

# FAKTORY PODÍLU OSOB ŽIJÍCÍCH V DOMÁCNOSTECH S NÍZKÝM ZAPOJENÍM DO PRACOVNÍHO PROCESU V ČESKÉ REPUBLICĚ A SLOVENSKÉ REPUBLICĚ V OBDOBÍ 2005-2016

## FACTORS OF SHARE OF PEOPLE LIVING IN HOUSEHOLDS WITH VERY LOW WORK INTENSITY IN THE CZECH REPUBLIC AND THE SLOVAK REPUBLIC IN THE PERIOD 2005-2016

**Dagmar Blatná**

---

### **Abstract**

The aim of this paper is to analyse the development of the share of people living in households with very low work intensity (NZ indicator) in the Czech Republic and in the Slovak Republic in the period 2005 - 2016 and the regression analysis of the NZ indicator and selected measurable economic factors. The NZ indicator is defined as the percentage of the population living in households, where the members of working age worked less than 20% of their total work potential during the previous 12 month. In the analysed period, this share was statistically significantly lower in both the Czech Republic and the Slovak Republic than in the EU-28. The average level of the indicator in both countries is not significantly different. However, the development of the indicator is different in these countries in the period, as well as the factors influencing its development in both countries, are different. The theory of multivariate non-stationary time series was used as the main tool of analysis.

**Key words:** households, low work intensity, time series, regression analysis, stationarity, non-stationarity

**JEL Code:** C32, D10, I32

---

### **Úvod**

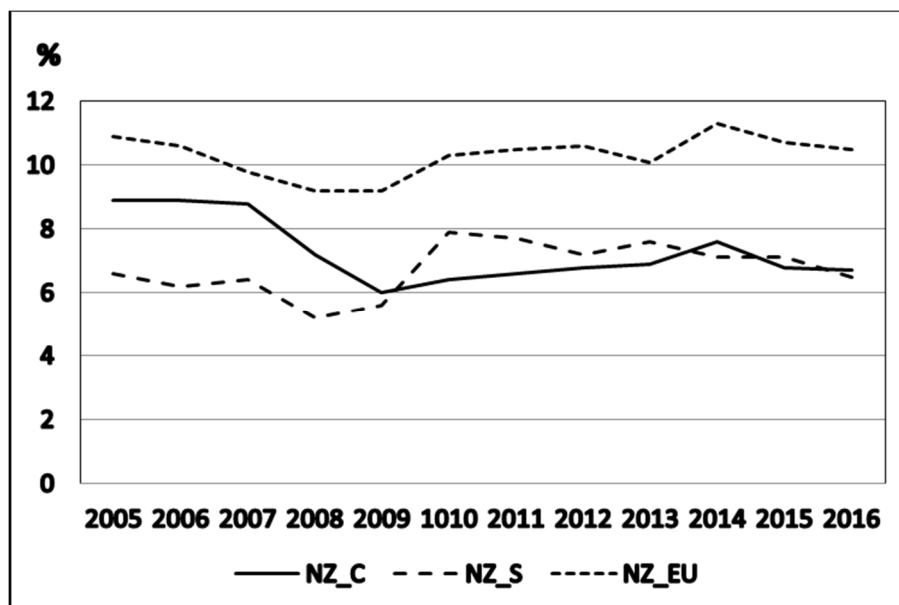
Ukazatel „podíl osob žijících v domácnostech, vyznačujících se velmi nízkým zapojením do pracovního procesu“ (NZ), je podíl osob žijících v domácnostech, v nichž dospělé osoby odpracovaly v průběhu roku méně než 20 % jejich potenciální pracovní kapacity. Analýza je založena na datech za ČR a SR převzatých ze šetření EU-SILC (the EU-Statistics on Income

and Living Conditions (EU-SILC) survey), referenčním základním souborem je soubor soukromých domácností a jejich členů žijících v daném státě. Data i definice ukazatelů byly převzaty z databáze Eurostatu. Výpočty byly provedeny ve statistickém softwaru E-Views 9, Statgraphics a v Excelu.

## 1 Vývoj podílu osob žijících v domácnostech vyznačujících se velmi nízkým zapojením do pracovního procesu v České republice, Slovenské republice a v EU-28 v období 2005 - 2016

Vývoj sledovaného ukazatele v letech 2005 – 2016 v ČR (NZ\_C) a v SR (NZ\_S) uvádí obrázek 1, pro srovnání je uveden i vývoj v celé EU-28 (NZ\_EU).

