

RIZIKO CHUDOBY V ZÁVISLOSTI NA VZDĚLÁNÍ V ČESKÉ REPUBLICE V OBDOBÍ 2005 – 2017

RISK OF POVERTY RATE BY EDUCATION IN THE CZECH REPUBLIC IN THE PERIOD 2005 – 2017

Dagmar Blatná

Abstract

Indicator „at-risk-of-poverty rate“ is defined as the share of people with an equivalised disposable income below the at-risk-of-poverty threshold, which is set at 60% of the national median equalised disposable income after social transfers. The aim of the paper is to analyze the development of the at-risk-of-poverty rate indicator in the Czech Republic in the period 2005-2017. Set of people is divided from point of view education level. The categorization of educational attainment being based on the International Standard Classification of Education (below upper secondary, upper secondary non-tertiary and tertiary [ISCED 0-2, 3-4 and 5-8, respectively]). A comparison of the results shows that the highest poverty rate is recorded for low-educated people. The main focus of this study is to find regression relations between time series of indicator of at-risk-poverty rate broken down by education attainment and selected macroeconomic socio-economic indicators. The regression analysis was carried out applying theory of multidimensional analysis of non-stationary time series.

Key words: at-risk-of-poverty rate, nonstationary time series, regression

JEL Code: I32, C32

Úvod

V České republice, stejně jako v ostatních zemích EU, se pro analýzy chudoby používá indikátor „míra rizika chudoby“ (MRCH) („at-risk-of-poverty rate“). Indikátor je definovaný jako podíl osob s ekvivalizovaným disponibilním příjmem pod hranicí chudoby, která se stanoví (podle Eurostatu) jako 60 % mediánu národního ekvivalizovaného disponibilního příjmu po sociálních transferech. Ekvivalizace disponibilního příjmu spočívá v zohlednění velikosti a rozdělení domácnosti. Eurostat používá tzv. modifikovanou stupnici OECD, kde hlava domácnosti má váhu 1, další dospělá osoba 0,5 a děti váhu 0,3. Data jsou získávána z výběrového šetření EU-SILC (European Union – Statistics on Income and Living Condition), které od r. 2005 probíhá každoročně v členských zemích EU i v některých dalších evropských zemích. Indikátor míra rizika chudoby je sledován za soubor vybraných

domácností a v několika podrobnějších tříděních, v příspěvku používáme třídění podle stupně dosaženého vzdělání (podrobněji viz. EU (2011)).

Pro rozdělení osob z hlediska vzdělání se využívá mezinárodní standardní klasifikace vzdělávání ISCED, která třídí vzdělání do 9 skupin, pro analytické účely jsou agregovány do tří skupin:

0-2: 0 nižší než primární, 1 primární, 2 nižší sekundární

3-4: 3 vyšší sekundární, 4 postsekundární neterciární,

5-8: 5 krátký cyklus terciárního vzdělávání, 6 bakalářské, 7 magisterské, 8 doktorské.

Monitorování a analýze chudoby v ČR z různých pohledů je věnována řada prací, např. Dvornáková (2012) se zabývá přístupy ke stanovení hranice míry chudoby, modelování příjmové chudoby v regionech ČR je věnována práce Bartošové a Forbelské (2012), Janíčko (2014) analyzuje aspekty chudoby v ČR v období krize, zhodnocení a komentáře ke každoročně publikovaným datům poskytují pravidelné články autorů ČSÚ, např. Brázdilová (2016), Chlad (2015), Šustová (2012), novinové články, např. Novotná (2017), Schwarz (2008), které komentují chápání chudoby, problematiku jejího měření a upozorňují na některé nedostatky a problémy jejího měření. Analýzou chudoby a jejími souvislostmi s faktory chudoby s využitím statistických metod se zabývá např. Blatná (2017, 2018).

Cílem příspěvku je analýza vývoje míry rizika chudoby v ČR v období 2005 -2017 ve skupinách vytvořených z hlediska dosaženého stupně vzdělání. Dalším cílem je nalezení regresních vztahů mezi mírou rizika chudoby ve skupinách podle vzdělání a souborem vybraných socio-ekonomických ukazatelů. Základním metodologickým nástrojem je regresní analýza stacionárních a nestacionárních časových řad.

