

MÍRA RIZIKA CHUDOBY V ČESKÉ REPUBLICE Z HLEDISKA POHLAVÍ

LEVEL OF POVERTY RISK FROM THE GENDER SEEK IN THE CZECH REPUBLIC

Dagmar Blatná

Abstract

Different criteria are used to assess the poverty rate, most often they are based on a relative assessment of the level of income in a given country by setting the so-called income poverty threshold. This threshold is set at 60% of the median national equalized disposable income after social transfers. In the Czech Republic, the poverty risk rate has been for a long time at the lowest level in the European Union, ranging from 8.6% to 10.4% in the analyzed period. The development of the poverty risk rate of both groups was similar until 2013. In recent years the trends of the indicator differ.

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 2005-2016, in particular, to find regression relations between time series of indicator of poverty risk and selected macroeconomic indicators. The theory of multidimensional analysis of non-stationary time series is employed.

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

JEL Code: I32, C32

Úvod

Pro posouzení míry chudoby se používají různá kritéria, která jsou nejčastěji založena na relativním posuzování úrovně příjmu v dané zemi stanovením tzv. příjmové hranice chudoby. Hranice, ke které se příjmy jednotlivce (nebo domácnosti) vztahují, se obecně pohybují mezi 50 až 70 % průměrných příjmů. V analýzách OECD se používá definice příjmové hranice chudoby vymezené jako 50% mediánu, EUROSTAT používá jako příjmovou hranici chudoby 60 % mediánového příjmu. V návaznosti na stanovené míře hranice příjmové chudoby pak země stanoví míry poskytování sociální pomoci těm, kteří nedosahují stanovené hranice. Relativní míry chudoby ale neberou v úvahu rozdíly životních standardů různých zemí.

Pro analýzy chudoby v rámci Evropské Unie používá Eurostat indikátor „míra rizika chudoby“ (at-risk-of-poverty rate). Indikátor je definovaný jako podíl osob s ekvivalizovaným disponibilním příjmem pod hranicí chudoby, která se stanoví jako 60 % mediánu národního ekvivalizovaného disponibilního příjmu po sociálních transferech. 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: podle pohlaví, stupně dosaženého vzdělání, věkových skupin a ekonomické aktivity.

Ekvivalizace disponibilního příjmu spočívá v zohlednění velikosti a rozdělení domácnosti. Existují různé ekvivalizační stupnice, Eurostat používá tzv. modifikovanou stupnici OECD, kde hlava domácnosti má váhu 1, další dospělé osoby 0,5 a děti váhu 0,3.

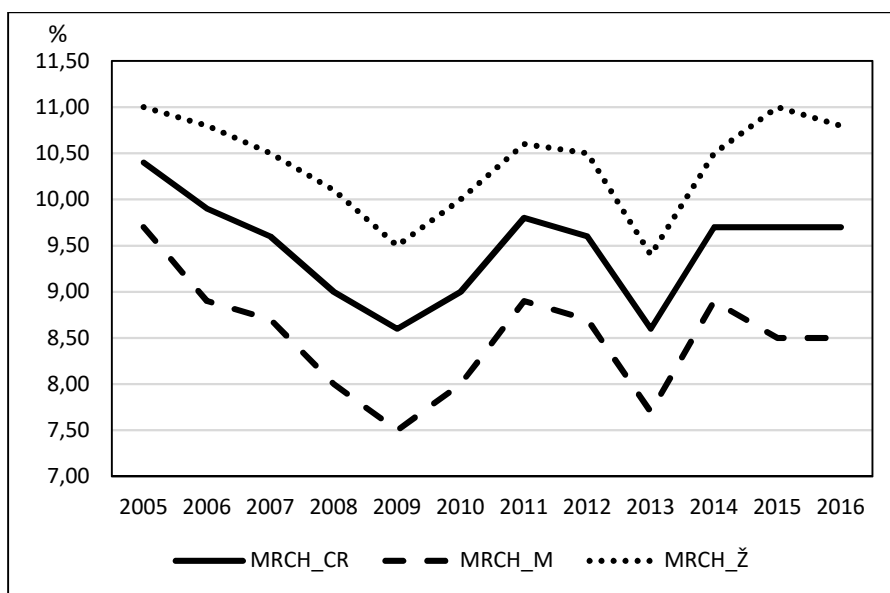
Monitorováním a analýzou chudoby v ČR z různých pohledů se zabývá řada prací, např. Janíčko (2014), Stankovičová (2009), Bartošová a Forbelská (2012, 2013).

