

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Rovnost versus efektivita v České republice

Tereza Langerová

© 2015 ČZU v Praze

# ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra ekonomiky

Provozně ekonomická fakulta

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Tereza Langerová

Provoz a ekonomika

Název práce

Rovnost versus efektivita v České republice

Název anglicky

Equality versus efficiency in the Czech Republic

---

### Cíle práce

Cílem této diplomové práce je verifikace vzájemného vztahu mezi efektivitou a rovností v ČR. Ekonomická výkonnost bude hodnocena pomocí míry HDP a ekonomická rovnost na základě kvantifikace Gini koeficientu. Dílčími cíli bude odhadnutí a verifikace ekonometrického modelu, které budou potvrzovat či vyvracet stanovené hypotézy.

Hypotézy:

1. Rovnost a efektivita jsou v substitučním vztahu a nelze tyto dvě věci od sebe separovaně porovnávat. (Teorie funkce společenského blahobytu)
2. Rovnost a efektivita na sebe nemají vliv a lze je porovnávat separovaně, na základě měření užítku. (Neoklasická teorie blahobytu)

### Metodika

Pro problematiku rovnosti a efektivnosti bude odhadnut a následně verifikován ekonometrický model, který posoudí intenzitu vlivu jednotlivých proměnných na celkovou rovnost a efektivitu v ČR. Práce bude zpracována na základě analýzy odborných dokumentů, internetových zdrojů a statistických údajů.

## Doporučený rozsah práce

60-80 stránek

## Klíčová slova

Rovnost, efektivita, HDP, ČR, ekonomický blahobyt, Paretovo optimum, Gini koeficient, Lorenzova křivka, příjmy, výdaje.

---

## Doporučené zdroje informací

BAUJARD, Antoinette. Welfare economics [online]. GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique Lyon St Étienne, 2013 [cit. 2014-04-22]. WP 1333. Dostupné z:

<http://halshs.archives-ouvertes.fr/docs/00/90/69/07/PDF/1333.pdf>

BELLÚ, Lorenzo. Inequality Analysis The Gini Index. In: FAO [online]. 2006 [cit. 2014-04-16]. Dostupné z: [http://www.fao.org/docs/up/easypol/329/gini\\_index\\_040en.pdf](http://www.fao.org/docs/up/easypol/329/gini_index_040en.pdf)

BELLÚ, Lorenzo. Policy Impacts on Inequality: Welfare based Measures of Inequality The Atkinson Index. In: FAO [online]. 2006 [cit. 2014-04-16]. Dostupné z:

[http://www.fao.org/docs/up/easypol/451/welfare\\_measures\\_inequa\\_atkinson\\_050en.pdf](http://www.fao.org/docs/up/easypol/451/welfare_measures_inequa_atkinson_050en.pdf)

BELLÚ, Lorenzo. Social Welfare Analysis of Income Distributions: Ranking Income Distributions with Lorenz Curves. In: FAO [online]. 2005 [cit. 2014-04-16]. Dostupné z:

[http://www.fao.org/docs/up/easypol/305/swa\\_lorenz\\_curves\\_001en.pdf](http://www.fao.org/docs/up/easypol/305/swa_lorenz_curves_001en.pdf)

HOLMAN, Robert. Dějiny ekonomického myšlení. 3. vyd. Praha: C. H. Beck, 2005, xxv, 539 s. ISBN 80-717-9380-9.

JACKSON, P. Ekonomie veřejného sektoru. 1. vyd. Praha: Eurolex Bohemia, 2003, 733 s. ISBN 80-864-3209-2.

MAKDISSI, Paul. On the Definition of Economic Efficiency [online]. Université de Sherbrooke, 2006 [cit. 2014-04-16]. Dostupné z: <http://gredi.recherche.usherbrooke.ca/wpapers/GREDI-0624.pdf>. Working Paper 06-24. Université de Sherbrooke.

STIGLITZ, Joseph E. Ekonomie veřejného sektoru. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 1997, 661 s. ISBN 80-716-9454-1.

---

## Předběžný termín obhajoby

2015/06 (červen)

## Vedoucí práce

Ing. Zdeňka Kroupová, Ph.D.

Elektronicky schváleno dne 6. 10. 2014

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 6. 10. 2014

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 29. 03. 2015

---

### Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Rovnost versus efektivita v České republice" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 31.března 2015

---

## Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala všem, kteří mi byli nápomocni při tvorbě této diplomové práce, především paní Ing. Zdeňce Žákové Kroupové, PhD., za ochotu, vstřícnost a odborné vedení.

# Rovnost versus efektivita v České republice

---

## Equality versus efficiency in the Czech Republic

### **Souhrn**

Obsahem diplomové práce byla analýza rovnosti a efektivity v České republice ve vybraném období 2003 – 2013 a následně byl posouzen vzájemný vztah mezi těmito dvěma ukazateli. Při analýze byl použit ukazatel GINI index hrubých peněžních příjmů domácností a ukazatel HDP ve stálých cenách. K analyzování vztahu byly sestaveny dva ekonometrické modely, které byly následně statisticky a ekonomicky verifikovány. Dále byly kvantifikovány dílčí GINI indexy složek hrubých peněžních příjmů domácností a posouzen jejich vliv na celkovou hodnotu GINI indexu hrubých peněžních příjmů.

Z dosažených výsledků vyplývá, že mezi těmito dvěma ukazateli byl substituční vztah. Při zvýšení hodnoty HDP vzrostla hodnota GINI indexu, což značí, že s rostoucí efektivitou se zvyšovala příjmová nerovnost ve společnosti. Dále bylo zjištěno, že v sledovaném období od roku 2009 měly transferové platby v podobě sociálních příjmů domácností negativní vliv na snižování nerovnosti.

### **Summary**

The content of the thesis was an analysis of equality and efficiency in the Czech Republic in the selected period of 2003 - 2013, the relationship between these two measures was assessed as well. Indicators GINI, index of gross household income, and GDP at constant prices were used in the analysis. In order to analyse the relationship between the two indicators, two econometric models were built and statistically and economically verified. Additionally partial GINI indexes of the components of gross incomes of households were quantified and their impact on the overall value of the GINI index of gross income was evaluated.

From the obtained results it is obvious that there is a substitution relationship between the two measures. Increase in the value of GDP led to increase of GINI index, which indicates, that increasing efficiency resulted into increased income inequality in society. Furthermore it has been found that transfer payments had negative impact on reducing the income inequality since the year 2009.

**Klíčová slova:** Rovnost, efektivita, HDP, ČR, ekonomický blahobyt, Paretovo optimum, GINI koeficient, Lorenzova křivka, příjmy, výdaje.

**Keywords:** Equality, efficiency, GDP, Czech Republic, economic welfare, Pareto efficiency, GINI coefficient, Lorenz curve, income, expenditure.

## Obsah

1.	Úvod.....	5
2.	Cíl práce a metodika .....	7
3.	Teoretická východiska .....	12
3.1.	Rovnost .....	12
3.2.	Efektivita.....	13
3.3.	Blahobyt.....	15
4.1.1	Vztah rovnosti a efektivity.....	17
3.3.1.1.	Rovnost v České republice a vývoj HDP.....	18
3.4.	Metody měření rovnosti a efektivity.....	20
4.1.2	Metody měření rovnosti a nerovnosti .....	20
3.4.1.1.	Index lidské chudoby (HPI) .....	20
3.4.1.2.	GINI koeficient .....	21
3.4.1.3.	Theilův koeficient .....	22
3.4.1.4.	Atkinsonův index.....	23
3.4.1.5.	Lorenzova křivka .....	25
4.1.3	Metody měření efektivity .....	26
3.4.1.6.	Hrubý domácí produkt (HDP) .....	26
3.4.1.7.	Parita kupní síly .....	28
4.	Analytická část.....	29
4.1.	Ekonometrické modelování .....	31
4.1.4	Jednorovnicový mocninný model .....	31
4.1.4.1	Ekonomická verifikace modelu .....	36
4.1.4.2	Statistická a ekonometrická verifikace modelu .....	37
4.1.5	Simultánní model.....	44
4.1.5.1	Ekonomická verifikace modelu .....	58
4.1.5.2	Statistická a ekonometrická verifikace modelu .....	60
4.2.	Vyhodnocení vzájemného vztahu rovnosti a efektivity.....	69
5.	Diskuze .....	72
6.	Závěr .....	74
7.	Seznam použitých zdrojů.....	76
8.	Přílohy.....	81



## Seznam obrázků

Obrázek 1: Paretův princip .....	14
Obrázek 2: Vztah mezi rovností a efektivitou .....	17
Obrázek 3: Vývoj HDP v letech 1990 - 2010 výdajovou metodou .....	19
Obrázek 4: Lorenzova křivka .....	25
Obrázek 5: Korelogram reziduí 2. řádu .....	40
Obrázek 6: Testovací statistika pro normalitu reziduí .....	41
Obrázek 7: CUSUM graf .....	43
Obrázek 8: Test normality Chí-kvadrát test 1. rovnice simultánního modelu.....	65
Obrázek 9: Test normality reziduí 1. rovnice simultánního modelu .....	65
Obrázek 10: Test normality reziduí 2. rovnice simultánního modelu (SW Gretl) .....	66
Obrázek 11: Test normality Chí-kvadrát test 2. rovnice simultánního modelu.....	66
Obrázek 12: Testování heteroskedasticity 1. rovnice (SW Gretl) .....	67
Obrázek 13: Testování heteroskedasticity 2. rovnice (SW Gretl) .....	67

## Seznam tabulek

Tabulka 1: Podkladová data - jednorovnicový mocninný model .....	32
Tabulka 2: Logaritmické hodnoty podkladových údajů jednorovnicového modelu .....	33
Tabulka 3: Hodnoty VIF testu jednorovnicového modelu .....	34
Tabulka 4: Parametry proměnných jednorovnicového modelu .....	34
Tabulka 5: Výstup 1 ze SW Gretl - jednorovnicový model .....	35
Tabulka 6: Výstup 2 ze SW Gretl - jednorovnicový model .....	36
Tabulka 7: T-test odhadnutých parametrů jednorovnicového modelu .....	38
Tabulka 8: Autokorelační funkce reziduí jednorovnicového modelu .....	40
Tabulka 9: Whiteův test heteroskedasticity jednorovnicového modelu .....	42
Tabulka 10: Ekonomická formulace 1. rovnice simultánního modelu .....	45
Tabulka 11: Ekonomická formulace 2. rovnice simultánního modelu .....	46
Tabulka 12: Podkladová data simultánního modelu .....	48
Tabulka 13: Podkladová data simultánního modelu v logaritmické podobě.....	49
Tabulka 14: Korelační matice 1. simultánní rovnice .....	50
Tabulka 15: Korelační matice 2. simultánní rovnice .....	50
Tabulka 16: Upravená podkladová data simultánního modelu postupnou diferencí.....	52
Tabulka 17: Korelační matice 1. rovnice po úpravě podkladových dat .....	53
Tabulka 18: Korelační matice 2. rovnice po úpravě podkladových dat .....	53
Tabulka 19: Odhad 1. rovnice simultánního modelu DMNČ - výstup 1.....	55
Tabulka 20: Odhad 1. rovnice simultánního modelu DMNČ - výstup 2.....	55
Tabulka 21: Odhad 2. rovnice simultánního modelu DMNČ - výstup 1.....	57
Tabulka 22: Odhad 2. rovnice simultánního modelu DMNČ - výstup 2.....	57
Tabulka 23: T-test 1. rovnice simultánního modelu .....	60
Tabulka 24: T-test 2. rovnice simultánního modelu .....	61
Tabulka 25: Testování autokorelace 1. simultánní rovnice .....	63
Tabulka 26: Test autokorelace 2. simultánní rovnice .....	64

# 1. Úvod

Vzájemný vztah mezi rovností a efektivností je bodem zkoumání světových ekonomů a odborníků již po několik století. Názory na vzájemný vztah mezi těmito ukazateli se různí. Ekonomická nerovnost ve světovém měřítku je jednou z hlavních problematik dnešního světa. Přerozdělování příjmů ve společnosti v závislosti na výkonnosti dané ekonomiky není vždy zcela rovnoměrné a tak vznikají velké rozdíly mezi jednotlivými příjmovými skupinami. Důsledkem nerovnoměrného přerozdělování příjmů jsou i rozdíly mezi státy a chudoba ve světě. S touto problematikou souvisí také témata politických a sociálních problémů.

V první části práce jsou vymezeny teoretické základy mezi rovností a efektivitou. Jsou zde vymezeny různé pohledy definic rovnosti a efektivity. Následně je definována teorie ekonomie blahobytu a jsou uvedeny možnosti jejího výkladu.

V následující části práce je definován vztah mezi rovností a efektivitou. Jsou zde uvedeny vývoje ekonomické rovnosti zastupované GINI indexem a vývoj efektivnosti představující vývoj HDP.

Následně jsou představeny metody k měření rovnosti, popřípadě nerovnosti ve společnosti a jsou uvedeny možnosti výpočtů jejich ukazatelů. Mezi ukazatele ekonomické rovnosti jsou především uvedeny indexy: GINI a Theilův, Atkinsonův, Index lidské chudoby a Lorenzova křivka. Jako ukazatele efektivity jsou představeny HDP a parita kupní síly.

Třetí částí je analytická práce, která se zabývá ekonometrickým modelováním vztahu mezi HDP a GINI indexem hrubých peněžních příjmů domácností. Prvním ekonometrickým modelem je jednorovnicový model. Jednorovnicový model je ekonomicky definován a dále je ekonomicky, statisticky a ekonometricky verifikován. Dále byla empirická část práce zaměřena na sestavení simultánního modelu mezi HDP a GINI indexem hrubých peněžních příjmů. Model je také následně ekonomicky, statisticky a ekonometricky verifikován. Poté byly shrnuty dílčí výsledky ekonometrického modelování a posouzeny vzájemné vztahy mezi proměnnými.

V poslední části práce jsou uvedeny výsledky provedené analýzy, jež jsou následně porovnány s výsledky dalších autorů, kteří se touto problematikou zabývali.

## 2. Cíl práce a metodika

Hlavním cílem této diplomové práce je porovnat vzájemný vztah mezi rovností a efektivitou v České republice. Ekonomická výkonnost bude hodnocena pomocí ukazatele HDP ve stálých cenách a ekonomická rovnost bude hodnocena na základě kvantifikace GINI indexu hrubých peněžních příjmů domácností.

Dílčím cílem této práce je odhadnutí a verifikace ekonometrického modelu, který bude přijímat či vyvracet jednu ze stanovených hypotéz.

$H_1$ : Ekonomická rovnost a efektivita jsou v substitučním vztahu a nelze je separovaně porovnávat.

$H_2$ : Ekonomická rovnost a efektivita nejsou ve vzájemném vztahu a lze je separovaně porovnávat.

V analytické části práce při ekonometrickém modelování byl využit software Gretl, který byl využit následně i na verifikaci odhadnutého modelu. K výpočtu hodnot GINI indexů byl využit Microsoft Excel.

Pro výpočty GINI indexu byl použit vzorec č. 1. Ke kvantifikaci GINI indexu byla použita data ze statistického šetření ČSÚ domácností za rok 2003 až 2008 - domácnosti podle čistého peněžního příjmu na osobu – decily. V prvním kroku byla kvantifikována hodnota průměru příjmů ( $Y$ ), která byla kvantifikována jako podíl celkových příjmů  $Y$  a celkového počtu domácností  $n$ . Následně byl vypočítán podíl ( $\frac{n}{\Sigma n}$ ) mezi počtem domácností v jednotlivých decilech  $n$  a sumou počtu domácností  $\Sigma n$ . Z tohoto podílu byl vytvořen kumulativní součet  $F(Y)$  a následně byla kvantifikována  $Cov(Y, F(Y))$ . Po těchto dílčích výpočtech byla hodnota GINI indexu příjmů stanovena součinem hodnot  $\frac{2}{\bar{Y}}$  a  $Cov(Y, F(Y))$ . Ke stanovení dílčích hodnot GINI indexů jednotlivých složek celkových hrubých příjmů byl použit stejný vzorec č. 2. Nicméně ke kvantifikaci dílčích GINI indexů jednotlivých složek příjmů bylo nutné v posledním kroku výpočtu  $\frac{2}{\bar{Y}}$  použít hodnotu průměru celkových hrubých peněžních příjmů.

Při sestavování jednorovnicového ekonometrického modelu byla použita běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ). BMNČ je založena na nalezení parametrů jednotlivých proměnných odhadnutého modelu. Při výpočtu parametrů byl použit vztah (7).

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y \quad , \quad (7)$$

V prvním kroku byla sestavena matice  $X$  a vektor  $y$ . Následně byla matice  $X$  transponována ( $X^T$ ) a byl proveden součin matic ( $X^T X$ ). Z výsledku součinu matic získáme další matici, pro kterou je vytvořena inverze  $(X^T X)^{-1}$ . Posléze byl kvantifikován součin transponované matice  $X^T$  a vektoru  $y$ . K získání parametrů proměnných byl v posledním kroku proveden součin matic  $(X^T X)^{-1} X^T y$ .

K odhadu parametrů pro simultánní rovnice byla využita dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ), která je založena na opakované aplikaci jednostupňové metody nejmenších čtverců. Pro jednotlivé proměnné byly sestaveny matice a vektory napozorovaných hodnot pro odhadovanou rovnici. Následně byla vyčíslena matice teoretických hodnot  $\hat{Y}_2$ , která vychází ze vztahu č. 8.

$$\hat{Y}_2 = X(X^T X)^{-1} X^T Y_2 \quad , \quad (8)$$

Dále byl vyčíslen vektor strukturálních parametrů odhadované rovnice, který se skládá ze součinu inverzní matice  $K$  a matice složené ze dvou submatic. Tento vztah je uveden níže (9).

$$\begin{bmatrix} \beta_2 \\ \gamma_{1*} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \hat{Y}_2 & Y_2^T X_* \\ X_*^T Y_2 & X_*^T X_* \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \\ X_*^T \end{bmatrix} y_1 \quad , \quad (9)$$

Při testování odhadnutých modelů bylo využíváno několik statistických a ekonometrických testů. K testování multikolinearity byly využity 2 testy. Testování pomocí korelační matice, která byla sestavena na základě součinu dvou matic normalizovaných vektorů  $\underline{X}^T \underline{X}'$ . V případě, že se v korelační matici nacházely hodnoty větší než 0,8, pak byla detekována multikolinearita mezi dvěma či více proměnnými. Tento jev byl odstraněn za pomoci postupné diference podkladových dat pro danou proměnnou.

Druhým silnějším testem k otestování přítomnosti multikolinearity byl použit tzv. VIF test. Kvantifikace VIF testu byla provedena na základě vzorce (10), kde  $R(j)$  představuje vícečetný korelační koeficient mezi proměnnou  $j$  a ostatními nezávisle proměnnými. Získané hodnoty pro jednotlivé proměnné byly porovnávány s hodnotou 10. V případě, že vypočítaná hodnota  $> 10$ , pak lze v rovnici identifikovat problém kolinearit.

$$VIF(j) = \frac{1}{(1-R(j)^2)}, \quad (10)$$

K testování shody odhadnutého modelu s daty byly vyčísleny koeficienty vícenásobné determinace a korigovaný koeficient vícenásobné determinace. Výsledné hodnoty koeficientů byly převedeny na procentuální vyjádření.

Koeficient vícenásobné determinace ( $R^2$ ) je dán vztahem (11). Nejprve byly kvantifikovány rozptyly regresní ( $S_y^2$ ) a reziduální ( $S_u^2$ ). Poté byl proveden podíl hodnot reziduálního rozptylu a regresního rozptylu. Výsledná hodnota byla odečtena od 1.

$$R^2 = 1 - \frac{S_u^2}{S_y^2}, \quad (11)$$

Vzorec, který byl využit při kvantifikaci korigovaného koeficientu vícenásobné determinace ( $\bar{R}^2$ ), je uveden ve vztahu (12). Při jeho kvantifikaci byl použit výpočet koeficientu vícenásobné determinace ( $R^2$ ), kdy jeho hodnota byla odečtena od 1. Dále byl vypočítán podíl mezi počtem pozorování snížené o jednotku ( $n-1$ ) a počtem pozorování snížené o stupně volnosti ( $n-p$ ). Mezi dvěma získanými hodnotami byl proveden součin a následně byl odečten od jedné.

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-p}, \quad (12)$$

Při testování statistické významnosti odhadnutých parametrů v jednorovnicovém i simultánním modelu byly využity tzv. t-testy. Nejprve byla stanovena nulová hypotéza, která říká:

$H_0$ : odhadnuté parametry jsou statisticky významné.