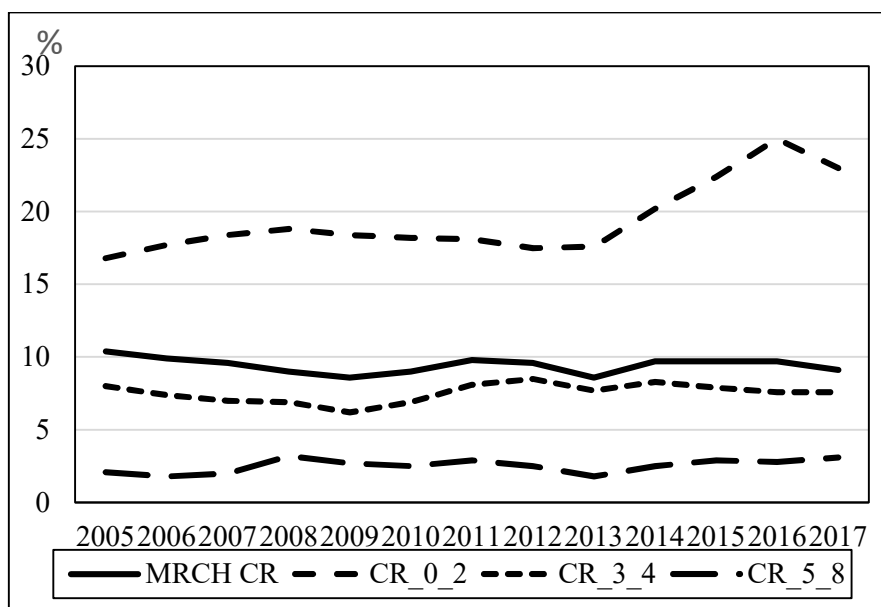
1 Analýza míry rizika chudoby z hlediska vzdělání v ČR v období 2005 - 2017

Na Obr. 1 je uveden vývoj indikátoru „míra rizika chudoby“ (MRCH) ve sledovaných skupinách osob podle vzdělání a pro srovnání je zobrazena i celková míra rizika chudoby pro celý soubor osob v ČR v období let 2005 – 2017. Z grafu je vidět, že v předkrizovém období celková míra rizika chudoby klesala, minimum dosáhla v roce 2009, poté se do r. 2011 zvyšovala na úroveň 9,8 %, ze které výrazně poklesla v roce 2013, kdy se krátkodobě snížila na úroveň roku 2009, poté se opět vrátila na úroveň roku 2011, v roce 2017 opět klesla.

Jak je zřejmé z grafu, vývoj míry rizika chudoby ve skupinách z hlediska vzdělanosti, byl ve sledovaném období různý. Míra rizika chudoby ve skupině osob se středním vzděláním

v podstatě kopíruje celkový vývoj indikátoru, vývoj v ostatních skupinách byl odlišný. Míra rizika chudoby skupiny s nejnižším vzděláním byla po celé období výrazně vyšší než celková míra chudoby ve skupinách se středním a terciálním vzděláním. V předkrizovém období riziko chudoby ve skupině nízko vzdělaných i osob s vysokoškolským vzděláním měl spíše rostoucí tendenci, v období krize jeho úroveň kolísala v úzkých mezích až do roku 2013, od roku 2013 riziko chudoby souboru nízko vzdělaných osob začalo prudce růst, z 17,6 % v roce 2013 dosáhlo maxima 25 % v roce 2016, v dalším roce pokleslo. Naopak míra rizika chudoby osob s vysokoškolským vzděláním měla po roce 2013 jen mírně rostoucí tendenci z 2,5 % (2013) na 3,1 % v roce 2017.