Cílem příspěvku je analýza vývoje indikátoru míry růstu chudoby (at-risk-of-poverty rate) v České republice v období let 2005-2016, zejména nalezení regresních vztahů mezi časovými řadami indikátoru míra rizika chudoby (MRCH) a vybranými makroekonomickými ukazateli. Jako základní nástroj analýzy je použita teorie vícerozměrné analýzy nestacionárních časových řad.

1 Analýza míry rizika chudoby v ČR v období 2005 - 2016

Míra rizika chudoby v ČR se dlouhodobě udržuje na nejnižší úrovni v zemích EU. Různé skupiny osob nejsou vystaveny stejnému riziku chudoby, míra rizika chudoby mužů (MRCH_M) a žen (MRCH_Z) je odlišná. Z Obr.1 je vidět, že vývoj míry rizika chudoby mužů a žen je až do roku 2013 podobný, ale hodnoty jsou na jiné úrovni, hodnoty indikátoru pro soubor mužů jsou výrazně nižší než míra rizika chudoby žen. V předkrizovém období míra rizika chudoby klesala, minimum dosáhla v roce 2009, poté se do r. 2011 zvyšovala na úroveň 9,8 % (ČR celkem), ze které výrazně poklesla v roce 2013, kdy se krátkodobě snížila na úroveň roku 2009, poté se opět vrátila na úroveň roku 2011. Od roku 2014 se ale vývoj indikátorů rozchází, zatímco pro muže míra rizika chudoby v obou následujících letech klesá, míra rizika chudoby žen se zvýšila, zejména v r. 2015, kdy dosáhla úroveň 11 % (stejně jako v r. 2005).

Obr. 1: Vývoj míry rizika chudoby v České republice v letech 2005 -2016



Zdroj: data EUROSTAT, vlastní zpracování

Tab.1 uvádí základní popisné charakteristiky měř rizika chudoby pro všechny analyzované soubory. Průměrná míra rizika chudoby v letech 2005 -2016 byla v ČR 9,47 % , pro muže pouze 8,5 % , vyšší úroveň u žen a to 10,39 % . Variabilita (absolutní i relativní) je vyšší u souboru mužů.

Tab. 1: Základní charakteristiky míry rizika chudoby v ČR a za soubor mužů a žen v období 2005-2016

	<i>MRCH CR</i>	<i>MRCH M</i>	<i>MRCH Z</i>
Průměr	9,4667	8,50	10,3917
Medián	9,65	8,60	10,50
Směrodatná odchylka	0,5483	0,6135	0,5367
Rozptyl	0,3006	0,3764	0,2882
Špičatost	-0,4775	0,0695	-0,3091
Šikmost	-0,3514	0,0822	-0,8252
Variační rozpětí	1,8	2,2	1,6
Minimum	8,6	7,5	9,4
Maximum	10,4	9,7	11
Variační koeficient	0,0579	0,0722	0,0516

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

2 Regresní analýza míry rizika chudoby v období 2005 - 2016

Výběr ukazatelů pro hlubší analýzu míry chudoby byl omezen dostupností a úplností dat za celé sledované období (zejména u některých uvažovaných ukazatelů nebyl v době zpracování k dispozici údaj za rok 2016). Jako vysvětlující proměnné byly použity následující ukazatele:

- Růst hrubého domácího produktu (RHDP),
- Míra inflace (MI),
- Míra nezaměstnanosti (MN),
- Míra zaměstnanosti (MZ),
- Růst zaměstnanosti (RZ),
- Sociální dávky (SD),
- Osoby žijící v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu (NZ).

