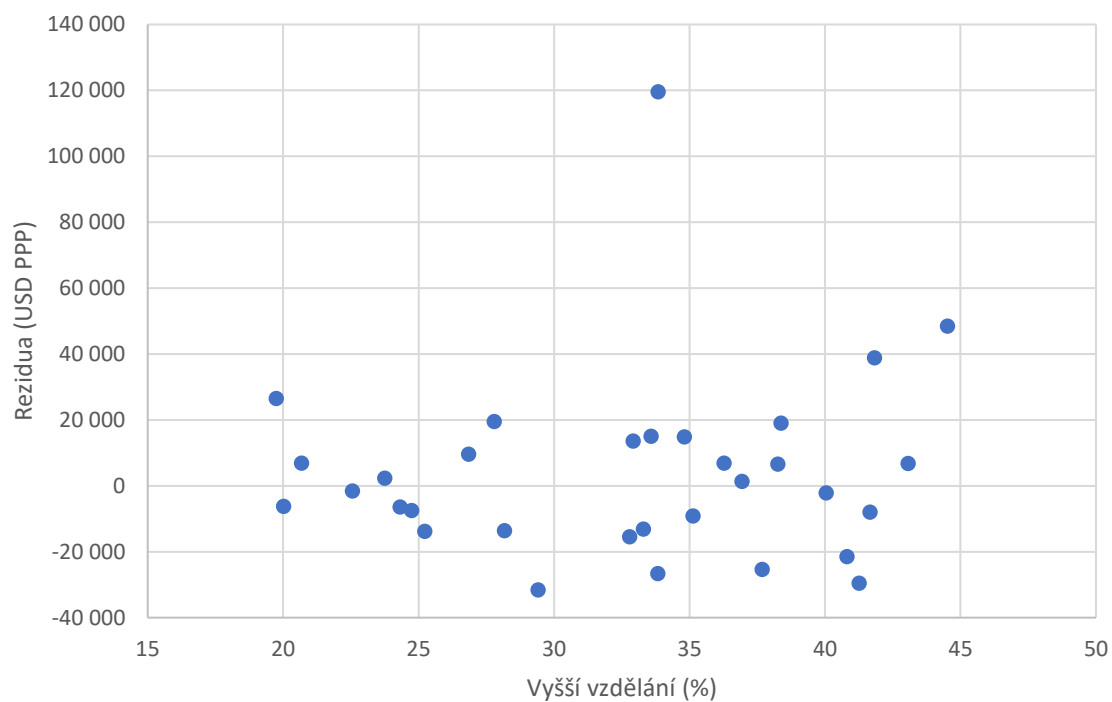
Zdroj: vlastní



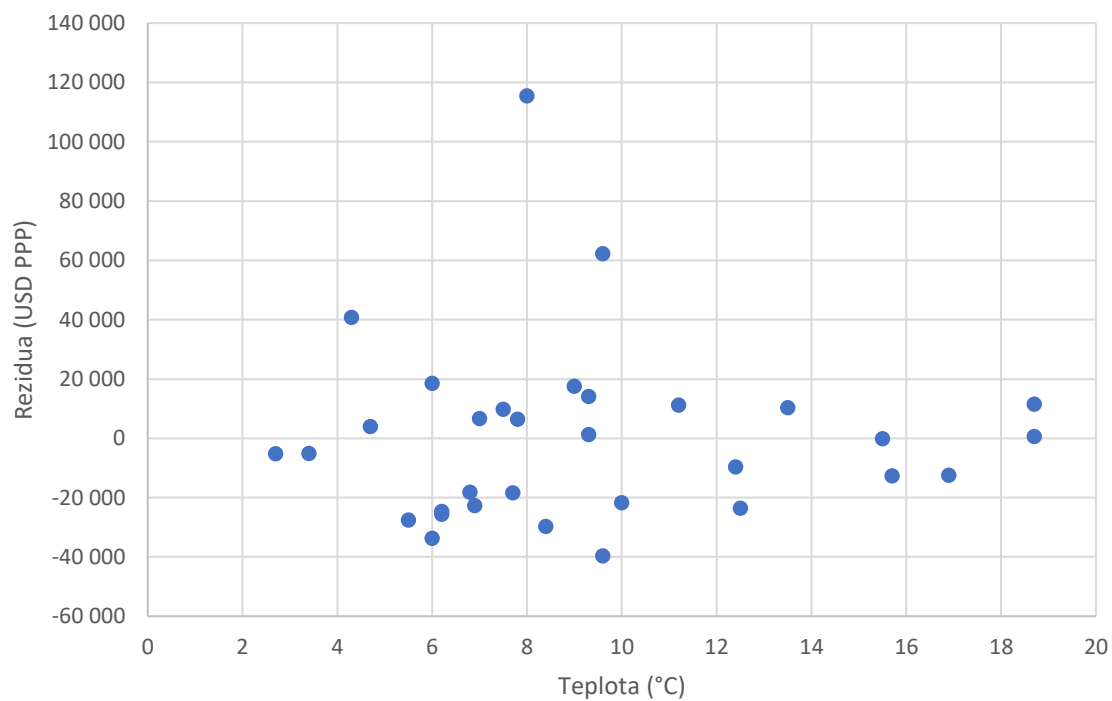
Obrázek 10: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Patenty
Zdroj: vlastní



