

ANALÝZA VZTAHU MÍRY RIZIKA CHUDOBY, EKONOMICKÉ AKTIVITY A VYBRANÝCH SOCIOEKONOMICKÝCH UKAZATELŮ V ČESKÉ REPUBLICE V OBDOBÍ 2005–2016

ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN RISK OF POVERTY, ECONOMIC ACTIVITY AND SELECTED SOCIO-ECONOMIC INDICATORS IN THE CZECH REPUBLIC IN THE PERIOD 2005–2016

Dagmar Blatná

ABSTRAKT

Pro měření chudoby je v ČR používán indikátor „míra rizika chudoby“ definovaný jako podíl osob s ekvivalizovaným disponibilním příjmem pod hranicí chudoby, která se stanoví jako 60 % mediánu národního ekvivalizovaného disponibilního příjmu po sociálních transferech.

Cílem příspěvku je analýza vývoje indikátoru „míra rizika 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“ a vybranými socioekonomickými ukazateli, jako např. růstem HDP, mírou zaměstnanosti, mírou nezaměstnanosti, inflací, sociálními dávkami, podílem osob předčasně ukončujících vzdělávání apod. Analýza je provedena pro skupiny osob z hlediska ekonomické aktivity a pohlaví — zaměstnané, nezaměstnané a důchodce.

Jako základní nástroj analýzy je použita teorie vícerozměrné analýzy nestacionárních časových řad.

Klíčová slova: míra rizika chudoby, ekonomická aktivita, nestacionární časové řady, regresní analýza

JEL klasifikace: I32, C32

ABSTRACT

The “at-risk-of-poverty rate” indicator is 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 equivalised 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 2005–2016, in particular, to find regression relations between the time series of the at-risk-of-poverty rate indicator and selected macroeconomic indicators such as GDP growth, employment growth, unemployment rate, inflation rate, social benefits, share of early leavers from education, etc. The analysis was carried out for groups of people based on their economic activity (employed, unemployed, retired) and gender.

The theory of multidimensional analysis of non-stationary time series was used as the main tool of analysis.

Key words: *at-risk-of-poverty rate, economic activity, non-stationary time series, regression analysis*

JEL classification: I32, C32

ÚVOD

Chudoba patří mezi kategorie sociální, ekonomické, politické, právní atd., existuje mnoho pohledů na chudobu i mnoho různých definic. Proto i její chápání a použitá definice jsou vždy spojeny s ideovým a obsahovým zaměřením zdroje, který se danou problematikou zabývá. Rovněž klasifikace pojmu „chudoba“ se výrazně odlišuje u různých autorů a institucí, závisí na použitém konceptu chápání chudoby, ale i na časovém období, kterého se analýza týká.

Obecně lze chudobu chápat jako stav, kdy nedostatek prostředků neumožňuje uspokojovat základní životní potřeby. Záleží přitom na stupni, v jakém nejsou tyto základní potřeby uspokojovány. Pokud se jedná o stav, kdy je nedostatkem ohrožena samotná existence jedince, jedná se o tzv. absolutní chudobu. Dnes zřejmě nejpoužívanější klasifikací absolutní chudoby je definice používaná Světovou bankou, která stanoví minimální hranici denních příjmů na osobu na méně než 1,25 dolaru denně.

Častěji se pracuje s tzv. relativní chudobou, kdy úroveň uspokojování potřeb jednotlivce je vztažena k průměrné úrovni potřeb společnosti, v níž jedinec žije. Nemusí se vždy jednat jen o samotné posouzení hmotného zajištění potřeb

(i když tento přístup je nejčastější), ale i o uspokojování potřeb nehmotných, např. o nemožnost přístupu ke vzdělání, zdravotní péči, kulturnímu vyžití, o sociální izolaci, nemožnost politického zapojení apod.

Složitost kategorie „chudoba“ se odráží i v mírách, které se používají pro její posouzení. Tato kritéria (míry) 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 míry hranice příjmové chudoby pak jednotlivé země stanoví míry a hranice poskytování sociální pomoci těm, kteří nedosahují stanovené hranice. Relativní chudoba ale nebere v úvahu rozdíly životních standardů různých zemí.

Méně časté je používání měr vytvořených jako kompozitní vícenásobný index chudoby (Multidimensional Poverty Index – MPI), který kromě ekonomického pohledu uvažuje i sociální faktory, zahrnuje i indikátory zdraví, vzdělání a životního standardu (viz OPHI, 2015).

Cílem článku je analýza vývoje indikátoru „míra rizika chudoby“ (at-risk-of-poverty rate), který používá EUROSTAT pro srovnání míry chudoby v evropských zemích (nejen členských zemí EU). Analýza zahrnuje časové řady pro Českou republiku za období let 2005–2016. Hlavním cílem článku je nalezení regresních vztahů mezi časovými řadami indikátoru „míra rizika chudoby“ pro jednotlivé skupiny obyvatel vytvořené z hlediska ekonomické aktivity a pohlaví a vybranými makroekonomickými ukazateli. Jako základní nástroj analýzy je použita teorie vícerozměrné analýzy nestacionárních časových řad.

1 LITERATURA

Chudobou, jejím chápáním, různými koncepty chudoby a měřením chudoby se zabývá řada autorů a institucí, jmenujme alespoň Světovou banku, OSN, OECD, EUROSTAT, ČSÚ, MPSV ČR či VÚPSV. Vztahu absolutní a relativní chudoby se věnuje např. příspěvek Mondala a Kenworthyho (2011), koncepty chudoby ze sociálního pohledu se zabývá celá řada článků a publikací, např. Tomeš

(1996), práce výzkumného centra VÚPSV, např. Sirovátka a kol. (2002), konsensuální přístup k definici chudoby rozebírá Mareš (1994), chudobou v rámci sociální politiky se zabývá např. Krebs (2007), Durdisová (2015), Mareš (1999). Modelování příjmové chudoby v regionech ČR je věnována práce Bartošové a Forbelské (2012), Janičko (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. Schwarz (2008), které komentují chápání chudoby, problematiku jejího měření a upozorňují na některé nedostatky měření chudoby a na souvislosti s faktory chudoby. Dvornáková (2012) srovnává dva přístupy ke stanovení hranice příjmové chudoby. Problematikou chudoby se zabývají také závěrečné práce studentů, které uvádějí i široký přehled autorů včetně zhodnocení jejich základních myšlenek a přístupů, zdrojů dat a odkazů na internetové zdroje, např. bakalářská práce Spoustové (2015) nebo diplomová práce Spěvková (2013). Strategii sociálního začleňování v ČR do roku 2020 je věnován materiál MPSV (2014). Teorií stacionárních a nestacionárních časových řad, zkoumáním stochastických vlastností časových řad a jejich vlivu na vlastnosti odhadů regresních funkcí se zabývá řada prací, např. Granger, Newbold (1974), z české literatury zejména Arlt a Arltová (2009), Cipra (1986), Hušek (2007). Aplikací analýzy integrovaných vícerozměrných stacionárních a nestacionárních řad, která je použita k analýze závislosti indikátoru „míra rizika chudoby“ (MRCH), není v české ekonomické a sociální oblasti mnoho, uvedeme alespoň článek zabývající se testováním jednotkových kořenů v demografii Šimpach, Dotlačilová a Langhamrová (2012), sebevražedností v ČR Arltová a Antovová (2016), analýzou vztahu českého exportu a německého HDP Taušer, Arltová a Žamberský (2015) nebo analýzou indikátoru udržitelného rozvoje Blatná (2016).

