

ANALÝZA VZŤAHU MEDZI MIEROU NEZAMESTNANOSTI A VIACERÝMI EKONOMICKÝMI FAKTORMI NA SLOVENSKU

ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN THE UNEMPLOYMENT RATE AND SEVERAL ECONOMIC FACTORS IN SLOVAKIA

Krisztina Károlyi Gaál

Abstract

The unemployment rate and its relationship to various economic factors represent a key issue for economists, politicians and researchers in the field of social economics. This research focuses on the analysis of the unemployment rate from the point of view of several important socioeconomic factors in the period 2005 – 2022 in the Slovak Republic. Specifically, it focuses on measures of at-risk-of-poverty rate, minimum wage, inequality of income distribution and average annual yearly inflation measured by CPI. The aim is to examine how these factors influence the unemployment rate in the Slovak economy and how they are interrelated. Statistical methods, including correlation and regression analysis, will be employed to identify relationships between unemployment and the aforementioned variables. We hypothesize that a higher degree inequality of income distribution and changes in the minimum wage may have a significant impact on the unemployment rate. This research aims to contribute to a better understanding of the complex economic relationships within the country and help identify areas where changes and improvements may be needed.

Key words: unemployment rate, at-risk-of-poverty rate, minimum wage, inequality of income distribution, regression analysis

JEL Code: E24, I32, C21

Úvod

Miera nezamestnanosti a jej vzťah k rôznym ekonomickým faktorom predstavujú kľúčovú problematiku pre ekonómov, politikov a výskumníkov z oblasti sociálnej ekonómie. Slovenská ekonomika čelila v posledných desaťročiach rôznym výzvam, ktoré významne ovplyvnili trh práce. Miera nezamestnanosti bola ovplyvnená globálnou finančnou krízou, ruskou finančnou

krízou, pandémiou COVID-19, vojnou medzi Ruskom a Ukrajinou a energetickou krízou. (Tokic, 2020) (Kapicka, Rupert, 2022) (Ng, Naranjo, Schlotzhauer, Shoss, Kartvelishvili, Bartek, Ingraham, Rodriguez, Schneider, Silverlieb-Seltzer, Silva, 2021)

So šírením pandémie sociálne vzťahy preformulovali, v závislosti od šírenia vírusu krajiny neustále zavádzali obmedzenia s cieľom znížiť počet infekcií. Obmedzenia v mnohých prípadoch spôsobili negatívne dôsledky u spoločností, organizácií a štátnych inštitúcií. Spoločnosti museli použiť alternatívne riešenia na zabezpečenie zdravia a bezpečnosti svojich zamestnancov. Zamestnávateľa boli nútení umožniť zamestnancom prácu na diaľku z domu. Týmto spôsobom mohli zabezpečiť neustále plnenie úloh a fungovanie organizácií na určitej úrovni. Vo väčšine prípadov tieto riešenia boli len dočasné a zamestnávateľa nemali inú možnosť, len ukončiť pracovné zmluvy s viacerými zamestnancami. Výsledkom tohto rozhodnutia bolo zvýšenie miery nezamestnanosti. Táto práca sa zameriava na analýzu vzťahu medzi mierou nezamestnanosti a viacerými ekonomickými faktormi na Slovensku, ako sú faktory miera rizika chudoby, výška minimálnej mzdy, nerovnomernosť príjmového rozdelenia a priemerná medziročná inflácia v období 2005 a 2022. (Murtin, De Serres, Hijzen, 2013)