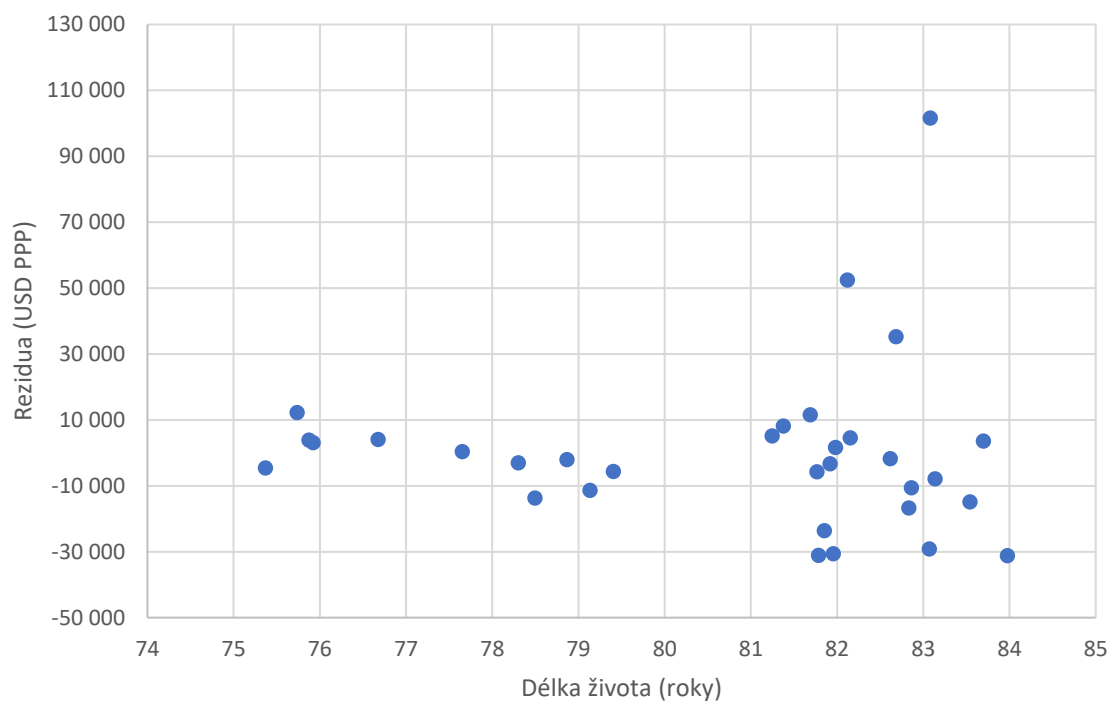
Obrázek 11: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Pracovní doba
Zdroj: vlastní



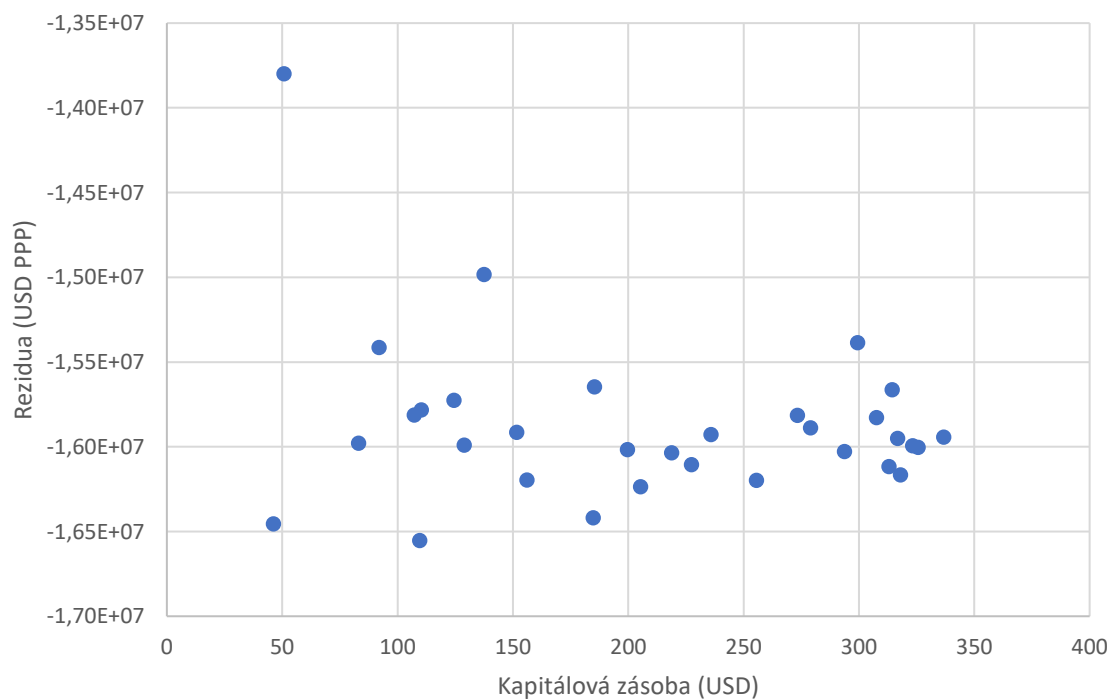
Obrázek 12: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Vyšší vzdělání
Zdroj: vlastní



Obrázek 13: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Teplota
Zdroj: vlastní