2 METODOLOGIE

Při analýze vztahu ukazatelů uspořádaných v časových řadách je důležité ověřit, jestli mezi časovými řadami existuje dlouhodobý, nebo jen krátkodobý vztah. Řady s dlouhou pamětí jsou generované stacionárním procesem a mají charakter tzv. stacionárních řad typu $I(0)$. Řady s dlouhou pamětí jsou generované

nestacionárním procesem a jedná se o nestacionární řady typu I(1). Podrobněji viz např. Arlt (1998), Arlt a Arltová (2009), Cipra (1986), Hušek (2007), Elliot a kol. (1996), Phillips (1987).

Prvním krokem analýzy ukazatelů uspořádaných v časových řadách je tedy zjištění, zda analyzované řady mají charakter stacionárních řad typu I(0), nebo nestacionárních řad typu I(1). Podle toho volíme různé typy analýzy sledovaných řad a různé metody analýzy vztahu mezi řadami s ověřením, jaký charakter má nesystematická složka modelu.

K testování nestacionarity se používají tzv. testy jednotkového kořene (Unit Root Tests) autoregresního koeficientu ϕ_1 , a to nejčastěji rozšířené Dickeyovy-Fullerovy testy (Augmented Dickey-Fuller test — ADF), testující hypotézu:

H_0 : $\phi = 1$ časová řada je nestacionární typu I(1),

H_1 : $|\phi| < 1$ časová řada je stacionární typu I(0).

Testové kritérium ADF testu má tvar:

$$t = \frac{\hat{\phi}_1 - 1}{S_{\hat{\phi}_1}}, \quad (1)$$

kde $\hat{\phi}_1$ je odhad autoregresního parametru z modelu $y_t = \phi_1 y_{t-1} + a_t$, $S_{\hat{\phi}_1}$ je odhad směrodatné chyby odhadu $\hat{\phi}_1$ a a_t je nesystematická složka modelu. Testové kritérium má Dickeyovo-Fullerovo rozdělení, kritické hodnoty publikovali Dickey a Fuller (1979) v závislosti na tom, zda je použit model bez konstanty a bez trendu, model s konstantou bez trendu, nebo model s konstantou a s trendem.

Pokud jsou časové řady stacionární typu I(0), lze k popisu závislosti použít statický jednorovnicový regresní model ve tvaru:

$$Y_t = c + \beta X_t + a_t, \quad (2)$$

kde Y_t je vysvětlovaná proměnná v čase t , X_t je vysvětlující proměnná v čase t , β je parametr modelu, c je konstanta, a_t je nesystematická složka modelu

s vlastnostmi procesu bílého šumu (tzn. že se jedná o řadu vzájemně nekorelovaných náhodných veličin s normálním rozdělením, nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem).

Pokud je nesystematická složka autokorelovaná, model zdynamizujeme přidáním členů s časově zpožděnými hodnotami obou časových řad a konstruujeme model ADL (Autotoregressive Distributed Lag), přičemž počet posunutí závisí na typu autokorelace a měl by být takový, aby byla dosažena rezidua typu bílého šumu. Model lze vyjádřit ve tvaru:

$$Y_t = c + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + a_t. \quad (3)$$

V případě, kdy testem jednotkového kořene zjistíme, že řady jsou nestacionární, rozhodujeme se pak mezi několika metodami a postupy v závislosti na nestacionaritě, případně stacionaritě nesystematické složky. V případě, když nesystematická složka regresního modelu je stacionární, existuje u obou časových řad společný stochastický trend a jedná se o případ „pravé (kointegrační) regrese“. Když nesystematická složka modelu vykazuje autokorelaci, model zdynamizujeme a odhady parametrů modelu pak lze vyjádřit ve formě modelu korekce chyby EC (Error Correction), který umožní odlišit dlouhodobé a krátkodobé vztahy mezi řadami. Pokud je nesystematická složka modelu nestacionární, nejsou časové řady kointegrované a jedná se o případ tzv. „zdánlivé regrese“. To znamená, že mezi řadami neexistuje dlouhodobý vztah a regrese indikuje zdánlivý vztah. Tento problém lze řešit diferencováním analyzovaných časových řad. Jejich regrese pak charakterizuje krátkodobý vztah. Podrobněji viz např. Arlt (1997), Arlt a Arltová (2009), Hušek (2007).

V případech, když testy jednotkového kořene identifikujeme, že časové řady jsou procesy různého řádu, tj. jedna řada je stacionární řádu $I(0)$, zatímco druhá nestacionární řádu $I(1)$, jedná se o případ tzv. „nesmyslné regrese“, vztah mezi oběma ukazateli neexistuje a není oprávněné popsat závislost obou ukazatelů regresním modelem ani charakterizovat těsnost závislosti korelačním koeficientem.

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 (T je délka časové řady, R^2 je index determinace pomocné regrese). Teorie a podrobnější popis použitých diagnostických metod je možno najít např. v pracích Jarque a Bera (1980), Arlt a Arltová (2009), Hušek (2007), Cipra (1986).

3 ANALYZOVANÝ INDIKÁTOR A ZDROJE DAT

Indikátor „míra rizika chudoby“ (MRCH) je používaný EUROSTATem pro analýzy v rámci Evropské unie pod názvem At-risk-of-poverty rate (tssi010). 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. Výběrovou jednotkou je byt, jednotkou zjišťování jsou osoby bydlící ve vybrané domácnosti. Šetření je výběrové, domácnost je do šetření zahrnuta čtyři roky, poté dochází k obměně čtvrtiny výběrového souboru.

Indikátor MRCH je sledován za celý soubor vybraných domácností a v několika podrobnějších tříděních: podle pohlaví, stupně dosaženého vzdělání, věkových skupin a ekonomické aktivity. Podrobněji viz např. EUROSTAT (2014; 2017), European Commission (2011).

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 a děti ve věku nad 14 let mají váhu 0,5 a mladší děti váhu 0,3.

Pro rok 2016 byla v ČR stanovena jako mez příjmové chudoby pro jednotlivce částka 10 691 Kč, u dvojice dospělých dosahovala hranice 16 036 Kč, pro jednoho rodiče s dítětem do 13 let 13 898 Kč a pro oba rodiče se dvěma dětmi do 13 let byla hranicí příjmové chudoby stanovena částka 22 450 Kč.

Výpočty byly provedeny ve statistických softwarech EViews 9 a Statgraphics a v Excelu.

4 VÝVOJ UKAZATELE „MÍRA RIZIKA CHUDOBY“ (MRCH) V ČESKÉ REPUBLICE V LETECH 2005–2016

Míra rizika chudoby se v ČR (spolu s Islandem) dlouhodobě udržuje na nejnižší úrovni v Evropě, v zemích EU byla po celé sledované období nejnižší. Chudobou nejsou ohroženy všechny skupiny obyvatel stejně, významnými faktory jsou ekonomická aktivita a pohlaví. Intuitivně je zřejmé, že nejlépe na tom budou pracovní aktivní osoby se stálými příjmy. Tento fakt je vidět z tab. 1, která uvádí základní popisné charakteristiky míry rizika chudoby v ČR v letech 2005–2016 (MRCH_CR), míry chudoby zaměstnaných osob (MRCH_ZO) a neaktivního obyvatelstva, které je rozděleno na nezaměstnané (MRCH_NO) a důchodce (MRCH_DU).