1 Charakteristika skúmaných premenných

Nezamestnané osoby sú ekonomicky aktívne osoby, ktoré sa nachádzajú mimo pracovného procesu. Miera nezamestnanosti predstavuje percentuálny podiel nezamestnaných ľudí a ekonomicky aktívneho obyvateľstva podľa údajov z Výberového zisťovania pracovných síl. (Hurbánková, 2018) Vývoj miery nezamestnanosti je vo veľkej miere ovplyvnený sociálnym systémom danej krajiny, ktorá určuje rozsah a výšku jednotlivých sociálnych dávok. Pre danú skupinu obyvateľstva výška štátnej pomoci je dostatočná na uspokojenie potrieb a kvôli tomu nehľadajú prácu. Lalive v jeho prieskume určil, že táto skupina predstavuje len zanedbateľnú časť populácie, pretože väčšina ľudí chce byť zamestnaná. (Lalive, 2007) Počas života jednotlivca môžu nastať rôzne životné situácie, ktoré prispievajú k riziku chudoby. Pojem miera rizika chudoby je definovaný ako podiel obyvateľov v celkovej populácii, u ktorých ekvivalentný disponibilný príjem (súčet príjmov domácnosti po odpočítaní pravidelných daní, transferov a sociálneho poistenia) je menší ako stanovaná hranica rizika chudoby (teda 60% mediánu národného ekvivalentného disponibilného príjmu). (Vlačuha, Kubala, 2022). Minimálna mzda je dôležitým nástrojom na boj proti chudobe, jej mesačná výška je zákonom stanovená, ktorú zamestnávateľ musí platiť svojim zamestnancom za prácu v danom mesiaci. Cieľom minimálnej mzdy je zaistiť, aby zamestnanci mali možnosť zabezpečiť základné

životné potreby pre seba a pre svoju rodinu. Ďalším dôležitým predmetom skúmania ekonomickej stability je nerovnomernosť príjmového rozdelenia, ktorá je vyjadrená percentuálne ako pomer objemu príjmov 20% obyvateľstva s najvyššími príjmami k objemu príjmov 20% s najnižšími príjmami, teda predstavuje pomer príjmov horného a dolného kvintilu. V literatúre sa často stretávame s daným pojmom ako i s analýzou javu na základe rôznych ukazovateľov, avšak na vnímanie jej globálnej previazanosti sa orientuje málo výskumníkov. Priemerná medziročná inflácia je dôležitým ukazovateľom centrálnych bánk, vlády a ekonómov, pretože pomocou nej sledujeme kupovaciu silu obyvateľstva a hospodársku stabilitu v krajine. Jej hodnota je daná ako percentuálna zmena voči predchádzajúcemu roku. (Georgarakos & Kenny, 2022)

Cieľom tejto práce je zistiť, či medzi mierou nezamestnanosti a uvedenými ekonomickými faktormi existuje lineárny vzťah. Na splnenie ciele našej práce sme čerpali údaje z databázy EUROSTAT, ktoré boli ďalej spracované v štatistickom softvéri *SAS Enterprise Guide*.

2 Skúmanie závislosti medzi vysvetľovanou premennou a vysvetľujúcimi premennými

Odhadom stanovíme lineárny regresný model charakterizujúcu závislosť miery nezamestnanosti (*d'alej len „MNZ“*) od premenných, ako sú miera rizika chudoby (*d'alej len „MRCH“*), výška minimálnej mzdy (*d'alej len „MM“*), nerovnomernosť príjmového rozdelenia (*d'alej len „NPR“*) a priemerná medziročná inflácia (*d'alej len „PMI“*).

Základnú analýzu lineárneho regresného modelu vystihujúceho závislosť MNZ od MRCH, MM, NPR a PMI vidíme v 1. tabuľke, z ktorej môžeme nasadiť do základného vzorca hodnoty lokajúcej konštanty β_0 a regresných koeficientov β_1 až β_4 nasledovne:

$$MNZ = \beta_0 + \beta_1 * MRCH + \beta_2 * MM + \beta_3 * NPR + \beta_4 * PMI \quad (1)$$

$$MNZ = -7,4879 + 1,07264 * MRCH - 0,0168 * MM + 3,3796 * NPR - 0,0695 * PMI$$

Tabuľka 1: Základná analýza lineárneho regresného modelu

Parameter Estimates						
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Type III SS
Intercept	1	-7.48791	7.28244	-1.03	0.3226	1.82807
MRCH	1	1.07264	0.46111	2.33	0.0368	9.35682
MM	1	-0.01676	0.00493	-3.40	0.0047	19.98690
NPR	1	3.37961	1.99193	1.70	0.1136	4.97751
PMI	1	-0.06946	0.11931	-0.58	0.5704	0.58613