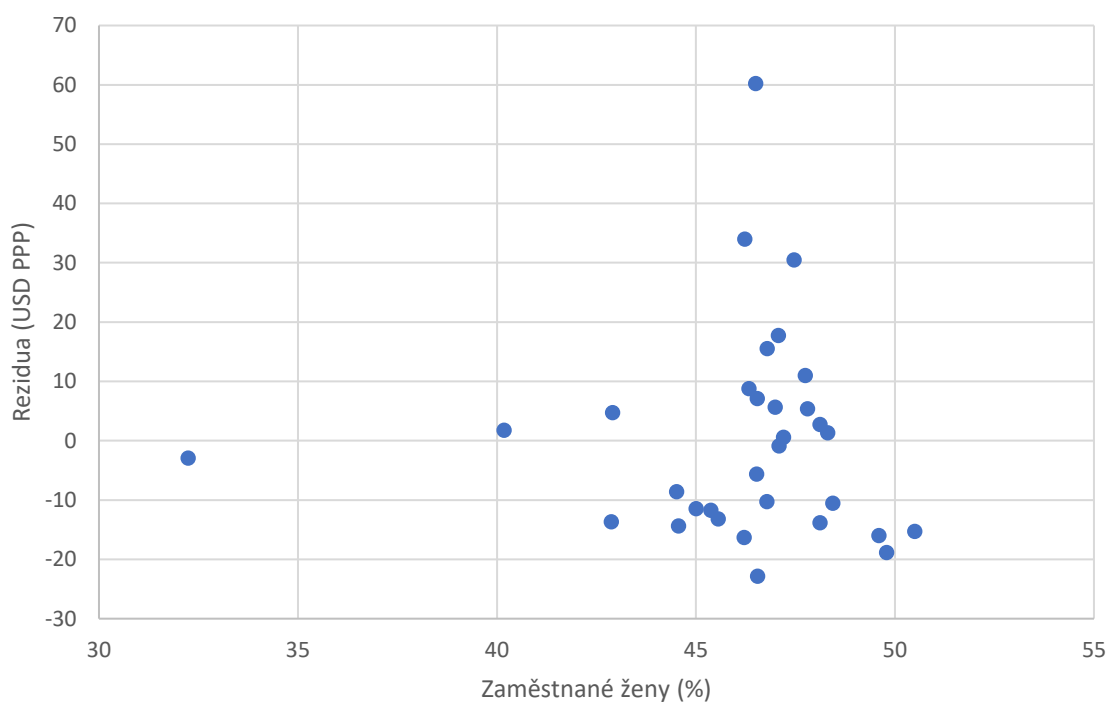
Obrázek 14: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Délka života
Zdroj: vlastní



Obrázek 15: Graf reziduí roční produktivity a proměnné Kapitálová zásoba
Zdroj: vlastní

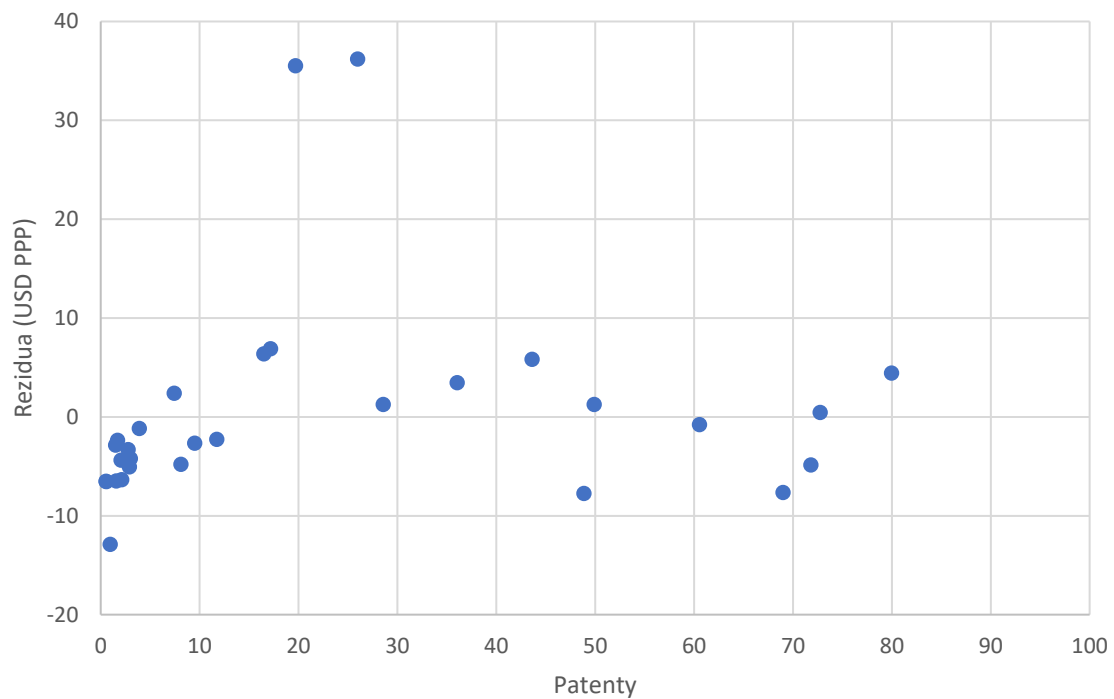
Příloha B Test (ne)přítomnosti heteroskedasticity při použití hodinové produktivity

Na následujících grafech (Obrázek 16, Obrázek 17, Obrázek 18, Obrázek 19, Obrázek 20, Obrázek 21, Obrázek 22) jsou zobrazeny rezidua skutečné a vypočítané hodinové produktivity a hodnoty jednotlivých determinantů použitých v regresích (s výjimkou determinantu (Pracovní doba)², kterou zastupuje proměnná Pracovní doba). Vizualní test spočívá v identifikaci kornoutového tvaru na grafu. V žádném z uvedených grafů však tento tvar není vizuálně přítomen, proto lze vstupní data považovat za vhodná, neboť nevykazují známky heteroskedastičnosti.