Tab. 1 » Popisné charakteristiky míry rizika chudoby podle ekonomické aktivity v období 2005–2016

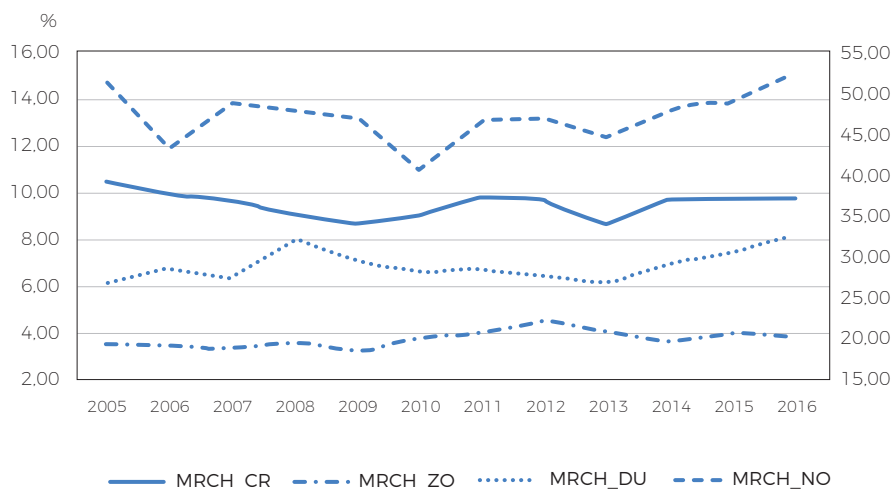
Charakteristika	MRCH_CR	MRCH_ZO	MRCH_NO	MRCH_DU
Průměr	9,4667	3,7250	47,0500	6,8750
Medián	9,65	3,65	47,35	6,75
Směrodatná odchylka	0,5483	0,3596	3,1896	0,6716
Rozptyl	0,3006	0,1293	10,1736	0,4511
Špičatost	-0,4775	0,6039	0,4689	-0,3010
Šikmost	-0,3514	0,6571	-0,4232	0,7788
Minimum	8,6	3,2	40,6	6,1
Maximum	10,4	4,5	52,2	8,1
Variační rozpětí	1,8	1,3	11,6	2,0
Variační koeficient (%)	5,79	9,65	6,77	9,76
Jarqueův-Beraův test normality	0,4775	0,6576	0,2852	1,1310
p-hodnota	0,7876	0,7197	0,8670	0,5680

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Průměrná míra rizika chudoby v ČR v letech 2005–2016 činila 9,467 %, zatímco u zaměstnaných osob byla v průměru 3,725 %, u nezaměstnaných osob bylo pod hranicí chudoby 47,05 %, což je téměř dvanásobně vyšší podíl než u zaměstnaných osob. Průměrná míra rizika chudoby důchodců žijících pod hranicí příjmové chudoby byla ve sledovaném období 6,875 %. Variabilita míry chudoby nezaměstnaných byla rovněž mnohonásobně vyšší než u zbývajících skupin. JB test v tab. 1 potvrzuje, že u všech časových řad nezamítáme normalitu rozdělení indikátorů. K posouzení významnosti rozdílů úrovně jednotlivých skupin není možné použít analýzu rozptylu (ANOVA), neboť není splněna podmínka rovnosti rozptylů skupin, proto byl použit neparametrický Kruskalův-Wallisův test testující shodu mediánů skupin. Hodnota testového kritéria $KW = 28,508$, $p < 0,001$ potvrzuje významnost rozdílů úrovně jednotlivých skupin, rovněž dvojice skupin jsou statisticky významně odlišné (na 5% hladině významnosti).

Obr. 1 ukazuje vývoj míry rizika ohrožení chudobou v ČR celkem a ve skupinách obyvatel podle ekonomické aktivity v letech 2005–2016. Pro možnost srovnání vývojových tendencí jednotlivých řad byla použita vedlejší stupnice pro míru rizika chudoby nezaměstnaných osob (proto přímé srovnání absolutní výše hodnot není z grafu možné).

Obr. 1 » Míra rizika chudoby podle ekonomické aktivity v období 2005–2016 (v %)



Zdroj: data EUROSTAT, vlastní zpracování

V předkrizovém období celková míra rizika chudoby klesala, minimum (8,6 %) dosáhla v roce 2009, poté do r. 2011 se 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 9,7 %, kterou si udržuje.

Míra rizika chudoby nezaměstnaných osob byla v celém období výrazně nejvyšší, míra rizika chudoby zaměstnaných osob i důchodců byla po celé období nižší než míra rizika chudoby celkem. Vývoj míry chudoby v jednotlivých skupinách přitom nekopíruje celkový vývoj indikátoru MRCH_ČR. Míra rizika chudoby zaměstnaných osob v předkrizovém období rovněž mírně klesala na nejnižší úroveň v roce 2009 (3,2 %), poté rostla s maximem v r. 2012 (4,5 %), od té doby má mírně klesající tendenci. Rozdílně se vyvíjela míra nezaměstnaných osob, která kolísala v předkrizovém i v krizovém období, minima 40,6 % dosáhla v roce 2010, od té doby má rostoucí tendenci, zejména v posledních letech, od r. 2013 roste průměrně ročně o 5,5 % (průměrný koeficient růstu období 2013–2016 je 1,0546) na současnou nejvyšší hodnotu za celé sledované období, a to 52,2 %. Míra rizika chudoby důchodců měla odlišný charakter: zatímco v předkrizovém období měla na rozdíl od celkové míry rostoucí tendenci, od roku 2008 klesala až do roku 2013, kdy dosáhla nejnižší úrovně 6,1 %, od té doby rychle roste s průměrným ročním koeficientem růstu 9,9 %.

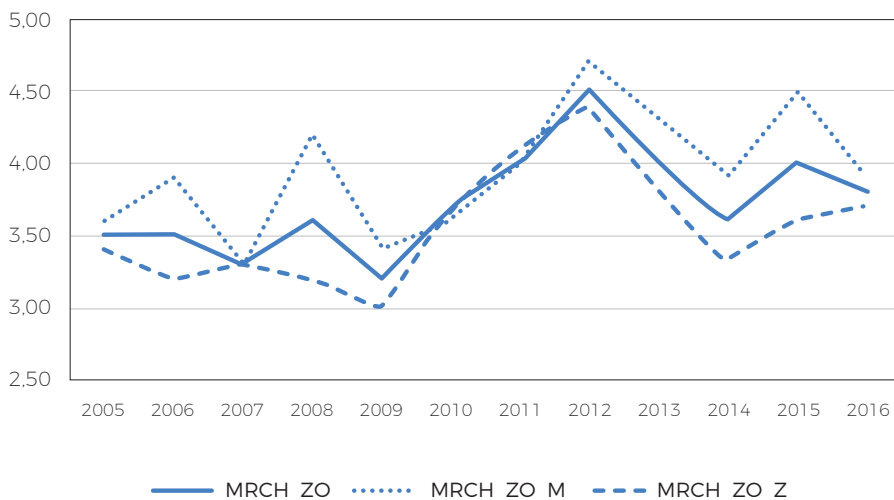
Při posuzování míry rizika chudoby je třeba si uvědomit, jak je konstruovaná, připomínáme, že hranicí je 60% kvantil ekvivalizovaného celkového příjmu. Tedy paradoxně s růstem životní úrovně spojené s růstem příjmů roste i riziko míry chudoby, zejména důchodců, neboť v období nejrychlejšího růstu příjmů byla v ČR míra valorizace důchodů snížena a její tempo růstu neodpovídalo růstu příjmů v celém národním hospodářství.