Zdroj: vlastné spracovanie v SAS IG na základe databázy ŠÚ SR

2.1 Testovanie štatistickej významnosti regresného modelu a prínosu premennej s najnižším prínosom

V tejto podkapitole na hladine významnosti $\alpha = 0,1$ overíme štatistickú významnosť regresného modelu pomocou Fisherovho rozdelenia pravdepodobnosti s počtom stupňov voľnosti k a $(n - k - 1)$, pričom k je počet vysvetľujúcich premenných a n je rozsah výberového súboru. Testujeme pravdivosť nulovej hypotézy H_0 : *regresný model nie je štatisticky významný* oproti alternatívnej hypotéze H_1 : *regresný model je štatisticky významný*, ak platí vzťah $F > F_{1-\alpha}(k; n - k - 1)$. Kritická hodnota zamietnutia nulovej hypotézy je $F_{0,90}(4;13) = 2,4337$. Z tabuľky č. 2 je zrejماً hodnota F , preto na hladine významnosti $\alpha = 0,1$ zamietam H_0 :

$$24,94 > 2,4337 \quad (2)$$

Tabuľka 2: Analýza rozptylu pre regresnú priamku

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	4	172.53088	43.13272	24.94	<.0001
Error	13	22.47857	1.72912		
Corrected Total	17	195.00944			

Zdroj: vlastné spracovanie v SAS IG na základe databázy ŠÚ SR

Zamietnutím nulovej hypotézy model ako celok považujeme za štatisticky významný, tým pádom aspoň jeden regresný koeficient je nenulový, resp. aspoň jedna vysvetľujúca premenná má štatistický významný vplyv na MZN. Štatistickú významnosť regresného modelu potvrdíme aj platnosťou nerovnice: *p-hodnota* $< \alpha$ nasledovne $0,001 < 0,1$.

Po zamietnutí H_0 je nutné overiť, ktoré z vysvetľujúcich premenných má významný vplyv na MZN a to s testom štatistickej významnosti prínosu premennej. Na overenie štatistickej významnosti prínosu si vyberieme premennú s najnižším prínosom na základe hodnoty Δvar , ktorá sa nachádza v 1. tabuľke v stĺpci Type II SS. Najnižšiu hodnotu Δvar evidujeme pri premennej PMI, preto overujeme platnosť nulovej hypotézy H_0 : *prínos premennej PMI nie je štatisticky významný* oproti alternatívnej hypotéze H_1 : *prínos premennej PMI je štatisticky významný* pomocou testovacej štatistiky F so stupňom voľnosti 1 a $(n - k - 1)$, kde F vypočítame nasledovne:

$$F = \frac{\Delta var}{MSR} \quad (3)$$

Kritická oblasť zamietnutia nulovej hypotézy je $F_{0,90}(1;16) = 3,0481$. Na hladine významnosti $\alpha = 0,1$ zamietam H_0 , ak platí vzťah $F > F_{1-\alpha}(1; n - k - 1)$.

$$0,3390 < 3,0481 \quad (4)$$

Hodnota testovacej charakteristiky F sa nenachádza v kritickej oblasti, teda na základe hladiny významnosti $\alpha = 0,1$ prínos premennej PMI nie je štatisticky významný, tým pádom vyradujeme z regresného modelu. O prijímaní nulovej hypotézy hovorí aj p-hodnota vo výške 0,5704, ktorá je vyššia ako naša zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,1$. Po vylúčení premennej PMI regresný model môžeme zapísať v tvare:

$$MNZ = -7,4879 + 1,07264 * MRCH - 0,0168 * MM + 3,3796 * NPR \quad (5)$$

2.2 Overenie štatistickej významnosti regresných koeficientov

Na hladine významnosti 0,1 overujeme štatistickú významnosť regresných koeficientov pomocou nulovej hypotézy $H_0: \beta_i = 0$, regresné koeficienty β_1 , β_2 a β_3 nie sú štatisticky významné oproti alternatívnej hypotéze $H_1: \beta_i \neq 0$, regresné koeficienty β_1 , β_2 a β_3 sú štatisticky významné. Na overenie nulovej hypotézy sa používa testovacia charakteristika Studentovo rozdelenia, kde kritická oblasť zamietnutia nulovej hypotéza je určená nerovnicou v tvare $|t| > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-k-1)$.