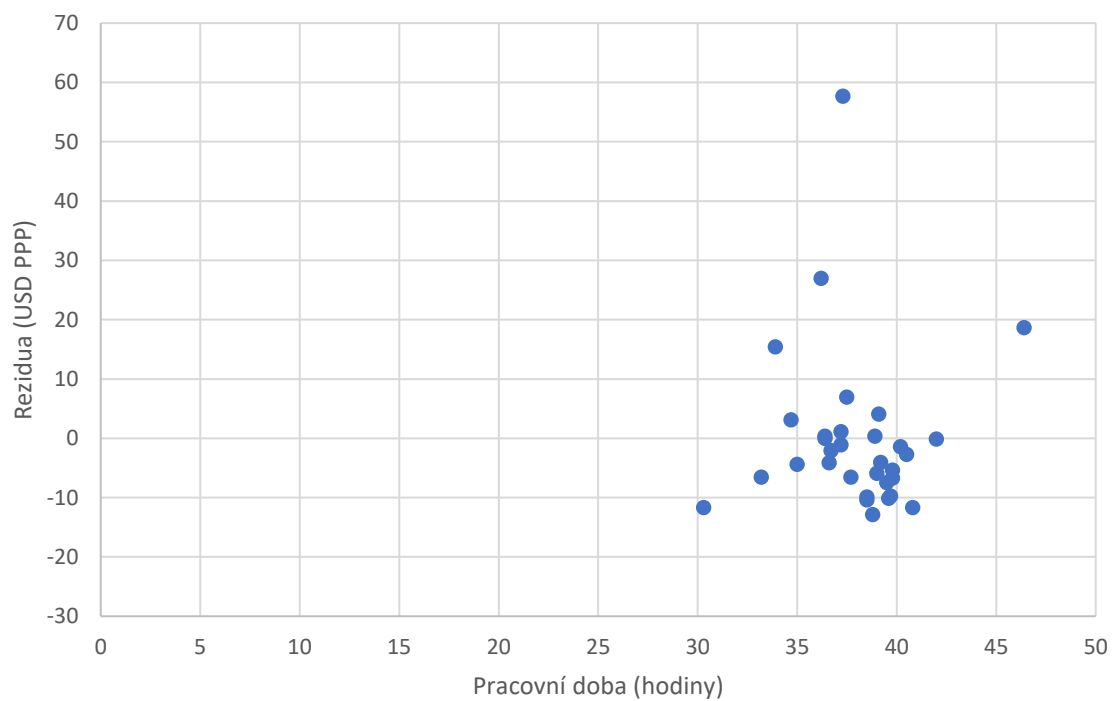


Obrázek 16: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Zaměstnané ženy

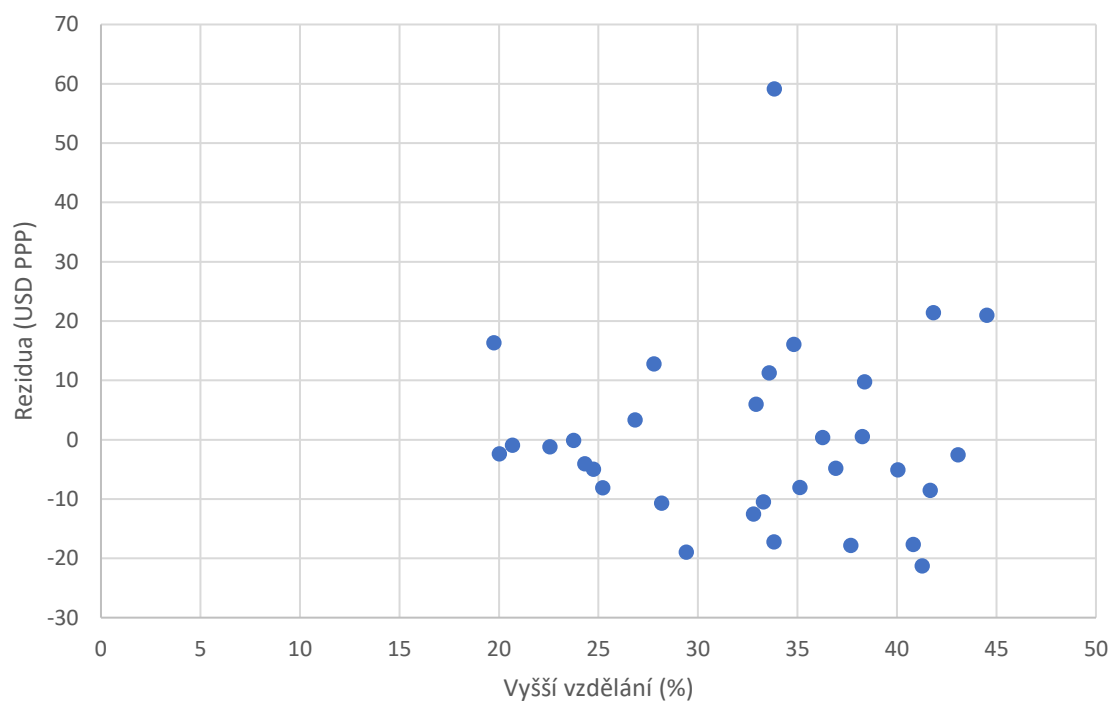
Zdroj: vlastní



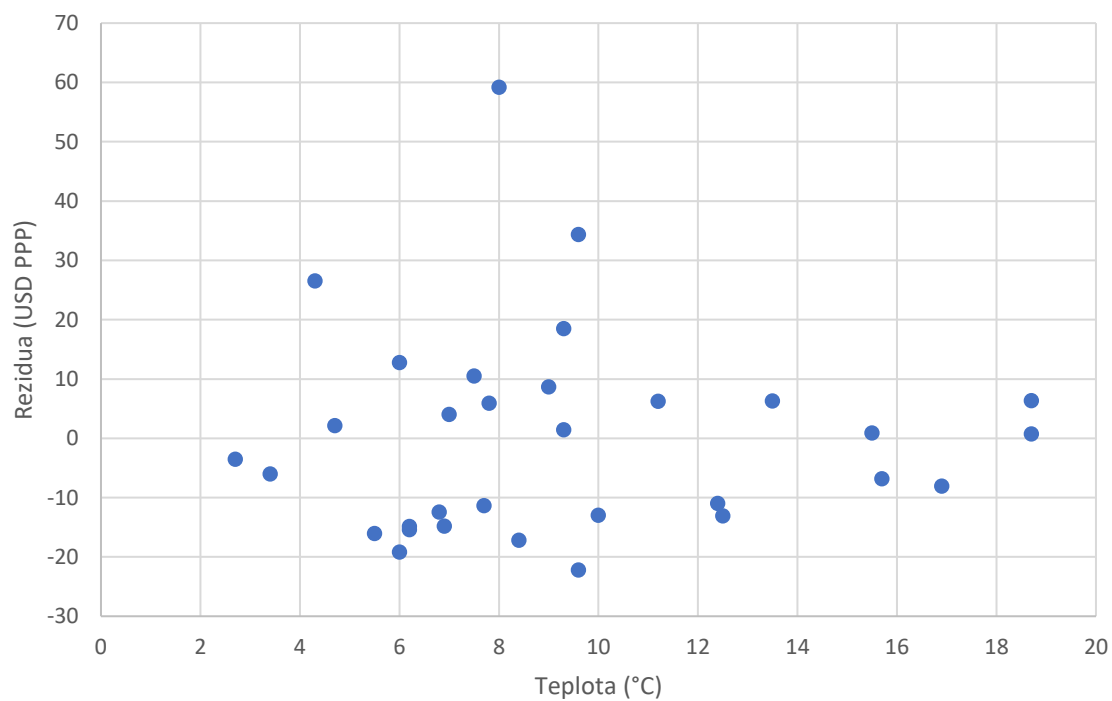