Obr. 1: Vývoj míry rizika chudoby v ČR v období 2005-2017 ve skupinách podle vzdělání



Zdroj: data EUROSTAT, vlastní zpracování

Následující Tab. 1 uvádí základní statistické popisné charakteristiky indikátoru míra rizika chudoby všech tří skupin vytvořených z hlediska vzdělání v období 2005 - 2017. Jak je zřejmé i z Obr. 1, průměrná úroveň MRCH nízko vzdělaných osob byla výrazně nejvyšší, ve sledovaném období činila 19,4 %, zatímco u vysokoškolsky vzdělaných osob jen 2,5 %, variabilita byla nejvyšší rovněž u nízko vzdělané skupiny. Rozdílnost průměrného rizika chudoby ve skupinách byla ověřena neparametrickým Kruskallovým-Wallisovým testem testujícím shodu mediánů skupin (k posouzení významnosti rozdílu úrovně jednotlivých skupin není možné použít analýzu rozptylu (ANOVA), neboť není splněna podmínka rovnosti rozptylů skupin). Hodnota testového kritéria $KW = 33,8308$, $p < 0,001$ potvrzuje významnost

rozdílu úrovně jednotlivých skupin, rovněž dvojice skupin jsou statisticky významně odlišné (na 5 % hladině významnosti).

Tab. 1: Základní popisné charakteristiky míry rizika chudoby v ČR ve skupinách podle vzdělání v období 2005-2017

	<i>MRCH_02</i>	<i>MRCH_34</i>	<i>MRCH_58</i>
Průměr	19,392	7,546	2,523
Medián	18,4	7,6	2,5
Modus	18,4	6,9	2,5
Směrodatná odchylka	2,516	0,653	0,473
Rozptyl	6,329	0,426	0,223
Variační rozpětí	6,2	2,3	1,4
Variační koeficient	0,130	0,0865	0,187
Špičatost	0,629	-0,109	-1,109
Šikmost	1,3	-0,544	-0,316
Minimum	16,8	6,2	1,8
Maximum	25	8,5	3,2
J-B test normality	2,8413	0,6337	0,8980
p-hodnota	0,2416	0,7284	0,6107

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

2 Regresní analýza míry rizika chudoby v období 2005 -2017

Vzhledem k tomu, že analyzované ukazatele jsou v časových řadách, je prvním krokem analýzy ověření charakteru časových řad, tj posouzení, jestli se jedná stacionární řady typu $I(0)$ nebo nestacionární řady typu $I(1)$, neboť na charakteru časových řad závisí metoda analýzy zkoumání závislostí. K ověření charakteru časové řady se používají testy jednotkového kořene (unit root tests), v příspěvku je použit rozšířený Dickeyův-Fullerův test (Augmented Dickey-Fuller test ADF), testující hypotézu, že časová řada je nestacionární. Podrobněji viz např. Arlt a Arltová (2009), Cipra (1986), Hušek (2007), Elliot a kol. (1996), Phillips (1987).

V následující Tab. 2 jsou uvedeny ADF testy časových řad indikátoru míry rizika chudoby (MRCH) pro analyzované skupiny podle vzdělání. Jak je z Tab. 2 zřejmé, časová řada míry chudoby pro nízko vzdělané osoby (MRCH 0-2) je stacionární, časové řady pro střední i pro terciální vzdělání jsou nestacionární.

Tab. 2: Testy jednotkového kořene (ADF test) časových řad indikátoru míra rizika chudoby

Indikátor	Zkratka	t_{ADF}	p-hodnota	Stacionarita/ Nestacionarita
Míra rizika chudoby vzdělání 0-2	MRCH_02	-4.3417	0.0328	S
Míra rizika chudoby vzdělání 3-4	MRCH_34	-0,3225	0,5476	N
Míra rizika chudoby vzdělání 5-8	MRCH_58	-2,7529	0,0964	N

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Pro regresní analýzu míry rizika chudoby byly jako vysvětlující proměnné vybrány různé socio-ekonomické ukazatele uvedené v Tab. 3 včetně testů jednotkového kořene autoregresního koeficientu jejich časových řad.