Míra rizika chudoby závisí nejen na ekonomické aktivitě, ale i na pohlaví. V následujících subkapitolách 4.1 a 4.2 je posouzen vývoj míry rizika chudoby z hlediska pohlaví pro zaměstnané osoby a pro důchodce, třídění pro nezaměstnané osoby z hlediska pohlaví není k dispozici.

4.1 VÝVOJ MÍRY RIZIKA CHUDOBY ZAMĚSTNANÝCH OSOB PODLE POHLAVÍ

Z obr. 2 je vidět, že vývoj míry rizika chudoby zaměstnaných mužů a žen měl odlišný vývoj. Míra rizika chudoby mužů měla od r. 2005 klesající tendenci, minimum 3,0 % dosáhla v roce 2008, poté výrazně rostla v krizových letech na maximální hodnotu 4,4 % v roce 2012, v letech 2012–2014 poklesla na 3,3 %, ale poté stále roste. Míra chudoby žen měla rozkolísaný vývoj s několika růsty a poklesy, minima dosáhla v roce 2007, a to 3,3 %, maximum dosáhla v roce 2012 (4,7 %). S výjimkou krizových let byla míra chudoby zaměstnaných žen vyšší než míra rizika chudoby zaměstnaných mužů, která ale v posledních dvou letech roste, naopak míra rizika chudoby zaměstnaných žen klesá. Jestli se jedná o dlouhodobější tendenci, nelze zatím říci.

Obr. 2 » Vývoj míry rizika chudoby zaměstnaných osob podle pohlaví (v %)



Zdroj: data EUROSTAT, vlastní zpracování

Tab. 2 uvádí základní popisné charakteristiky souboru zaměstnaných osob ve třídění podle pohlaví. Dvouvýběrovým t-testem byla ověřena významnost rozdílu středních hodnot míry rizika chudoby zaměstnaných mužů a žen ($t = -3,5999$; $p = 0,0042$).

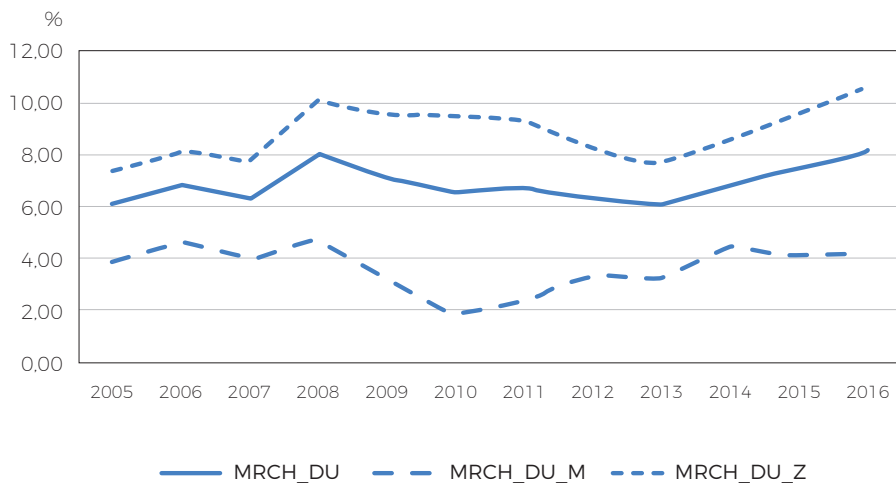
Tab. 2 » Popisné charakteristiky míry rizika chudoby zaměstnaných osob podle pohlaví v letech 2005 až 2016

	MRCH_ZO	MRCH_ZO_M	MRCH_ZO_Z
Průměr	3,7250	3,5583	3,9416
Medián	3,65	3,50	3,90
Směrodatná odchylka	0,3596	0,4077	0,4295
Rozptyl	0,1293	0,1663	0,1844
Špičatost	0,6039	0,1370	-0,6450
Šikmost	0,6571	0,7569	0,2347
Variační rozpětí	1,30	1,40	1,40
Minimum	3,20	3,00	3,30
Maximum	4,50	4,40	4,70
Variační koeficient (%)	9,65	11,46	10,90

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

4.2 VÝVOJ MÍRY RIZIKA CHUDOBY DŮCHODCŮ PODLE POHLAVÍ

Vývoj míry rizika chudoby důchodců rozříděných z hlediska pohlaví uvádí obr. 3. V celém sledovaném období bylo riziko chudoby důchodkyň vyšší než důchodců-mužů, zejména v posledním období po roce 2014 tato míra rychle roste, v r. 2016 dokonce dosáhla nejvyšší úrovně od r. 2005, a to 10,6 %. Míra rizika chudoby důchodců-mužů byla nejnižší v r. 2010, kdy dosáhla 1,9 %, od té doby má rostoucí tendenci, v posledních letech stagnuje na úrovni předkrizových let. Míra rizika chudoby důchodkyň v předkrizovém období stoupala až do roku 2008 na hodnotu 10,9 %, poté do roku 2013 následovalo dlouhé období snižování míry rizika chudoby žen na úroveň před krizí (7,7 %), ale od roku 2013 neustále roste, v roce 2016 dokonce dosáhla nejvyšší úrovně za celé sledované období (10,6 %). Základní popisné charakteristiky obou skupin uvádí tab. 3. Rozdíl mezi mírami chudoby mužů a žen důchodců je statisticky významný ($t = 12,6813$; $p < 0,001$).

Obr. 3 » Vývoj míry rizika chudoby důchodců z hlediska pohlaví (v %)

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní zpracování

Tab. 3 » Popisné charakteristiky míry rizika chudoby důchodců podle pohlaví v letech 2005 až 2016

	MRCH_DU	MRCH_DU_M	MRCH_DU_Z
Průměr	6,8750	3,6917	8,8416
Směrodatná odchylka	0,6717	0,8857	1,0405
Rozptyl	0,4511	0,7844	1,0826
Špičatost	-0,3010	0,0378	-1,2346
Šikmost	0,7788	-0,8217	0,1702
Variační rozpětí	2,0	2,9	3,2
Minimum	6,1	1,9	7,4
Maximum	8,1	4,8	10,6
Variační koeficient (%)	9,77	23,99	11,76

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

5 ANALÝZA FAKTORŮ MÍRY RIZIKA CHUDOBY SKUPIN OSOB Z HLEDISKA EKONOMICKÉ AKTIVITY

Pro hlubší analýzu míry rizika chudoby v období let 2005 až 2016 byla použita vícerozměrná regresní analýza časových řad. Výběr ukazatelů pro analýzu byl omezen dostupností a úplností dat za celé sledované období (zejména u některých uvažovaných ukazatelů nebyl v době zpracování výpočtů k dispozici údaj za rok 2016), některé vhodné vytipované ukazatele nebyly k dispozici za celé sledované období. Byly použity následující jak makroekonomické ukazatele, tak i ukazatele z dalších oblastí:

- růst hrubého domácího produktu (RHDP),
- míra inflace (MI),
- míra nezaměstnanosti (MN),
- míra zaměstnanosti (MZ),
- růst zaměstnanosti (RZ),
- růst průměrné mzdy (RPM),
- sociální dávky (SD),
- míra úspor domácností (MUD),
- předčasné odchody ze vzdělávání (POV),
- celoživotní vzdělávání (CZV),
- osoby žijící v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu (NZ).