Tabuľka 3: Odhady premenných po vylúčení premennej PMI

Parameter Estimates						
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Type II SS
Intercept	1	-7.41433	7.10737	-1.04	0.3145	1.79286
MRCH	1	1.00618	0.43608	2.31	0.0368	8.77076
MM	1	-0.01687	0.00481	-3.51	0.0035	20.27886
NPR	1	3.54676	1.92403	1.84	0.0865	5.59834

Zdroj: vlastné spracovanie v SAS IG na základe databázy ŠÚ SR

Kritická oblasť zamietnutia nulovej hypotézy v našom prípade je $t_{0,95}(16) = 1,7459$, ktorá je porovnaná s hodnotami testovacej charakteristiky sledovaných premenných, ktoré sú známe z tabuľky č. 3, konkrétne zo stĺpci t Value:

$$MRCH: |2,31| > 1,7459 \quad (6)$$

$$MM: |-3,51| > 1,7459 \quad (7)$$

$$NPR: |1,84| > 1,7459 \quad (8)$$

Na hladine významnosti 0,1 sú regresné koeficienty β_1 , β_2 a β_3 štatisticky významné, teda premenné MRCH, MM a NPR významne ovplyvňujú MNZ. Túto skutočnosť môžeme vidieť aj pri p-hodnotách, ktoré sú v každom prípade menšie ako zadaná hladina významnosti $\alpha = 0,1$, preto nulovú hypotézu o nevýznamnosti regresných koeficientov zamietame.

2.3 Intervaly spoľahlivosti pre parametre lineárneho regresného modelu

Pre overenie presnosti a štatistickej významnosti odhadnutých koeficientov v regresnom modeli vypočítame intervaly spoľahlivosti pre regresné koeficienty. Z tabuľky č. 4 je zrejماً hodnota Intercept, ktorá je rôzna od 0, tým pádom má štatisticky významný efekt na výsledky pri určenej hladiny spoľahlivosti 0,1.

Tabuľka 4: Intervaly spoľahlivosti pre regresné koeficienty

Parameter Estimates								
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Type III SS	90% Confidence Limits	
Intercept	1	-7.41433	7.10737	-1.04	0.3145	1.79286	-19.93261	5.10395
MRCH	1	1.00618	0.43608	2.31	0.0368	8.77076	0.23811	1.77426
MM	1	-0.01687	0.00481	-3.51	0.0035	20.27886	-0.02534	-0.00840
NPR	1	3.54676	1.92403	1.84	0.0865	5.59834	0.15795	6.93558

Zdroj: vlastné spracovanie v SAS IG na základe databázy ŠÚ SR

So spoľahlivosťou 0,9 odhadneme priemernú zmenu MNZ spôsobenú nárastom, resp. poklesom MRCH, MM a NPR. Zvýšenie MRCH o 1% spôsobí so spoľahlivosťou 0,9 zvýšenie v počte nezamestnaných osôb v priemere o viac ako 0,24% a súčasne o menej ako 1,77%, za predpokladu, že ostatné premenné sa nemenia. Zvýšenie MM o 100 € spôsobí so spoľahlivosťou 0,9 zníženie MNZ v priemere o viac ako 0,84% a súčasne o menej ako 2,53%, za predpokladu, že ostatné premenné ostanú nezmenené. S 90% pravdepodobnosťou zvýšenie NPR o 1% vyvoláva nárast pri MNZ v priemere o viac ako 0,16% a súčasne o menej ako 6,94%, za predpokladu, že ostatné premenné sú konštantné.