Základním nástrojem analýzy je vícerozměrná analýza nestacionárních časových řad. Podrobnější popis metod viz např. Arlt, Arltová (2009), Hušek (2007), Phillips (1987). Prvním krokem této analýzy je ověření, zda analyzované časové řady jsou stacionární řádu $I(0)$ nebo nestacionární řádu $I(1)$. K ověření byl použit rozšířený Dickeyův-Fullerův test (Augmented Dickey-Fuller test ADF) jednotkového kořene autoregresního koeficientu ϕ_1 testující hypotézu $H_0: \phi_1 = 1$, časová řada je nestacionární typu $I(1)$ proti $H_1: |\phi_1| < 1$, časová řada je stacionární typu $I(0)$. Testové kritérium má Dickeyovo-Fullerovo rozdělení. Podrobněji viz např. Arlt, Arltová (2009), Hušek (2007), Dickey a Fuller (1979), Elliot (1996). Tabulka 2 uvádí výsledky testování jednotkového kořene časových řad indikátoru míra rizika chudoby domácností v ČR (MRCH_ČR), časových řad měř pro soubory mužů a žen (MRCH_M a MRCH_Z) a časových řad ukazatelů vybraných jako možné vysvětlující proměnné v regresní analýze.

Tab. 2: Test jednotkového kořene časových řad analyzovaných ukazatelů

Ukazatel	ADF	p-hodnota	Stacionarita/ nestacionarita
MRCH_CR	-2,7696	0,0967	N
MRCH_M	-2,6704	0,1121	N
MRCH_Z	-2,9278	0,0765	N
RHDP	-2,0883	0,0375	S
MI	-7,1295	0,0022	S
MN	-1,228	0,1721	N
MZ	0,9522	0,8948	N
RZ	-2,0883	0,1998	N
SD	-1,6926	0,4078	N
NZ	-1,2258	0,1885	N

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Pokud testy jednotkového kořene identifikujeme, že časové řady jsou procesy různého řádu, tj. jedna řada je stacionárního řádu $I(0)$, zatímco druhá nestacionárního řádu $I(1)$, není oprávněné popsat závislost obou ukazatelů regresním modelem a charakterizovat těsnost závislosti korelačním koeficientem, neboť v takovém případě vztah mezi oběma ukazateli

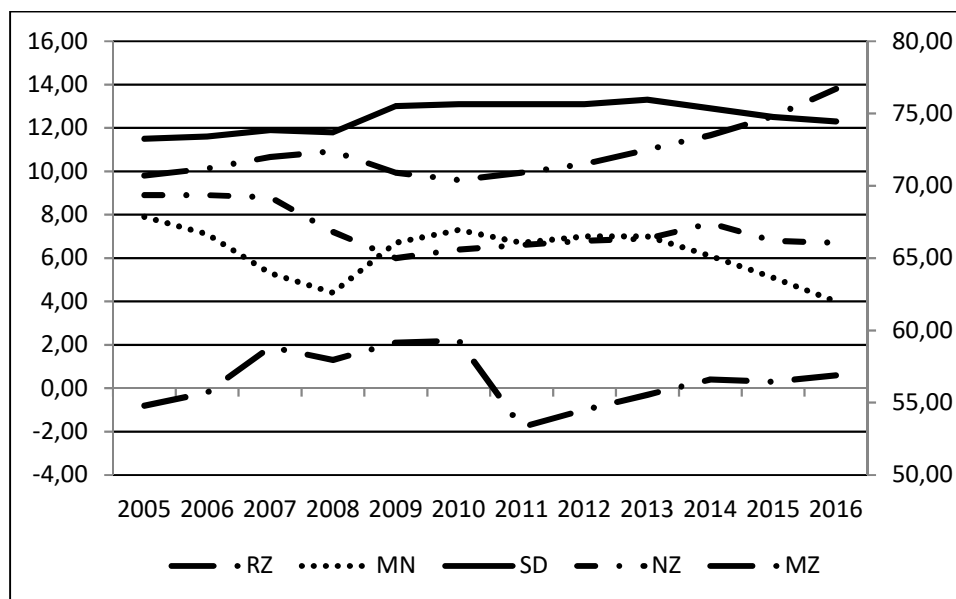
neexistuje, jedná se o případ tzv. „nesmyslné regrese“. Vzhledem k tomu, že všechny závislé proměnné míry rizika chudoby jsou nestacionární, neexistuje vztah mezi mírou rizika chudoby a ukazateli, kteří jsou stacionární, tj, růstem HDP (RHDP) a mírou inflace (MI).