Vzhledem k charakteru ukazatelů (časové řady) bylo nutno ověřit charakter použitých časových řad a posoudit stacionaritu, resp. nestacionaritu řad. Tab. 4 uvádí výsledky testů jednotkového kořene (Unit Root Tests) autoregresního koeficientu ϕ_1 rozšířenými Dickeyovými-Fullerovými testy (Augmented Dickey-Fuller tests — ADF).

Tab. 4 » Test jednotkového kořene časových řad analyzovaných ukazatelů

ukazatel	ADF	p-hodnota	stacionarita/ nestacionarita
MRCH_CR	-2,7696	0,0967	N
MRCH_ZO	-1,8869	0,3334	N
MRCH_NO	-3,0933	0,0569	N
MRCH_DU	-2,0012	0,2819	N
MRCH_ZO_M	-2,2624	0,1192	N
MRCH_ZO_Z	-2,8714	0,0903	N
MRCH_DU_M	-0,2689	0,5658	N
MRCH_DU_Z	-3,8019	0,0233	S
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	-2,2283	0,0561	N
RPM	-1,1337	0,2175	N
SD	-1,6926	0,4078	N
MUD	-2,7565	0,0987	N
POV	-1,4020	0,5422	N
CZV	-1,5884	0,4349	N
NZ	-1,2258	0,1885	N

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Jak je zřejmé z výsledků testování, s výjimkou časové řady pro důchodkyně jsou analyzované časové řady indikátoru „míra rizika chudoby“ (MRCH) nestacionární a většina ukazatelů pro analýzu je rovněž nestacionární.

V případech, kdy testy jednotkového kořene identifikujeme, že časové řady jsou procesy různého řádu, tj. jedna řada je stacionární řádu $I(0)$, zatímco druhá nestacionární řádu $I(1)$, jedná se o případ tzv. „nesmyslné regrese“. Protože závisle proměnná MRCH je nestacionární, neexistuje tedy vztah mezi MRCH a ukazateli, které jsou stacionární řádu $I(0)$, tedy růstem HDP (RHDP) a mírou inflace (MI). Do analýzy závislosti indikátorů MRCH_ZO, MRCH_NO, MRCH_DU a MRCH_DU_M proto byly jako vysvětlující proměnné zahrnuty pouze ukazatele, jejichž časové řady jsou nestacionární řádu $I(1)$.

Vzhledem k tomu, že pro posuzování závislosti ukazatelů v časových řadách musí být analyzované řady stejného řádu integrace, musí být pro regresní analýzu souboru důchodkyň (MRCH_DU_Z) použité jiné vysvětlující proměnné než pro míry chudoby ostatních skupin.

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.

5.1 ANALÝZA FAKTORŮ MÍRY RIZIKA CHUDOBY ZAMĚSTNANÝCH OSOB (MRCH_ZO)

Pro soubor zaměstnaných osob bylo vypočteno několik regresních modelů se souborem uvedených vysvětlujících proměnných. Nejlepší model pro závisle proměnnou „zaměstnané osoby“ (MRCH_ZO), uvedený v tab. 5, obsahuje vysvětlující proměnné „růst zaměstnanosti“ (RZ) a „růst průměrné mzdy“ (RPM). Regresní model míry rizika chudoby zaměstnaných osob má tvar:

$$\widehat{MRCH_ZO}_t = -3,9760 - 0,1248 RZ_t - 0,1082 RPM_t \quad (4)$$

Můžeme tedy konstatovat, že míra rizika chudoby zaměstnaných osob klesá při rychlejším růstu zaměstnanosti a rychlejším růstu průměrné mzdy.

Tab. 5 » Regresní model $MRCH_ZO \sim RZ + RPM$

Proměnná	koeficient	koeficient	t-test	p-hodnota
Absolutní člen	-3,9760	0,0987	40,2833	0,0000
RZ	-0,1248	0,0545	-2,2881	0,0476
RPM	-0,1082	0,0408	-2,6539	0,0263

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Test ADF ($t_{ADF} = -3,3917$; $p = 0,0030$) prokazuje stacionaritu nesystematické složky modelu, tj. kointegraci analyzovaných časových řad. Z diagnostických testů nesystematické složky je zřejmé, že je normálně rozdělená (Jargueův-Beraův test: $JB = 0,9455$; $p = 0,6237$), je homoskedastická (ARCH test: $F = 0,2408$; $p = 0,6354$) a není autokorelovaná (LM test: $F = 0,0463$; $p = 0,9550$), splňuje tedy podmínky procesu bílého šumu. Výsledky testování viz tab. 6. Index determinace modelu $R^2 = 0,6562$, tedy tímto modelem lze vysvětlit 65,62 % variability míry rizika chudoby zaměstnaných osob v období 2005–2016, celkový F-test modelu: $F = 8,5907$, $p = 0,0082$.

Tab. 6 » Diagnostika reziduí regresního modelu závislosti $MRCH_ZO \sim RZ + RPM$

Test	Testová statistika	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test	0,0463	0,9550
Test normality Jarqueův-Beraův	0,9455	0,6237
Test heteroskedasticity ARCH	0,2408	0,6354

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Ze všech kritérií vyhovuje rovněž model s jednou vysvětlující proměnnou CZV (celoživotní vzdělávání), který potvrzuje, že míra rizika chudoby souvisí i s dalším, zde neuvažovaným kritériem — vzděláním, neboť osoby bez vzdělání vykazují výrazně vyšší míru chudoby než osoby s nějakým vzděláním. S růstem vzdělanosti se zvyšují příjmy a následně i hranice příjmové chudoby, což vede ke zvýšení podílu osob spadajících pod tuto hranici.

Tab. 7 » Regresní model $MRCH_ZO \sim CZV$

Proměnná	koeficient	směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
Absolutní člen	2,5136	0,2916	8,6196	0,0000
CZV	0,1454	0,0341	4,2609	0,0017

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Model uvedený v tab. 7 má index deteminace $R^2 = 0,6448$, celkový F-test: $F = 18,56$, $p = 0,0016$. Nesystematická složka modelu je stacionární ($t_{ADF} = -4,2607$; $p = 0,0006$, z diagnostických testů nesystematické složky je zřejmé, že je normálně rozdělená (Jargueův-Beraův test: $JB = 0,3137$; $p = 0,8548$), je homoskedastická (ARCH test: $F = 1,3269$; $p = 0,2790$) a není autokorelovaná (LM test: $F = 0,4251$; $p = 0,6677$), splňuje tedy podmínky procesu bílého šumu). Jedná se tedy o případ kointegrace časových řad, model je vyhovující.