**Obr. 1: Podíl osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu v letech 2005 – 2016**



Zdroj: data EUROSTAT, vlastní zpracování

Jak je zřejmé z obrázku 1, byl v celém sledovaném období podíl osob žijících v domácnostech s velmi nízkým zapojením do pracovního procesu jak v ČR, tak i ve SR, nižší než v celé EU-28. Vývoj indikátoru reagoval na vývoj ekonomiky, v předkrizovém období podíl osob žijících v domácnostech s velmi nízkým zapojením do pracovního procesu klesal ve všech sledovaných souborech, i když vývoj nebyl stejný a hodnoty indikátoru dosáhly minima v odlišných letech – ve SR již v r. 2008, v ČR až v roce následujícím stejně jako v celé EU-28. Poté došlo k růstu indikátoru, v ČR byl tento růst téměř plynulý až do r. 2014, kdy byla dosažena hodnota 7,6 %, přičemž se hodnota indikátoru NZ\_C nevrátila na předkrizovou úroveň (8,9 %). Od r. 2014 NZ\_C opět klesá. Vývoj indikátoru NZ\_S ve SR měl výraznější

změny vývoje. V předkrizovém období byla míra podílu osob s nízkým pracovním zapojením výrazně nižší než v EU-28 i než v ČR. Nárůst po dosažení minima 5,2 % v r. 2008 byl ale rychlý a dostal se na úroveň vyšší než před krizí, v roce 2010 dosáhl maxima 7,9 % %, od té doby má klesající tendenci.

Tabulka 1 uvádí základní popisné statistické charakteristiky podílu osob žijících v domácnostech, vyznačujících se velmi nízkým zapojením do pracovního procesu v České republice (NZ\_C), Slovenské republice (NZ\_S) a v zemích EU-28 (NZ\_EU).

**Tab. 1: Popisné charakteristiky podílu osob žijících v domácnostech, vyznačujících se velmi nízkým zapojením do pracovního procesu v ČR, SR a EU-28**

<i>Charakteristika</i>	NZ C	NZ S	NZ EU
Průměr	7,3	6,758	10,308
Medián	6,85	9,85	10,5
Směrodatná odchylka	1,022	0,833	0,639
Rozptyl	1,044	0,694	0,408
Špičatost	-0,820	-0,473	-0,044
Šikmost	0,795	-0,471	-0,652
Minimum	6,00	5,2	9,2
Maximum	8,9	7,9	11,3
Variační rozpětí	2,9	2,9	2,1
Variační koeficient (%)	0,14	0,123	0,062
Jarqueův-Beraův test normality	1,4415	0,6248	0,7629
p-hodnota	0,4864	0,7318	0,6828

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

Průměrná úroveň podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu byla statisticky významně nižší v obou zemích než v EU-28, což bylo potvrzeno dvouvýběrovým t-testem a neparametrickým dvouvýběrovým Wilcoxonovým testem. Rozdíl mezi úrovní indikátoru NZ v ČR a ve SR není statisticky významný. Výsledky testů uvádí tab. 2.

**Tab. 2: Dvouvýběrové testy**

Srovnání souborů	t-test		Wilcoxonův test	
	t	p-hodnota	W	p-hodnota
ČR – EU-28	-8,6491	0,0001	155	0,0000
SR – EU-28	-11,716	0,0000	155	0,0000
ČR – SR	1,423	0,1686	55	0,3400

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

## 2 Regresní analýza indikátoru NZ a vybraných ekonomických indikátorů v období 2005 -2016

Do regresní analýzy indikátoru NZ (závisle proměnná) byly jako vysvětlující proměnné vybrány následující ekonomické faktory:

- růst reálného HDP (HDP),
- míra inflace (MI),
- míra zaměstnanosti (MZ),
- míra nezaměstnanosti (MN),
- sociální dávky (SD).

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). V regresní analýze časových řad musí být všechny časové řady zařazené do regresního vztahu stejného řádu integrace.

Prvním krokem analýzy ukazatelů uspořádaných v časových řadách je tedy zjištění, jestli 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. Podrobněji viz např. Arlt a Arltová (2009), Cípra (1986), Hušek (2007), Elliot a kol. (1996), Phillips (1987). K testování nestacionarity se používají tzv. testy jednotkového kořene (unit root tests) autoregresního koeficientu  $\phi_1$  a to nejčastěji rozšířené Dickeyovy-Fullerovy testy (Augmented Dickey-Fuller test ADF), testující hypotézu:

$H_0: \phi_1 = 1$  časová řada je nestacionární typu I(1),

$H_1: |\phi_1| < 1$  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 závisí na tom, jestli je použit model bez konstanty a bez trendu, model s konstantou bez trendu nebo model s konstantou a s trendem.