2.4 Posúdenie intenzity vzťahu medzi MNZ a vysvetľujúcimi premennými

Tesnosť skúmanej závislosti kvantifikujeme korelačnými charakteristikami, konkrétne s koeficientom determinácie a koeficientom korelácie. Výberový koeficient determinácie slúži na posúdenie kvality vyrovnania empirických dát vyrovnávajúcou regresnou funkciou. Na základe tabuľky č. 5 vidíme, že výberový viacnásobný koeficient determinácie je 0,8817, teda premenné MRCH, MM a NPR vysvetľujú 88,17% variability premennej MNZ. Zvyšných 11,83% variability sú spôsobené inými faktormi, ktoré neboli zaradené do regresného modelu a náhodnými vplyvmi. Korigovaný koeficient determinácie slúži na porovnanie kvality viacerých regresných modelov, ktorý je v našom prípade vo výške 0,8564. S odmocnením výberového koeficientu determinácie v hodnote 0,8817 získame hodnotu výberového koeficientu korelácie vo výške 0,9390, s ktorou posúdime intenzitu lineárnej závislosti premennej MNZ od premenných MRCH, MM a NPR. Na základe získanej hodnoty môžeme povedať, že premenná MNZ je silne lineárne závislá od premenných MRCH, MM a NPR.

Tabuľka 5: Viacnásobný koeficient determinácie

Root MSE	1.28354	R-Square	0.8817
Dependent Mean	10.80556	Adj R-Sq	0.8564
Coeff Var	11.87853		

Zdroj: vlastné spracovanie v SAS IG na základe databázy ŠÚ SR

Test štatistickej významnosti párového koeficientu korelácie sa nazýva ako test lineárnej nezávislosti vysvetľujúcich premenných a vysvetľovanej premennej. Na hladine významnosti 0,1 otestujeme pravdivosť nulovej hypotézy $H_0: \rho_{x,y} = 0$, párový koeficient korelácie nie je štatisticky významný oproti alternatívnej hypotéze $H_1: \rho_{xy} \neq 0$, párový koeficient korelácie je štatisticky významný. Na overenie lineárnej nezávislosti párového koeficientu korelácie slúžia viaceré testy, z ktorých budú aplikované tri najvýznamnejšie. Na zlepšovanie aproximácie rozdelenia výberového súboru používame Fisherovú z-transformáciu, ktorá je určená pre rôzne hodnoty výberového koeficientu korelácie r_{xy} . Kritická oblasť je pre úroveň významnosti α vymedzená nerovnicou $|z| > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$. Fisherová z-transformácia pre hodnotu $r_{xy} = 0,9390$ je $z_F = 1,7295$, s ktorou hodnotou určíme výsledok nasledujúcej testovacej charakteristiky:

$$z = z_F * \sqrt{n - 3} = 1,7295 * \sqrt{15} = 6,6983 \quad (9)$$

$$6,6983 > 1,65$$

Ďalej na otestovanie používame t štatistiku, ktorá má Studentovo rozdelenie s $(n - 2)$ stupňami voľnosti. Oblasťou zamietnutia nulovej hypotézy je $|t| > t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n - 2)$, kde kritická oblasť má hodnotu $t_{0,95}(16) = 1,7459$. Hodnota t je určená na základe nasledujúceho výpočtu:

$$t = \frac{r_{xy}}{\sqrt{1-r_{xy}^2}} * \sqrt{n - 2} = \frac{0,9390}{\sqrt{1-0,8817}} * \sqrt{16} = 10,9201 \quad (10)$$

$$10,9201 > 1,7459$$

Ako tretiu testovaciu štatistiku používame Fisherovo rozdelenia so stupňami voľnosti $(1; n - 2)$. Nulovú hypotézu o lineárnej nezávislosti premenných X a Y zamietame, ak platí vzťah $F > F_{1-\alpha}(1, n - 2)$. Kritická hodnota zamietnutia nulovej hypotézy je $F_{0,90}(1; 16) = 3,0481$. Test lineárnej závislosti je rovnocenný s testom štatistickej významnosti regresného modelu ako aj regresných koeficientov, teda má tvar:

$$F = \frac{(n-2)*r_{xy}^2}{1-r_{xy}^2} = \frac{(18-2)*0,8817}{\sqrt{1-0,8817}} = 41,0155 \quad (11)$$

$$41,0155 > 3,0481$$

Vypočítané hodnoty všetkých troch testovacích charakteristík patria do zodpovedajúcich kritických oblastí, preto nulovú hypotézu o štatistickej nevýznamnosti párového koeficienta korelácie zamietame, tým pádom môžeme uvažovať o lineárnom modeli opisujúcom priebeh závislosti premennej MNZ od premenných MRCH, MM a NPR.