Tab. 3: Testy jednotkového kořene (ADF test) časových řad vybraných indikátorů

Indikátor	Zkratka	t_{ADF}	p-hodnota	Stacionarita/ Nestacionarita
Míra růstu reálného HDP	RHDP	-1.9848	0.0460	S
Míra inflace	MI	-7.1010	0.0014	S
Míra zaměstnanosti	MZ	1.0098	0.9049	N
Míra nezaměstnanosti	MN	-1.4743	0.1256	N
Míra nezaměstnanosti podle vzdělání (0-2)	MN_02	-0.9872	0.2711	N
Míra nezaměstnanosti podle vzdělání (3-4)	MN_34	-1,4296	0,5293	N
Míra nezaměstnanosti podle vzdělání (5-8)	MN_58	-1,7899	0,3484	N
Míra dlouhodobé nezaměstnanosti	MDN	-1.9929	0.0482	S
Růst zaměstnanosti	RZ	-1.7847	0.0716	N
Míra zaměstnanosti na částečný úvazek	ZCU	-7.7446	0.0004	S
Sociální dávky	SD	-1.4541	0.5210	N
Předčasné odchody ze vzdělávání	PO	-1.0259	0.7070	N
Míra úspor domácností	MUD	-1.5284	0.4857	N
Podíl domácností s připojením k internetu	IP	-6.4647	0.0006	S
Podíl osob užívajících internet	UI	-3.3715	0.0244	S
Celoživotní vzdělávání	CZV	-1.5884	0.4349	N
GERD	GERD	-3.9023	0.0576	N
Růst průměrné mzdy	RPM	-0.5044	0.4762	N
Růst minimální mzdy	RMM	-2.8321	0.2227	N
Podíl osob žijících v domácnostech s nízkým pracovním zapojením	NZ	-3.6671	0.0777	N

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Ověření a posouzení vhodnosti odhadnutého regresního vztahu provádíme pomocí diagnostických testů nesystematické složky modelu. K ověření normality používáme Jarqueův-Beraův test založený na současném testování šikmosti a špičatosti, testové kritérium JB má rozdělení $\chi^2(2)$. Homoskedasticitu nesystematické složky ověřuje test ARCH(1) (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity test). Autokorelaci posuzuje Breuschův-Godfreův LM test s testovým kritériem TR^2 . Podrobnější popis použitých diagnostických metod je možno najít např. v pracích Jarque a Bera (1980), Arlt a Arltová (2009), Hušek (2007), Cipra (1986).

Vzhledem k tomu, že pro posuzování závislosti ukazatelů v časových řadách musí být analyzované řady stejného řádu integrace, musí být pro regresní analýzu souboru s nejnižším vzděláním (MRCH_0-2) použité jiné vysvětlující proměnné než pro míry chudoby skupin se sekundárním a terciálním vzděláním.

Pro všechny analyzované skupiny byla vypočtena celá řada regresních modelů s různými kombinacemi vysvětlujících proměnných, pro jednotlivé skupiny uvedeme vždy pouze nejlepší modely vyhovující z hlediska všech statistických diagnostických testů.

3.1 Regresní analýza míry rizika chudoby skupiny s nízkým vzděláním

Časová řada míry riziky chudoby nízko vzdělaných osob (MRCH_02 má stacionární charakter (viz Tab 3). Protože v regresní analýze časových řad musí být proměnné zahrnuté do regresního modelu stejného typu, lze do modelu zahrnout jen ukazatele, jejichž časové řady jsou také stacionární.

Nejllepší regresní model obsahující vysvětlující proměnné růst hrubého domácího produktu (RHDP) a míra dlouhodobé nezaměstnanosti (MDN) je uveden v Tab. 4

Tab. 4: Regresní model MRCH_02 ~ MDN + RHDP

Proměnná	Koeficient	Směrod. odchylka	t-statistika	p-hodnota
Abs. člen	25.4760	1.3746	18.5333	0.0000
MDN	-2.6156	0.5202	-5.0279	0.0005
rHDP	0.3303	0.1347	2.4531	0.0241

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Míra rizika chudoby ve skupině osob s nejnižším vzděláním v ČR roste se zvýšením růstu HDP a snížením míry dlouhodobé nezaměstnanosti. Model vysvětluje 72,28 % variability míry rizika chudoby této skupiny (index determinace 0,7228). F-test modelu je

statisticky významný ($F = 13,0531$, $p = 0,0016$). Model je vyhovující ze statistického hlediska, diagnostické testy nesystematické složky modelu uvedené v Tab. 6 potvrzují, že nesystematická složka má normální rozdělení (Jarqueův-Beraův test $JB = 1,4803$, $p = 0,4770$), je homoskedastická (ARCH = 0,2290, $p = 0,6426$) a není autokorelovaná (Breuch-Godfray LM test $F = 0,7920$, $p = 0,4865$). ADF test potvrdil stacionaritu náhodné složky ($t = -2,5454$, $p = 0,0164$), vzhledem k charakteru časových řad model charakterizuje krátkodobý vztah.