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).

Tabulka 3 uvádí výsledky rozšířeného Dickeyho- Fullerova testu jednotkového kořene časových ukazatelů zařazených do analýzy.

**Tab. 3: Testy jednotkového kořene časových řad analyzovaných ukazatelů ČR a SR**

Indikátor	zkratka	$t_{ADF}$	p-hodnota	Stationarita/ nestationarita
podíl osob s nízkým zapojením do pracovního procesu v ČR	NZ_C	-1,2258	0,1885	N
podíl osob s nízkým zapojením do pracovního procesu v SR	NZ_S	-1,8088	0,3575	N
Růst reálného HDP v ČR	HDP_C	-2,0883	0,0375	S
Růst reálného HDP v SR	HDP_S	-1,7322	0,0790	N
Míra inflace v ČR	MI_C	-7,1295	0,0022	S
Míra inflace v SR	MI_S	-1,4779	0,1245	N
Míra zaměstnanosti v ČR	MZ_C	0,9522	0,8948	N
Růst zaměstnanosti v ČR	RZ_C	-2,2283	0,0561	N
Míra nezaměstnanosti v ČR	MN_C	-1,2280	0,1721	N
Sociální dávky v ČR	SD_C	-1,6926	0,4078	N
Sociální dávky v S	SD_S	-2,2553	0,0292	S

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

## 2.1 Regresní analýza indikátoru NZ pro ČR

ADF testem bylo ověřeno, že závisle proměnná podíl osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu (NZ\_C) je nestacionární ( $t_{ADF} = -1,2258$ ;  $p = 0,1885$ ). Protože v regresní analýze časových řad musí být všechny časové řady zařazené do regresního vztahu stejného řádu integrace, pak 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.

Můžeme konstatovat, že v ČR neexistuje vztah mezi podílem osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu a ukazateli, jejichž časové řady jsou stacionární – tedy s růstem HDP a mírou inflace.

Do regresní analýzy byly tedy zahrnuty pouze ukazatele, jejichž časové řady jsou nestacionární. Nejlepším modelem vyhovujícím ze statistického hlediska je model s vysvětlujícími proměnnými sociální dávky ( $SD\_C$ ) a míra nezaměstnanosti ( $MN\_C$ ). Tento model je uveden v tabulce 5, grafické zobrazení časových řad ukazatelů zařazených do modelu je v obrázku 2.

**Tab. 5: Regresní model  $NZ\_C \sim SD\_C + MN\_C$**

Proměnná	Koeficient	Směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
C	22.1951	3.3266	6.6719	0.0001
SD C	-1.3331	0.2722	-4.8962	0.0009
MN C	0.2864	0.1255	2.2822	0.0484

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

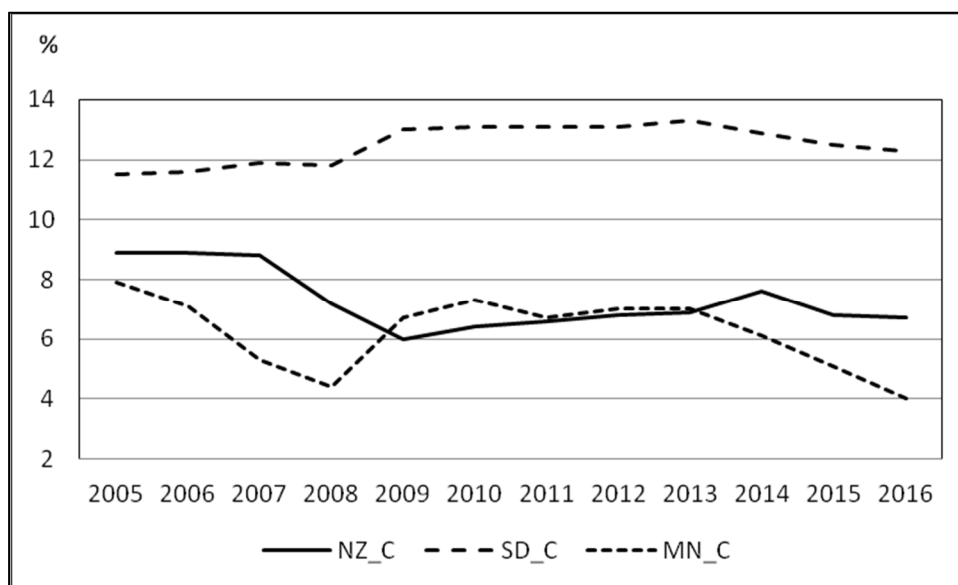
ADF test potvrdil stacionaritu nesystematické složky modelu ( $t = -2.5454$ ,  $p=0.0164$ ), U obou časových řad existuje společný stochastický trend, jedná se o případ „pravé (kointegrační) regrese“ a model vyjadřuje dlouhodobý vztah. Podíl osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu v ČR se zvyšuje s rostoucí mírou nezaměstnanosti a snižuje se s růstem sociálních dávek. Model vysvětluje 73,34 % dynamiky časové řady indikátoru  $NZ\_C$ , F-test je statisticky významný ( $F = 12.3799$ ,  $p = 0.0026$ ). Vypočtený model je akceptovatelný ze statistického hlediska – diagnostické testy nesystematické složky modelu potvrzují její normalitu, nekorelovanost a homoskedasticitu, splňuje tedy podmínky bílého šumu. Testy viz tabulka 4.