5.1.1 Analýza faktorů míry rizika chudoby zaměstnaných mužů (MRCH_ZO_M)

V tab. 8 je uveden nejlepší model pro závisle proměnnou „míra rizika chudoby zaměstnaných mužů“, který obsahuje vysvětlující proměnné RZ (růst zaměstnanosti) a SD (sociální dávky). Nesystematická složka modelu je stacionární ($t = -4,0108$; $p = 0,0009$), jedná se tedy opět o případ kointegrace časových řad, je normálně rozdělená, neautokorelovaná a homoskedastická (diagnostické testy viz tab. 9).

Tab. 8 » Regresní model $MRCH_ZO_M \sim RZ + SD$

Proměnná	koeficient	směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
Absolutní člen	-0,1829	1,6047	-0,1139	0,9118
RZ	-0,1814	0,0656	-2,7618	0,0220
SD	0,3047	0,1279	2,3815	0,0411

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Riziko míry chudoby zaměstnaných mužů klesá při rychlejším růstu zaměstnanosti a zvyšuje se s růstem sociálních dávek. Modelem lze vysvětlit 61,25 % variability míry rizika chudoby zaměstnaných mužů, F-test: $F = 7,1134$; $p = 0,0140$.

Tab. 9 » Diagnostika reziduí regresního modelu závislosti $MRCH_ZO_M \sim RZ + SD$

Test	Testová statistika	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test	1,2718	0,3380
Test normality Jarqueův-Beraův	0,4368	0,8038
Test heteroskedasticity ARCH	2,8788	0,1240

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

5.1.2 Analýza faktorů míry rizika chudoby zaměstnaných žen ($MRCH_ZO_Z$)

Pro závisle proměnnou „míra rizika chudoby zaměstnaných žen“ se nepodařilo najít model, který by vysvětloval vyšší část variability míry rizika chudoby žen. Nejlepší z modelů byl model s jednou vysvětlující proměnnou CZV (celoživotní vzdělávání) s indexem determinace pouze $R^2 = 0,4355$ ($F = 7,7143$; $p = 0,0195$). Závislost je opět kladná, tedy s růstem podílu osob s celoživotním vzděláváním roste i míra rizika chudoby zaměstnaných žen. Tento fakt lze opět vysvětlit tím, že při růstu podílu osob, které mají vzdělání, roste i medián příjmu osob v celém státě a tím se i zvyšuje částka, od které se odvíjí hranice měř chudoby, a více žen pod tuto hranici spadá.

Tab. 10 » Regresní model závislosti $MRCH_ZO_Z \sim CZV$

Proměnná	koeficient	směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
Absolutní člen	2,7526	0,4390	6,2688	0,0001
CZV	0,1427	0,0513	2,7774	0,0195

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Model je vyhovující z hlediska všech diagnostických testů nesystematické složky, která je normálně rozdělená (Jarqueův-Beraův test: $JB = 1,0762$; $p = 0,5839$), je homoskedastická (ARCH test: $F = 0,1773$; $p = 0,8404$) a není autokorelovaná (LM test: $F = 0,6333$; $p = 0,5556$), splňuje tedy podmínky procesu bílého šumu.

5.2 Analýza faktorů míry rizika chudoby nezaměstnaných osob (MRCH_NO)

Jak bylo uvedeno, pro míru rizika chudoby nezaměstnaných osob není k dispozici třídění z hlediska pohlaví, analýza je proto provedena jen pro celý soubor nezaměstnaných osob.

Pro soubor nezaměstnaných osob se podařilo s daným souborem faktorů zkonstruovat pouze modely s jednou vysvětlující proměnnou. V uvedených modelech se jedná o případy kointegrace. Nejlepší model, který vysvětluje 65,96 % variability míry rizika chudoby nezaměstnaných osob, obsahuje vysvětlující proměnnou POV (podíl osob předčasně ukončujících vzdělávání). Závislost je kladná — zvýšení podílu osob, které neukončí vzdělání, zvyšuje míru rizika chudoby nezaměstnaných osob. Zvýšení POV o 1 % vede k výraznému zvýšení MRCH_NO o 4,82 %. Model a diagnostické testy jsou uvedeny v tabulkách 11 a 12.

Tab. 11 » Regresní model závislosti MRCH_NO ~ POV

Proměnná	koeficient	směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
Absolutní člen	20,3048	6,1017	3,3277	0,0076
POV	4,8262	1,0963	4,4020	0,0013

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Tab. 12 » Diagnostika reziduí regresního modelu závislosti MRCH_NO ~ POV

Test	Testová statistika	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test	1,4821	0,2834
Test normality Jarqueův-Beraův	0,1702	0,9185
Test heteroskedasticity ARCH	0,1689	0,6906

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

5.3 Analýza faktorů míry rizika chudoby důchodců celkem (MRCH_DU)

Z uvažovaných faktorů závisí míra rizika chudoby důchodců především na míře zaměstnanosti a na míře nezaměstnanosti. Zvýšení míry nezaměstnanosti vede ke snížení ekvivalizovaného příjmu a tím i ke snížení hranice míry chudoby, což se u důchodců projeví snížením míry rizika chudoby. Vliv zvýšení míry zaměstnanosti je opačný, vede ke zvýšení ekvivalizovaného příjmu, tím i hranice míry chudoby, což má za následek zvýšení míry rizika chudoby důchodců. Pro analýzu souboru důchodců by bylo vhodné zařadit i další neuvažované vysvětlující proměnné.

Modelem s vysvětlující proměnnou „míra nezaměstnanosti“ (MN) lze vysvětlit 66,50 % variability míry rizika chudoby důchodců, model s vysvětlující proměnnou MZ má index determinace nižší — jen 41,87 %. Oba modely jsou vyhovující z hlediska splnění diagnostických testů nesystematické složky, která je v obou případech stacionární ($ADF = -3,8183$; $p = 0,0013$; resp. $ADF = -2,8066$; $p = 0,0097$), jedná se o kointegraci. Diagnostické testy viz tab. 14.

Tab. 13 » Diagnostika reziduí regresního modelu závislosti MRCH_NO ~ POV

MRCH_DU ~ MN	koeficient	směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
Absolutní člen	9,6305	0,6296	15,2963	0,0000
MN	-0,4432	0,0995	-4,4552	0,0012
MRCH_DU ~ MZ	koeficient	směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
Absolutní člen	-9,784954	6,208679	-1,576012	0,1461
MZ	0,230455	0,085857	2,684170	0,0229

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Tab. 14 » Diagnostika reziduí regresních modelů závislosti MRCH_DU

Model MRCH_DU ~ MN		
Test	Testová statistika	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test	0,4685	0,6442
Test normality Jarqueův-Beraův	-4,8697	0,0886
Test heteroskedasticity ARCH	0,0038	0,9519
Model MRCH_DU ~ MZ		
Test	Testová statistika	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test	0,1737	0,8436
Test normality Jarqueův-Beraův	0,5169	0,7722
Test heteroskedasticity ARCH	0,0419	0,8422

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

5.3.1 Analýza faktorů míry rizika chudoby důchodců-mužů (MRCH_DU_M)

Pro soubor důchodců-mužů je nejlepší regresní model s vysvětlujícími proměnnými „sociální dávky“ (SD) a „míra zaměstnanosti“ (MZ), jímž lze vysvětlit 66 % variability míry rizika chudoby důchodců-mužů. Snížení míry zaměstnanosti a zvýšení sociálních dávek vede ke snížení míry rizika chudoby důchodců-mužů. Model viz tab. 15.