Obrázek 17: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Patenty
Zdroj: vlastní



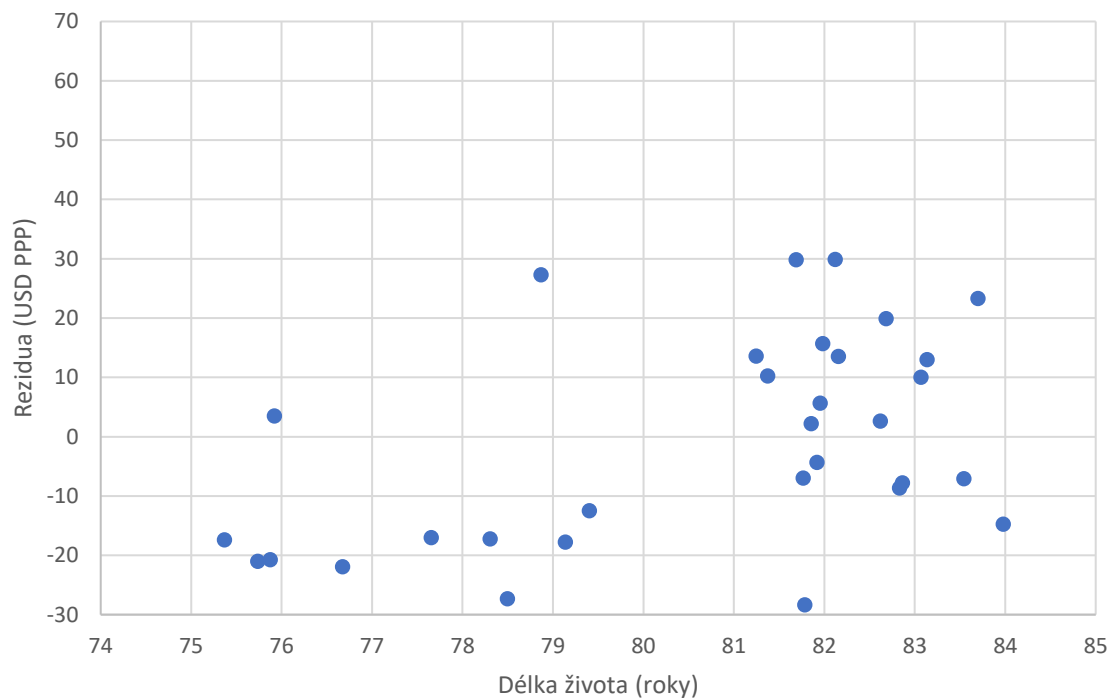
Obrázek 18: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Pracovní doba
Zdroj: vlastní