**Tab. 4: Diagnostické testy nesystematické složky modelu  $NZ\_C \sim SD\_C + MN\_C$**

Test	Testová statistika	Pravděpodobnost	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test autokorelace	0,9119	F(2.7)	0,6826
Jarqueův –Beraův test normality	0,7637	P	0,6826
Test heteroscedasticity: ARCH test	0,1011	F(1.9)	0,7578

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

**Obr. 2: Vývoj indikátorů NZ\_C, SD\_C a MN\_C v ČR v období 2005-2016**



Zdroj: data EUROSTAT, vlastní zpracování

## 2.2 Regresní analýza indikátoru NZ pro SR

Časová řada podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu ve SR (NZ\_S) je nestacionární ( $t_{ADF} = -1,8088$ ;  $p = 0,3575$ ). Pro soubor Slovenska je většina časových řad vysvětlujících proměnných na rozdíl od ČR nestacionární, mohou tedy být do regresní analýzy zahrnuty i faktory jako je růst HDP (HDP\_S) a míra inflace (MI\_S), naopak časová řada sociální dávky (SD\_S), které pro ČR byly významným faktorem, má charakter stacionární a lze tedy konstatovat, že vývoj podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu ve SR nesouvisí s vývojem sociálních dávek na Slovensku.

Naopak na Slovensku existuje závislost mezi vývojem podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu a růstem HDP a vývojem míry inflace, ale obě tyto závislosti nejsou statisticky významné (na 5% hladině významnosti).

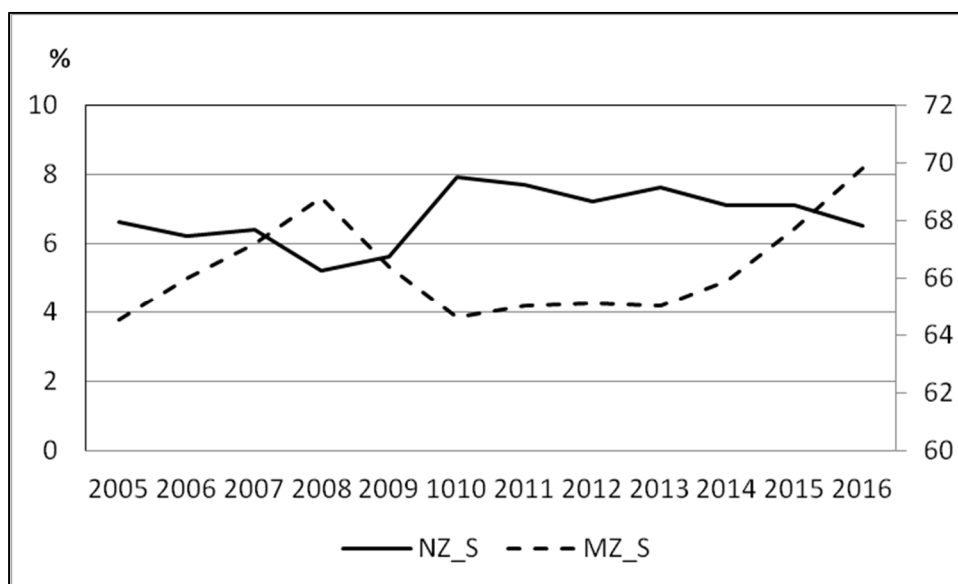
Regresní model s vysvětlující proměnnou míra zaměstnanosti v SR uvádí tabulka 5, grafické zobrazení vývoje obou ukazatelů viz. Obrázek 3.