Pro jednotlivé parametry rovnic byly kvantifikovány t- hodnoty podle vzorce č. (13). Následně byly t-hodnoty porovnávány s tabulkovou hodnotou t-testu na zvolené hladině významnosti ( $\alpha = 0,1, \alpha = 0,05$ ) s přihlédnutím k počtům stupňů volnosti  $t_\alpha$ . V případě, že vypočítané t-hodnoty  $> t_\alpha$ , byla přijata nulová hypotéza o statistické významnosti odhadnutých parametrů.

$$t - \text{hodnota} = \frac{|y_{it}|}{s_{bi}}. \quad (13)$$

Testování modelu na přítomnost autokorelace v jednorovnicovém modelu reziduí bylo hodnoceno na základě vztahu (14), tzv. Durbin-Watsonova testu (DW). Pro každý model byla kvantifikována hodnota DW testu. Následně byly stanoveny tabulkové hodnoty dolní  $d_L$  a horní hranice  $d_U$  podle počtu pozorování a počtu parametrů v rovnici. Dle tabulkových hodnot byly stanoveny intervaly, které se nacházejí v rozmezí (0, 4). Následně byla vypočítaná hodnota DW testu zařazena do příslušného intervalu hodnot a byl stanoven výsledek o přítomnosti autokorelace reziduí.

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (u_t - u_{(t-1)})^2}{\sum_{t=1}^n u_t^2}. \quad (14)$$

K testování simultánního modelu byl použit Godfray test. Při testování byla stanovena nulová hypotéza:

$H_0$ : nepřítomnost autokorelace reziduí

Následně byla porovnávána odvozená p-hodnota s hladinou významnosti  $\alpha = 0,05$ . V případě, že p-hodnota  $> \alpha = 0,05$ , pak byla přijata nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace reziduí prvního řádu. To znamená, že časové řady jsou stacionární.

Testování normality reziduí pomocí Jargue-Bera testu bylo provedeno na základě porovnávání skutečným rozdělením reziduí a analýzou p-hodnoty Chí-kvadrát testu. Nejprve byla stanovena nulová hypotéza:

$H_0$ : Rezidua mají normální rozdělení.

Dále byla porovnávána vypočítaná hodnota p-testu s hladinou významnosti  $\alpha = 0,05$ . V případě, že byla p-hodnota  $< \alpha = 0,05$ , pak byla nulová hypotéza o normálním rozdělení reziduí zamítnuta.

Testování modelu na přítomnost heteroskedasticity bylo provedeno na základě Whitova testu a Pesaran Taylorova testu. Pro jednorovnicový model byl proveden Whitův test a pro simultánní model byl proveden Pesaran Taylorův test. Před testováním byla stanovena nulová hypotéza:

$H_0$ : Homoskedasticita, tj. konstantní rozptyl reziduí.

V obou případech byla porovnávána odvozená p-hodnota Chí-kvadrát testu s hodnotou hladiny významnosti  $\alpha = 0,05$ . Pokud byla p-hodnota  $> \alpha = 0,05$ , pak byla přijata nulová hypotéza o konstantním rozptylu reziduí.

Při testování jednorovnicového modelu na stabilitu parametrů byl použit CUSUM test. K testování byla použita p-hodnota Harvey-Collierova testu, která byla porovnávána s hladinou významnosti  $\alpha = 0,05$ . V prvním kroku byla stanovena nulová hypotéza:

$H_0$ : parametry jsou stabilní.

V případě, že byla p-hodnota  $> \alpha = 0,05$ , pak byla přijata nulová hypotéza o stabilních parametrech modelu.

Při zpracování diplomové práce byla použita data Českého statistického úřadu, Ministerstva práce a sociálních věcí, Finanční a daňové správy. Dále byla práce zpracována na základě odborné tištěné literatury a internetových zdrojů.



### 3. Teoretická východiska

Kapitola teoretických východisek upřesní a definuje jednotlivé pojmy, kterými se bude tato diplomová práce zabírat.

#### 3.1. Rovnost

Existuje mnoho pohledů, ze kterých lze definovat rovnost. Obecná definice rovnosti je dle Cambridžského slovníku (2014) definována jako „rovnost práv a zacházení mezi stejnými sociálními skupinami, tedy rovnost mezi pohlavím, rasou“.

Obecně jsou stanoveny některé základní typy rovnosti. Několik si jich nyní představíme:

- Formální rovnost – tento typ rovnosti představuje situaci, která je charakterizována rovností před právem. Tedy objektivně stejné případy musejí být řešeny stejným způsobem (Štefko, Koldinská, 2013).
- Rovnost příležitostí – je to situace, kdy každý člověk má rovné šance a může se tak uplatnit ve společnosti a dosáhnout svých práv (Občanská společnost, 2006).
- Rovnost příjmů – rovnost příjmu je lehce vyjádřitelná různými statistickými metodami. Rovnost příjmu tedy lze charakterizovat jako rovné přerozdělení příjmů ve společnosti (Investopedia, 2015).
- Rovnost materiální – je to stav, který je výsledkem vyrovnání rozdílných podmínek (Bobek, Boučková, Kühn, 2007).

Tato kapitola bude zaměřena na ekonomickou rovnost. Ekonomická rovnost je cílem všech světových ekonomik, avšak každý má o pojmu rovnosti rozdílné představy. Situace ekonomické rovnosti nastává při správném přerozdělování důchodů, tedy je to situace, kdy příjmy a výdaje jsou vyrovnané. Pro měření ekonomické rovnosti, popřípadě nerovnosti lze využít několik ukazatelů, kterými je možné následně zhodnotit danou situaci. Jak uvádí FAO (2006), nejpoužívanějším měřítkem příjmové nerovnosti je GINI koeficient, Lorenzova křivka, Atkinsonův index.

Francouzský ekonom a představitel Laussanské školy Léon Walras se zabýval tzv. pozitivní ekonomii. Léon Walras zkoumal téma ekonomické rovnosti a pokoušel se vysvětlit podněty, které na stav rovnosti mají vliv. Jeho myšlenka rovnosti byla vyjádřena ve vzájemné závislosti dílčích trhů. Vzájemný vztah mezi dílčími trhy a ekonomickými subjekty byl vyjádřen jako vztah simultánních rovnic, kdy jejich výsledkem je soustava rovnovážných cen udržující celý systém všech trhů v rovnováze (Sirůček, 2001).

## **3.2. Efektivita**

Podobně jako v případě rovnosti je několik pohledů a způsobů, jakými lze definovat efektivitu. Existuje společenské, výrobní a ekonomické pojetí efektivity. Slovo efektivita je v českém významu synonymní se slovem efektivnost. V zahraniční literatuře je mezi těmito dvěma slovy významový rozdíl. Proto je vhodné uvést, že se tato práce bude řídit dle českého synonymního významu slov.

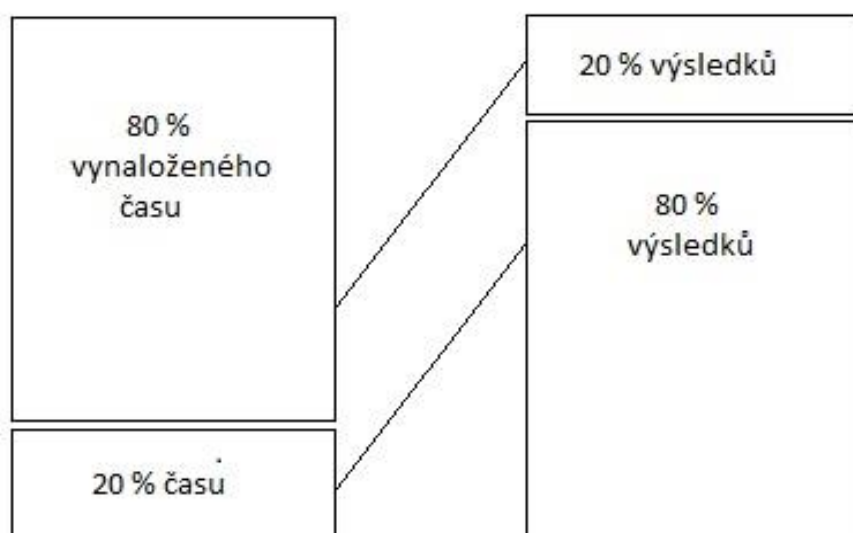
Společenská efektivita je označována jako pojem, který nelze jednoznačně určit. Společenská efektivnost je zajištěna v případě dosahujícího společenského blahobytu, který je zajištěn maximálním využitím použitých zdrojů (Zámečník, 2001).

Brčák a Sekerka (2010) uvádí, že výrobní efektivnost je definována jako situace, kdy firmy produkují takovou výši produkce, při které jsou minimalizovány dlouhodobé průměrné náklady. Jako neefektivní formy konkurence jsou označovány monopol, monopolistická konkurence, oligopol, jelikož jejich úroveň produkce je vyšší, než jsou jejich průměrné minimální náklady.

Nyní se více zaměříme na definici a vnímání ekonomické efektivnosti. Teorie ekonomické efektivnosti je zájmem studií již po několika století. Mezi hlavní ekonomy, kteří se zabývali tímto směrem, patří skotský ekonom Adam Smith, anglický ekonom a filozof William Petty a v neposlední řadě italský ekonom a sociolog Vilfredo Pareto. Efektivnost je výsledkem ekonomické činnosti, při které se vytvářejí pozitivní výsledky. Ekonomická efektivnost, jak uvádí ve své studii Makdissi (2006), je nejběžněji definována v ekonomických studiích podle Paretova optima, které je založeno na bázi individuálního užitku. To znamená, že v případě růstu užitku na jedné straně dochází k poklesu užitku na straně druhé.

K této problematice přispěl ještě svým tzv. Paretovým principem, který je využíván nejen v ekonomických teoriích, ale také v managementu. Grafické vyjádření Paretova principu je na obrázku č. 1.

Obrázek 1: Paretův princip



Zdroj: vlastní zpracování z (Olexová, 2007)

Paretův princip je založen na nerovnoměrném rozdělení bohatství ve společnosti, kdy 20 % obyvatel je vlastníky 80 % bohatství a mezi zbytek obyvatelstva, tedy 80 % se rozděluje 20 % bohatství. V managementu je výklad toho principu definován následovně: „20 % vstupů (času) má za výsledek 80 % výstupů (výsledků). Jinak řečeno, že z 20 % příčin vyplývá 80 % následků“ (Investopedia US, 2014).

Ekonomická efektivnost lze ovlivnit několika podněty. V práci Grochové a Otáhalové (2011) se zaměřují na otázku, zda lze ekonomickou efektivnost ovlivnit korupcí. Při jejich analýze a zkoumání dvou teorií dospěli k výsledkům, že korupce snižuje ekonomickou efektivitu.

Adam Smith vyjadřoval myšlenku, že stát a jeho ekonomika je nejvíce efektivní v případech vedení „neviditelnou rukou trhu“. Tato ekonomika bez zásahu státu produkuje požadované množství statků (Stiglitz, 1997, s. 29).

### 3.3. Blahobyt

Problematikou vzájemného vztahu mezi rovností a efektivitou se zabývali již ekonomové dob minulých. K hlavním představitelům, kteří jsou spojeni s touto problematikou, patří například Vilfredo Pareto, Arthur Cecil Pigou, Paul Anthony Samuelson a další.

Vztah mezi efektivitou a rovností je hlavním předmětem studií ekonomie blahobytu, která má kořeny ve středověku a dále byla rozvíjena v 19. století především v Anglii. Dle Stiglitze (1997, s. 36) je cílem ekonomie blahobytu zkoumat „...do jaké míry splňují vládní opatření různé cíle“.

„Ekonomie blahobytu je ekonomická studie definic a měřítek sociálního blahobytu; nabízí teoretický rámec používaný ve veřejné ekonomice k pomoci stanovení společných rozhodnutí, formování veřejné politiky a k vytváření sociálního hodnocení“ (Baujard, 2013, s. 1). Scitovsky (1951, s. 303-315) uvádí: „...ekonomie blahobytu poskytuje určité standardy, díky kterým můžeme hodnotit, nebo formulovat politiku...kdykoli ekonom obhajuje určitou politiku (například doporučuje plnou zaměstnanost, nebo se staví proti státním zásahům do ekonomického dění), pak jeho výroky můžeme označit za součást ekonomie blahobytu“. Teorie blahobytu má dva pohledy vnímání blahobytu. Stará (neoklasická) a Nová teorie blahobytu.

Neoklasická teorie blahobytu je charakterizována měřitelností užitku. Lze tedy porovnat přínos užitku mezi jedinci. S touto starou teorií blahobytu je spojen profesor ekonomie Pigou. Myšlenka tohoto směru spočívala v tom, že mezní užitek z jedné peněžní jednotky má menší užitek pro bohatého člověka než pro chudého jedince. Takto chápaný pojem blahobytu byl následně velmi kritizován, jelikož nebyla přesná jednotka pro měření užitku. S tímto chápáním blahobytu je spojen pojem tzv. Pravidlo jednomyslnosti (Vojáček, 2007).

Nová ekonomie blahobytu vznikla na základě kritiky měření užitku, která byla prezentována ve Staré ekonomii blahobytu. Nová teorie blahobytu se váže s myšlenkou, že jakýkoliv zásah do ekonomiky státu má vliv jak na efektivnost, tak i na rozdělení příjmů ve společnosti. Vilfredo Pareto přinesl tzv. Paretové optimum, které říká, že jedinec nedosáhne lepšího stavu rovnosti nežli na úkor jiných jedinců (Holman, 2005).

V práci Vojáčka (2007, s. 6) je nová ekonomie blahobytu spojena s Pravidlem jednomyslnosti. „Pravidlo jednomyslnosti říká, že společenský blahobyt (resp. společenský užitek) se následkem nějaké změny zvýšil pouze v případě, není-li na tom v důsledku této změny žádný z jednotlivců hůře (a alespoň jeden je na tom lépe). Je-li na tom byt' jen jeden z jednotlivců hůře, není ekonomie schopna (v důsledku nemožnosti sčítání či odčítání užiteků různých osob) o společenském užitku cokoliv říci. V případě absence jednomyslnosti by jakékoliv tvrzení týkající se společenského užitku v sobě skrývalo etické meziosobní porovnání těch, kdo na dané změně vydělali, a těch, kdo na ní prodělali“.

S Novou teorií blahobytu jsou spojováni především britští ekonomové John Hicks a Nicholas Kaldor. Na jejich teorie dále navazovali Tibor Scitovsky, Harold Hotelling a další. Jejich nové upravené vnímání Paretovského optima spočívalo v dosažení určitého výsledku a bez přihlídnutí k problematice porovnávání. Navrhují nové kritérium, tzv. Paretovu efektivnost, která pracuje s možností hypotetické náhrady (Baujard, 2013).

Vnímání teorie blahobytu byla dle Hickse a Kaldora založena na tzv. kompenzačních testech. Kompenzační testy jsou používány k posouzení, zdali ekonomika pracuje na základě Paretovské efektivnosti. Testy jsou založeny na testování, co by se stalo, kdyby ti, co získávají, měli kompenzovat ty, co ztrácejí (Vojáček, 2007).

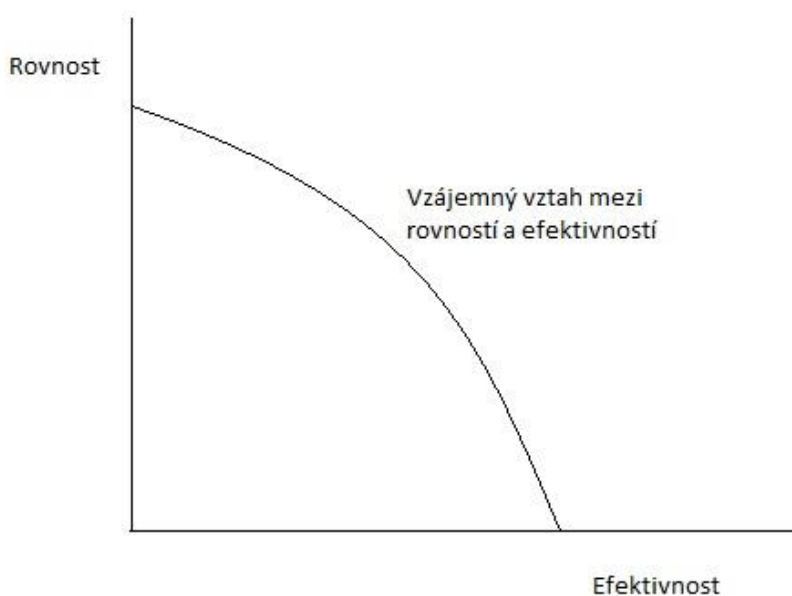
Ekonomové Bergson a Samuelson jsou spojováni s teorií funkce společenského blahobytu. Samuelson a Bergson kritizovali Starou ekonomii blahobytu, ale také neuznávali některé myšlenky představitelů Nové ekonomie blahobytu. Funkce blahobytu je tvořena dle Bergsona těmito prvky: všemi produkty, spotřebním zbožím, množstvím práce, životním prostředím, atd. Paul Anthony Samuelson se přiklání k teorii blahobytu, kdy neuznává možnost porovnávání užitku mezi jedinci. Při uvádění jediného možného a nejúplnějšího způsobu výkladu ekonomie blahobytu odkazuje na definici od Bergsona. Efektivita a rovnost v příjmech dle Samuelsona jsou dvě věci, které jsou navzájem propojené. Nelze posuzovat pouze efektivnost bez toho, abychom neovlivnili příjmové rozdělení. Lze tedy konstatovat, že efektivnost a rovnost jsou v substitučním vztahu. V případě růstu efektivnosti bude následovat zákonitě pokles rovnoměrnosti v přerozdělení příjmů (Baujard, 2013).

### 4.1.1 Vztah rovnosti a efektivity

Vzájemný vztah mezi rovností a efektivitou, jak již bylo uvedeno v předchozí kapitole, je předmětem zkoumání ekonomických teorií blahobytu.

Jak uvádí Stiglitz (1997) na příkladu Robinsona a Pátka, že jejich rozdělení pomerančů je určitý substituční vztah mezi rovností a efektivitou. Ve stejném okamžiku nemůže být maximalizovaná efektivita a rovnoměrně rozděleny příjmy. V případě maximalizace efektivnosti se musíme vzdát části rovnosti. Tento vztah mezi těmito dvěma veličinami je předmětem mnoha politických diskuzí o tom, jak má vláda pracovat a co je pro ni nejlepším řešením.

Obrázek 2: Vztah mezi rovností a efektivitou



Zdroj: vlastní zpracování, Stiglitz (1997)

Obrázek 2 zachycuje vzájemný vztah mezi rovností a efektivitou. Jak již bylo uvedeno výše, tak nelze dosáhnout maximální efektivnosti i rovnosti ve stejný okamžik.

Trendem poslední doby je snaha eliminace příjmových nerovností ve státě a tedy zajištění větší rovnosti v přerozdělování důchodů. K rovnoměrnému přerozdělení příjmů

domácností napomáhá stát např. sociálními dávkami, ale tím pádem snižuje efektivnost. V důsledku podpor klesá produktivita práce, to znamená, že lidé nechtějí pracovat, jelikož vědí, že mohou očekávat nějakou podporující finanční částku bez toho, aby museli do společnosti přinést nějaký výsledek. V tomto případě se jedná o nejchudší vrstvy společnosti. K tomu, jak budou příjmy rovnoměrněji přerozdělovány, je nutné zvolit vhodné měřítko. Jak uvádí ve své knize Stiglitz (1997, s. 125) „Může existovat program, který například zhorší situaci nejbohatších, ale i nejchudších a zdroje přesune středním vrstvám.“ V tomto případě nelze jednoznačně posoudit, jestli se jedná o pozitivní či negativní jev. O rovnoměrné rozdělení příjmů se v této situaci nejedná a účinek na zlepšení efektivnosti není také kladný. Vojáček (2007, s. 7) uvádí: „...ekonomové upřednostňují prosperitu před depresí implicitně vynášejí hodnotový soud, který v podstatě říká, že nárůst užítku té většiny lidí, kteří na stavu ekonomické prosperity vydělávají, je v určitém smyslu větší, nebo důležitější, než-li ztráta užítku těch několika jedinců, kteří na tomto stavu prodělávají.“

Podle článku Iniguez-Montiela (2014) je chudoba snižována ekonomickým růstem, naopak recese a stagnace ekonomický růst nepodporují. Ekonomický růst je podpořen přerozdělením příjmů ve společnosti. V opačném případě je chudoba podpořena příjmovou nerovností. Svou práci s touto problematikou zaměřil na Mexiko, kde se zaměřil na období let 2000 - 2008. Jeho výsledky korespondují s teorií, podle které chudoba poklesla z důvodů lepšího přerozdělení národních důchodů a zvýšení příjmů nejchudších vrstev.

