

Analýza vývoja nezamestnanosti podľa vzdelania v podmienkach Slovenska

Analysis of unemployment by education in Slovakia

Eva LITAVCOVÁ, Sylvia JENČOVÁ

Abstrakt

Problém nezamestnanosti sa stal sprievodným javom procesu transformácie slovenskej ekonomiky po roku 1989. Nezamestnanosť je problémom, ktorý sa dotýka mnohých oblastí spoločenského života, pričom ju chápeme predovšetkým ako makroekonomický problém. Nezamestnanosť vnímaná ako sociálno-patologický fenomén je objektom pozornosti hospodárskej politiky, rôznych vedných disciplín predstavujúci závažný problém, od riešenia ktorého závisí produkčná schopnosť ekonomiky. Cieľom príspevku je predikcia ďalšieho vývoja časových radov stavu nezamestnanosti podľa nadobudnutého vzdelania modelovaním SARIMA modelmi.

Kľúčové slová

Nezamestnanosť, vzdelanie, časový rad, ARIMA, SARIMA

Abstract

The transformation of the Slovak economy since 1989 has resulted in a lingering and growing problem of unemployment. Unemployment affects many areas of daily life. We understand it primarily as a macroeconomic problem. It is treated via policy as a form of socio-pathological phenomenon. Various disciplines attempting to treat this serious problem all view it from a different perspective. But, the only real solution to this problem depends on the production capacity of the economy being affected by it. This article aims to forecast unemployment by the development of a time series for state unemployment by modeling using the SARIMA system.

Key words

Unemployment, education, time series, ARIMA, SARIMA

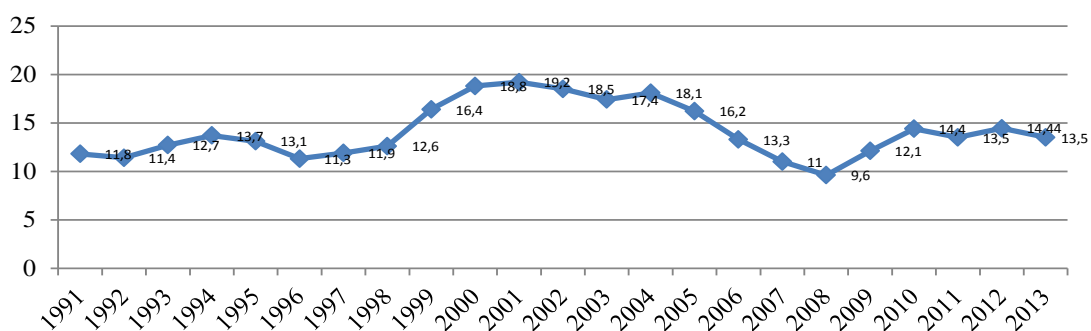
JEL Classification: C22, J64

Úvod

Nezamestnanosť kvantifikuje vážny ekonomický a sociálny fenomén paralyzujúci nielen jednotlivca, ale celú spoločnosť. Je nemožné ju považovať za latentný prejav, ktorý skôr či neskôr pomínie, je to mnohodomenzionálny jav, ku ktorému treba pristupovať komplexne, prostredníctvom hĺbkovej analýzy. Cieľom každého štátu je najmä z hľadiska udržania sociálneho zmiernosti dospieť k plnej zamestnanosti, teda takému stavu, kedy ten, kto chce pracovať a akceptovať mzdu, ktorú mu zamestnávateľ za daných podmienok môže ponúknuť, si zamestnanie vždy nájde“, [7, s.99].

Zamestnanosť a nezamestnanosť svojimi špecifikami zahŕňajú dve úzko prepojené, ale predsa len odlišné pohľady na kľúčové faktory na trhu práce. Preto je treba ich vnímať vo vzájomnom kontexte a zároveň jednotlivo podľa ich špecifických charakteristík, [10, s.59]. Vzdelanie za ústrednú hodnotu spoločnosti považovali významní vedci v šesťdesiatich rokoch Daniel Ben a Alain Tourain. Vzdelanie a jeho dosiahnutá úroveň je nielen základom pracovného úspechu človeka ale aj dôležitým predpokladom dobre sformovanej jeho osobnosti a kvalitného života. Kvalitné vzdelanie a príprava na povolanie pomáhajú v boji na budúce povolanie zjednodušuje mladým ľuďom vstup na trh práce, [8]. Na začiatku roka 2013 bola na Slovensku nezamestnanosť ľudí do 25 rokov na úrovni 35%, pre komparáciu v EÚ 23%, v eurozóne 24%, Česku 20%, Španielsku 56%, Maďarsku 29%.