**Tab. 5: Regresní model NZ\_S ~ MZ\_S**

Proměnná	Koeficient	Směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
C	25.6232	8.2371	3.1107	0.0110
MZ_S	-0.2844	0.12414	-2.2909	0.0449

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

**Obr. 3: Vývoj indikátorů NZ\_S a MZ\_S v SR v období 2005-2016**



Zdroj: data EUROSTAT, vlastní zpracování

ADF test tohoto regresního modelu potvrdil nestacionaritu nesystematické složky modelu ( $t = -1,8822$ ;  $p = 0,0598$ ), časové řady nejsou 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. Podrobněji viz např. Arlt a Arltová (2009), Hušek (2007). Model pro diferencované časové řady obou ukazatelů uvádí tab. 6.

**Tab. 6: Regresní model diferencovaných časových řad ( $d(NZ\_S) \sim d(MZ\_S)$ )**

Proměnná	Koeficient	Směrodatná odchylka	t-test	p-hodnota
C	0.1989	0.2172	0.9158	0.3837
D(MZ_S)	-0.4317	0.1474	-2.9291	0.0168

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

ADF test potvrdil stacionaritu nesystematické složky tohoto modelu ( $t = -4,7832$ ;  $p=0,0004$ ). Změna podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu ve SR se snižuje při rostoucí změně míry zaměstnanosti v SR. Regresní model v tomto případě vyjadřuje pouze krátkodobý vztah. Model vysvětluje 48,80 % dynamiky indikátoru NZ\_S, F-test je statisticky významný ( $F = 8,5797$ ,  $p = 0.0168$ ). Vypočtený model je akceptovatelný ze statistického hlediska – diagnostické testy nesystematické složky modelu potvrzují její normalitu, nekorelovanost a homoskedasticitu, splňuje tedy podmínky bílého šumu. Diagnostické testy viz tabulka 7.



**Tab. 7: Diagnostické testy nesystematické složky modelu  $D(NZ\_S \sim D(MZ\_S))$** 

Test	Testová statistika	Pravd.	p-hodnota
Breuschův-Godfreyův LM test autokorelace	4,5918	F(2.7)	0,0532
Jarqueův –Beraův test normality	0,5993	P	0,7411
Test heteroscedasticity: ARCH test	0,0239	F(1.9)	0,8809

Zdroj: data EUROSTAT, vlastní výpočty

## Závěr

V celém sledovaném období byl podíl osob žijících v domácnostech s velmi nízkým zapojením do pracovního procesu jak v ČR, tak i ve SR, nižší než v celé EU-28. Vývoj indikátoru reagoval na vývoj ekonomiky, ale hodnoty indikátoru dosáhly minima v odlišných letech. Průměrná úroveň podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu byla statisticky významně nižší v obou zemích než v EU-28, což bylo potvrzeno dvouvýběrovým t-testem a neparametrickým dvouvýběrovým Wilcoxonovým testem. Rozdíl mezi úrovní indikátoru NZ v ČR a ve SR není statisticky významný.

Nejlepším regresním modelem pro ČR je model s vysvětlujícími proměnnými sociální dávky (SD\_C) a míra nezaměstnanosti (MN\_C). Podíl osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu v ČR se zvyšuje s rostoucí mírou nezaměstnanosti a snižuje se s růstem sociálních dávek. Model vyjadřuje dlouhodobý vztah. V ČR neexistuje vztah mezi podílem osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu a růstem HDP a mírou inflace.

Vývoj podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu ve SR nesouvisí s vývojem sociálních dávek, (které jsou v ČR významným faktorem), naopak na Slovensku existuje závislost mezi vývojem podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu a růstem HDP a vývojem míry inflace, ale obě tyto závislosti nejsou statisticky významné (na 5% hladině významnosti). Změna podílu osob žijících v domácnostech s nízkým zapojením do pracovního procesu ve SR se snižuje při rostoucí změně míry zaměstnanosti v SR. Regresní model v tomto případě vyjadřuje pouze krátkodobý vztah.

## **Literatura**

Arlt, J., Arltová, M. (2009). *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-247-1319-9.

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.

Dickey, D., Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Elliot, G., Rothenberg, J., Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64, 813-836.

Hušek, R. (2007). *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica.

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.

## **Kontakt**

Dagmar Blatná

Vysoká škola ekonomická, Praha

Fakulta informatiky a pravděpodobnosti

Nám. W. Churchilla 4, 13067 Praha 3

blatna@vse.cz