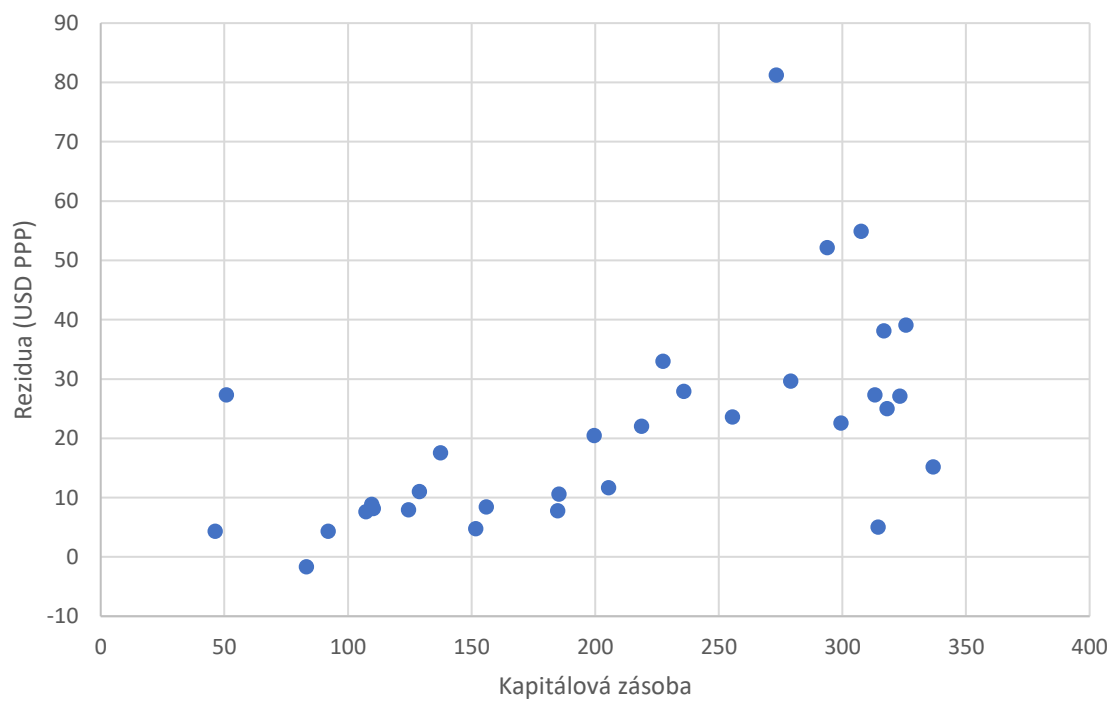
Obrázek 19: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Vyšší vzdělání
Zdroj: vlastní



Obrázek 20: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Teplota
Zdroj: vlastní



Obrázek 21: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Délka života
Zdroj: vlastní

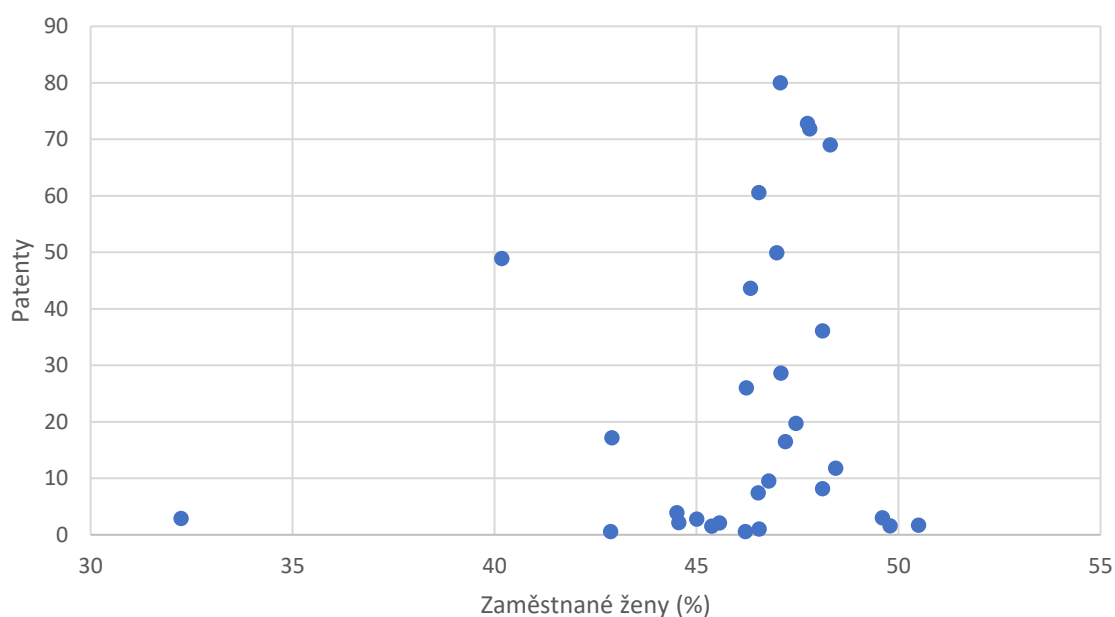


Obrázek 22: Graf reziduí hodinové produktivity a proměnné Kapitálová zásoba
Zdroj: vlastní

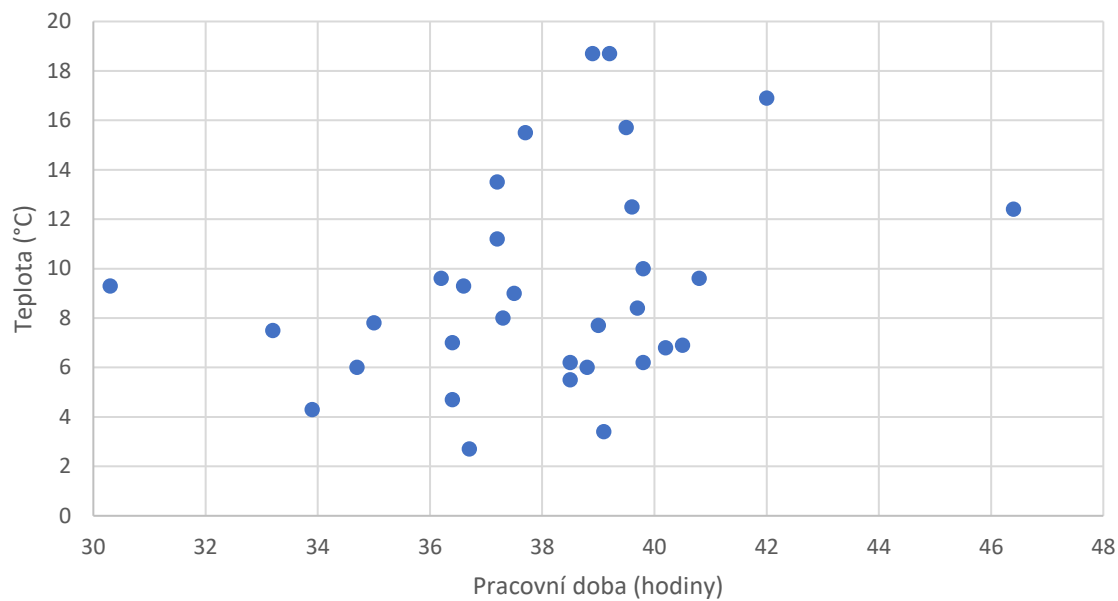
Příloha C Grafické znázornění vztahu vybraných proměnných