Obrázok 1 Vývoj miery nezamestnanosti v SR v rokoch 1991-2013 v %



Zdroj: Vlastné spracovanie

Materiál a metódy

Analýza nezamestnanosti sa dá realizovať prostredníctvom práce s údajmi. Údaje sú získané zo Štatistického úradu Slovenskej republiky, Ministerstva práce sociálnych vecí a rodiny. Na základe dostupných ročných a štvrt'ročných údajov o stave nezamestnanosti podľa

dosiahnutého vzdelania za obdobie 1994-2013 je prevedená dôkladná analýza časových radov. Analýza dát je prevedená v programe STATISTICA a SPSS.

Jednorozmerný časový rad je sekvencia meraní tej istej premennej zozbieraná v čase pričom sa berú spravidla časové úseky rovnakej dĺžky. Pri jednorozmerných časových radoch môže rad y_t , $t=1,2,\dots,T$, mať iba konštantnú úroveň μ , alebo obsahovať aj trendovú Tr_t , sezónnu S_t a cyklickú C_t zložku, niektoré z nich, alebo všetky. Súčasťou každého časového radu je náhodná zložka a_t . Vzťah zložiek časového radu môže byť multiplikatívny $y_t=Tr_t.S_t.C_t.a_t$ alebo aditívny $y_t=Tr_t+S_t+C_t+a_t$. Klasické metódy modelovania časových radov sú zamerané na analýzu týchto zložiek. Logaritmická transformácia časového radu sa často používa na linearizáciu exponenciálneho trendu ekonomického časového radu, stabilizáciu variability a pri finančných časových radoch pre normalizáciu náhodnej veličiny s lognormálnym rozdelením. Ďalej sa modeluje už logaritmovaný časový rad. Častým javom pri ekonomických časových radoch je podmienená heteroskedasticita.

Moderný spôsob analýzy časových radov je pomocou Box-Jenkinsovej metodológie, [5]. Podľa nej boli nájdené sezónne autoregresné modely s kĺzavými priemermi, pomocou ktorých je prognóza budúceho vývoja v ďalších časových obdobiach vyjadrená pomocou hodnôt minulých a zistených odchýlok reálnych hodnôt od nájdeného modelu. Rád modelu indikuje, koľko časových období sa použije na predikciu súčasnosti. Princípom Box-Jenkinsovej metodológie je stochastická koncepcia modelovania náhodnej zložky časového radu. Predpokladom modelovania náhodnej zložky je stacionarita, teda náhodné zložky musia mať strednú hodnotu, rozptyl a kovarianciu (lineárnu závislosť medzi dvoma časovo posunutými zložkami) konštantné v čase. Vychádza sa z Woldovej vety: Každý stacionárny proces, ktorý neobsahuje deterministickú zložku, môže byť vyjadrený ako lineárna kombinácia nekonečného radu nekorelovaných, rovnako rozdelených náhodných veličín. To sa označuje ako Woldova reprezentácia, alebo lineárny proces. Pri základných lineárnych modeloch časových radov v rámci Box-Jenkinsovej metodológie sa využívajú modely *ARIMA* (*AutoRegressive Integrated Moving Averages*) a *SARIMA* (*Seasonal ARIMA*), ak je prítomná sezónna zložka. Stacionarita časového radu sa dosahuje jeho diferencovaním. Model sa zapisuje $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)$, kde p je počet autoregresných parametrov označovaných písmenom ϕ (P pre sezónne), d je počet diferencií (D pre sezónne), q je počet parametrov kĺzavých priemerov označovaných písmenom θ (Θ pre sezónne). Stacionárny časový rad je potom možné pomocou zistených parametrov napríklad v rámci modelu $ARIMA(p,0,q)$ bez sezónnosti vyjadriť:

$$z_t = \theta_0 + \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

Aby bol autoregresný proces stacionárny, musia ležať jeho parametre vo vnútri jednotkového kruhu. Model s kľazovými priemermi je stacionárny z definície. Aby bol invertibilný, teda aby ho bolo možné vyjadriť vo forme konvergujúcej nekonečnej reprezentácie AR, musia jeho parametre ležať vo vnútri jednotkového kruhu. Ak sú vzdialené časové veličiny silne závislé, je možné použiť modely s dlhou pamäťou *ARFIMA*. Model je akceptovateľný, ak jeho rezíduá majú normálne rozdelenie a nevykazujú autokoreláciu a heteroskedasticitu. Lineárne modely často nie sú schopné podchytiť nelineárne správanie v časových radoch. Heteroskedasticita je premenlivá variabilita, nazýva sa aj volatilita. Ak je prítomná, je vhodné vyskúšať nelineárne modely s premenlivými režimami, *TAR*, *STAR*, *MSW*, alebo modely volatility *ARCH* (*autoregressive conditional heteroskedasticity*), *GARCH* (*Generalised ARCH*). (Viac Arlt, Arltová 2009). Pre modelovanie je možné využiť aj neurónové siete.

Mierou, či vybraný model sa dobre hodí na časový rad je hodnota *Stacionárne R²*, ktoré je vyjadrené vzťahom

$$R_S^2 = 1 - \frac{\sum_t (z_t - \hat{z}_t)^2}{\sum_t (\Delta z_t - \overline{\Delta z})^2},$$

kde $\overline{\Delta z}$ je jednoduchý model pre diferenciáciou transformovaný časový rad, ktorý je ekvivalentný jednoduchému bázičnému modelu *ARIMA(0,d,0)(0,D,0)*. Stacionárne *R²* môže nadobúdať hodnoty v intervale $(-\infty, 1]$. Záporná hodnota vypovedá o tom, že uvažovaný model je horší ako bázičný, hodnota 0 znamená, že je rovnako dobrý ako bázičný a kladná hodnota čím viac sa blíži k číslu 1, tým je model lepší. Nadobúdaná hodnota stacionárneho *R²* z programu SPSS je 0,496. Ďalšia štatistika posudzujúca vhodnosť modelu je Ljung-Boxova štatistika, ktorá testuje autokoreláciu rezíduí. Ak je významná, tak rezíduá sú autokorelované a model nespĺňa základný predpoklad. Rezíduá musia byť procesom bieleho šumu, teda sú identické a vzájomne nezávislé. Vlastnosťou procesu bieleho šumu je nulová autokorelačná funkcia ACF a parciálna autokorelačná funkcia PACF. Ljung-Boxova štatistika je funkciou *m*, posunu v časovom rade a má pre každé *m* tvar

$$Q(m) = n(n+2) \sum_{j=1}^m \frac{r_j^2}{n-j},$$

kde r_j sú autokorelačné koeficienty, n je počet bodov po diferenciacii. Ljung-Boxova štatistika má χ^2 rozdelenie s počtom stupňov voľnosti $m-c$, kde c je počet koeficientov v modeli, konštantu nezapočítavajúc. Pre vybraný model je hodnota Ljung-boxovej štatistiky (SPSS) rovná $Q(18)=7,526$ čo neprevyšuje kritickú hodnotu 26,296 pri počte stupňov voľnosti 16, teda nie je významná.