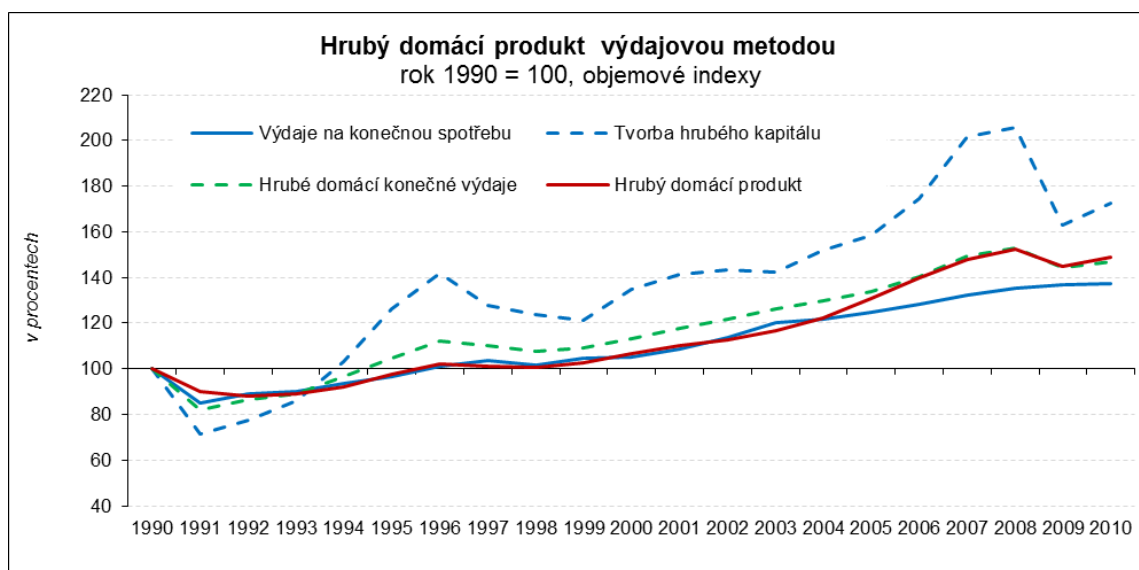
### **3.3.1.1. Rovnost v České republice a vývoj HDP**

Česká republika se řadí ve světě mezi země, které si vyznačují nejrovnoměrnějším přerozdělením příjmů domácností. Tento fakt je podložen hodnotou GINI indexu, který se pohyboval v roce 2012 0,266 % (The World Bank, 2012). Eliminaci nerovnoměrnosti v přerozdělování příjmů zajišťuje stát prostřednictvím sociálních podpor. V roce 2011 byla hodnota celkových výdajů na sociální podpory 440 mld. Kč, v roce 2012 se tyto dávky zvýšily oproti předchozímu roku o 11,9 mld. Kč (MPSV, 2013). Růstový trend následoval i v dalším roce. V roce 2013 byla výše sociálních výdajů přes 472 mld. Kč (MPSV, 2014).

Jedním z možných ukazatelů výkonnosti ekonomiky je HDP, tedy hrubý domácí produkt. Tento ukazatel sleduje, jak se národní hospodářství vyvíjí, a to pomocí souhrnu objemu finální produkce, která byla vytvořena za určité období výrobními faktory, které působily na území státu (Brčák, Sekerka, 2010). Hrubý domácí produkt ve světovém měřítku v posledních letech neustále roste. Jisté zpomalení růstu nastalo v roce 2009, které bylo zapříčiněno celosvětovou krizí (The World Bank, 2014).

Vývoj HDP v České republice měl kolísavý charakter. V letech 1991 - 1996 bylo období růstu HDP. V roce 1997 došlo k propadu HDP a v následujícím roce HDP začalo opět stoupat. V roce 2009 došlo k propadu HDP, který byl zapříčiněn následkem celosvětové krize. Rok 2010 se opět vyznačuje růstovým tempem. V následujícím obrázku je zaznamenán detailní vývoj HDP v ČR za období od roku 1990 do roku 2010.

Obrázek 3: Vývoj HDP v letech 1990 - 2010 výdajovou metodou



Zdroj: ČSÚ, 2012



### **3.4. Metody měření rovnosti a efektivity**

V této kapitole si uvedeme několik metod, kterými lze ve společnosti měřit rovnost a nerovnost, a následně také metody pro měření efektivity ve společnosti.

#### **4.1.2 Metody měření rovnosti a nerovnosti**

Mezi metodami pro měření rovnosti a nerovnosti v přerozdělování společenských příjmů můžeme uvést například Index lidské chudoby, GINI koeficient, Theilův koeficient, Atkinsonův index a Lorenzovu křivku. V této podkapitole si jednotlivé ukazatele blíže představíme.

##### **3.4.1.1. Index lidské chudoby (HPI)**

Index lidské chudoby se využívá ke stanovení životní úrovně v dané zemi. Tento index je důležitým zdrojem informací pro Světovou banku (World bank) a OSN, kdy tyto organizace následně koordinují pomoc rozvojovým zemím za spolufinancování zeměmi rozvinutými. Index se nezaměřuje pouze na složky příjmové, ale bere v potaz i jiné sociální aspekty, které způsobují nerovnost mezi zeměmi (Jurečka, 2013).

Výpočet Indexu chudoby je rozdílný pro rozvojové země (HPI - 1) a rozvinuté země (HPI - 2). Index HDI - 1 pro rozvojové země je složen ze tří složek a index HDI - 2 pro rozvinuté země je složen ze čtyř indikátorů (In: Kotýnková a Kubelková, 2010):

##### Dílčí složky HDI - 1:

- výše pravděpodobnosti nedožítí se 40 let,
- výše negramotnosti dospělých,
- nevážený průměr procentuálního podílu obyvatel bez přístupu k nezávadné vodě a procentního podílu dětí do 5 let trpících podvýživou.

##### Dílčí složky HDI - 2:

- výše pravděpodobnosti nedožítí se 60 let,
- procentuální hodnota negramotných obyvatel,

- procentuální vyjádření počtu populace žijící pod příjmovou hranicí chudoby,
- dlouhodobá míra nezaměstnanosti.

Hodnoty indexu chudoby se pohybují v intervalu od (0 – 1). Pokud se výsledky přibližují více hodnotě 1, tak se v daném státě nachází vysoký podíl chudoby. V opačném případě, kdy se hodnoty přibližují 0, tak se chudoba v daném státě vyskytuje minimálně nebo vůbec. Podle výsledků statistického šetření se Česká republika nachází mezi státy, které chudobou nejsou téměř postiženy (In: Kotýnková a Kubelková, 2010).

V současnosti se využívá upravená verze indexu Lidské chudoby tzv. Vícenásobný index chudoby (MPI – Multidimensional Poverty Index). Do toho indexu jsou zahrnuty 3 stejné složky jako do ukazatele HDI (Human Developed Index), přičemž je kladen důraz na větší rozměr postižení obyvatel chudobou (UNDP, 2014).

#### **3.4.1.2. GINI koeficient**

GINI koeficient je jednou z možných metod pro měření příjmové či výdajové nerovnosti. Koeficient je odvozen z Lorenzovy křivky, kdy se jedná o plochu mezi ideální křivkou, kde příjmy jsou rovnoměrně rozděleny, a skutečnou křivkou, která zaznamenává aktuální stav rozdělení příjmů či výdajů (The World Bank, 2011).

Jak uvádí ve své publikaci FAO (2006), GINI index je komplexní měřítko pro měření nerovnosti a jedná se o syntetický index, který nám poskytuje pouze celkové informace o příjmovém rozdělení, ale neuvádí žádné informace o charakteru rozdělení, rozložení a formě příjmů.

Hodnota GINI indexu dosahuje hodnot od 0 až po 1. Nebo lze hodnotu vyjádřit procentuálně, tedy 0 – 100 %. V případě absolutní rovnosti, kdy se bude skutečná křivka rovnat ideální, je hodnota Giniho indexu 0. V případě absolutní nerovnosti bude hodnota dosahovat 1 (Lapáček, 2007 v Langerová, 2013).

Jedna z možné kvantifikace GINI indexu je uváděna v publikaci FAO (2006) a definice výpočtu zní následovně:

$$G = \frac{2}{y} Cov(y, F(y)) \quad (1)$$

Tato formulace vzorce je odvozena z Lorenzovy křivky. Jedná se o geometrickou interpretaci Giniho indexu. Hodnota Giniho indexu vyjadřuje vztah mezi kovariancí úrovně příjmů a kumulativním rozdělením příjmů, „kde *Cov* představuje kovarianci mezi úrovní příjmů  $y$  a kumulativním součtem stejných příjmů  $F(y)$  a  $\bar{y}$  představujícím průměrný příjem. Hodnota  $E$  kovariance je očekávaná hodnota z výsledků odchylek od středních hodnot každé proměnné“ (FAO, 2006, s. 10).

$$Cov [y, F(y)] = E [y - \bar{y}] \cdot [F(y) - \overline{F(y)}] \quad (2)$$

Jak uvádí ve své prezentaci Martinek (2011, s. 25) „Mzdové rozdíly jsou v Česku tradičně jedny z nejnižších v Evropské unii, i na světě. Giny index má hodnotu 26 a nižší je pouze ve Skandinávii a Slovinsku. Vzhledem k nižším mzdovým rozdílům a fungující sociální síti je tak v Česku nejméně „chudých“ na světě. Češi přitom bohatnou a kupní síla průměrné české mzdy je vyšší než v ostatních východoevropských zemích a současně doháníme např. Portugalsko či Řecko. Rodinný příjem 10 % nejlépe situovaných českých domácností je více než pětkrát vyšší než rodinný příjem 10 % nejhůře situovaných domácností. A jak je to ve světě? Něco málo přes 80 % bohatství světa je v rukou 20 % lidí.“

### 3.4.1.3. Theilův koeficient

Theilův koeficient je dalším možným prostředek pro měření příjmové nerovnosti a je vhodnou metodou při nahrazení Giniho indexu. Theilův index je řazen do skupiny tzv. generalizovaných ukazatelů. Index je zaměřen na kvantifikaci úrovně defektu při rozdělování příjmů ve společnosti (Rohde, 2007).

Vzorec pro kvantifikaci Theilova indexu je dle FAO (2006) následující:

$$E = \frac{1}{n} \sum_i \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) \ln \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) \quad (3)$$

Theilův index má stejně jako i ostatní indexy několik vad, a naopak i několik předností. Jedním z nedostatků Theilova indexu je nemožnost kalkulovat s nulovými hodnotami příjmů, v tomto případě je možné nahradit nulové hodnoty nejnižší možnou hodnotou příjmů. V případě, že nahradíme nulovou hodnotu, tak získáme maximální hodnotu  $ln(n)$  (FAO, 2006, s. 7).

Předností Theilova indexu je možnost úplného rozložení, což znamená, že je možné stanovit hodnoty pro jednotlivé skupiny a regiony obyvatel. Theilův index, jak uvádí Nosek a Novotný (2006), je možné rozdělit na mezi-skupinovou a vnitro-skupinovou složku variability. Tímto způsobem lze stanovit, jak se podílejí jednotlivé regiony na celkové nerovnosti (FAO, 2006, s. 8). Možnosti rozkladu využili ve své práci Kam Ki Tanga a Dennise Petrie (2007), kteří se zaměřili na nerovnost v rozdělení příjmů v závislosti na pohlaví a rase v Austrálii. Pro svůj výzkum použili data z let 1998 - 99. Pro své výpočty použili data z týdenních hrubých mezd a platů. Z výsledků jejich studie vyplývá, že významný rozdíl v nerovnoměrnosti přerozdělení příjmů je z hlediska pohlaví. Theilův index pro pohlaví pro všechny věkové skupiny dosáhl hodnoty 99,99. Z pohledu etnického přerozdělování příjmů je rozdíl menší a hodnota dosáhla 99,96. Z celkového hlediska je nerovnost při přihlednutí dalších kritérií malá.

#### **3.4.1.4. Atkinsonův index**

Atkinsonův index je stejně jako předešlé dva indexy, tj. Giny a Theilův index, metodou pro měření rovnosti v přerozdělení příjmů. Dle Lapáčka (2007, s. 4) je „založen na výpočtu tzv. spravedlivého průměrného příjmu  $y_e$ , který je definován jako takový příjem na skupinu, který je-li rovnoměrně rozdělený mezi příjemce, vytvoří stejnou úroveň společenského blahobytu jako současná distribuce příjmů“.

Atkinsonův index je spojen s teorií blahobytu. Výpočet Atkinsonova indexu je přímo závislý na funkci sociálního blahobytu. Podle FAO (2006) uveden výpočet takto:

$$W = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n U(y_i) \quad (4)$$

Vzorec č. 4 nám říká, že sociální blahobyt reprezentuje průměrný užitek. Proto musí být funkce  $U$  definována takto FAO (2006):

$$U(y_i) = \frac{1}{1-\varepsilon} * y_i^{1-\varepsilon} \quad \varepsilon \neq 1 \quad (5)$$

$$U(y_i) = \log y_i \quad \varepsilon = 1$$

Kde  $\varepsilon$ , je parametr averze vůči nerovnosti;  $y_i$  je vyrovnaný příjem  $i$ -té skupiny a  $N$  je počet příjmových skupin. Čím vyšší je dosažená hodnota indexu, tím více je dosahováno sociálního blahobytu a důraz je kladen na spodní část příjmových skupin a menší důraz je kladen na horní část příjmových skupin (Lapáček, 2007).

Samotný výpočet Atkinsonova indexu je FAO (2006):

$$A(\varepsilon) = 1 - \frac{OC}{OB} = 1 - \frac{y_{EDE} * \sqrt{2}}{\bar{y} * \sqrt{2}} = 1 - \frac{y_{EDE}}{\bar{y}} \quad (6)$$

$OB$  představuje hodnotu, kdy parametr averze vůči nerovnosti je nulový.  $OC$  představuje bod, který leží na 45 stupňové ose funkce sociálního blahobytu. Hodnota parametru averze vůči nerovnosti je kladná (FAO, 2006).

Atkinsonův index použili ve své práci J.F. Francois a H. Rojas-Romagosa (2005), kteří zkoumali prostřednictvím Atkinsonova indexu a Giniho indexu všeobecné vztahy rovnováhy mezi obchodní politikou a přerozdělováním příjmů, mající vliv na sociální blahobyt. Pro ověření vztahů byl použit vzorec, kde Atkinsonův index je roven funkci sociálního blahobytu.

$$I_A = 1 - \left( \frac{1}{n} \sum_h \left( \frac{y^h}{\bar{y}} \right)^{1-\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} = 1 - E_A \quad (7)$$

Zdroj: J. F. Francois, H. Rojas-Romagosa (2005, s. 5)

Ze závěru práce J. F. Francois a H. Rojas-Romagosa (2005) plynou výsledky, které říkají, že v nejméně rozvinutých zemích světa je ochrana importu negativně ovlivněna místními lobbisty, kdy jejich kroky závažně ovlivňují sociální blahobyt a přerozdělení příjmů.

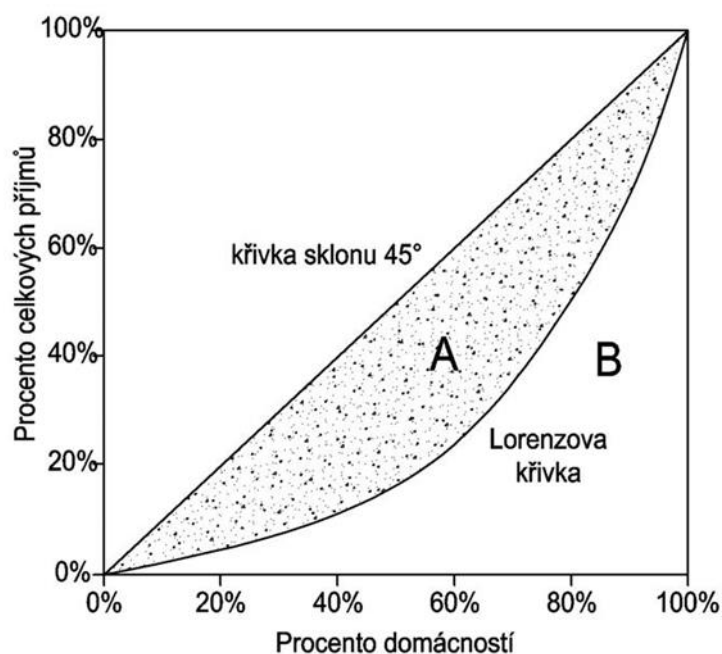
### 3.4.1.5. Lorenzova křivka

„Lorenzova křivka (Lorenz Curves – LC) – vyjadřuje způsob rozdělení důchodu tak, že přiřazuje rozděleným skupinám obyvatelstva poměrná rozdělení důchodů” (Jindra, 2002).

„Osa (x), tedy nezávisle proměnná, představuje celkovou hodnotu domácnosti. Závisle proměnnou (y) tvoří důchody neboli příjmy jednotlivých domácností. To vše je udáváno v jednotkovém nebo procentuálním vyjádření. Nabývá tedy hodnot od 0 – 1 respektive 0 – 100 %. Lorenzova křivka se nachází tedy uprostřed jednotkového čtverce, čím více je Lorenzova křivka odlišná od optimálního modelu (osy 45 %), tím více se přibližuje stranám čtverce a je tedy více zakřivená („prohnutá“) (The World Bank, 2011 v Langerová, 2013, s. 23).

Využití Lorenzovy křivky v ekonomii je mnohostranné, avšak jsou dvě tematické oblasti, které Lorenzova křivka nezahrnuje. Jedná se o problematiku ekonomické disparity a daní (Kleiber, 2005).

Obrázek 4: Lorenzova křivka



Zdroj: vlastní zpracování

### 4.1.3 Metody měření efektivity

V této podkapitole si uvedeme dvě základní metody pro měření efektivity ve společnosti. Díky těmto ukazatelům může ekonomika daného státu zhodnotit a porovnat dosažené výsledky s ostatními státy. Některé z těchto ukazatelů jsou součástí většího celku ukazatelů, které rozřazují země dle výkonnosti a vyspělosti do jednotlivých skupin. Pro měření efektivity si uvedeme ukazatele, kterými jsou HDP (hrubý domácí produkt), parita kupní síly.

#### 3.4.1.6. Hrubý domácí produkt (HDP)

Ukazatel hrubého domácího produktu vyjadřuje „peněžním vyjádřením celkové hodnoty statků a služeb nově vytvořených v daném období na určitém území“ (ČSÚ, 2013).

Hrubý domácí produkt je nejčastěji používaným způsobem pro měření aktivity obyvatelstva daného státu. Jedná se o ukazatel, který skrývá i několik nedostatků. Mezi nedostatky měření výkonnosti pomocí metody HDP patří jeho nepřesnost, která plyne z rozsahu měřeného vzorku. Čím větší je vzorek, tím je větší pravděpodobnost chybovosti. Další nepřesností, kterou se vyznačuje HDP, je skutečnost, že vyjadřuje převážně jen tržní produkci a pouze malou část produkce netržní. Dále nelze posoudit reálný objem s některými statky a službami, což přináší nemožnost posouzení změny v produktivitě práce a efektivity (Nečadová, 2012).

Podle Stiglitze (1997 v Nečadová, 2012) by měl ukazatel blahobytu zahrnovat několik dimenzí, které jsou nutné posuzovat současně.

Dimenze pro posuzování blahobytu:

1. Hmotná životní úroveň (spotřeba a bohatství, důchod).
2. Zdraví.
3. Vzdělání.
4. Osobní aktivity včetně pracovních.

5. Účast na politice a vládnutí.
6. Společenské styky a vztahy.
7. Životní prostředí.
8. Nejistota ekonomická i fyzická.

HDP lze vypočítat třemi způsoby. Produkční, výdajovou a důchodovou metodou. Český statistický úřad (2013) výpočet těchto metod uvádí takto:

#### Produkční metoda

$$HDP = \text{produkce} - \text{mezispotřeba} + \text{daně z produktů} - \text{dotace na produkty}$$

#### Výdajová metoda

$$HDP = \text{výdaje na konečnou spotřebu} + \text{tvorba hrubého kapitálu} + \text{vývoz výrobků a služeb} - \text{dovoz výrobků a služeb}$$

#### Důchodová metoda

$$HDP = \text{náhrady zaměstnanců} + \text{daně z výroby a dovozu} - \text{dotace} + \text{čistý provozní přebytek} + \text{čistý smíšený důchod} + \text{spotřeba fixního kapitálu}$$

Současná hodnota HPD v České republice ve čtvrtém čtvrtletí roku 2013 vzrostla o 1,2 % (ČSÚ, 2014), což je vysoký nárůst po období propadu v důsledku celosvětové krize, kdy se Česká republika ocitla v ekonomické recesi.