Posouzení vhodnosti vypočtených regresních vztahů a ověření teoretických předpokladů nesystematické složky modelu (normalita, neautokorelovanost, homoskedasticita) provádíme pomocí diagnostických testů reziduí modelu. K ověření normality používáme Jarqueův-Beraův (JB) test, který je založený na současném testování šikmosti a špičatosti, rozdělení JB testu je $\chi^2(2)$. K ověření homoskedasticity je vhodný ARCH(1) test (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Test). Autokorelaci posuzuje Breuschův-Godfreův LM test s testovým kritériem TR^2 , kde T je délka časové řady a R^2 je index determinace pomocné regrese. Vzorce včetně podrobnějšího popisu testů viz Arlt a Arltová (2009), Hušek (2007), Granger a Newbold (1974), Jarque a Bera (1980).

2.1 Analýza míry rizika chudoby v České republice

Pro závisle proměnnou MRCH_CR byla zkonstruována řada regresních modelů s uvedeným souborem ukazatelů jako vysvětlujících proměnných. Do analýzy závislosti indikátoru MRCH byly zahrnuty pouze ukazatele, jejichž časové řady jsou nestacionární řádu I(1). Grafické znázornění nestacionárních časových řad ukazatelů použitých jako vysvětlující proměnné v regresi uvádí Obr.2. (je použita vedlejší stupnice pro ukazatel MZ).

Obr. 2 Vývoj vysvětlujících proměnných v období 2005 – 2016



Zdroj: data EUROSTAT, vlastní zpracování

Významnější závislost (na hladině významnosti nižší než 5 %) byla prokázána jen na růstu zaměstnanosti (RZ), sociálních dávkách (SD) a podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu (NZ). S použitím souboru (nestacionárních) ukazatelů bylo vypočteno několik vyhovujících regresních modelů, z nichž je ze statistického hlediska nejlepší model s vysvětlujícími proměnnými SD a RZ (uvedený v Tab. 3), jímž lze vysvětlit 62 % variability míry rizika chudoby v ČR.

Tab. 3 Regresní model MRCH_ČR ~ RZ + SD

Proměnná	koeficient	směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
absolutní člen	15.5426	2.1259	7.3112	0.0000
SD	-0.4781	0.1695	-2.8198	0.0201
RZ	-0.2455	0.0870	-2.8208	0.0200

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Nesystematická složka modelu je stacionární (ADF = - 4,0052, $p = 0,0009$), z diagnostických testů nesystematické složky je zřejmé, že je normálně rozdělená (Jarqueův-Beraův test $JB = 1,7755$; $p = 0,4116$), je homoskedastická (ARCH test: $F = 0,0282$; $p = 0,2741$) a není autokorelovaná (LM test: $F = 0,6380$; $p = 0,5565$), splňuje tedy podmínky procesu bílého šumu. Index determinace modelu je 0,6238, $F = 7,46$ ($p = 0,0123$). Výsledky testování viz Tab. 4. Získaný model je vyhovující ze všech kritérií.

Tab. 4 : Diagnostika reziduí regresního modelu MRCH_CR ~ RZ + SD

Test	Testová statistika	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test	0,6380	0,5565
Test normality Jarqueův-Beraův	1,7755	0,4116
Test heteroskedasticity ARCH	0,0182	0,8956

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Míru rizika chudoby v ČR je tedy možno popsat regresním modelem

$$MRCH_CR_t = 15,5426 - 0,4781SD_t - 0,2455RZ_t \quad (1)$$

Z modelu je zřejmé, že míra rizika chudoby v ČR klesá s růstem zaměstnanosti a s růstem sociálních dávek.