Tab. 5: Diagnostické testy nesystematické složky modelu MRCH_02 ~ MDN + RHDP

Test	Testová statistika	Pravd.	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův test LM test	0,7920	Prob. F(2.8)	0,4865
Jarqueův-Beraův test normality	1,4803		0,4770
ARCH test heteroscedasticity	0,2290	Prob. F(1.10)	0,6426

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

3.2 Regresní analýza míry rizika chudoby skupiny se středním vzděláním

Časová řada míry rizika chudoby osob se sekundárním vzděláním MRCH_34 má nestacionární charakter. Lze tedy konstatovat, že její vývoj nesouvisí s ukazateli, které jsou stacionární, jako je růst HDP, míra inflace míra dlouhodobé nezaměstnanosti, zaměstnanost na částečný úvazek ani znalost práce s internetem.

Pro tuto skupinu uvedeme dva vyhovující modely. První model je se třemi vysvětlujícími proměnnými – míra zaměstnanosti (MZ), míra nezaměstnanosti osob se sekundárním vzděláním a sociální dávky (model viz Tab.6).

Tab 6: Regresní model MRCH_34 ~ MZ + MN_34 + SD

Proměnná	Koeficient	Směrod. odchylka	t-statistika	p-hodnota
Abs. člen	-12,7095	5,6980	-2,2305	0,0527
MZ	0,3315	0,0802	4,1322	0,0026
MN_34	0,7703	0,1780	4,3274	0,0019
SD	-0,6256	0,2632	-2,3765	0,0415

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

ADF test potvrdil stacionaritu náhodné složky ($t = -5,1418$, $p = 0,0001$), model je vyhovující z hlediska všech diagnostických testů nesystematické složky, (viz tab. 7). Model vysvětluje 69,61 % variability míry rizika chudoby této skupiny (index determinace 0,6961). F-test modelu je statisticky významný ($F = 6,8724$, $p = 0,0105$).

Míra rizika chudoby osob se středním vzděláním se zvyšuje při vyšší celkové zaměstnanosti (MZ) a vyšší nezaměstnanosti osob se středním vzděláním (MN_34) a naopak růst sociálních dávek (SD) míru rizika chudoby této skupiny snižuje. Vzhledem k nestacionárnímu charakteru časových řad všech proměnných se jedná případ tzv. kointegrace a model charakterizuje dlouhodobý vztah.

Tab. 7: Diagnostické testy nesystematické složky modelu $MRCH_{34} \sim MZ + MN_{34} + SD$

Test	Testová statistika	Pravd.	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův test LM test	3,1001	Prob. F(2,7)	0,1086
Jarqueův-Beraův test normality	0,6634		0,7177
ARCH test heteroskedasticity	0,0423	Prob. F(1,10)	0,8545

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Druhý model obsahuje vysvětlující proměnné míra zaměstnanosti (MZ), míra nezaměstnanosti osob se středním vzděláním (MN_34) a růst zaměstnanosti.

Tab.8: Regresní model $MRCH_{34} \sim MZ + MN_{34} + RZ$

Proměnná	Koeficient	Směrod. odchylka	t-statistika	p-hodnota
Abs. člen	-14,7837	3,6658	-4,0329	0,0030
MZ	0,2536	0,0458	5,5410	0,0004
MN_34	0,8973	0,0915	7,6178	0,0000
RZ	0,4048	0,0782	5,1790	0,0006

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

ADF test potvrdil stacionaritu náhodné složky ($t = -4,3584$, $p = 0,0005$). Model je vyhovující z hlediska všech diagnostických testů nesystematické složky, která je normálně rozdělená (Jarqueův-Beraův test $JB = 0,8347$; $p = 0,6588$), je homoskedastická (ARCH test $F = 1,4410$; $p = 0,2576$) a není autokorelovaná (LM test: $F = 0,1198$; $p = 0,0521$), Model vysvětluje 87,57 % variability míry rizika chudoby této skupiny (index determinace 0,8757). F-test modelu je statisticky významný ($F = 21,1440$, $p = 0,0002$).