Celkový výsledek HDP ovlivňuje několik faktorů. Jedním z nejdůležitějších faktorů, který má vliv na konečnou výši HDP, jsou investice. Investice představují celkový objem změny zásob a plateb a tvorbu hrubého fixního kapitálu. Hrubý fixní kapitál udává, jak domácí a zahraniční firmy rozšiřují své kapacity, tedy lze stanovit, jakým směrem se bude ubírat vývoj celého odvětví. Další neméně podstatnou složkou, která má vliv na výši HDP, je spotřeba domácností. Spotřebu domácností tvoří výdaje na statky krátkodobé a dlouhodobé spotřeby a služby. Spotřeba domácností se podílí více než 50 % na výši HDP. Růst spotřeby domácností bude mít pozitivní vliv na růst HDP. Další položku, která má



vliv na výši HDP, představuje složka vládních výdajů. V případě, že stát bude uskutečňovat politiku, která bude nakloněna zvyšování vládních výdajů, tak se to odrazí kladně na výši HDP. Do těchto výdajů patří mandatorní výdaje státu. Ze složek, které ovlivňují HDP, nelze opominout zahraniční obchod, který je tvořen exportem a importem. Při výpočtu HDP počítáme s tzv. čistým exportem, který je výsledkem rozdílu exportu a importu. Jestliže bude import převažovat nad exportem, pak bude hodnota HDP klesat. V opačném případě, kdyby čistý export dosahoval kladných hodnot, což znamená, že export převyšuje import, pak bude výkonnost ekonomiky růst (Brčák, Sekerka, 2010).

#### **3.4.1.7. Parita kupní síly**

Parita kupní síly (Purchasing Power Parity) představuje peněžní hodnotu v národní měně, kterou lze vyjádřit za stejný výrobek či služby v různých zemích. Parita kupní síly se využívá společně s ukazatelem HDP, kde se hodnoty HDP na obyvatele přepočítávají na poměr běžné hodnoty parity kupní síly (OECD, 2014).

K mezinárodnímu porovnání celkové výkonnosti ekonomiky se využívá upravená měnová jednotka, tzv. standard kupní síly. Tato jednotka je souhrnem ekonomických ukazatelů. Jelikož je Česká republika členem Evropské unie, tak se k vyjádření využívá jednotná měna unie Euro. Dle českého statistického ústavu (2013) se Česká republika nachází ve skupině s nižším středním příjmem. To znamená, že hodnota HDP na obyvatele je nižší než střední průměrná hodnota v EU. Do této spadají např. státy Španělsko, Malta, Kypr, Slovensko, Maďarsko, Polsko a další (ČSÚ, 2013).

## 4. Analytická část

Analytická část diplomové práce bude zkoumat vzájemný vliv mezi rovností a efektivitou v České republice. K posouzení a hodnocení vzájemného vlivu mezi rovností a efektivitou bude modelován ekonometrický model.

Složkou zastupující efektivitu bude ukazatel HDP, který představuje výkonnost země. V tomto modelu jsou použity hodnoty HDP České republiky v letech 2003-2013, kdy použitá hodnota HDP je vyjádřena ve stálých cenách. Do modelu jsou zařazeny některé faktory, které mají nepřímý vliv na HDP. Tyto faktory jsou ekonomická míra nezaměstnanosti v ČR a míra inflace, daňový výnos. Dále jsou v ekonometrickém modelu zahrnuty sociální příjmy domácností, daně z příjmu domácností, výdaje na zdravotní a sociální pojištění domácností v ČR. Ukazatel představující rovnost v ČR je hodnota GINI indexu pro hrubé peněžní příjmy domácností.

Dle starší metodiky Českého statistického úřadu při šetření domácností, která byla využívána do roku 2005, byly hrubé peněžní příjmy domácností tvořeny součtem dílčích složek. Hrubé peněžní příjmy domácností byly tvořeny součtem příjmů ze závislé činnosti, sociálních příjmů, ostatních příjmů a příjmů z podnikání. Od roku 2006 byla použita nová metodika výpočtu hrubých peněžních příjmů, ve které byly následně od součtu složek hrubých peněžních příjmů odečteny výdaje na sociální a zdravotní pojištění a daň z příjmu. Z těchto důvodů nebylo možné vypočítat rozklad GINI indexů pro složky výdajů na daň z příjmu a výdajů domácností na zdravotní a sociální pojištění v období od roku 2003 - 2005.

V prvním kroku analýzy byl posouzen vztah jednotlivých složek hrubých peněžních příjmů na hodnotu GINI indexu pomocí rozkladu vzorce. Hodnoty rozkladových GINI indexů jsou uvedeny v příloze č. 1. Dílčí strukturální složky hrubých peněžních příjmů se podílejí na celkové hodnotě GINI indexu odlišnou měrou. Největší podíl na celkovém indexu GINI hrubých peněžních příjmů mají příjmy ze závislé činnosti, které dosahují v průměru hodnoty 0,15. Ve sledovaném období došlo ke kolísání hodnot GINI indexů těchto příjmů. V roce 2003 dosahoval GINI index hodnoty 0,18, která stoupala až do roku 2005, kdy nabývala hodnoty 0,20. V roce 2006 došlo k razantnímu poklesu, kdy hodnota GINI indexu klesla na 0,15. V následujících 3 letech se hodnota pohybovala na 0,15. Poté

měla hodnota opět klesající charakter a dosáhla nejnižší hodnoty v roce 2013. Tento klesající charakter lze zdůvodnit globální ekonomickou krizí, která postihla českou ekonomiku v roce 2008, a v následujících letech došlo k výraznému ekonomickému propadu. Tento propad měl za následek snížení nerovnosti v přerozdělování příjmů ve složce příjmů ze závislé činnosti, kdy se hodnoty příjmů snížily. Rovnoměrný příjem v domácnostech je dále ovlivňován výdaji na daň z příjmu a výdaji na sociální a zdravotní pojištění. Hodnota GINI indexu pro daň z příjmu dosahovala konstantních výsledků. Rozkladový GINI index nabýval ve všech sledovaných letech hodnoty 0,03. Tento vývoj byl nečekaný vzhledem k daňové reformě, která proběhla v roce 2008 v rámci koncepce tzv. stabilizace veřejných financí. Tato reforma se týkala celé oblasti daňového systému ČR, kdy byla především stanovena jednotná sazba daně z příjmu 15 % a došlo k zavedení tzv. superhrubé mzdy. GINI hodnota výdajů na sociální a zdravotní pojištění dosahovala konstantní hodnoty 0,02. Složka sociálních příjmů má eliminovat nerovnoměrnosti v přerozdělování příjmů. Hodnota GINI indexu sociálních příjmů měla kladný vliv na snižování celkové nerovnosti hrubých peněžních příjmů domácností do roku 2009. V následujících letech se hodnota rozkladového GINI indexu stále zvyšovala a měla tak záporný vliv na snižování nerovnosti v hrubých peněžních příjmech domácností. V období, kdy se česká ekonomika nacházela v ekonomické recesi, by bylo očekávané, že sociální příjmy budou mít na snižování nerovnosti větší podíl. Vývoj rovnosti příjmů z podnikání byl do roku 2009 vyrovnaný a rozkladový GINI index dosahoval hodnoty 0,02. V následujících dvou letech se příjmy z podnikání podílely na celkovém GINI indexu hrubých peněžních příjmů pouze 1%. Další složku hrubých peněžních příjmů tvoří ostatní příjmy. Složka ostatních příjmů se podílela na celkové hodnotě GINI indexu hrubých peněžních příjmů v průměru 3 %.

Lze konstatovat, že hodnoty rozkladových GINI indexů byly ve sledovaném období téměř stabilní. Jedinou složkou, u které byl zaznamenán větší výkyv, byla složka příjmů ze závislé činnosti. Nicméně celková hodnota GINI indexu hrubých peněžních příjmů má rostoucí trend.

## 4.1. Ekonometrické modelování

V této kapitole jsou vypracovány ekonometrické modely – jednorovnicový a simultánní. Každý model je ekonomicky a statisticky verifikován a následně okomentován.

### 4.1.4 Jednorovnicový mocninný model

Zvolený model zahrnuje jednu vysvětlovanou proměnnou (hrubý domácí produkt) a tři vysvětlující proměnné (sociální příjmy domácností, GINI index hrubých peněžních příjmů domácností a daně z příjmu domácností) a konstantu. Vliv těchto dvou exogenních proměnných a konstanty je zkoumán za období let 2003 až 2013, kdy  $T = 11$ .

Jednorovnicový model je konstruován pomocí mocninné funkce, která lépe vystihuje vývoj jednotlivých proměnných v modelu. Vysvětlovanou proměnnou HDP nelze vysvětlit jako funkci, která by neomezeně rostla v závislosti na výši sociálních příjmů domácností a hodnotě GINI indexu hrubých peněžních příjmů domácností a daní z příjmu domácností, které jsou vysvětlující proměnné.

V tomto modelu se předpokládá, že rostoucí hodnoty sociálních příjmů domácností a GINI indexu povedou ke klesání hodnoty HDP. Dále se předpokládá, že hodnota daní z příjmu domácností povede ke zvýšení hodnoty HDP.

Formulace ekonomického modelu:

$$y_1 = f(x_1, x_2, x_3, x_3)$$

Verbální formulace ekonomického modelu:

Hrubý domácí produkt (HDP) = Sociální příjmy domácností + GINI index hrubých peněžních příjmů + daň z příjmu domácností

Deklarace proměnných:

**Vysvětlované (endogenní) proměnné:**

$y_1$  = Hrubý domácí produkt (mld. Kč/ rok)

**Vysvětlující (exogenní) proměnné:**

$x_1$  = Jednotkový vektor (konstanta)

$x_2$  = Sociální příjmy domácností (mld. Kč/ rok)

$x_3$  = GINI index hrubých peněžních příjmů domácností (%/ rok)

$x_4$  = daň z příjmu domácností (mld. Kč/ rok)

Podkladová data pro jednotlivé proměnné, které jsou zahrnuty v modelu, jsou uvedena v tabulce č. 1.

**Tabulka 1: Podkladová data - jednorovnicový mocninný model**

Rok	HDP (mld. Kč/rok)	Jednotkový vektor	Sociální příjmy domácností (mld. Kč/rok)	GINI index hrubých peněžních příjmů domácností (%/rok)	Daň z příjmu domácností (mld. Kč/rok)
	$y_{1t}$	$x_{1t}$	$x_{2t}$	$x_{3t}$	$x_{4t}$
2003	2770,97	1	306,10	21,99	128,20
2004	2939,75	1	312,55	22,35	138,10
2005	3254,64	1	326,55	23,49	140,70
2006	3482,01	1	349,70	24,16	140,40
2007	3701,05	1	393,59	23,93	156,10
2008	3935,70	1	408,12	25,15	145,20
2009	3820,93	1	436,50	24,72	138,50
2010	4011,84	1	438,40	23,91	140,70
2011	4031,29	1	450,00	23,39	153,60
2012	3989,89	1	461,80	24,64	151,10
2013	4019,27	1	470,10	23,70	157,20

Zdroj: vlastní zpracování (data z ČSÚ, MPSV)

K sestavení mocninného modelu se musela podkladová data převést na logaritmické hodnoty. Jednotkový vektor vstupuje do matice v původní podobě, tudíž se u něho neprovádí úprava pomocí logaritmu. Upravené podkladové údaje jsou znázorněny v tabulce č. 2.

**Tabulka 2: Logaritmické hodnoty podkladových údajů jednorovnicového modelu**

Rok	HDP	Jednotkový vektor	Sociální příjmy domácností	GINI index hrubých peněžních příjmu domácností	Daň z příjmu domácností
	$y_{1t}$	$x_{1t}$	$x_{2t}$	$x_{3t}$	$x_{4t}$
2003	7,93	1	5,72	6,05	4,853592
2004	7,99	1	5,74	6,12	4,927978
2005	8,09	1	5,79	6,25	4,946630
2006	8,16	1	5,86	6,24	4,944495
2007	8,22	1	5,98	6,36	5,050497
2008	8,28	1	6,01	6,41	4,978112
2009	8,25	1	6,08	6,26	4,930870
2010	8,30	1	6,08	6,31	4,946630
2011	8,30	1	6,11	6,33	5,034352
2012	8,29	1	6,14	6,37	5,017942
2013	8,30	1	6,15	6,41	5,057519

Zdroj: vlastní zpracování (data z ČSÚ, MPSV, Daňová a finanční správa)

K ověření multikolinearity mezi jednotlivými proměnnými byl vypočten VIF test (faktory zvyšující rozptyl) pomocí softwaru Gretl. V případě, že by vypočítaná hodnota byla větší než 10, pak je možné v modelu indikovat přítomnost kolinearit. Výsledné hodnoty tohoto testu neprokazují kolinearitu mezi jednotlivými proměnnými v modelu, a proto není nutné multikolinearitu v modelu dále řešit. Hodnoty VIF testu jsou uvedeny v tabulce č. 3.

**Tabulka 3: Hodnoty VIF testu jednorovnicového modelu**

Proměnná	hodnota
ln x <sub>2</sub>	1,786
ln x <sub>3</sub>	2,881
ln x <sub>4</sub>	2,011

Zdroj: vlastní zpracování

Následně byly pomocí ekonomického softwaru Gretl vypočítány parametry rovnice, které se stanovily pomocí Běžné metody nejmenších čtverců (BMNČ). Vzorec pro výpočet BMNČ  $\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y$ . Jednotlivé parametry rovnice jsou uvedeny v tabulce č. 4.

**Tabulka 4: Parametry proměnných jednorovnicového modelu**

Parametr	Hodnota
$\gamma_1$	4,78987
$\gamma_2$	0,964133
$\gamma_3$	0,543035
$\gamma_4$	0,310668

Zdroj: vlastní zpracování

Parametry představují hodnoty, ze kterých lze následně sestavit linearizovaný tvar mocninné funkce. K sestavení rovnice v mocninné podobě je nutné jednotlivé parametry zpětně odlogaritmovat. Obě rovnice jsou uvedeny níže.

Linearizovaný tvar mocninné funkce:

$$\ln y_1 = 120,29 + 0,964 \ln x_{2t} + 0,543 \ln x_{3t} + 0,311 \ln x_{4t} + u_t$$

$$\begin{aligned} \ln HDP = & 120,29 + 0,964 \ln \text{Sociální příjmy domácností} \\ & + 0,543 \ln \text{GINI index hrubých peněžních příjmů domácností} \\ & + 0,311 \ln \text{daně z příjmu domácností} + u_t \end{aligned}$$

Mocninná funkce:

$$y_1 = 4,78987 * x_{2t}^{0,964} * x_{3t}^{0,543} + x_{4t}^{0,311} + u_t$$

$$HDP = 4,78987 * \text{Sociální příjmy domácností}^{0,964}$$

$$* \text{GINI index hrubých peněžních příjmů domácností}^{0,543}$$

$$* \text{daně z příjmu domácností}^{0,311} + u_t$$

K sestavenému modelu jsou uvedeny jednotlivé výstupy ze SW Gretl. Následně budou tyto výstupy použity při ekonomické a statistické verifikaci tohoto ekonometrického modelu.

**Tabulka 5: Výstup 1 ze SW Gretl - jednorovnicový model**

Proměnná	Koeficient	Směrodatná chyba	t- podíl	p- hodnota	
x <sub>1</sub>	4,78987	1,10877	4,320	0,0035	***
x <sub>2</sub>	0,543035	0,102414	5,302	0,0011	***
x <sub>3</sub>	0,964133	0,321269	3,001	0,0199	**
x <sub>4</sub>	0,310668	0,221663	1,402	0,2038	

Zdroj: vlastní zpracování

Největší dosaženou p-hodnotu představuje proměnná x<sub>3</sub>, která zastupuje GINI index hrubých peněžních příjmů domácností. P-hodnota je nejnižší možná hranice, na které lze zamítnout H<sub>0</sub>. Hvězdy u modelů představují důležitost jednotlivých proměnných v modelu. Jak je zřetelné z tabulky č. 5, pak nejdůležitější proměnné představují konstanta a sociální příjmy domácností, dále je pak proměnná GINI indexu hrubých peněžních příjmů domácností. Nejméně hvězd v modelu získala proměnná pro daně z příjmu domácností.



**Tabulka 6: Výstup 2 ze SW Gretl - jednorovnicový model**

Střední hodnota závisle proměnné	8,189811	Logaritmus věrohodnosti	25,10650
Sm. odchylka závisle proměnné	0,134288	Akaikovo kritérium	-42,21300
Součet čtverců reziduí	0,006706	Schwarzovo kritérium	-40,62142
Sm. chyba regrese	0,030951	Hannan-Quinnovo kritérium	-43,21627
Koeficient determinace	0,962815	rho (koeficient autokorelace)	-0,079044
F (3, 7)	60,41610	Durbin-Watsonova statistika	2,060906
P-hodnota (F)	0,000023	Adjustovaný koeficient determinace	0,946879

Zdroj: vlastní zpracování

#### 4.1.4.1 Ekonomická verifikace modelu

V této kapitole bude ekonomicky verifikován odhadnutý nelineární mocinný model. Na základě výsledků budou zhodnoceny směry a intenzity působení odhadnutých parametrů. Koeficienty pružnosti jsou obsahem jednotlivých exponentů. Následně budou výsledky porovnány s ekonomickou teorií a bude vyvozeno zjištění, zdali porovnání jsou s ní v souladu.

##### Interpretace odhadnutých parametrů:

Parametr  $\gamma_1$  a proměnná  $x_1$ - za předpokladu, že by ostatní proměnné modelu dosahovaly nulových hodnot, pak by hodnota HDP byla 4,79 mld. Kč za rok.

Parametr  $\gamma_2$  a proměnná  $x_2$  – v případě, že by se zvýšily sociální příjmy o 1 % za rok, pak by se zvýšila hodnota HDP o 0,54 %. Toto tvrzení nelze zcela vyvrátit, ani potvrdit. Stát se snaží snížit podíl na mandatorních výdajích státu. Avšak v případě růstu

HDP bude vláda disponovat většími prostředky na tato vydání, proto lze očekávat jejich růst, nicméně sociální příjmy mají eliminovat nerovnosti v příjmech domácností. Tento parametr má kladný směr působení.

Parametr  $\gamma_3$  a proměnná  $x_3$  – v případě, že by se GINI index zvýšil o 1 % za rok, pak by hodnota HDP vzrostla o 0,96 %. Dle ekonomických teorií je toto tvrzení v pořádku, za předpokladu, že rovnost a efektivita jsou v substitučním vztahu. Tento parametr má kladný směr působení.

Parametr  $\gamma_4$  a proměnná  $x_4$  – v případě, že by se výdaje domácností na dani z příjmu zvýšily o 1 % za rok, pak by hodnota HDP zvýšila o 0,31 %. Dle ekonomických teorií je toto tvrzení v pořádku. Za předpokladu, že bude růst výkonnost ekonomiky, tak bude stát inkasovat větší daňové výnosy z vyprodukovaných statků a faktorů. Tento parametr má kladný směr působení.

#### **4.1.4.2 Statistická a ekonometrická verifikace modelu**

V této kapitole je mocinný model statisticky verifikován t-testem a dále ekonometrická verifikace bude provedena na autokorelaci, normalitu, heteroskedasticitu, CUSUM.

##### Koeficient vícenásobné determinace

K testování shody odhadnutého nelineárního modelu s daty byl použit index determinace, který je shodný s výpočtem koeficientu vícenásobné determinace. Platí tedy, že hodnota  $R^2 = I^2$ . Hodnota  $R^2$  pro odhadnutý model je 0,962815. Hodnota indexu determinace říká, že z 96,28 % jsou změny závisle proměnné vysvětleny změnami nezávisle proměnných. Hodnota adjustovaného koeficientu determinace pro tento model je 0,946879. Tento ukazatel říká, že přidáním další vysvětlující proměnné do modelu lze dosáhnout zlepšení koeficientu vícenásobné determinace o 94,69 %.

##### Testování parametrů T-test

Ke stanovení statistické významnosti odhadnutých parametrů je použit výpočet testovacího kritéria. Porovnávají se vypočtené t-hodnoty s tabulkovou hodnotou t-testu, při

zvolené hladině významnosti se zřetelem na počtu stupňů volnosti  $t_\alpha$ . Počet stupňů volnosti  $n-p$ , tedy  $11-3 = 8$ . Hodnoty t-testu jsou uvedeny v tabulce č. 7.

$H_0$ : Odhadnuté parametry rovnice nejsou statisticky významné.