K popisu vývoje míry rizika chudoby v ČR je možno použít i model s vysvětlujícími proměnnými RZ a ND:

$$MRCH_CR_t = 7,2994 - 0,1890RZ_t + 0,3077NZ_t \quad (2)$$

z něhož je vidět, že míra rizika chudoby v ČR klesá s růstem zaměstnanosti a zvyšuje se s růstem podílu osob žijící v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu. Tímto modelem lze vysvětlit 59,51 % variability míry chudoby, model je vyhovující ze statistického

hlediska, nesystematická složka je normálně rozdělená ($JB = 4,1674$; $p = 0,1245$), není autokorelovaná (LM test: $F = 0,4845$; $p = 0,6352$) a je homoskedastická (ARCH: test $F = 0,2350$; $p = 0,6394$).

2.2 Analýza míry rizika chudoby mužů

Jak již bylo uvedeno, vývoj míry rizika chudoby mužů byl ve sledovaném období podobný jako vývoj celkové míry rizika chudoby. Nejsilnější závislost byla zjištěna na podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu (NZ) (korelační koeficient 0,626). Nejvhodnější regresní model popisující vývoj míry rizika chudoby mužů obsahuje vedle proměnné NZ i vysvětlující proměnnou růst zaměstnanosti (RZ). Model viz Tab. 5, výsledky diagnostických testů nesystematické složky viz Tab. 6.

Tab. 5 Regresní model $MRCH_M \sim ND + RZ$

Proměnná	koeficient	směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
Absolutní člen	5.825733	0.841836	6.920271	0.0001
NZ	0.379261	0.113752	3.334111	0.0087
RZ	-0.224731	0.087787	-2.559951	0.0307

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Tab. 6: Diagnostika reziduí regresního modelu $MRCH_M \sim ND + RZ$

Test	Testová statistika	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test	0,4823	0,6365
Test normality Jarqueův-Beraův	3,4224	0,1806
Test heteroskedasticity ARCH	0,1451	0,7121

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Nesystematická složka modelu je stacionární ($ADF = -3,2551$, $p = 0,0047$), model je vyhovující podle všech kritérií nesystematické složky, která je normálně rozdělená, neautokorelovaná a homoskedastická, splňuje tedy kritéria bílého šumu.

Regresním modelem s vysvětlujícími proměnnými RZ a ND lze vysvětlit 70,17 % variability míry rizika chudoby mužů, $F = 10,5892$; $p(F) = 0,0043$. Míra rizika chudoby mužů klesá s růstem zaměstnanosti, naopak zvýšení podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu zvyšuje míru rizika chudoby mužů. Vyhovující je rovněž model s vysvětlujícími proměnnými RZ a SD, který je pro srovnání uveden v Tab. 9.

2.3 Analýza míry rizika chudoby žen

V případě modelování závislostí míry rizika chudoby žen, je situace jiná, žádný vztah mezi $MRCH_Z$ a vybranými ukazateli není na 5% hladině významnosti statisticky významný,

nejsilnější závislost mezi MRCH_Z a SD je významná až na 6% hladině významnosti. Pro srovnání s výsledky analýzy pro soubor celkem a soubor mužů, uvádíme v Tab. 7 model s vysvětlujícími proměnnými SD a RZ, v němž dílčí regresní koeficient u proměnné růst zaměstnanosti (RZ) není statisticky významný. Diagnostiku nesystematické složky modelu viz Tab. 8.

Tab. 7: Regresní model $MRCH_Z \sim SD + RZ$

Proměnná	koeficient	směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
Absolutní člen	16.36341	2.369200	6.906725	0.0001
SD	-0.471472	0.188944	-2.495297	0.0341
RZ	-0.190012	0.096984	-1.959214	0.0817

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Tab. 8: Diagnostika reziduí regresního modelu $MRCH_Z \sim SD + RZ$

Test	Testová statistika	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test	0,5095	0,6214
Test normality Jarqueův-Beraův	0,5540	0,7580
Test heteroskedasticity ARCH	0,1325	0,7243

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Nesystematická složka modelu je stacionární, normálně rozdělená, homoskedastická a není autokorelovaná (viz Tab. 8). Celkově je model vyhovující, index determinace je 0,5125, $F = 4,7312$, $p(F) = 0,0394$. Zvýšení sociálních dávek a růst zaměstnanosti snižuje míru rizika chudoby žen.