Míra rizika chudoby osob se středním vzděláním se zvyšuje při vyšší celkové zaměstnanosti (MZ) a vyšší nezaměstnanosti osob se středním vzděláním (MN_34) a vyšší míře zaměstnanosti. Stejně jako u předchozího modelu se jedná případ tzv. kointegrace a model charakterizuje dlouhodobý vztah.

3.3 Regresní analýza míry rizika chudoby skupiny s terciálním vzděláním

Pro skupinu osob s terciálním vzděláním ADF test nezamítá nestacionaritu. Do regresní analýzy tedy byly zahrnuty vysvětlující proměnné s nestacionárními časovými řadami. U této skupiny se nepodařilo najít regresní model, který by vyhovoval všem teoretickým požadavkům. Nejčastěji se jednalo o porušení heteroskedasticity, případně neautokorelovanosti nesystematické složky modelu nebo nevýznamnost t-testů u parametrů modelu. V případě prokázání autokorelace nepřineslo zlepšení ani zdynamizování modelu přidáním časově zpožděných hodnot analyzovaných časových řad MRCH_58 i vysvětlujících proměnných a konstrukcí modelu ADL (Autoregressive Distributed Lag). Nejvyšší (nepřímou) párovou závislost vykazuje MRCH_58 s časovou řadou NZ (podíl osob v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu) a MZ (míra nezaměstnanosti).

Pro skupinu osob s terciálním vzděláním uvádíme tedy jen jeden model s vysvětlujícími proměnnými NZ (podíl osob v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu) a RPM (růst průměrné mzdy), u něhož je ale porušen požadavek homoskedasticity náhodné složky modelu. Model uvádí Tab. 9.

Tab. 9: Regresní model MRCH_58 ~ NZ + RPM

proměnná	Koeficient	Směrod. odchylka	t-statistika	p-hodnota
Abs. člen	4,8292	0,5543	8,7121	0,0000
NZ	-0,3826	0,0828	-4,6236	0,0009
RPM	0,1050	0,0392	2,6757	0,0233

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

ADF test potvrdil stacionaritu náhodné složky ($t = -5,6232$ $p = 0,0001$), diagnostické testy nesystematické složky modelu potvrzují normalitu jejího rozdělení (Jargueův-Beraův test $JB = 1,2338$; $p = 0,5396$) a neautokorelovanost (LM test: $F = 4,2642$; $p = 0,0549$), není ale splněn požadavek homoskedasticity (ARCH test $F = 5,3343$; $p = 0,0435$). Model vysvětluje 68,94 % variability míry rizika chudoby této skupiny, F-test modelu je statisticky významný ($F = 11,0993$, $p = 0,0029$).

Míra rizika chudoby osob s terciálním vzděláním se snižuje při rostoucím podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu a naopak růst průměrné mzdy vede ke zvýšení rizika chudoby (tím, že zvyšuje hranici míry chudoby). Vzhledem k nestacionárnímu charakteru časových řad všech proměnných se I u této skupiny jedná případ tzv. kointegrace a model charakterizuje dlouhodobý vztah.

4 Závěr

Míra rizika chudoby významně závisí na úrovni vzdělání. Vývoj míry rizika chudoby ve skupinách z hlediska vzdělanosti, byl ve sledovaném období odlišný, ve skupině s nejnižším vzděláním byla po celé období výrazně vyšší než celková míra chudoby i než ve skupinách se středním a terciálním vzděláním. Rozdílnost průměrného rizika chudoby ve skupinách byla ověřena neparametrickým Kruskallovým-Wallisovým testem, rovněž dvojice skupin jsou statisticky významně odlišné (na 5 % hladině významnosti).