Tab. 15 » Regresní model závislosti MRCH_DU_M ~ SD + MZ

Proměnná	koeficient	směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
Absolutní člen	-0,877535	7,509059	-0,116863	0,9095
CZV	-0,869667	0,259993	-3,344965	0,0086
SD	0,213680	0,091337	2,339466	0,0441

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Nesystematická složka modelu je stacionární ($t_{ADF} = -2,8043$; $p = 0,0098$), model je vyhovující podle všech diagnostických kritérií nesystematické složky (viz tab. 16).

Tab. 16 » Diagnostika reziduí regresního modelu závislosti $MRCH_DU_M \sim SD + MZ$

Test	Testová statistika	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test	0,8719	0,4591
Test normality Jarqueův-Beraův	0,4031	0,8175
Test heteroskedasticity ARCH	0,2566	0,9214

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

5.3.2 Analýza faktorů míry rizika chudoby důchodců-žen

(MRCH_DU_Z)

Časová řada míry rizika chudoby důchodkyň je stacionární $I(0)$, neexistuje tedy vztah míry rizika chudoby důchodkyň a žádné z uvažovaných vysvětlujících proměnných v časových řadách nestacionárních typu $I(1)$. Proto do analýzy byly zařazeny jen stacionární vysvětlující proměnné typu $I(0)$ — RHDP (růst hrubého domácího produktu) a MI (míra inflace). Regresní vztah mezi MRCH_DU_Z a těmito ukazateli existuje, ale s žádným není na 5% hladině významný. Pro závisle proměnnou MRCH_DU_Z v časové řadě za období 2005–2016 se tedy nepodařilo najít žádný vyhovující regresní model.

ZÁVĚR

Indikátor „míra 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.

V předkrizovém období celková míra rizika chudoby v ČR klesala, minimum (8,6 %) dosáhla v roce 2009, poté do r. 2011 se 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 9,7 %, kterou si udržuje.

Míra rizika chudoby nezaměstnaných osob byla v celém období výrazně nejvyšší, míra rizika chudoby zaměstnaných osob i důchodců byla po celé období nižší než míra rizika chudoby celkem. Vývoj míry chudoby v jednotlivých skupinách přitom nekopíruje celkový vývoj indikátoru v ČR.

Průměrná míra rizika chudoby v ČR v letech 2005–2016 činila 9,46 %, zatímco u zaměstnaných osob byla v průměru 3,72 %, u nezaměstnaných osob bylo pod hranicí chudoby 47 %. Průměrná míra rizika chudoby důchodců žijících pod hranicí příjmové chudoby byla ve sledovaném období 6,87 %. Variabilita míry chudoby nezaměstnaných byla významně vyšší než u zbývajících skupin. Významnost rozdílu úrovně jednotlivých skupin byla ověřena neparametrickým Kruskallovým-Wallisovým testem, který potvrdil významnost rozdílu úrovně jednotlivých skupin obyvatel z hlediska ekonomické aktivity.

Míra rizika chudoby ve sledovaných skupinách se liší i z pohledu pohlaví. S výjimkou krizových let byla míra chudoby zaměstnaných žen vyšší než míra rizika chudoby mužů, rovněž riziko chudoby důchodkyň bylo v celém období vyšší než důchodců-mužů. Nezaměstnané osoby nejsou tříděny podle pohlaví.

Byla zkonstruována řada regresních modelů pro závisle proměnnou „míra rizika chudoby“ se souborem vybraných vysvětlujících proměnných.

Časové řady míry rizika chudoby ve většině analyzovaných skupin jsou nestacionární typu I(1), neexistuje tedy vztah mezi mírou chudoby a růstem HDP a mírou inflace, které mají v ČR charakter stacionárních řad typu I(0).

Míru rizika chudoby zaměstnaných osob lze popsat regresním modelem s vysvětlujícími proměnnými „růst zaměstnanosti“ a „růst průměrné mzdy“. Zvýšení růstu zaměstnanosti i zvýšení růstu průměrné mzdy snižuje míru rizika chudoby zaměstnaných osob. Riziko míry chudoby zaměstnaných mužů klesá s růstem zaměstnanosti a zvyšuje se s růstem sociálních dávek. Míru rizika chudoby zaměstnaných žen nejlépe popisuje regresní model s jednou vysvětlující proměnnou „celoživotní vzdělávání“. Závislost je kladná, tedy s růstem podílu osob, které jsou účastny celoživotního vzdělávání, roste i míra chudoby zaměstnaných žen. S růstem vzdělanosti se zvyšují příjmy a následně i hranice chudoby, což vede ke zvýšení podílu osob spadajících pod tuto hranici. Tento fakt se projevilo pouze u žen, u mužů vliv celoživotního vzdělávání na míru rizika chudoby není významný.

Riziko chudoby nezaměstnaných osob roste při zvýšení podílu osob, které předčasně ukončují vzdělávání.

Vývoj míry rizika chudoby důchodců ve sledovaném období souvisí především s vývojem míry zaměstnanosti a míry nezaměstnanosti. Zvýšení míry nezaměstnanosti vede ke snížení ekvivalizovaného příjmu a tím i ke snížení hranice míry chudoby, což se u důchodců projeví snížením míry rizika chudoby, vliv zvýšení míry zaměstnanosti je opačný. Současné snížení míry zaměstnanosti a zvýšení sociálních dávek vede ke snížení míry rizika chudoby důchodců-mužů. Časová řada míry rizika chudoby důchodkyň je stacionární $I(0)$, neexistuje tedy vztah míry rizika chudoby důchodkyň a žádné z uvažovaných vysvětlujících proměnných v časových řadách nestacionárních typu $I(1)$. Pro míru rizika chudoby důchodkyň v časové řadě za období 2005–2016 se nepodařilo najít žádný vyhovující regresní model.

Při posuzování míry rizika chudoby je třeba si uvědomit, jak je konstruovaná, tedy že hranicí je 60% kvantil ekvivalizovaného celkového příjmu. Pro jednotlivé skupiny obyvatelstva roztríděné z hlediska ekonomické aktivity je zřejmé, že s růstem životní úrovně spojené s rychlejším růstem zaměstnanosti a růstem příjmů se snižuje míra rizika chudoby zaměstnaných osob, ale naopak riziko míry chudoby důchodců se zvyšuje.