**Tabulka 7: T-test odhadnutých parametrů jednorovnicového modelu**

	<b>Konstanta</b>	<b>Sociální příjmy domácností</b>	<b>GINI index (HPP)</b>	<b>Daně z příjmu domácností</b>
<b>t- hodnota</b>	4,320	5,302	3,001	1,402
<b>t- hodnota tabulková <math>\alpha = 0,1</math></b>	1,8595	1,8595	1,8595	1,8595
<b>t- hodnota tabulková <math>\alpha = 0,05</math></b>	2,3060	2,3060	2,3060	2,3060

Zdroj: vlastní zpracování

T- hodnota všech odhadnutých parametrů je větší než tabulková t-hodnota, při hladině významnosti  $\alpha = 0,1$  a  $\alpha = 0,05$ . Na základě výsledků se zamítá nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti odhadnutých parametrů pro proměnné konstanty, sociální příjmy domácností, GINI index hrubých peněžních příjmů domácností. Vysvětlující proměnné (sociální příjmy domácností, daňový výnos) mají vliv na vysvětlovanou proměnnou (hrubý domácí produkt) na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ . Pro proměnnou zastupující daně z příjmu je nulová hypotéza přijata na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ . Tato proměnná by mohla být z modelu vyřazena.

#### Testování autokorelace

K testování autokorelace v modelu je využit Durbin-Watsonův test (DW), který slouží k detekci autokorelace 1. řádu. Autokorelace náhodných složek, tzv. reziduí, je jev, kdy je porušen Gauss-Markovo požadavek k možnosti odhadu regresních parametrů metodou nejmenších čtverců. Autokorelace způsobí, že odhady parametrů nebudou

nejlepší a odhady směrodatných odchylek parametrů nebudou konzistentní. Hodnota DW testu odhadnutého modelu je 2,060906 a p-hodnota DW testu je 0,227241. Interval hodnot DW testu se pohybuje v rozmezí (0,4). K zařazení hodnoty do intervalu jsou stanoveny horní ( $d_U$ ) a dolní meze ( $d_L$ ), při stupních volnosti v modelu. Při počtu 11 let pozorování a využití 4 parametrů proměnných je pro tento model hodnota  $d_L = 0,37$  a  $d_U = 2,29$ .

Intervaly DW testu:

(0; $d_L$ ) tedy (0; 0,37) – pozitivní autokorelace

( $d_L$ ; $d_U$ ) tedy (0,595; 2,29) – šedá zóna

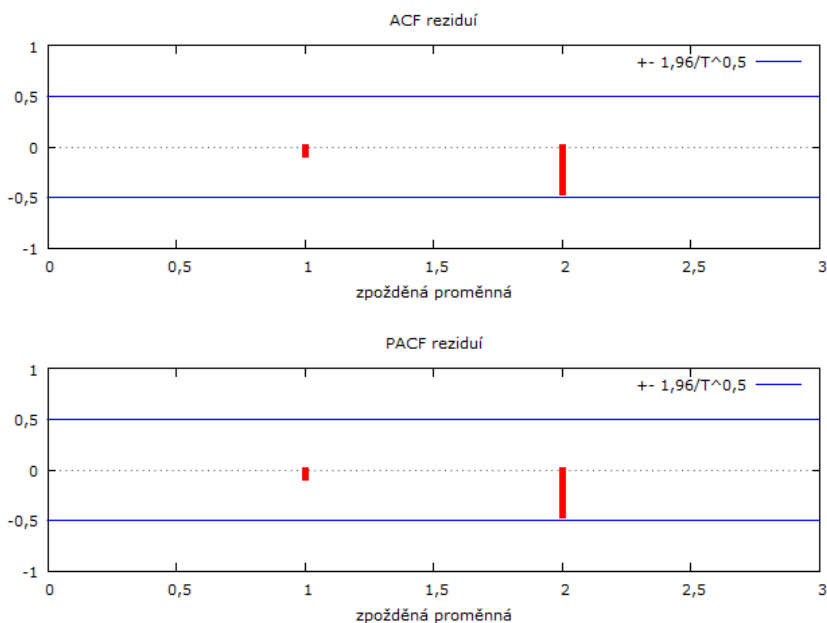
( $d_U$ ;4- $d_U$ ) tedy (1,928; 1,71) – autokorelace reziduí není

(4- $d_U$ ;4- $d_L$ ) tedy (1,71; 3,63) - šedá zóna

(4- $d_L$ ;4) tedy (3,63; 4) – negativní autokorelace

Hodnotu DW testu 2,060906 lze zařadit do intervalu tzv. šedé zóny. Test není tedy průkazný. K posouzení autokorelace je pro odhadnutý model vytvořen korelogram reziduí, který vykreslí vzájemné korelace mezi rezidui do zvoleného řádu. V obr. č. 5 je uveden korelogram reziduí 2. řádu.

Obrázek 5: Korelogram reziduí 2. řádu



Zdroj: vlastní zpracování

Modré linky znázorňují intervaly spolehlivosti, kdy jejich překročení by znamenalo zamítnutí nulové hypotézy o nulovosti koeficientu. V tomto případě nelze zamítnout nulovou hypotézu. Červené čáry představují hodnoty s autokorelacemi (ACF) a parciálními autokorelacemi (PACF). Hodnoty autokorelací jsou uvedeny v tabulce č. 8. Jak je viditelné z obrázku č. 5, tak žádná hodnota nepřekračuje interval spolehlivosti a není tedy v modelu zaznamenána autokorelace reziduí.

**Tabulka 8: Autokorelační funkce reziduí jednorovnicového modelu**

Zpoždění	ACF	PACF	Q-stat.	p-hodnota
1	-0,0762	-0,0762	0,0830	0,773
2	-0,4412	-0,4496	3,1762	0,204

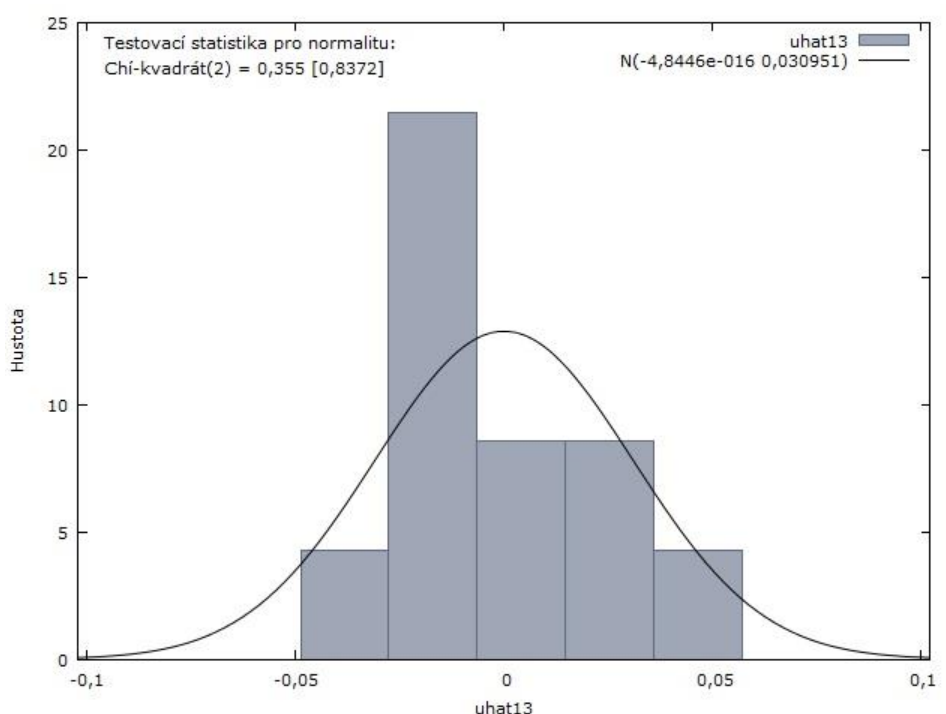
Zdroj: vlastní zpracování

## Testování normality reziduí

Testování modelu v oblasti normality reziduí je zastoupeno Jargue-Bera testem. Nulová hypotéza říká, že rezidua mají normální rozdělení, tedy konstantní rozptyl a nulovou střední hodnotu v případě, že p-hodnota Chi- kvadrátu vypočtená je větší nežli zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ . V obrázku č. 6 je znázorněn graf pro testování normality.

$H_0$ : Normální rozdělení reziduí.

Obrázek 6: Testovací statistika pro normalitu reziduí



Zdroj: vlastní zpracování

Hodnota Chi-kvadrátu (2) = 0,355 a její p-hodnota = 0,83725. Při komparaci p-hodnoty 0,83725 s  $\alpha = 0,05$  pak platí, že  $0,83725 > 0,05$ . Nelze zamítnout nulovou hypotézu o normalitě reziduí. Rezidua mají normální rozdělení.

## Testování Heteroskedasticity

Přítomnost Heteroskedasticity je testována pomocí White testu. Nulová hypotéza stanovuje, že je v modelu homoskedasticita a jedná se tedy o konstantní rozptyl rezidua.

Při testování je použita p-hodnota = 0,278279, která je porovnávána se stanovenou hladinou významnosti  $\alpha = 0,05$ .

$H_0$ : Konstattní rozptyl rezidua, tj. homoskedasticita

Nulová hypotéza se nezamítá, jelikož  $0,278279 > 0,05$ . V modelu je potvrzena přítomnost homoskedasticity. Výstup z Whiteova testu je znázorněn v tabulce č. 9.

**Tabulka 9: Whiteův test heteroskedasticity jednorovnicového modelu**

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const ( $x_1$ )	-9,44978	1,04138	-9,074	0,0699	*
$x_2$	0,453027	0,160191	2,828	0,2164	
$x_3$	-3,70004	0,557411	-6,638	0,0952	*
$x_4$	2,18632	0,258921	8,444	0,0750	*
sq_ $x_2$	-0,0561376	0,0261136	-2,150	0,2772	
X2_X3	0,132783	0,0793836	1,673	0,3430	
X2_X4	0,253383	0,0951534	2,663	0,2287	
sq_ $x_3$	-0,567404	0,151405	-3,748	0,1660	
X3_X4	0,0834909	0,0554855	1,505	0,3734	
Sq_1_ $x_4$	-0,234464	0,0456827	-5,132	0,1225	
Neadjustovaný koeficient determinace = 0,996603					
Testovací statistika: $TR^2 = 10,962637$ , s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(9) > 10,962637) = 0,278279$					

Zdroj: vlastní zpracování

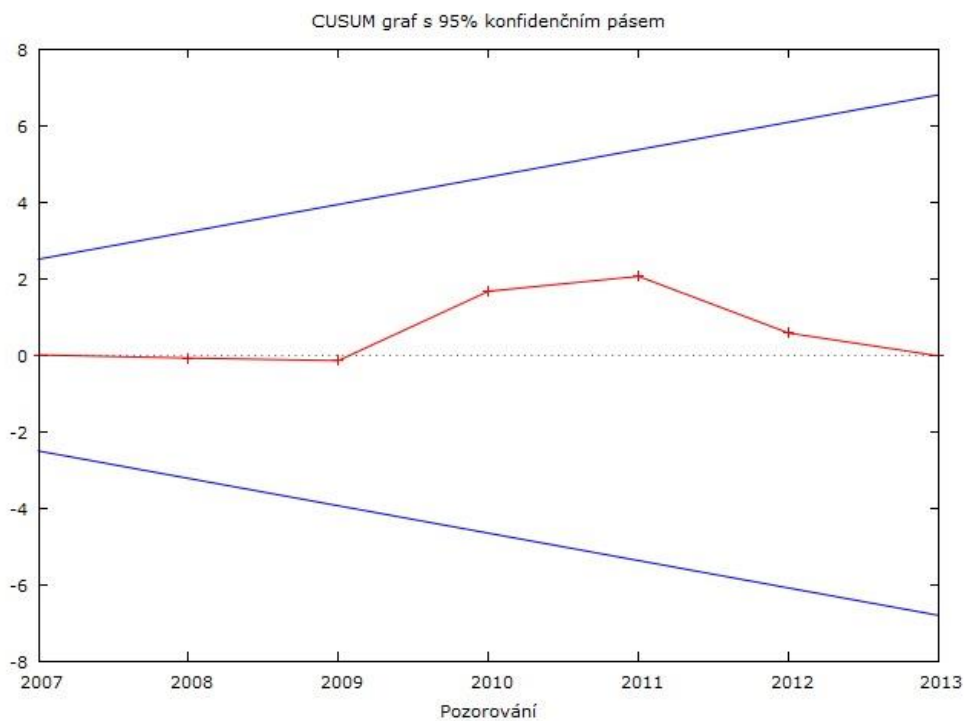
## CUSUM test

K testování stability parametrů byl použit Harvey-Collierův test. Nulová hypotéza říká, že parametry jsou stabilní při zvolené hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ .

$H_0$ : Parametry jsou stabilní.

Hodnota Harvey-Collierova testu (6) = -0,00813963 a p-hodnota = 0,9938. Nelze zamítnout nulovou hypotézu, parametry jsou stabilní.

Obrázek 7: CUSUM graf



Zdroj: vlastní zpracování



#### 4.1.5 Simultánní model

Simultánní model je model, kde jsou určité vzájemné vazby mezi vysvětlovanými proměnnými v modelu. Tento model dvou simultánních rovnic bude sloužit k potvrzení, či vyvrácení stanovených hypotéz, kterými jsou:

1. Hypotéza: Rovnost a efektivita jsou v substitučním vztahu a nelze tyto dvě věci od sebe separovaně porovnávat. (Teorie funkce společenského blahobytu)
2. Hypotéza: Rovnost a efektivita na sebe nemají vliv a lze je porovnávat separovaně, na základě měření užitku. (Neoklasická teorie blahobytu)

Model je postaven na předpokladu, že výkonnost ekonomiky, která je prezentována ukazatelem HDP je v závislém vztahu k ekonomické rovnosti a naopak. Vybraný ukazatel zastupující ekonomickou rovnost je GINI koeficient. K sestavení ekonometrického modelu je v první řadě nutné model definovat ekonomicky. Model předpokládá, že HDP České republiky má ekonomické vazby na GINI index peněžních příjmů domácností, obecnou míru nezaměstnanosti a míru inflace, hodnotu HDP z předešlého roku. GINI koeficient je vypočítán pro hrubé peněžní příjmy domácností ve sledovaném období. Složkami, které mají přímou vazbu na rovnoměrné přerozdělení příjmů domácností, jsou sociální příjmy domácností, výdaje na daně z příjmu domácností. Mezi faktory, které mají nepřímý vliv na hodnotu HDP, jsou míra inflace, obecná míra nezaměstnanosti.

Tento simultánní model je tvořen 2 rovnicemi. První simultánní rovnice obsahuje jednu endogenní proměnou HDP, která je vysvětlována endogenní proměnnou GINI koeficientem hrubých peněžních příjmů domácností a třemi predeterminovanými proměnnými (zpožděná hodnota HDP, obecná míra nezaměstnanosti, míra inflace). Druhá rovnice obsahuje endogenní proměnnou GINI koeficientem hrubých peněžních příjmů domácností, která je vysvětlována endogenní proměnnou HDP a dvěma predeterminovanými proměnnými (sociální příjmy domácností, daň z příjmu domácností).

Ve zvoleném simultánním modelu jsou použita data od roku 2003 až 2013. Celkový počet pozorování  $T = 11$ .

## Formulace ekonomického modelu

1. Rovnice modelu:  $y_1 = f(y_2, y_{1(t-1)}, x_5, x_6)$

Hrubý domácí produkt (HDP) = GINI index hrubých příjmů domácností + hrubý domácí produkt za předchozí rok + obecná míra nezaměstnanosti + míra inflace

**Tabulka 10: Ekonomická formulace 1. rovnice simultánního modelu**

Hrubý domácí produkt (HDP) – GINI koeficient hrubých peněžních příjmů domácností.	Rostoucí hodnota HDP povede ke zvýšení nerovnosti rozdělení hrubých peněžních příjmů domácností.
Hrubý domácí produkt (HDP) – Hrubý domácí produkt (t-1).	Rostoucí hodnota HDP povede ke snížení hodnoty HDP v předchozím období.
Hrubý domácí produkt (HDP) – Obecná míra nezaměstnanosti.	Rostoucí hodnota HDP povede ke snížení obecné míry nezaměstnanosti.
Hrubý domácí produkt (HDP) – Míra inflace.	Rostoucí hodnota HDP povede ke snížení míry inflace.

Zdroj: vlastní zpracování

2. Rovnice modelu:  $y_2 = f(y_1, x_2, x_3)$

GINI index hrubých příjmů domácností = hrubý domácí produkt (HDP) + sociální příjmy domácností + výdaje na daň z příjmu domácností.

**Tabulka 11: Ekonomická formulace 2. rovnice simultánního modelu**

GINI koeficient hrubých příjmů domácností – hrubý domácí produkt (HDP).	Rostoucí hodnota GINI koeficientu povede ke zvýšení hodnoty HDP.
GINI koeficient hrubých příjmů domácností – sociální příjmy domácností.	Rostoucí hodnota GINI koeficientu povede k navýšení sociálních příjmů domácností.
GINI koeficient hrubých příjmů domácností – daň z příjmu domácností.	Rostoucí hodnota GINI koeficientu povede ke snížení výdajů domácností na daň z příjmů.

Zdroj: vlastní zpracování

#### Formulace ekonometrického modelu

Vzhledem k ekonomickým teoriím byla pro tento model zvolena mocninná funkce, která lépe modeluje daný vztah. Níže jsou uvedeny obě simultánní rovnice v linearizované podobě a následně jsou převedeny do mocninného tvaru.

#### Linearizovaná podoba rovnic:

$$\ln y_{1t} = \beta_{11} * \ln y_{1(t-1)} + \gamma_{11} \ln x_{1t} + \beta_{12} \ln y_{2t} + \gamma_{14} \ln x_{4t} + \gamma_{15} \ln x_{5t} + u_{1t}$$

$$\ln y_{2t} = \beta_{21} * \ln y_{1t} + \gamma_{21} \ln x_{1t} + \gamma_{22} \ln x_{2t} + \gamma_{23} \ln x_{3t} + u_{2t}$$

#### Mocninný tvar rovnic:

$$y_{1t} = \ln y_{1(t-1)}^{\beta_{11}} + \ln x_{1t}^{\gamma_{11}} + \ln y_{2t}^{\beta_{12}} + \ln x_{4t}^{\gamma_{14}} + \ln x_{5t}^{\gamma_{15}} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = \ln y_{1t}^{\beta_{21}} + \ln x_{1t}^{\gamma_{21}} + \ln x_{2t}^{\gamma_{22}} + \ln x_{3t}^{\gamma_{23}} + u_{2t}$$

Deklarace proměnných v ekonometrickém modelu:

#### Endogenní proměnné v modelu:

$y_{1t}$  = hrubý domácí produkt (HDP) (mld. Kč/rok)

$y_{2t}$  = GINI koeficient hrubých peněžních příjmů domácností (%/rok)

Predeterminované proměnné v modelu:

$x_{1t}$  = jednotkový vektor

$x_{2t}$  = sociální příjmy domácností (mld. Kč/rok)

$x_{3t}$  = daň z příjmů domácností (mld. Kč/rok)

$x_{4t}$  = obecná míra nezaměstnanosti (%/ rok)

$x_{5t}$  = míra inflace (%/rok)

$y_{1(t-1)}$  = HDP za předchozí rok (mld. Kč/rok)

Podkladová data

V tabulce č. 13 jsou uvedeny podkladová data, která byla použita při sestavování simultánního modelu. K odhadu simultánního mocninného modelu musela být podkladová data upravena pomocí logaritmu dat. Logaritmické hodnoty podkladových dat jsou uvedeny v tabulce č. 14.