Pro srovnání výsledků regresní analýzy pro soubor celkem a ve skupinách mužů a žen uvádíme v Tab. 9 regresní modely se stejnými vysvětlujícími proměnnými růst zaměstnanosti (RZ) a sociální dávky (SD) včetně diagnostických testů a informačních kritérií posuzujících vhodnost modelů. Zvýšení sociálních dávek a růst zaměstnanosti snižuje míru rizika chudoby ve všech analyzovaných skupinách, i když hodnoty regresních parametrů jsou odlišné.

Tab. 9 Výsledné regresní modely s vysvětlujícími proměnnými RZ a SD

soubor	model	R ²	F - test	p-hodnota	AIC	BIC
celkem	15,5426 - 0,2455 RZ - 0,4181 SD	0,6238	7,4630	0,0123	1,0712	1,1924
muži	14,9094 - 0,2914 RZ - 0,5033 SD	0,6276	7,5838	0,0117	1,2858	1,4071
ženy	16,3634 - 0,1900 RZ - 0,4715 SD	0,5125	4,7313	0,0394	1,2879	1,1091

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Je třeba si uvědomit, že regresní modely byly vypočteny z časových řad období let 2005-2016, kdy zejména období krize a vývoj posledních tří let měly na vývoj ukazatelů

významný vliv a tím i na hodnoty vypočtených regresních parametrů. I když jsou vypočtené regresní modely ze statistického hlediska vyhovující, využít je k predikci vztahu mezi mírou rizika chudoby a růstem zaměstnanosti a podílem sociálních dávek v HDP není zřejmě možné, zejména pokud se prokáže, že změny trendu časových řad jsou dlouhodobější.

4 Závěr

Indikátor míry rizika chudoby je definovaný jako podíl osob s ekvivalizovaným disponibilním příjmem pod hranicí chudoby, která se stanoví jako 60 % mediánu národního ekvivalizovaného disponibilního příjmu po sociálních transferech

Vývoj míry rizika chudoby mužů a žen je až do roku 2013 podobný, od roku 2014 se ale vývoj obou indikátorů rozchází, zatímco pro muže míra rizika chudoby v obou následujících letech klesá, míra rizika chudoby žen se zvýšila. Po celé sledované období je míra rizika chudoby žen na výrazně vyšší úrovni.

Byla zkonstruovaná řada regresních modelů pro závisle proměnnou míru rizika chudoby se souborem vybraných vysvětlujících proměnných. Jako vyhovující byl vyhodnocen regresní model s vysvětlujícími proměnnými růst zaměstnanosti (RZ) a sociální dávky (SD). Zvýšení sociálních dávek a růst zaměstnanosti snižuje míru rizika chudoby ve všech analyzovaných skupinách, i když hodnoty regresních parametrů jsou odlišné. Pro modelování míry rizika chudoby mužů je lepší model s vysvětlujícími proměnnými růst zaměstnanosti (RZ) a podíl osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu (NZ). Míra rizika chudoby mužů klesá s růstem zaměstnanosti, naopak zvýšení podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu míru rizika chudoby mužů zvyšuje.

Literatura

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

Bartošová, J, Forbelská, M. (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

Bartošová, J, Forbelská, M. (2032). Poverty Rate in the Czech Housholds Depending on the Age, Sex and Education Level. *In The 7th International Days of statistics and Economics, 2013*, pp. 70 – 78.

- Dickey, D., Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Elliot, G., Rothenberg, J., Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64, 813-836
- Granger, C. W. J., Newbold, P. (1974). Spurious Regression in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), s. 111–120. ISSN 0304-4076.
- Hušek, R. (2007). *Ekonomická analýza*. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1300-3
- 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., Bera, A. (1980). Efficient Tests for Normality, Heteroscedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals, *Economics Letters* 6, pp.255-259.
- Phillips, P.C.B. (1987). Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica* 55, 277-301.
- Stankovičová, I. (2009) *Analýza činitelov monetárnej chudoby v domácnostiach Českej republiky*. *Forum Statisticum Slovacum* 5(7), 2009, 151-156.

Kontakt

Dagmar Blatná

Vysoká škola ekonomická, Praha,

Fakulta informatiky a statistiky

Katedra statistiky a pravděpodobnosti

Nám. W. Churchilla 4, 13067 Praha 3

blatna@vse.cz