Ak vysvetľujúce premenné sú lineárne závislé, treba zistiť čistý vplyv jednotlivých vysvetľujúcej premennej na MNZ, ktorý nie je ovplyvnený inými vysvetľujúcimi premennými. V tom pomôžu čiastkové parciálne charakteristiky. Na základe tabuľky 6. môžeme skonštatovať, že premenná MRCH dodatočne vysvetľuje 2,09% z tej časti variability MNZ, ktorá nebola vysvetlená premennými MM a NPR, jej dodatočný prínos je vo výške 4,49%. Premenná MM dodatočne vysvetľuje 84,99% z tej časti variability MNZ, ktorá nebola vysvetlená premennými MRCH a NPR, jej dodatočný prínos predstavuje 10,34% a premenná NPR dodatočne vysvetľuje 19,53% z tej časti variability MNZ, ktorá nebola vysvetlená premennými MRCH a NPR a jej dodatočný prínos je 2,87%.

Tabuľka 6: Parciálne a semiparciálne koeficienty determinácie

Parameter Estimates									
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Squared Semi-partial Corr Type I	Squared Partial Corr Type I	Squared Semi-partial Corr Type II	Squared Partial Corr Type II
Intercept	1	-7.41433	7.10737	-1.04	0.3145				
MRCH	1	1.00618	0.43608	2.31	0.0368	0.02091	0.02091	0.04498	0.27550
MM	1	-0.01687	0.00481	-3.51	0.0035	0.83211	0.84988	0.10399	0.46786
NPR	1	3.54676	1.92403	1.84	0.0865	0.02871	0.19532	0.02871	0.19532

Zdroj: vlastné spracovanie v SAS IG na základe databázy ŠÚ SR

Záver

Prostredníctvom teoretických prístupov k regresnej a korelačnej analýze sme objasnili základné vzťahy medzi mierou nezamestnanosti a viacerými premennými. Naše vysvetľujúce premenné boli miera rizika chudoby, výška minimálnej mzdy, nerovnomernosť príjmového rozdelenia a priemerná medziročná inflácia Slovenskej republiky v období od 2005 do 2022. Po overení štatistickej významnosti regresného modelu sme preskúmali prínosy vybraných premenných, kde sme dospeli k záveru, že prínos priemernej medziročnej inflácie nemá štatisticky významný prínos na mieru nezamestnanosti. Po vylúčení sme overili štatistickú významnosť regresných koeficientov a posúdili sme tesnosť skúmanej závislosti. Pomocou výberového viacnásobného koeficientu determinácie sme sa dozvedeli, že premenné miera rizika chudoby, minimálna mzda a nerovnomernosť príjmového rozdelenia vysvetľujú 88,17% variability premennej MNZ.

Na závislosť medzi mierou nezamestnanosti a mierou rizika chudoby môžeme pozerat' z viacerých hľadísk. Je dôležité poznamenať, že sú vzájomne ovplyvňované a závislosť medzi nimi je komplexná a ovplyvnená mnohými ďalšími faktormi. (King, Rothstein, 1994). Potvrdili sme signifikantnú závislosť medzi mierou nezamestnanosti a výškou minimálnej mzdy, čo môže byť dôležité z hľadiska politiky pracovného trhu a sociálnej politiky štátu. V praxi je nevyhnutné zvážiť ďalšie faktory, ktoré ovplyvňujú túto závislosť, ako je napríklad ekonomický rast a inflácia. Nerovnomernosť príjmového rozdelenia môže spôsobiť sociálnu nestabilitu, ktorá môže negatívne ovplyvniť podnikateľské subjekty a viesť k zvýšeniu nezamestnanosti. Nerovnomernosť príjmového rozdelenia súvisí aj s prístupom k vzdelaniu, čo môže brzdiť inováciu a produktivitu a to môže spôsobiť pokles hospodárskej aktivity a viesť k nižšej tvorbe pracovných miest a vyššej miere nezamestnanosti. Politiky sociálnej ochrany majú za cieľ zabezpečiť sociálnu ochranu pre obyvateľstvo a s tým zmierniť vzťah medzi nerovnomernosťou príjmového rozdelenia a mierou nezamestnanosti. Je dôležité uvedomiť si, že ak krajina čelí vysokým mieram nezamestnanosti kvôli nerovnomernému príjmovému rozdeleniu, tak to má vplyv na medzinárodné obchodné vzťahy a na konkurenciu na medzinárodných trhoch.