**Tabulka 12: Podkladová data simultánního modelu**

Rok	GINI index hrubých peněžních příjmů domácností (%)	Hrubý domácí produkt (stálé ceny/mld. Kč/rok)	Sociální příjmy domácností (mld. Kč/rok)	Daň z příjmu domácností (mld. Kč/rok)	HDP za předchozí období (mld. Kč/rok)	Obecná míra nezaměstnanosti (%)	Míra inflace (%)
2003	21,99	2770,97	306,30	128,20	-	7,8	0,10
2004	22,35	2939,75	312,55	138,10	2770,97	8,30	2,80
2005	23,49	3254,64	326,55	140,70	2939,75	7,90	1,90
2006	24,16	3482,01	349,70	140,40	3254,64	7,10	2,50
2007	23,93	3701,05	393,59	156,10	3482,01	5,30	2,80
2008	25,15	3935,70	408,12	145,20	3701,05	4,40	6,30
2009	24,72	3820,93	436,50	138,50	3935,70	6,70	1,00
2010	23,91	4011,84	438,40	140,70	3820,93	7,30	1,50
2011	23,39	4031,29	450,00	153,60	4011,84	6,70	1,90
2012	24,64	3989,89	461,80	151,10	4031,29	7,00	3,30
2013	23,70	4019,27	470,10	157,20	3989,89	7,00	1,40

Zdroj: vlastní zpracování

**Tabulka 13: Podkladová data simultánního modelu v logaritmické podobě**

Rok	GINI index hrubých peněžních příjmů domácností	Hrubý domácí produkt	Sociální příjmy domácností	Daň z příjmu domácností	HDP za předchozí období	Obecná míra nezaměstnanosti	Míra inflace
2003	-1,5145	7,9270	5,7246	4,8536	-	2,05	-2,302585
2004	-1,4983	7,9861	5,7448	4,9280	7,9270	2,12	1,029619
2005	-1,4487	8,0878	5,7886	4,9466	7,9861	2,066863	0,641854
2006	-1,4206	8,1554	5,8571	4,9445	8,0878	1,960095	0,916291
2007	-1,4301	8,2164	5,9753	5,0505	8,1554	1,667707	1,029619
2008	-1,3802	8,2778	6,0116	4,9781	8,2164	1,481605	1,840550
2009	-1,3977	8,2483	6,0788	4,9309	8,2778	1,902108	0,000000
2010	-1,4307	8,2970	6,0831	4,9466	8,2483	1,987874	0,405465
2011	-1,4529	8,3018	6,1092	5,0344	8,2970	1,902108	0,641854
2012	-1,4009	8,2915	6,1351	5,0179	8,3018	1,945910	1,193922
2013	-1,4395	8,2986	6,1529	5,0575	8,2915	1,945910	0,336472

Zdroj: vlastní zpracování

K ověření, zdali se v modelu nevyskytuje multikolinearita jsou vypočítány korelační matice pro obě simultánní rovnice v SW Gretl. Výstupy pro testování kolinearit proměnných modelu jsou uvedeny v tabulkách č. 14 a 15.

**Tabulka 14: Korelační matice 1. simultánní rovnice**

	$y_1$	$y_{1(t-1)}$	$y_2$	$x_5$	$x_6$
$y_1$	1	0,9589	0,2387	-0,2744	0,0080
$y_{1(t-1)}$		1	0,2590	-0,1482	-0,1466
$y_2$			1	-0,5721	0,4764
$x_5$				1	-0,6980
$x_6$					1

Zdroj: vlastní zpracování

Výskyt multikolinearity v 1. simultánní rovnici mezi proměnnými je v korelační matici vyznačen žlutou barvou. Multikolinearita se vykazuje mezi proměnnými  $y_{1(t-1)}$  a  $y_1$ . K odstranění multikolinearity v modelu jsou podkladová data upravena pomocí diference 1. řádu.

**Tabulka 15: Korelační matice 2. simultánní rovnice**

	$y_2$	$y_1$	$x_2$	$x_3$
$y_2$	1	0,2387	0,1666	-0,2919
$y_1$		1	0,9553	0,4514
$x_2$			1	0,4837
$x_3$				1

Zdroj: vlastní zpracování

Hodnota vyšší než je 0,8 značí výskyt multikolinearity mezi proměnnými v modelu. Jak je zřejmé z tabulky č. 15, tak se multikolinearita vyskytuje u proměnné  $x_2$ . Postup eliminace multikolinearity bude stejný jako v předešlé rovnici, a to následně upravením podkladových dat postupnou diferencí.

Eliminace vysoké multikolinearity je provedena metodou postupné difference u proměnných  $x_2$  (sociální příjmy domácností),  $y_{1(t-1)}$  (HDP za minulý rok). Upravená podkladová data jsou uvedena v tabulce č. 16.



**Tabulka 16: Upravená podkladová data simultánního modelu postupnou diferencí**

<b>Rok</b>	<b>GINI index hrubých peněžních příjmů domácností</b>	<b>Hrubý domáci produkt</b>	<b>Sociální příjmy domácností</b>	<b>Daň z příjmu domácností</b>	<b>HDP za předchozí období</b>	<b>Obecná míra nezaměstnanosti</b>	<b>Míra inflace</b>
<b>2003</b>	-1,5145	7,9270	-	4,8536	-	2,05	-2,302585
<b>2004</b>	-1,4983	7,9861	0,0202	4,9280	-	2,12	1,029619
<b>2005</b>	-1,4487	8,0878	0,0438	4,9466	0,05913	2,066863	0,641854
<b>2006</b>	-1,4206	8,1554	0,0685	4,9445	0,1017584	1,960095	0,916291
<b>2007</b>	-1,4301	8,2164	0,1182	5,0505	0,06753	1,667707	1,029619
<b>2008</b>	-1,3802	8,2778	0,0362	4,9781	0,06101	1,481605	1,840550
<b>2009</b>	-1,3977	8,2483	0,0672	4,9309	0,06147	1,902108	0,000000
<b>2010</b>	-1,4307	8,2970	0,0043	4,9466	-0,02959	1,987874	0,405465
<b>2011</b>	-1,4529	8,3018	0,0261	5,0344	0,04875	1,902108	0,641854
<b>2012</b>	-1,4009	8,2915	0,0259	5,0179	0,004838	1,945910	1,193922
<b>2013</b>	-1,4395	8,2989	0,0178	5,0575	-0,01032	1,945910	0,336472

Zdroj: vlastní zpracování

Z nových podkladových dat jsou vyčísleny korelační matice pro obě simultánní rovnice modelu. V rovnicích modelu se již po úpravě podkladových dat multikolinearita nevyskytuje.

**Tabulka 17: Korelační matice 1. rovnice po úpravě podkladových dat**

	$y_1$	$y_2$	$y_{1(t-1)}$	$x_5$	$x_6$
$y_1$	1	0,2387	-0,6229	-0,2744	0,0080
$y_2$		1	0,1458	-0,5721	0,4764
$y_{1(t-1)}$			1	-0,2917	0,2744
$x_5$				1	-0,6980
$x_6$					1

Zdroj: vlastní zpracování

**Tabulka 18: Korelační matice 2. rovnice po úpravě podkladových dat**

	$y_2$	$y_1$	$x_2$	$x_3$
$y_2$	1	0,2387	0,0957	-0,2919
$y_1$		1	-0,4670	0,4514
$x_2$			1	0,0540
$x_3$				1

Zdroj: vlastní zpracování

K následující práci s modelem je nutné jej identifikovat, aby byla zajištěna řešitelnost rovnic. Model je identifikovaný v případě, že všechny jeho rovnice, které jsou jeho součástí, jsou identifikované. Celý model obsahuje 2 endogenní proměnné a 5 predeterminovaných proměnných.

První rovnice:

počet endogenních proměnných zahrnutých v modelu ( $g\Delta$ ) =  $2-1=1$

počet predeterminovaných zahrnutých v rovnici ( $k^*$ ) = 3

počet predeterminovaných nezahrnutých v rovnici ( $k^{**}$ ) =  $5-3=2$

První rovnice je identifikovaná s výsledkem  $2>1$  a je tedy přeidentifikovaná.

Druhá rovnice:

počet endogenních proměnných zahrnutých v modelu ( $g\Delta$ ) =  $2-1=1$

počet predeterminovaných zahrnutých v rovnici ( $k^*$ ) = 2

počet predeterminovaných nezahrnutých v rovnici ( $k^{**}$ ) =  $5-2=3$

Druhá rovnice je identifikovaná s výsledkem  $3>1$  a rovnice je přeidentifikovaná.

Obě rovnice modelu jsou identifikovány a jejich vyjádření pomocí exogenních proměnných je dostatečné. První rovnice modelu je přeidentifikována, což lze vyhodnotit jako situaci, kdy je v modelu nadbytek predeterminovaných proměnných. Druhá rovnice modelu je také přeidentifikována. K odhadu simultánního modelu je použita dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ), která stejně jako BMNČ v jednorovnicovém modelu stanoví strukturální parametry proměnných obou rovnic.

Výsledky odhadu parametrů obou rovnic pomocí DMNČ jsou znázorněny v tabulce č. 19, 20.

**Tabulka 19: Odhad 1. rovnice simultánního modelu DMNČ - výstup 1**

<b>Závisle proměnná: <math>y_1</math></b>					
<b>Instrumentováno: <math>y_2, y_{1(t-1)}</math></b>					
<b>Instrumentální proměnné: const., <math>x_2, x_3, x_4, x_5, y_{1(t-1)}</math></b>					
	<b>Koeficient</b>	<b>Směr. chyba</b>	<b>z</b>	<b>p-hodnota</b>	
<b>const.</b>	10,4306	2,08287	5,008	5,51e-07	***
<b><math>y_2</math></b>	1,15875	1,55226	0,7465	0,4554	
<b><math>y_{1(t-1)}</math></b>	-1,93156	0,817991	-2,361	0,0182	**
<b><math>x_4</math></b>	-0,231643	0,228182	-1,015	0,3100	
<b><math>x_5</math></b>	-0,0367329	0,0696364	-0,5275	0,5978	

Zdroj: vlastní zpracování

**Tabulka 20: Odhad 1. rovnice simultánního modelu DMNČ - výstup 2**

Sřední hodnota závisle proměnné	8,241654	rho (koeficient autokorelace)	-0,451883
Sm. odchylka závisle proměnné	0,075451	Durbin-Watsonova statistika	2,768113
Součet čtverců reziduí	0,022606	Adjustovaný koeficient determinace	0,268187
Sm. chyba regrese	0,075177	P-hodnota (F)	0,296981
Koeficient determinace	0,634093	F (4, 4)	1,769475

Zdroj: vlastní zpracování

Hausmanův test:

H<sub>0</sub>: OLS odhady jsou konzistentní

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 22,1069

s p-hodnotou = 1,58324e-005

Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci:

H<sub>0</sub>: všechny instrumentální proměnné jsou platné

Testovací statistika: LM = 1,66722

s p-hodnotou = P (Chí-kvadrát (1) > 1,66722) = 0,196632

Test slabých instrumentálních proměnných:

Cragg-Donaldovo minimální vlastní číslo = 1,55067

Kritické hodnoty pro TSLS vychýlení vzhledem k OLS:

vychýlení	5%	10%	20%	30%
-----------	----	-----	-----	-----

hodnota	0	0	0	0
---------	---	---	---	---

Relativní vychýlení je pravděpodobně menší než 5%

Kritické hodnoty pro požadovanou maximální velikost TSLS, při spouštění testů na nominální 5% úrovni signifikance:

velikost	10%	15%	20%	25%
----------	-----	-----	-----	-----

hodnota	13,43	8,18	6,40	5,45
---------	-------	------	------	------

Maximální velikost může překročit 25%.

**Tabulka 21: Odhad 2. rovnice simultánního modelu DMNČ - výstup 1**

<b>Závisle proměnná:</b> $y_2$					
<b>Instrumentováno:</b> $y_1$ .					
<b>Instrumentální proměnné:</b> const., $x_2$ , $x_3$ , $x_4$ , $x_5$ , $y_{1(t-1)}$					
HAC standardní chyby, šířka okénka 1 (Barlettovo jádro)					
	<b>Koeficient</b>	<b>Směr. chyba</b>	<b>z</b>	<b>p-hodnota</b>	
<b>const.</b>	-1,92125	0,486718	-3,947	0,0557	***
<b><math>y_1</math></b>	0,258580	0,131240	1,970	0,0488	**
<b><math>x_2</math></b>	0,357377	0,145125	2,463	0,0138	**
<b><math>x_3</math></b>	-0,330373	0,138290	-2,389	0,0169	**

Zdroj: vlastní zpracování

**Tabulka 22: Odhad 2. rovnice simultánního modelu DMNČ - výstup 2**

Střední hodnota závisle proměnné	-1,422369	rho (koeficient autokorelace)	-0,119713
Sm. odchylka závisle proměnné	0,024740	Durbin-Watsonova statistika	2,239362
Součet čtverců reziduí	0,002820	Adjustovaný koeficient determinace	0,078766
Sm. chyba regrese	0,023749	P-hodnota (F)	0,126674
Koeficient determinace	0,424229	F (3, 5)	3,111836

Zdroj: vlastní zpracování

Hausmanův test:

H<sub>0</sub>: OLS odhady jsou konzistentní

Asymptotická testovací statistika: Chí-kvadrát (1) = 0,00467553

S p-hodnotou = 0,945485

Sarganův test pro nadbytečnou identifikaci:

Nulová hypotéza: všechny instrumentální proměnné jsou platné

Testovací statistika: LM = 4,76519

S p- hodnotou = P(Chí-kvadrát(2) > 4,76519) = 0,0923105

Dle odhadů DMNČ byly vypočítány parametry obou rovnic. Zápis rovnic je uveden v linearizované podobě a následně převeden do mocninné podoby.

Linearizovaný tvar mocninných funkcí:

$$\ln y_{1t} = 33880,67 + 1,1588 \ln y_{2t} - 1,93156 \ln y_{1(t-1)} - 0,2331643 \ln x_{4t} - 0,0367329 \ln x_{5t} + u_{1t}$$

$$\ln y_{2t} = 0,1464 + 0,258580 \ln y_{1t} + 0,357377 \ln x_{2t} - 0,330373 \ln x_{3t} + u_{2t}$$

Mocninné funkce:

$$y_{1t} = 10,43 * y_{2t}^{1,16} * y_{1(t-1)}^{-1,93} * x_{4t}^{-0,23} * x_{5t}^{-0,04} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = -1,92 * y_{1t}^{0,26} * x_{2t}^{0,36} * x_{3t}^{-0,33} + u_{2t}$$

#### **4.1.5.1 Ekonomická verifikace modelu**

V této kapitole je zhodnocena intenzita a směr působení odhadnutých parametrů v každé modelované rovnici. V exponentech rovnic jsou vyjádřeny koeficienty pružnosti. Jako první je ekonomicky verifikována 1. rovnice modelu.

### Interpretace parametrů 1. rovnice modelu je následující:

Parametr  $\gamma_{11}$ , proměnná  $x_1$  (jednotkový vektor): za předpokladu, že by všechny ostatní proměnné byly nulové, pak by hodnota HDP byla 10,43 mld. Kč za rok.

Parametr  $\beta_{12}$ , proměnná  $y_2$ : za předpokladu, že by hodnota GINI indexu hrubých peněžních příjmů domácností vzrostla o 1 % za rok, pak by se hodnota HDP zvýšila o 1,16% za rok. Pokud bude předpokládáno, že efektivnost a rovnost jsou v substitučním vztahu, pak je toto chování očekávané.

Parametr  $\beta_{11}$ , proměnná  $y_{1(t-1)}$ : za předpokladu, že by hodnota HDP v předešlém období vzrostla o 1 % za rok, pak by hodnota HDP klesla o 1,93 %. Tento výsledek nelze zcela zamítnout, ani potvrdit.

Parametr  $\gamma_{14}$ , proměnná  $x_4$  (obecná míra nezaměstnanosti): za předpokladu, že by hodnota obecné míry nezaměstnanosti vzrostla o 1 %, pak by hodnota HDP klesla o 0,23 % za rok. Toto chování je očekávané.

Parametr  $\gamma_{15}$ , proměnná  $x_5$  (míra inflace): za předpokladu, že by míra inflace vzrostla o 1 %, pak by hodnota HDP klesla o 0,04 % za rok. Toto chování je očekávané.

### Interpretace parametrů 2. rovnice modelu:

Parametr  $\gamma_{21}$ , proměnná  $x_1$  (jednotkový vektor): za předpokladu, že by ostatní proměnné v modelu byly nulové, pak by hodnota GINI indexu hrubých peněžních příjmů domácností klesla o 1,92 % za rok.

Parametr  $\beta_{21}$ , proměnná  $y_1$ : za předpokladu, že by se hodnota HDP zvýšila o 1 % za rok, pak by hodnota GINI indexu hrubých peněžních příjmů vzrostla o 0,26 %. Toto chování je očekávané. S rostoucí hodnotou HDP se zvyšuje nerovnoměrnost v přerozdělení příjmů ve společnosti.

Parametr  $\gamma_{22}$ , proměnná  $x_2$ : za předpokladu, že se hodnota sociálních příjmů domácností zvýší o 1 % za rok, pak se hodnota GINI indexu zvýší o 0,36 % za rok. Rostoucí hodnota GINI indexu značí vyšší nerovnost v přerozdělení příjmů u domácností.



Jedním z prostředků k snižování nerovnosti přerozdělení příjmů jsou právě sociální příjmy, které mají za úkol tuto nerovnost snižovat. Proto toto chování je neočekávané.

Parametr  $\gamma_{23}$ , proměnná  $x_3$ : za předpokladu, že se hodnota výdajů na dani z příjmu domácností zvýší o 1 % za rok, pak se hodnota GINI indexu sníží o 0,33 % za rok. Toto chování je očekávané.

#### 4.1.5.2 Statistická a ekonometrická verifikace modelu

##### Testování parametrů – t-test

V prvním kroku jsou obě rovnice testovány pomocí t-testu, tj. testování o statistické významnosti proměnných v modelu. Vzhledem k úpravě podkladových dat v modelu došlo ke změně v počtu pozorování. Po změně dat  $T = 9$ , tj. počet stupňů volnosti v 1. rovnici  $n-p = 5$ . T-test pro druhou rovnici je počítán s 6 stupni volnosti. Obě rovnice jsou testovány na hladinách významnosti  $\alpha = 0,05$  a  $\alpha = 0,01$ . Testování je provedeno pro každou rovnici zvlášť.

**Tabulka 23: T-test 1. rovnice simultánního modelu**

	<b>Konst.</b>	<b>GINI index hrubých peněžních příjmů domácností</b>	<b>HDP z předešlého roku</b>	<b>Obecná míra nezaměstnanosti</b>	<b>Míra inflace</b>
<b>t- hodnota</b>	5,008	0,7465	2,361	1,015	0,5275
<b>t- hodnota tabulková <math>\alpha = 0, 1</math></b>	2,0150	2,0150	2,0150	2,0150	2,0150
<b>t- hodnota tabulková <math>\alpha = 0, 05</math></b>	2,5706	2,5706	2,5706	2,5706	2,5706

Zdroj: vlastní zpracování

Nulová hypotéza t-testu říká, že v případě, že by t-hodnota vypočítaná byla menší nežli t-hodnota tabulková při  $\alpha = 0,01$  a  $\alpha = 0,05$ , pak proměnná je v modelu nevýznamná. V první rovnici jsou proměnné konstanty a HDP z předešlého roku v modelu statisticky významné, tj. vypočítané hodnoty t-testu  $> 2,0150$  při  $\alpha = 0,1$ . Nulová hypotéza se zamítá o nevýznamnosti těchto dvou parametrů. T-hodnota pro proměnou GINI index hrubých peněžních příjmů domácností a obecné míry nezaměstnanosti, míry inflace jsou t-hodnoty  $< 2,0150$ , při  $\alpha = 0,1$ . Nulová hypotéza se přijímá o statistické nevýznamnosti u proměnných GINI index hrubých peněžních příjmů domácností, obecná míra nezaměstnanosti a míra inflace.

**Tabulka 24: T-test 2. rovnice simultánního modelu**

	<b>Konst.</b>	<b>HDP</b>	<b>Sociální příjmy domácností</b>	<b>Daň z příjmu domácností</b>
<b>t- hodnota</b>	3,947	1,970	2,463	2,389
<b>t- hodnota tabulková <math>\alpha = 0, 1</math></b>	1,9432	1,9432	1,9432	1,9432
<b>t- hodnota tabulková <math>\alpha = 0, 05</math></b>	2,4469	2,4469	2,4469	2,4469

Zdroj: vlastní zpracování

Nulová hypotéza je definována totožně s hypotézou v 1. rovnici. Ve druhé rovnici se nulová hypotéza nezamítá u všech proměnných na hladině významnosti  $\alpha = 0,1$ . Tyto proměnné jsou statisticky významné v modelu.

### Těsnost závislosti – koeficient vícenásobné determinace

Těsnost závislosti je testována pomocí koeficientu vícenásobné determinace a zhodnocuje, z kolika procent jsou změny závisle proměnné vysvětlovány změnami nezávisle proměnných.

Těsnost závislosti závisle proměnné na změnách nezávisle proměnných je v první rovnici modelu následující. Hodnota  $R^2 = I^2 = 0,634093$ . Vysvětlovaná proměnná HDP je ovlivňována z 63,40 % vysvětlujícími proměnnými. Adjustovaný koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,268187. Tedy přidáním další vysvětlující proměnné do modelu by se hodnota koeficientu vícenásobné determinace zvýšila o 26,82 %. Nízké hodnoty koeficientu vícenásobné determinace jsou způsobeny malým rozsahem pozorování. V případě zvýšení počtu pozorování, by se dal očekávat lepší výsledek. Dále by bylo možné výsledek zlepšit zařazením dalších proměnných do rovnice.