Na grafech níže (Obrázek 23, Obrázek 24, Obrázek 25, Obrázek 26, Obrázek 27 a Obrázek 28) jsou zobrazeny vztahy vybraných proměnných pro vizuální kontrolu přítomnosti nedokonalé multikolinearity mezi regresory. Determinanty jsou považované za na sobě nezávislé, pokud v grafech nelze identifikovat žádný trend. Regresory podrobené vizuální analýze byly vybrány na základě odborného úsudku, zda lze předpokládat jejich vzájemné ovlivňování vycházející z podstaty determinantu.

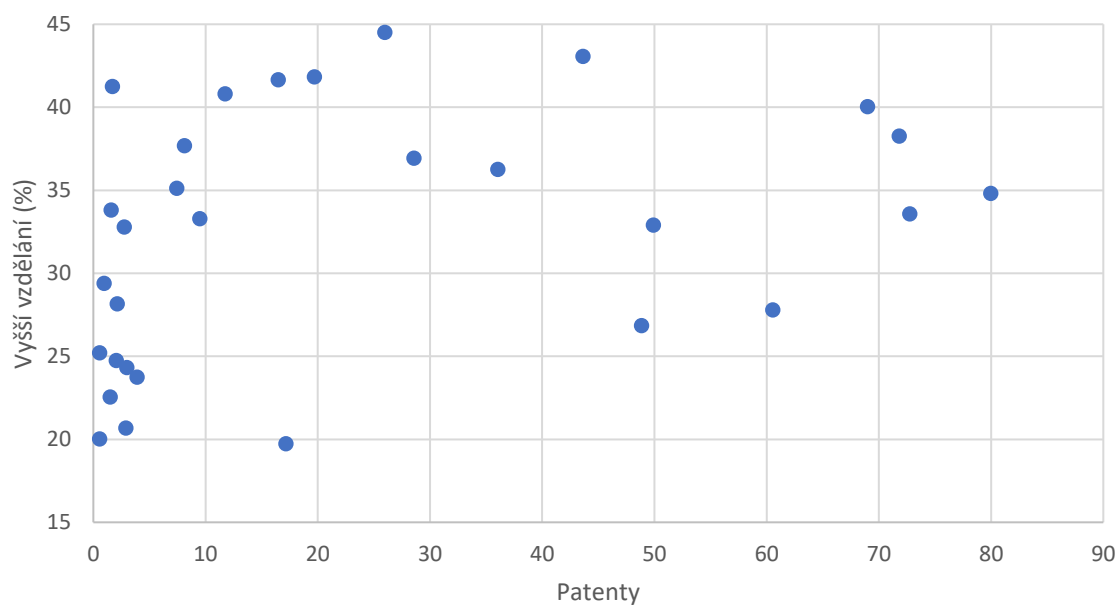
Na žádném z vybraných grafů nebyla zjištěna žádná systematickост, tedy data vstupující do vícenásobného regresního modelu lze označit jako nezávislá a pro vícenásobnou regresi vhodná.



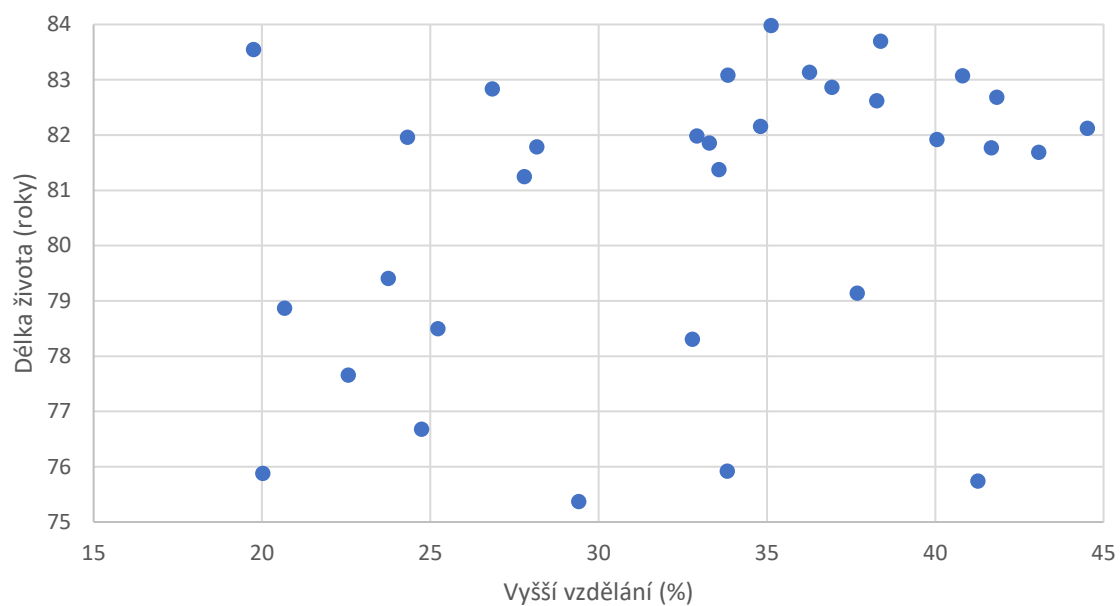
Obrázek 23: Graf proměnných Patenty a Zaměstnané ženy pro vizuální test multikolinearity
Zdroj: vlastní