Pro jednotlivé skupiny rozříděné podle vzdělání jsou uvedeny vždy pouze nejlepší modely vyhovující z hlediska všech statistických diagnostických testů. Míra rizika chudoby ve skupině osob s nejnižším vzděláním v ČR roste se zvýšením růstu HDP a snížením míry dlouhodobé nezaměstnanosti. Míra rizika chudoby osob se středním vzděláním se zvyšuje při vyšší celkové zaměstnanosti a vyšší nezaměstnanosti osob se středním vzděláním) a naopak růst sociálních dávek míru rizika chudoby této skupiny snižuje. Míra rizika chudoby osob s terciálním vzděláním se snižuje při rostoucím podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu a naopak růst průměrné mzdy vede ke zvýšení rizika chudoby

Vzhledem k charakteru časových řad proměnných, vyjadřuje regresní model pro skupinu s nejnižším vzděláním pouze krátkodobý vztah, u modelů pro skupiny s vyšším vzděláním se jedná se jedná případ tzv. kointegrace a modely charakterizují dlouhodobý vztah.

Literatura

Arlt, J. a M. Arltová. 2009. *Ekonomické časové řady*. Praha. Professional Publishing, 2009. ISBN978-80-86946-85-6

Bartošová, J. a M. Forbelská. 2012. Modelling of the Risk of Monetary Poverty in the Czech Regions. *In The 6th International Days of Statistics and Economics, 2012*, pp.72 – 80

Blatná, D. 2017. Míra rizika chudoby v České republice z hlediska pohlaví. Praha: *Oeconomica, 2017*, s. 67–76. ISBN 978-80-245-2238-8.

Blatná, D. 2018. Analýza vztahu míry rizika chudoby, ekonomické activity a vybraných socioekonomických ukazatelů v ČR v období 2005 – 2016. Praha: *SEHS, Ambis 2018*. ISSN 1804-6797. 37–64.

Brázdilová, L. 2016. Chudoba postihuje i zaměstnané. *Statistika a my*, 07-08/2016.

Cípra, T. 1986. *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. Praha, SNTL/Alfa, 1986.

- Dickey, D.A. a W.A. Fuller. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Stat. Association*, 74, 427-431
- Dvornáková, T. (2012). At-Risk-of-Poverty Threshold. *Statistika* 49(2), 2012. pp.44-61. ISSN 0322-788x.
- European Commission. 2011. European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC). [online]. Dostupné z: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/microdata/eu_silc>
- Elliot, G., J. Rothenberg a J.H. Stock. 1996. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64, 813-836
- Hušek, R. 2007. *Ekonomická analýza*. Oeconomica, Praha 2007, ISBN 978-80-245-1300-3
- Chlad, M. *Míra chudoby, zadlužení a příjmy domácností*. KS ČSÚ v Plzni. Dostupné na: <https://www.cszo.cz/csu/xp/mira-chudoby-zadluzeni-a-prijmy-domacnosti>
- Janičko, P. 2014. Some Aspects Concerning the Working Pools Issue and Poverty in the Czech Republic During the Crisis Period (2008-2012). *In The 8th International Days of Statistics and Economics* (pp.515-527).
- Jarque, C. and A. Bera. 1980. Efficient Tests for Normality, Heteroscedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals, *Economics Letters* 6, pp.255-259.
- Novotná, E. 2017. Vše o ... chudobě a jejím vnímání , *Hospodářské noviny* 11.5.2017
- Phillips, P.C.B. 1987. Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica* 55, 277-301.
- Schwarz, J. 2008. Statistická chudoba aneb Kdo je dnes doopravdy chudý? *Parlamentní zpravodaj* (online). 2008. Dostupné z [www http://www.virtually.cz/archiv.php?art=17286/](http://www.virtually.cz/archiv.php?art=17286/)
- Šustová, Š. 2012. Roste podíl osob pod hranicí příjmové chudoby. (online). Dostupné z www.cszo.cz/cso/csu/2012edicni_plan.nsf/t/.../1804120620_21.pdf

Kontakt

Doc. Ing. Dagmar Blatná, CSc.

Vysoká škola ekonomická

Fakulta informatiky a statistiky

Nám. W. Churchilla 4, Praha 3, 13067

blatna@vse.cz