Hodnota koeficientu vícenásobné determinace druhé rovnice dosahuje hodnoty 0,424229. Vysvětlovaná proměnná GINI index hrubých peněžních příjmů domácností je ovlivňována z 42,42 % vysvětlujícími proměnnými. Adjustovaný koeficient determinace ( $\bar{R}^2 = \bar{I}^2$ ) dosahuje hodnoty 0,078766. Hodnotu adjustovaného koeficientu determinace lze interpretovat následovně: přidáním do modelu další proměnné lze vylepšit hodnota koeficientu vícenásobné determinace o 7,88 %.

### Testování autokorelace

Pro testování modelu na autokorelaci byl využit Godfreyův test autokorelace prvního řádu. Nulová hypotéza říká, že v modelu není přítomna autokorelace. K posouzení přítomnosti autokorelace je porovnávána p-hodnota vypočítaná s hladinou významnosti  $\alpha = 0,05$ . Do druhé rovnice byly zahrnuty tzv. HAC chyby k odstranění autokorelace v modelu. Výsledky testu autokorelace obou rovnic modelu jsou uvedeny v tabulkách č. 25 a 26.

**Tabulka 25: Testování autokorelace 1. simultánní rovnice**

	<b>Koeficinet</b>	<b>Směr. chyba</b>	<b>z</b>	<b>p- hodnota</b>	
<b>const.</b>	9,79835	1,87314	5,231	1,69e- 07	***
<b>y<sub>2</sub></b>	0,759569	1,41829	0,5356	0,5923	
<b>y<sub>1(t-1)</sub></b>	-1,52659	0,721208	-2,117	0,0343	**
<b>x<sub>4</sub></b>	-0,212618	0,216317	-0,9829	0,3257	
<b>x<sub>5</sub></b>	-0,0197310	0,0721524	-0,2735	0,7845	
<b>uhat_1</b>	-0,348712	0,603102	-0,5782	0,5631	
<p>Neadjustovaný koeficient determinace = 0,686005</p> <p>Testovací statistika: Pseudo-LMF = 0,334311,</p> <p>s p- hodnotou = <math>P(F(1, 4) &gt; 0,334311) = 0,604</math></p>					

Zdroj: vlastní zpracování

$H_0$ : nepřítomnost autokorelace reziduí, tj. časové řady jsou stacionární. P-hodnota první rovnice = 0,604. Na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  nelze zamítnout nulovou hypotézu,  $0,604 > 0,05$ . V modelu není přítomnost autokorelace 1. řádu.

**Tabulka 26: Test autokorelace 2. simultánní rovnice**

	<b>koeficinet</b>	<b>směr. chyba</b>	<b>z</b>	<b>p-hodnota</b>	
<b>const.</b>	-1,53189	0,595171	-2,574	0,0101	**
<b>y<sub>1</sub></b>	0,185045	0,141507	1,308	0,1910	
<b>x<sub>2</sub></b>	0,292438	0,126603	2,310	0,0209	**
<b>x<sub>3</sub></b>	-0,286357	0,139175	-2,058	0,0396	**
<b>uhat_1</b>	-0,104293	0,216914	-0,4808	0,6307	
<p>Neadjustovaný koeficient determinace = 0,423763</p> <p>Testovací statistika: Pseudo-LMF = 0,231172,</p> <p>s p- hodnotou = <math>P(F(1, 5) &gt; 0,231172) = 0,656</math></p>					

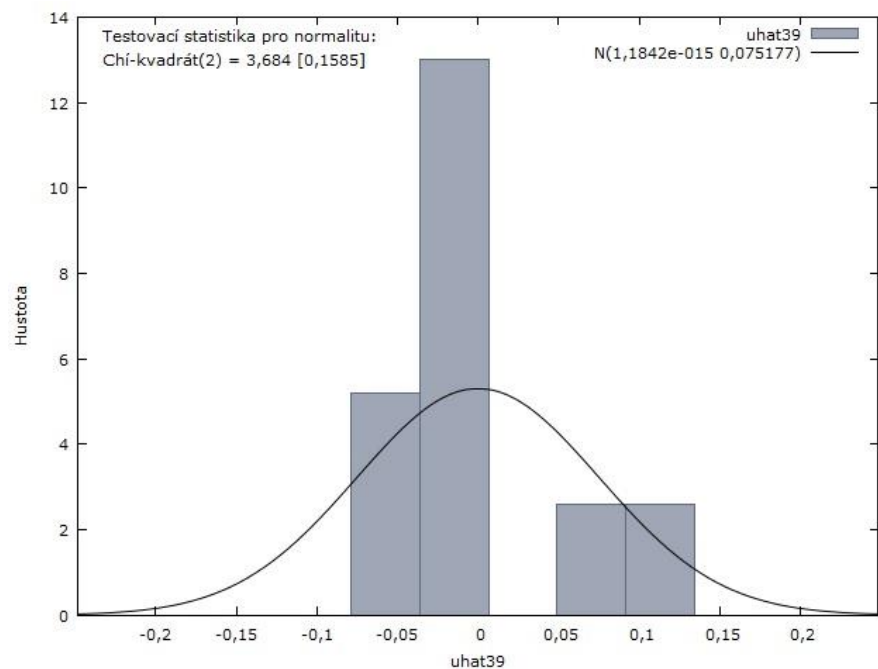
Zdroj: vlastní zpracování

$H_0$ : nepřítomnost autokorelace reziduí. P-hodnota druhé rovnice je 0,656. Tedy  $0,656 > 0,05$ . Nulová hypotéza se přijímá o nepřítomnosti autokorelace 1. řádu na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ .

#### Testování normality reziduí

K testování normality reziduí je použit Jargue-Bera test. Tento test je založen na porovnávání skutečné hodnoty rozdělení reziduí a analýzou p-hodnoty Chí-kvadrát testu.  $H_0$ : rezidua mají normální rozdělení, tj. nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl. Výsledky testování pro obě rovnice jsou zaznamenány na obrázcích č. 8. - 11.

**Obrázek 8: Test normality Chí-kvadrát test 1. rovnice simultánního modelu**



Zdroj: vlastní zpracování

**Obrázek 9: Test normality reziduí 1. rovnice simultánního modelu**

Frekvenční rozdělení pro uhat39, poz. 3-11  
počet tříd = 5, střední hodnota = 1,18424e-015, so = 0,0751768

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -0,036218	-0,057557	2	22,22%	22,22%	*****
-0,036218 - 0,0064588	-0,014880	5	55,56%	77,78%	*****
0,0064588 - 0,049136	0,027797	0	0,00%	77,78%	
0,049136 - 0,091813	0,070474	1	11,11%	88,89%	***
>= 0,091813	0,11315	1	11,11%	100,00%	***

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:  
Chí-kvadrát(2) = 3,684 s p-hodnotou 0,15853

Zdroj: vlastní zpracování

V první rovnici modelu je p-hodnota Chí-kvadrát testu při testování normality reziduí 0,1585. Při hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  nezamítáme nulovou hypotézu, tj.  $0,1585 > 0,05$ . Rezidua v první rovnici mají normální rozdělení.

**Obrázek 10: Test normality reziduí 2. rovnice simultánního modelu (SW Gretl)**

Frekvenční rozdělení pro uhat40, poz. 3-11

počet tříd = 5, střední hodnota = -8,14164e-016, so = 0,0237492

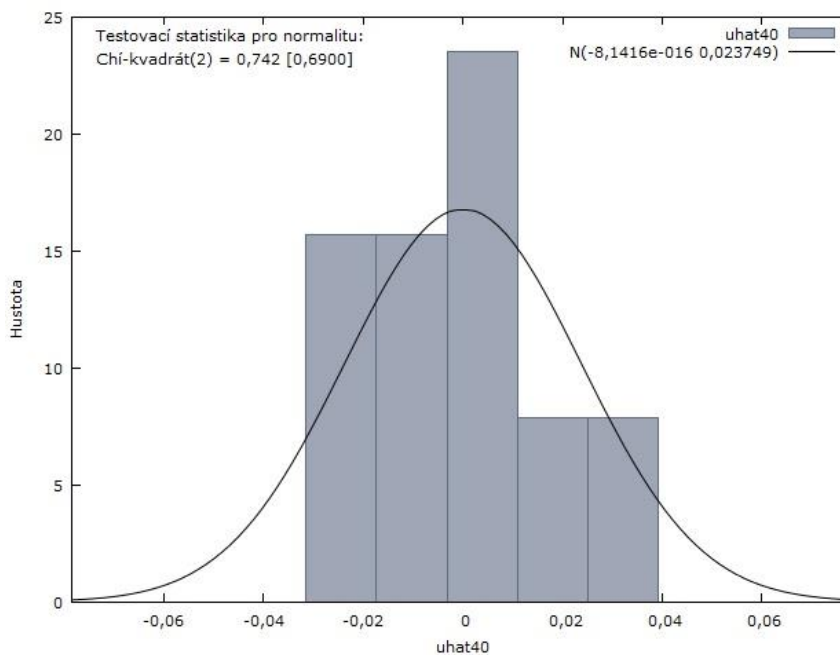
interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -0,017384	-0,024469	2	22,22%	22,22%	*****
-0,017384 - -0,0032157	-0,010300	2	22,22%	44,44%	*****
-0,0032157 - 0,010953	0,0038686	3	33,33%	77,78%	*****
0,010953 - 0,025122	0,018037	1	11,11%	88,89%	***
>= 0,025122	0,032206	1	11,11%	100,00%	***

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chi-kvadrát(2) = 0,742 s p-hodnotou 0,69004

Zdroj: vlastní zpracování

**Obrázek 11: Test normality Chí-kvadrát test 2. rovnice simultánního modelu**



Zdroj: vlastní zpracování

Při testování normality druhé rovnice modelu p-hodnota = 0,6900. I v tomto případě nelze zamítnout nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí, na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ , tj.  $0,6900 > 0,05$ .

## Testování heteroskedasticity

K otestování modelu, zda jsou rozptyly homoskedastické, je použit Pesaran Taylorův test.  $H_0$ : Konstantní rozptyl reziduí, tj. rozptyly jsou homoskedastické. K ověření je použita odvozená p-hodnota, která je testována na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ . Výstupy ze SW Gretl při testování heteroskedasticity jsou uvedeny v obrázku č. 12 a 13.

**Obrázek 12: Testování heteroskedasticity 1. rovnice (SW Gretl)**

```
Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2005-2013 (T = 9)
Závisle proměnná: uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const   -0,0303616   0,0849142   -0,3576   0,7312
yhat^2    0,000483932   0,00124985    0,3872   0,7101

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,020968

Testovací statistika: HET_1 = |0,000484| / 0,001250 = 0,387192,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 0,387192) = 0,699
```

Zdroj: vlastní zpracování

P-hodnota v první rovnici = 0,699. Při hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  nelze zamítnout nulovou hypotézu. Rozptyly jsou konzistentní a je potvrzena homoskedasticita.  $0,699 > 0,05$ .

**Obrázek 13: Testování heteroskedasticity 2. rovnice (SW Gretl)**

```
Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2005-2013 (T = 9)
Závisle proměnná: uhat^2

      koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const    0,00855656   0,00447849    1,911    0,0977 *
yhat^2   -0,00407383   0,00221259   -1,841    0,1082

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,326277

Testovací statistika: HET_1 = |-0,004074| / 0,002213 = 1,841204,
s p-hodnotou = 2 * P(z > 1,841204) = 0,0656
```

Zdroj: vlastní zpracování



Testovací p-hodnota 2. rovnice dosáhla 0,0656. Na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  nelze zamítnout nulovou hypotézu, tj.  $0,0656 > 0,05$ . V rovnici je potvrzena homoskedasticita.

## 4.2. Vyhodnocení vzájemného vztahu rovnosti a efektivity

Při testování vzájemného vztahu v jednorovnicovém modelu byla zjištěna vzájemná vazba mezi proměnnými HDP a GINI indexem hrubých peněžních příjmů, sociálními příjmy domácností a daněmi z příjmu domácností. Tato rovnice modelovala situaci, kdy hodnota GINI indexu je v roli vysvětlující proměnné. Z výsledků provedené analýzy jsou potvrzeny vzájemné vazby mezi těmito dvěma ukazateli a bylo zjištěno, že při nárůstu indexu GINI o 1 % dojde ke zvýšení hodnoty HDP o 0,95 %. Směr působení vlivu GINI indexu, jakož to ukazatele představujícího rovnost, potvrzuje ekonomické teorie o substitučním vztahu mezi rovností a efektivitou a tyto dva ukazatele se vzájemně doplňují. Proměnná sociálních příjmů domácností měla také kladný směr působení na hodnotu HDP. A z modelu vyplývá, že rostoucí hodnota sociálních příjmů o 1 % bude mít za následek nárůst hodnoty HDP o 0,54 %. Sociální příjmy mají za úkol eliminovat rozdíly v nerovnoměrném přerozdělování příjmů a snižovat tak hodnotu GINI indexu. S růstem efektivity, kdy příjmy domácností se zvyšují a zároveň se prohlubuje nerovnost mezi jednotlivými příjmovými skupinami, je nutné zvýšit transferové platby státu v podobě sociálních podpor. Další vysvětlující proměnnou jsou výdaje domácností na daně z příjmu. Z rostoucího příjmu domácností budou státu plynout větší příjmy v podobě daní z příjmu. Situace rostoucích příjmů nastane v případě ekonomického růstu, tedy zvýšení efektivity v ekonomice a zároveň bude jejím důsledkem zvýšení ekonomické nerovnosti. Daně z příjmu měly ze všech proměnných v modelu nejmenší vliv na hodnotu HDP, kdy růst daní z příjmu domácností o 1 % povede ke zvýšení hodnoty HDP o 0,31 % za rok. Z dosažených výsledků lze konstatovat, že v sledovaném období od roku 2003 - 2013 měly jednotlivé vysvětlující proměnné kladný vliv na růst efektivity v ČR, nicméně tento směr působení měl negativní vliv na rovnoměrné přerozdělení příjmů a tedy na celkovou rovnost v ČR.

Při modelování simultánního vztahu mezi rovností a efektivitou v ČR, tedy GINI indexem a HDP, byly taktéž potvrzeny ekonomické teorie o oboustranném vztahu mezi těmito ukazateli. Z modelu, který se skládal ze dvou simultánních rovnic, byla potvrzena teorie o nemožnosti porovnávání těchto dvou ekonomických ukazatelů separovaně, i když intenzita vzájemného působení je rozdílná. Při modelování první rovnice, která vyjadřovala vztah mezi HDP a GINI indexem hrubých peněžních příjmů, hodnoty HDP za minulé

období, obecnou mírou nezaměstnanosti a mírou inflace byla zjištěna pouze slabá závislost HDP na výši GINI indexu. Při analýze bylo prokázáno, že v případě růstu GINI indexu o 1 % hodnota HDP vzrostla o 1,15 %. Ve druhé rovnici, která byla definována vysvětlovanou proměnnou GINI indexem a vysvětlujícími proměnnými sociálních příjmů domácností a daněmi z příjmu domácností zjištěna silná závislost hodnoty GINI indexu na výši HDP. Tato vazba byla potvrzena vyšší statistickou významností vlivu proměnné HDP na GINI index. Z odhadnutého modelu 2. rovnice vyplývá, že zvýšení HDP o 1% mělo za následek růst GINI indexu o 0,26 %. GINI index má silnější vazbu na hodnotu HDP, jelikož z ekonomické efektivity je následně vyvozena i ekonomická rovnost, popřípadě nerovnost. Dále v modelu bylo zjištěno, že při růstu sociálních příjmů domácností 1 % došlo k zvýšení hodnoty GINI indexu. Tento jev byl alokovan, i u dílčího rozkladu GINI indexu hrubých peněžních příjmů, kdy hodnota GINI indexu sociálních příjmů se od roku 2009 podílela spíše na zvýšení celkové hodnoty GINI indexu hrubých peněžních příjmů, nikoliv na jejím snižování. Z toho šetření lze usoudit, že sociální příjmy domácností neměli v tomto období požadovaný směr působení na snižování příjmové nerovnosti. Dílčí výpočty rozkladu GINI indexu hrubých peněžních příjmů domácností jsou uvedeny v příloze č. 1. Další složkou ovlivňující vývoj GINI indexu je proměnná výdajů na daně z příjmu domácností. Při růstu hodnoty výdajů na daně z příjmu o 1 %, klesla hodnota GINI indexu o 0,33 %. S vyšším příjmem je nutné odvést státu vyšší daně z příjmu. Kdy výpočet daně z příjmu je založen na procentuálním odvodu ze superhrubé mzdy zaměstnance. Hodnota a směr působení dokazují, že v sledovaném období se tyto výdaje kladně podílely na snižování nerovnosti v ČR.

V modelu byly zahrnuty proměnné, které mají nepřímý vliv na hodnotu HDP. Obecná míra nezaměstnanosti je ve vztahu k HDP faktorem snižujícím jeho hodnotu. Za předpokladu, že obecná míra nezaměstnanosti vzrostla o 1 %, pak ekonomická efektivita, představená hodnotou HDP klesala o 0,23 %. Stejný vliv na HDP má ukazatel míry inflace. Zvyšující se míra inflace je zapříčiněna zvyšující se cenovou hladinou zboží a služeb a má negativní vliv na vývoj hospodářství. Vznik inflace má příčiny na straně nabídky a poptávky. Růst míry inflace o 1 % vedlo k snížení hodnoty HDP o 0,04 %. Dalším následkem zvýšení míry inflace je následný pokles úrokové míry. Oba tyto faktory však nebyly v modelu prokázány jako statisticky významné při vlivu na hodnotu HDP. Důležitou proměnnou mající vliv na HDP je hodnota HDP z předešlého roku. Hodnota

z předešlého roku odráží vývoj HDP a celkového hospodářství. Z analýzy vyplývá, že při zvýšení hodnoty HDP z minulého roku o 1 % došlo k následnému poklesu HDP o 1,93 %.

Při použití dat z období let 2003 - 2013 bylo získáno potvrzení, že v České republice jsou vzájemně ovlivňovány faktory rovnosti a efektivity, kdy za zvýšení efektivity je dosaženo zvýšení příjmové nerovnosti ve společnosti a naopak. Za proměnou s větším vlivem na tento vztah lze označit hodnotu HDP.

## 5. Diskuze

Vzájemný vztah mezi rovností a efektivitou je problematika řešená nejen v České republice, ale na celém světě. Otázka rovnosti a přerozdělování příjmů a na to navazující problematika efektivity je jedním z nejkomplicovanějších procesů světových ekonomik.

Provedená ekonometrická analýza, která zkoumala vzájemný vztah mezi rovností vyjádřenou ukazatelem GINI indexu a efektivností vyjádřenou ukazatelem HDP, potvrdila vzájemné vazby v modelu a byly potvrzeny vzájemné slabé simultánní vazby.

Při ekonometrickém modelování jednorovnicového mocninného modelu byla zkoumána vazba mezi ukazatelem HDP a sociálními příjmy domácností a GINI indexem hrubých peněžních příjmů a výdaji domácností z daní z příjmu. Na základě této analýzy byl zjištěn vztah mezi vysvětlovanou proměnnou HDP a vysvětlujícími proměnnými GINI indexem hrubých peněžních příjmů, sociálními příjmy a daní z příjmu. Dle odhadnutých parametrů a směrů působení lze konstatovat, že efektivnost a rovnost na sebe vzájemně působí. Při zvýšení ukazatele GINI indexu hrubých peněžních příjmů o 1 % se zvýší hodnota HDP o 0,54 %. Vzhledem k vyrovnané intenzitě vzájemného působení obou proměnných lze označit situaci v ČR za vyrovnanou. Tedy je dosaženo stavu, kdy zvýšená ekonomická nerovnost povede k téměř stejné intenzitě zvýšení ekonomické efektivity.

Tento vztah rovnosti a efektivity zkoumal Edward (2006) v Číně, kde na základě státních intervencí bylo dosaženo redukce chudoby a růstu efektivity. Dále uvádí, že je důležité zaměřit se na strategie, které budou nápomocny k přerozdělení výhod plynoucích z ekonomického růstu.

Při provedené analýze, která zkoumala simultánní vztah mezi HDP a GINI indexem hrubých peněžních příjmů, byly potvrzeny výsledky ekonomické teorie o substitučním vztahu mezi ekonomickou rovností a efektivitou. V první rovnici ekonometrického modelu byl zkoumán vztah závislosti HDP jako vysvětlované proměnné a proměnnými GINI indexu hrubých peněžních příjmů a hodnotou HDP za minulé období, obecnou mírou nezaměstnanosti a mírou inflace. Z provedené ekonometrické analýzy byla zjištěna pouze statistická významnost proměnné HDP za předchozí rok. GINI index představující ukazatel rovnosti nebyl vyhodnocen jako statisticky významný v rámci vlivu na hodnotu HDP.