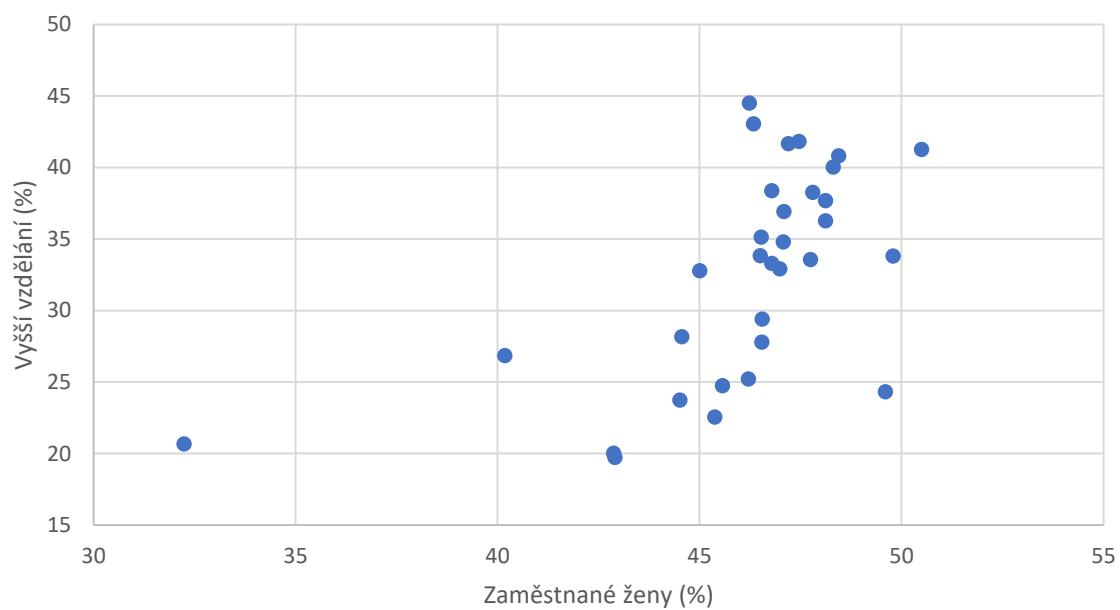
Obrázek 24: Graf proměnných Teplota a Pracovní doba pro vizuální test multikolinearity
Zdroj: vlastní



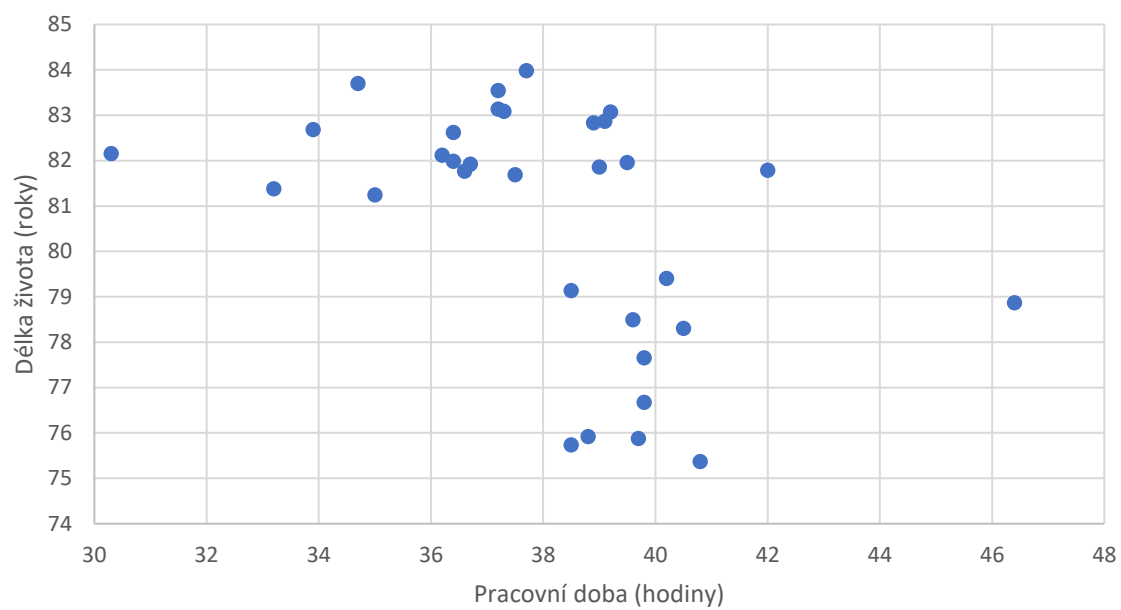
Obrázek 25: Graf proměnných Vyšší vzdělání a Patenty pro vizuální test multikolinearity
Zdroj: vlastní



Obrázek 26: Graf proměnných *Délka života* a *Vyšší vzdělání* pro vizuální test multikolinearity
Zdroj: vlastní



Obrázek 27: Graf proměnných *Vyšší vzdělání* a *Zaměstnané ženy* pro vizuální test multikolinearity
Zdroj: vlastní



Obrázek 28: Graf proměnných Délka života a Pracovní doba pro vizuální test multikolinearity
 Zdroj: vlastní