Referencie

- Eurostat (2022). At-risk-of-poverty rate by sex. Retrieved September 15, 2023, from <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/TESSI010/default/table>
- Eurostat (2022). *Unemployment by sex and age – annual data*. Retrieved September 18, 2023, from https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=une_rt_a&lang=en
- Georgarakos, D., & Kenny, G. (2022). Household spending and fiscal support during the COVID-19 pandemic: Insights from a new consumer survey. *Journal of Monetary Economics*, 129(Supplement), S1-S14. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2022.02.007>
- Hurbánková, L., Sivašová, D. (2018). *Hospodárska štatistika I*. 1. vydanie. Bratislava: Vydavateľstvo EKONÓM. ISBN 978-80-225-4504-4.
- Kapicka, M., Rupert, P. (2020). Labor markets during pandemics. *Journal of Economic Theory*, 204(1), <https://doi.org/10.1016/j.jet.2022.105520>
- King, D., Rothstein, B. (1994). Government Legitimacy and the Labour Market: A comparative analysis of employment exchanges. *Public Administration*, 72(2) 291–308. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9299.1994.tb01014.x>

- Lalive, R. (2007). Unemployment Benefits, Unemployment Duration, and Post-Unemployment Jobs: A Regression Discontinuity Approach. *The American Economic Review*, 97(2), 108–112. <http://www.jstor.org/stable/30034430>
- Minimálna mzda na Slovensku (2022). Retrieved September 17, 2023, from <https://www.minimalnamzda.sk/minimalna-mzda-historia.php>
- Murtin, F., De Serres, A., Hijzen, A. (2013). The Ins and Outs of Unemployment. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1020. Paris: OECD Publishing.
- Ng, M. A., Naranjo, A., Schlotzhauer, A. E., Schoss, M. K., Kartvelishvili, N., Bartek, M., Ingraham, K., Rodriguez, A., Schneider, S. K., Silverlieb-Seitzer, L., Silva, C. (2021). Has the COVID-19 Pandemic Accelerated the Future of Work or Changed Its Course? Implications for Research and Practice. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(19). <https://doi.org/10.3390/ijerph181910199>
- Šoltés, E., Kotlebová E., Labudová, V., Sipková Ľ., & Vojtková, M. (2015). *Štatistické metódy pre ekonómov: Zbierka príkladov*. Bratislava: Wolters Kluwer. ISBN 978-80-8168-234-6.
- Šoltés, E. (2008). *Regresná a korelačná analýza s aplikáciami*. Bratislava: Wolters Kluwer. ISBN 978-80-8078-163-7.
- Vlačuha, R., Kubala, M. (2022). EU SILC 2022 Indikátory chudoby a sociálneho vylúčenia. Štatistický úrad Slovenskej republiky. ISBN 978-80-8121-913-9.
- Tokic, D. (2020). Long-term consequences of the 2020 coronavirus pandemics: Historical global-macro context. *Journal of Corporate Accounting and Finance*, 31(3), 9–14. <https://doi.org/10.1002/jcaf.22448>

Contact

Krisztina Károlyi Gaál

J. Selye University, Faculty of Economics and Informatics

Hradná ul. 21., 945 01 Komárno

karolyi.g.krisztina@gmail.com