V druhé rovnici ekonometrického modelu byl zkoumán oboustranný vztah mezi vysvětlovanou proměnnou GINI indexem hrubých peněžních příjmů domácností a vysvětlující proměnnou HDP a dalšími predeterminovanými proměnnými, kterými byly sociální příjmy domácností, výdaje domácností na daně z příjmu. V této definované rovnici byly vyhodnoceny všechny proměnné modelu jako statisticky významné a je tedy potvrzen vzájemný vztah mezi rovností a efektivitou.

Dalším autorem, který se zabýval problematikou rovnosti a efektivitu v Mexiku je Iniguer-Montiel (2014). Iniguer-Montiel sledoval tento vztah v období let 1992 - 2008. Jeho analýza potvrdila vzájemný vztah mezi rovností a efektivitou. Dále uvádí, že ekonomický růst v Mexiku, který byl v tomto období identifikován, snižuje faktor chudoby. Rovnoměrné přerozdělení příjmů má kladný vliv na redukci chudoby a následně dochází ke snížení hodnoty GINI indexu.

## 6. Závěr

Tato diplomová práce si kladla za hlavní cíl posoudit vzájemný vztah mezi rovností a efektivitou v České republice a vyhodnotit, zdali ekonomická rovnost a efektivita jsou ve vzájemném substitučním vztahu a nelze je od sebe separovaně porovnávat, nebo zdali na sobě tyto dvě veličiny nejsou závislé a lze porovnávat každou zvlášť. K dosažení výše uvedeného cíle byly odhadnuty dva ekonometrické modely. První model demonstruje závislost ukazatele HDP na vysvětlujících proměnných GINI indexem hrubých peněžních příjmů domácností, hodnotou HDP za minulý rok, obecnou mírou nezaměstnanosti a mírou inflace. Druhý ekonometrický model byl sestaven na základě předpokladu simultánního vztahu hodnoty HDP a GINI indexu hrubých peněžních příjmů domácností a predeterminovanými proměnnými  $HDP_{(t-1)}$ , sociálními příjmy domácností, výdaji domácností na daně z příjmu, obecnou mírou nezaměstnanosti a mírou inflace.

Na základě provedené ekonometrické analýzy lze vyvodit závěr, že mezi těmito dvěma veličinami je vzájemný vztah a lze potvrdit dle výsledků vztah simultánní. Při ekonometrické analýze nelineárního mocninného modelu bylo zjištěno, že ukazatel GINI indexu hrubých peněžních příjmů domácností je jednou z vysvětlujících proměnných hodnoty HDP představující ekonomickou efektivitu v České republice v sledovaném období 2003 - 2013. Lze konstatovat, že dle analýzy je mezi těmito dvěma ukazateli téměř totožný vztah. Při růstu GINI indexu o 1 %, hodnota HDP v ČR vzrostla o 0,54 %.

Při zkoumání vztahu simultánního, tedy oboustranného vztahu mezi ukazateli HDP a GINI indexem hrubých peněžních příjmů byla potvrzena simultánnost mezi těmito dvěma proměnnými. Při modelování první rovnice bylo zjištěno, že hodnotou se statistickou významností vlivu na HDP je pouze hodnota HDP z předešlého roku, a nikoli hodnoty GINI indexu, obecné míře nezaměstnanosti a míře inflace. Druhá rovnice modelu, která specifikovala závislost GINI indexu na hodnotě HDP spolu se sociálními příjmy domácností, výdaji domácností na dani z příjmu a hodnotě HDP z předešlého roku potvrdila závislost mezi všemi proměnnými rovnice. Směr působení závislosti mezi GINI indexem a HDP byl kladný, což znamená, že hodnota HDP indexu se zvýšila, pro hodnotu GINI indexu to znamenalo taktéž růst. Vyšší hodnota GINI indexu deklaruje vyšší příjmovou nerovnost ve společnosti. V tomto případě by se tedy jednalo o situaci, kdy by

se ekonomická rovnost ve společnosti zvyšovala za předpokladu, že efektivita ve společnosti by klesala.

Hodnota GINI indexu hrubých peněžních příjmů domácností ve sledovaném období vykazovala výkyvy hodnot. Do roku 2009 měla hodnota GINI indexu rostoucí trend. V následujících letech hodnota kolísala. Nicméně ČR se řadí mezi státy s nejnižší příjmovou nerovností, avšak lze očekávat, že v následujících letech dojde k prohloubení nerovnosti. Největší podíl na celkové hodnotě GINI indexu hrubých peněžních příjmů představovali příjmy ze závislé činnosti, kdy tato hodnota ze všech složek v sledovaném období nejvíce kolísala. Tento jev lze vysvětlit ekonomickou krizí, ve které se ČR nacházela. Konstantní vliv na celkovou hodnotu GINI indexu měly výdaje na daň z příjmu, i když došlo k daňové reformě v roce 2008, kdy byla zavedena jednotná sazba daně z příjmu. Složka výdajů na zdravotní a sociální pojištění domácností taktéž dosahovala konstantní hodnoty a tedy i vlivu na celkovou hodnotu GINI indexu hrubých peněžních příjmů. Neočekávaný výsledek plynul pro složku sociálních příjmů, kdy od roku 2009 se sociální příjmy nepodílely na snižování příjmové nerovnosti ve společnosti, ba naopak měli negativní vliv na hodnotu GINI indexu. Ostatních příjmy a příjmy z podnikání se nevyznačovaly výkyvy a dosahovaly konstantních hodnot.

Závěrem lze říci, že dle provedené analýzy musí být zamítnuta hypotéza o nezávislosti ukazatelů značící ekonomickou rovnost a efektivitu. Mezi těmito dvěma veličinami je vzájemný vztah a nelze tyto dvě veličiny separovaně porovnávat a hodnotit. K přesnějšímu zhodnocení této problematiky by bylo vhodnější zvolit větší počet pozorování, bohužel ke zpracování této práce nebyla získána starší podkladová data ze šetření domácností.



## 7. Seznam použitých zdrojů

BELLÚ, Lorenzo. *Social Welfare Analysis of Income Distributions: Ranking Income Distributions with Lorenz Curves*. In: FAO[online]. 2005 [cit. 2014-04-16]. Dostupné z: [http://www.fao.org/docs/up/easypol/305/swa\\_lorenz\\_curves\\_001en.pdf](http://www.fao.org/docs/up/easypol/305/swa_lorenz_curves_001en.pdf)

BELLÚ, Lorenzo. *Inequality Analysis The Giny Index*. In: FAO [online]. 2006 [cit. 2014-04-16]. Dostupné z: [http://www.fao.org/docs/up/easypol/329/gini\\_index\\_040en.pdf](http://www.fao.org/docs/up/easypol/329/gini_index_040en.pdf)

BELLÚ, Lorenzo. *Policy Impacts on Inequality: Welfare based Measures of Inequality The Atkinson Index*. In: FAO [online]. 2006 [cit. 2014-04-16]. Dostupné z: [http://www.fao.org/docs/up/easypol/451/welfare\\_measures\\_inequa\\_atkinson\\_050en.pdf](http://www.fao.org/docs/up/easypol/451/welfare_measures_inequa_atkinson_050en.pdf)

BAUJARD, Antoinette. *Welfare economics* [online]. GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique Lyon St Étienne, 2013 [cit. 2014-04-22]. WP 1333. Dostupné z: <http://halshs.archives-ouvertes.fr/docs/00/90/69/07/PDF/1333.pdf>.

BOBEK, Michal, Pavla BOUČKOVÁ a Zdeněk KÜHN. *Rovnost a diskriminace*. Vyd. 1. Editor Michal Bobek, Pavla Boučková, Zdeněk Kühn. V Praze: C.H. Beck, 2007, xlviii, 471 s. Beckova edice ABC. ISBN 978-807-1795-841.

BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Mikroekonomie*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2010, 261 s. ISBN 978-80-7380-280-6.

CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS. Cambridge Dictionaries Online: The most popular online dictionary and thesaurus for learners of English [online]. 2014 [cit. 2014-04-15]. Dostupné z: <http://dictionary.cambridge.org/dictionary/british/equality>

EDWARD, Peter. *Examining Inequality: Who Really Benefits from Global Growth?*. World Development. 2006, vol. 34, issue 10, s. 1667-1695. DOI: 10.1016/j.worlddev.2006.02.006. Dostupné z: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0305750X06001112>

FRANCOIS, Joseph F. a ROJAS-ROMAGOSA. *Household Inequality, Welfare, and the Setting of Trade Policy* [online]. Rotterdame, 2005 [cit. 2014-06-15]. JEL: F13, O15, D31, D72. Dostupné z: <http://www.ted.ie/iiis/documents/discussion/pdfs/iiisdp81.pdf>. Discussion paper NO.81. Erasmus University Rotterdam.

GROCHOVÁ, L. and OTÁHAL, T. (2011). *Corruption, Rule of Law, and Economic Efficiency: Selected Anecdotic Evidence of Bureaucratic Corruption from the Czech and Slovak Republics*. MENDELU Working Papers in Business and Economics 13/2011. Mendel University in Brno. Dostupné z: <http://vyzc.pef.mendelu.cz/cz/publ/papers>

HOLMAN, Robert. *Dějiny ekonomického myšlení*. 3. vyd. Praha: C. H. Beck, 2005, xxv, 539 s. ISBN 80-717-9380-9.

INIGUEZ-MONTIEL, Alberto Javier. *Growth with Equity for the Development of Mexico: Poverty, Inequality, and Economic Growth (1992–2008)*. World Development. 2014, vol. 59, issue 10, s. 313-326. DOI: 10.1016/j.worlddev.2014.01.011. Dostupné z: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0305750X14000126>

INVESTOPEDIA. *Pareto Principle*. In: Investopedia, LLC [online]. 2014 [cit. 2014-04-28]. Dostupné z: <http://www.investopedia.com/terms/p/paretoprinciple.asp>

INVESTOPEDIA. *Income inequality*. In: Investopedia, LLC [online]. 2014 [cit. 2014-05-10]. Dostupné z: <http://www.investopedia.com/terms/i/income-inequality.asp>

JACKSON, P. *Ekonomie veřejného sektoru*. 1. vyd. Praha: Eurolex Bohemia, 2003, 733 s. ISBN 80-864-3209-2.

JINDRA, Vojtěch. UNIVERZITA HRADEC KRÁLOVÉ. *Mikroekonomie I.: Rozdělování důchodů*. ppt. Hradec Králové, 2002. Dostupné z: [https://edu.uhk.cz/~jindrvo1/files/miek1/.../16-Rozdelovani\\_duchodu.p](https://edu.uhk.cz/~jindrvo1/files/miek1/.../16-Rozdelovani_duchodu.p)

JUREČKA, Václav. *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Grada, 2013, 342 s. Expert (Grada). ISBN 978-802-4743-868.

KLEIBER, Christian. *The Lorenz curve in economics and econometrics*. Univerzita Dortmund, 2005, 21 s. Dostupné z: <http://econstor.eu/bitstream/10419/22620/1/tr30-05.pdf>

KOTÝNKOVÁ, Magadalena a Karina KUBELKOVÁ. *Reprodukce lidského kapitálu - vzájemné vazby a souvislosti III.: sborník abstraktů z mezinárodní konference : 13.-14. prosince 2010*, Vysoká škola ekonomická v Praze [online]. Praha: Oeconomica, [2011], *INDIKÁTORY LIDSKÉHO ROZVOJE SE ZAMĚŘENÍM NA CHUDOBU* [cit. 2014-06-14]. ISBN 978-80-245-1697-4.

LANGEROVÁ, Tereza. *Analýza příjmové a výdajové nerovnosti v ČR*. Praha, 2013. Bakalářská práce. Česká zemědělská univerzita v Praze. Vedoucí práce Ing. Zdeňka Malá, PhD.

LAPÁČEK, Michal. (2007). *Ekvivalenční stupnice a příjmová nerovnost*. VŠE. Dostupné z: <http://nf.vse.cz/download/veda/workshops/inequality.pdf>. Workshop. VŠE.

LINDBECK, Assar. *How can economic policy strike a balance between economic efficiency and income equality?* [online]. Jackson Hole: The Reserch institute of industrial economics, 1998[cit. 2014-04-22]. WP 505. Dostupné z:<http://www.ifn.se/wfiles/wp/wp505.pdf>.

MAKDISSI, Paul. *On the Definition of Economic Efficiency* [online]. Universit'e de Sherbrooke, 2006 [cit. 2014-04-16]. Dostupné z: <http://gredi.recherche.usherbrooke.ca/wpapers/GREDI-0624.pdf>. Working Paper 06-24. Universit'e de Sherbrooke.

MARTÍNEK, Michael. VYŠŠÍ ODBORNÁ ŠKOLA SOCIÁLNĚ PEDAGOGICKÁ A TEOLOGICKÁ. *Úvod do sociální politiky*. Praha, 2011. Dostupné z: <https://is.jabok.cz/el/JA10/leto2013/S114/um/SP-13-09-chudoba.txt>

MPSV ČR. *Vývoj vybraných ukazatelů životní úrovně v České republice v letech 1993 – 2009*. Praha, 2010. ISBN 978-80-7421-018-1.

NAKLADATELSTVÍ SAGIT, a.s. Sagit nakladatelství ekonomické a právní literatury Ostrava [online]. 2014 [cit. 2014-04-16]. Dostupné z: [http://www.sagit.cz/pages/lexikonheslatxt.asp?cd=155&typ=r&levelid=SP\\_378.HTM](http://www.sagit.cz/pages/lexikonheslatxt.asp?cd=155&typ=r&levelid=SP_378.HTM)

NEČADOVÁ, Marta. *Acta oeconomica Pragensia: JE HDP VHODNÝM UKAZATELEM EKONOMICKÉ VÝKONNOSTI A SOCIÁLNÍHO POKROKU V PODMÍNKÁCH GLOBALIZACE?*: Vědecký sborník Vysoké školy ekonomické v Praze[online]. Praha: Vysoká škola ekonomická, 2012 [cit. 2015-03-28]. ISSN 0572-3043. Dostupné z: <http://www.vse.cz/aop/377>

NOVOTNÝ, J, NOSEK, V.: *Regionální dimenze sociálně-ekonomických nerovností v Česku: pojetí, měření, empirie* [online]. 2006. [citováno 10.6. 2014]. Dostupné z: [http://web.natur.cuni.cz/~nosek6/admin/volne/CB\\_conf.pdf](http://web.natur.cuni.cz/~nosek6/admin/volne/CB_conf.pdf).

OLEXOVÁ, Cecília. *Bud'te manažérmi svojho času*. Poradca podnikateľa [online]. 2007. [cit. 2014-04-30]. Dostupné z: [http://www.pp.sk/6566/Budte-manazermi-svojho-casu\\_A-PMPP30585.aspx](http://www.pp.sk/6566/Budte-manazermi-svojho-casu_A-PMPP30585.aspx)

Portál občanská společnost - návod k použití [online]. 2003 [cit. 2014-04-15]. Dostupné z: <http://obcan.ecn.cz/index.shtml?apc=rj--1->

ROHDE, Nicholas. SCHOOL OF ECONOMICS THE UNIVERSITY OF QUEENSLAND. *Derivation of Theil's Inequality Measure from Lorenz Curves* [online]. 2007, 19 s. [cit. 7.6.2014]. Dostupné z: <http://www.diw-berlin.de/documents/dokumentenarchiv/17/57489/paperrohde.pdf>

SCHREYER, Paul a Francette KOEHLIN. OECD - *Purchasing power parities – measurement and uses* [online]. No. 3. 2002 [cit. 2014-06-22]. Dostupné z: <http://www.oecd.org/std/prices-ppp/2078177.pdf>

Scitovsky, T., 1951: *The state of welfare economics*, The American economic review, vol. 41, No.3., str. 303 – 315

SIRŮČEK, Pavel. *Průvodce dějinami standardních ekonomických teorií: kořeny a hlavní historické mezníky formování soudobé standardní mikroekonomické a makroekonomické teorie*. Slaný: Melandrium, 2001, 224 s. ISBN 80-861-7516-2.

STIGLITZ, Joseph E. *Ekonomie veřejného sektoru*. 1.vyd. Praha: Grada Publishing, 1997, 661 s. ISBN 80-716-9454-1.

ŠTEFKO, Martin a Kristina KOLDINSKÁ. *Sociální práva cizinců*. Vyd. 1. V Praze: C. H. Beck, 2013, xvii, 285 s. Beckova edice právní instituty. ISBN 978-807-4004-643.

TANG, Kam Ki a Dennis PETRIE. *Non-Hierarchical Bivariate Decomposition of Theil Indexes* [online]. Austrálie: School of Economic, University of Queensland, School of Population Health, University of Queensland, 2007 [cit. 2014-06-15]. No. WP03/2007. Dostupné z: [http://www.uq.edu.au/economics/cepa/docs/WP/KK%20Tang\\_CEPA%20WP\\_03\\_07.pdf](http://www.uq.edu.au/economics/cepa/docs/WP/KK%20Tang_CEPA%20WP_03_07.pdf). ISSN 1932 – 4398.

THE WORLD BANK. *GINI index (World Bank estimate)*. In: The World Bank Group [online]. 2012 [cit. 2014-04-20]. Dostupné z: <http://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI>

THE WORLD BANK. *Economy & Growth*. In: The World Bank Group [online]. 2014 [cit. 2014-04-20]. Dostupné z: <http://data.worldbank.org/topic/economy-and-growth>

UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME. UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME: *Human Development Reports* [online]. 2014 [cit. 2014-06-15]. Dostupné z: <http://hdr.undp.org/en/statistics/mpi>

VOJÁČEK, Ondřej. VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE. *Ekonomie blahobytu* [online]. Praha, 2007, 21 s. [cit. 2014-04-19]. Dostupné z: <http://nf.vse.cz/download/veda/workshops/blahobyty.pdf>

ZÁMEČNÍK, Petr. *Efektivita versus rovnost* [online]. Praha, 2000/2001 [cit. 2014-04-19]. Dostupné z: [ies.fsv.cuni.cz/default/file/download/id/772](http://ies.fsv.cuni.cz/default/file/download/id/772). Diplomová práce. Univerzita Karlova v Praze. Vedoucí práce RNDr. Miron Tegze, CSc

### **Internetové stránky**

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Česká národní banka* [online]. 2003 [cit. 2014-04-29]. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/cs/index.html>

Český statistický úřad. *Český statistický úřad* [online]. 2014 [cit. 2014-04-29]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/domov>

MINISTERSTVO FINANCÍ ČESKÉ REPUBLIKY. *Finanční správa* [online]. 2014 [cit. 2014-04-20]. Dostupné z: <http://www.financnisprava.cz/>

MINISTERSTVO FINANCÍ ČESKÉ REPUBLIKY. *Ministerstvo financí České republiky* [online]. 2014 [cit. 2014-04-20]. Dostupné z: <http://www.mfcr.cz/>

Ministerstvo práce a sociálních věcí. *Ministerstvo práce a sociálních věcí* [online]. 2014 [cit. 2014-04-21]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/cs/>

## 8. Přílohy

Příloha 1: GINI indexy hrubých peněžních příjmů domácností - rozkladové hodnoty

	Hrubé peněžní příjmy domácností	Příjmy ze závislé činnosti	Příjmy z podnikání	Sociální příjmy	Ostatní příjmy	Výdaje na daních z příjmu	Výdaje na zdravotní a sociální pojištění
<b>2003</b>	0,22	0,19	0,02	-0,01	0,02	-	-
<b>2004</b>	0,22	0,20	0,02	-0,01	0,01	-	-
<b>2005</b>	0,23	0,20	0,02	0,00	0,02	-	-
<b>2006</b>	0,24	0,15	0,01	-0,01	0,03	0,03	0,02
<b>2007</b>	0,24	0,15	0,02	-0,01	0,03	0,03	0,02
<b>2008</b>	0,25	0,15	0,02	-0,01	0,03	0,03	0,02
<b>2009</b>	0,25	0,16	0,02	-0,01	0,02	0,03	0,02
<b>2010</b>	0,24	0,15	0,01	0,00	0,03	0,03	0,02
<b>2011</b>	0,23	0,13	0,01	0,01	0,03	0,03	0,02
<b>2012</b>	0,25	0,13	0,02	0,01	0,04	0,03	0,02
<b>2013</b>	0,24	0,13	0,01	0,02	0,03	0,03	0,02

Zdroj: vlastní zpracování