LITERATURA

- BLATNÁ, D. (2017). Analysis of EU Countries' Material Deprivation Rate. In: LÖSTER, T. a T. PAVELKA (vyd.). *The 11th International Days of Statistics and Economics*. Slaný: Melandrium, s. 133–142. ISBN 978-80-87990-12-4.
- ARLT, J. (1998). Časové řady typu $I(0)$ a $I(1)$. *Acta oeconomica pragensia*, 6(2), s. 7–11. ISSN 0572-3043.
- ARLT, J. a M. ARLTOVÁ (2009). *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-85-6.
- ARLTOVÁ, M. a M. ANTOVOVÁ (2016). Statistická analýza sebevraždnosti v České republice z pohledu časových řad. *Demografie*, 58(1), s. 29–48. ISSN 0011-8265.

- BARTOŠOVÁ, J. a M. FORBELSKÁ (2012). Modelling of the Risk of Monetary Poverty in the Czech Regions. In: LÖSTER, T. a T. PAVELKA (vyd.). *The 6th International Days of Statistics and Economics*. Slaný: Melandrium, s. 72–80. ISBN 978-80-86175-86-7.
- BRÁZDILOVÁ, L. (2016). Chudoba postihuje i zaměstnané. *Statistika a my*, 6(7–8), s. 22–24. ISSN 1804-7149.
- CIPRA, T. (1986). *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. Praha a Bratislava: SNTL/Alfa.
- DICKEY, D. A. a W. A. FULLER (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), s. 427–431. ISSN 0162-1459.
- DURDISOVÁ, J. a kol. (2005). *Sociální politika v ekonomické praxi (vybrané problémy)*. Praha: Oeconomica. ISBN 80-245-0850-8.
- DVORNÁKOVÁ, T. (2012). At-Risk-of-Poverty Threshold. *Statistika*, 49(2), s. 44–61. ISSN 0322-788x.
- ELLIOT, G., J. ROTHENBERG a J. H. STOCK (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4), s. 813–836. ISSN 0012-9682.
- EUROPEAN COMMISSION (2011). European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC). In: *ec.europa.eu* [online]. [cit. 2017-09-17]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/european-union-statistics-on-income-and-living-conditions>
- EUROSTAT (2014). Europe 2020 Indicators – Poverty and Social Exclusion. In: *ec.europa.eu* [online]. [cit. 2017-09-17]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Europe_2020_indicators_-_poverty_and_social_exclusion
- EUROSTAT (2017). Income Distribution Statistics. In: *ec.europa.eu* [online]. [cit. 2017-10-25]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Income_distribution_statistics
- GRANGER, C. W. J. a P. NEWBOLD (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.
- CHLAD, M. (2016). Míra chudoby, zadlužení a příjmy domácností. In: *czso.cz*

- [online]. [cit. 2017-10-20]. Dostupné z: <https://www.cszo.cz/csu/xp/mira-chudoby-zadluzeni-a-prijmy-domacnosti>
- JANÍČKO, P. (2014). Some Aspects Concerning the Working Pools Issue and Poverty in the Czech Republic during the Crisis Period (2008–2012). In: LÖSTER, T. a T. PAVELKA (vyd.). *The 8th International Days of Statistics and Economics*. Praha: VŠE, s. 515–527. ISBN 978-80-87990-02-5.
- JARQUE, C. a A. BERA (1980). Efficient Tests for Normality, Heteroscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals. *Economics Letters* 6(3), s. 255–259. ISSN 0165-1765.
- KENWORTHY, L. (2011). Relative Poverty Rates Can Mislead. In: *lanekenworthy.net* [online]. [cit. 2017-10-20]. Dostupné z: <http://lanekenworthy.net/2011/06/19/relative-poverty-rates-can-mislead/>
- KREBS, V. a kol. (2007). *Sociální politika*. 4. vydání. Praha: ASPI. ISBN 978-80-7357-276-1.
- MAREŠ, P. (1994). Konsensuální přístup k definici chudoby. *Sborník prací Filozofické fakulty brněnské univerzity*, 43(G36), s. 7–22. ISSN 0231-5122.
- MAREŠ, P. (1999). *Sociologie nerovnosti a chudoby*. Praha: SLON. ISBN 80-85850-61-3.
- MONDAL, P. (1999). Poverty: Difference between Absolute Poverty and Relative Poverty. In: *yourarticlelibrary.com* [online]. [cit. 2017-05-02]. Dostupné z: <http://www.yourarticlelibrary.com/poverty/poverty-difference-between-absolute-poverty-and-relative-poverty/31409>
- MPSV (2014). Strategie sociálního začleňování 2014–2020. In: *mpsv.cz* [online]. [cit. 2017-10-12]. Dostupné z: https://www.mpsv.cz/files/clanky/17082/strategie_soc_zaclenovani_2014-20.pdf
- OPHI (2015). Multidimensional Poverty Index 2015+. In: *ophi.org.uk* [online]. [cit. 2018-01-05]. Dostupné z: <http://www.ophi.org.uk/wp-content/uploads/Multidimensional-Poverty-Index-2015-2-March-2015.pdf>
- PHILLIPS, P. C. B. (1987). Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica*, 55(2), s. 277–301. ISSN 0012-9682.
- SCHWARZ, J. (2008-09). Statistická chudoba aneb Kdo je dnes doopravdy chudý? In: *virtually.cz* [online]. [cit. 2017-12-15]. Dostupné z: <http://virtually.cz/archiv.php?art=17286>

SIROVÁTKA, T., P. MAREŠ, J. VEČERNÍK a M. ZELENÝ (2002). *Monitorování chudoby v České republice: úvodní studie*. Brno: Výzkumné centrum VÚPSV.

SPĚVÁK, A. (2013). *Chudoba jako sociální událost*. Praha. Diplomová práce. Univerzita Karlova v Praze, Právnická fakulta, Katedra pracovního práva a práva sociálního zabezpečení. Dostupné také z: <https://is.cuni.cz/webapps/zzp/download/120145148>

SPOUSTOVÁ, D. (2015). *Ukazatele chudoby*. Brno. Bakalářská práce. Masarykova univerzita, Ekonomicko-správní fakulta, Katedra ekonomie. Dostupné také z: https://is.muni.cz/th/qhlyb/Bakalarska_prace

ŠIMPACH, O., P. DOTLAČILOVÁ a J. LANGHAMROVÁ (2012). Možnosti testování sezónních jednotkových kořenů demografických časových řad v systému GRETL. *Forum Statisticum Slovaca*, 8(7), s. 167–170. ISSN 1336-7420.

ŠUSTOVÁ, Š. (2012). Roste podíl osob pod hranicí příjmové chudoby. In: *czso.cz* [online]. [cit. 2017-10-26]. Dostupné z: https://www.czso.cz/documents/10180/20555411/1804120620_21.pdf/926df11d-05ba-456a-9b-84-63368874bfc7?version=1.0

TAUŠER, J., M. ARLTOVÁ a P. ŽAMBERSKÝ (2015). Czech Exports and German GDP: A Closer Look. *Prague Economic Papers*, 24(1), s. 17–37. ISSN 1210-0455.

TOMEŠ, I. (1996). O chudobě jako sociální události. In: *týž, Sociální politika, teorie a mezinárodní zkušenost*. Praha: Sociopress, SOCIOKLUB, s. 126–130. ISBN 80-902260-0-0.

doc. Ing. Dagmar Blatná, CSc.

Vysoká škola ekonomická

Fakulta informatiky a statistiky

blatna@vse.cz