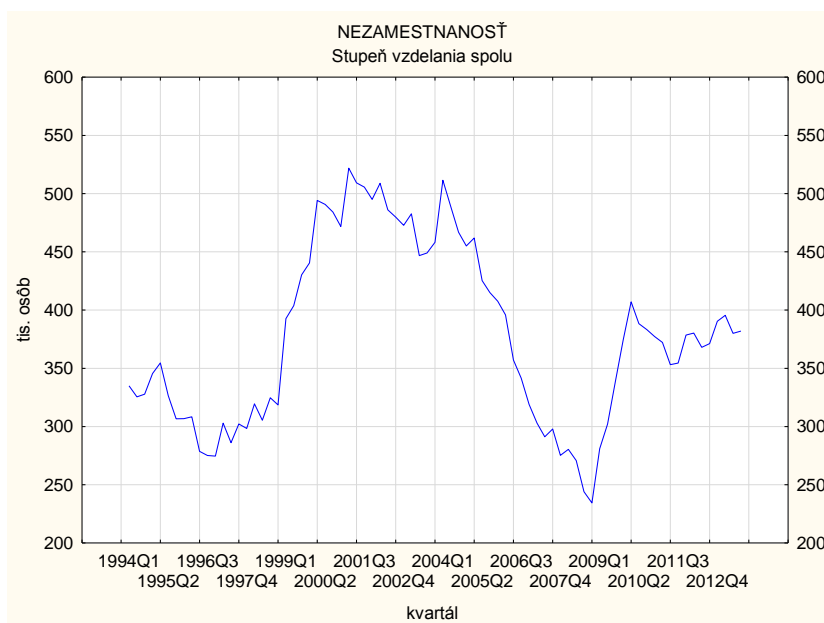
Ak je stochastický proces X_t stacionárny, teda charakteristiky jeho náhodných veličín sú v čase konštantné, stredná hodnota je μ a rozptyl je σ^2 pre každé t , tak autokorelačná funkcia medzi veličinami X_t a X_{t-k} sa vyjadří pomerom ich kovariancie a rozptylu

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{E(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu)}{D(X_t)}$$

Analýza vývoja nezamestnanosti

V nasledujúcom texte je analyzovaný vývoj nezamestnanosti v tisícoch osôb podľa úrovne vzdelania. Vychádzame z kvartálnych údajov vývoja nezamestnanosti od 1. kvartálu roku 1994 po 3. kvartál roku 2013. Graf 1 zobrazuje vývoj nezamestnanosti v tis. osôb spolu za všetky úrovne vzdelania, graf 2 obsahuje tých 7 vybraných časových radov, u ktorých boli získané údaje úplné. Najprv sú predstavené časové rady vybraných skupín obyvateľstva podľa vzdelania. Potom je modelovaný budúci vývoj niektorých z nich. V ďalšom texte je štatisticky porovnávaná úroveň nezamestnanosti podľa vzdelania na štandardizovaných časových radoch.

Graf 1 Časový rad nezamestnanosti obyvateľstva SR



Zdroj: Vlastné spracovanie

Nekompletné údaje o vývoji nezamestnanosti boli k dispozícii pre ľudí bez vzdelania, so vzdelaním vyšším stredným, vysokoškolským 1. stupňa a vysokoškolským 3. stupňa. Tabuľka 1 obsahuje základné číselné charakteristiky uvažovaných časových radov.

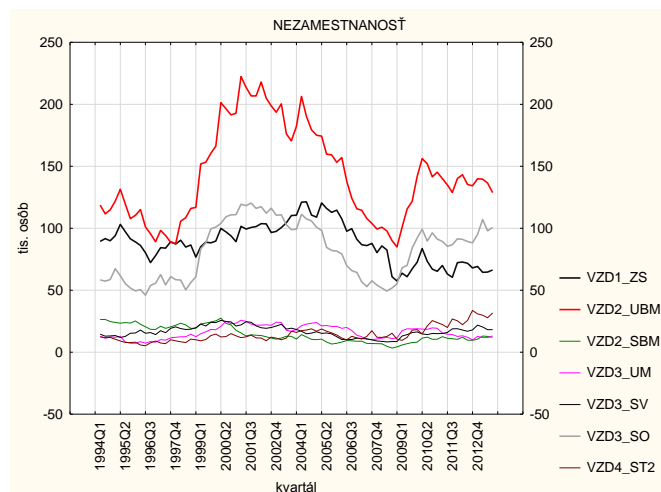
Tabuľka 1 Číselné charakteristiky časových radov vývoja nezamestnanosti podľa vzdelania v rokoch 1994-2013

| Vzdelanie | Popisné štatistiky (data_VN.sta) | | | | |
|---------------------------|----------------------------------|----------|---------|---------|---------------------|
| | N | Priemer | Minimum | Maximum | Smerodajná odchýlka |
| Stupeň vzdelania spolu | 79 | 378,1038 | 234,40 | 521,90 | 77,30047 |
| Základné | 79 | 88,0241 | 57,40 | 121,30 | 16,26684 |
| Učňovské bez maturity | 79 | 142,6544 | 84,90 | 222,40 | 37,92185 |
| Stredné bez maturity | 79 | 14,5051 | 3,40 | 27,50 | 6,56267 |
| Učňovské s maturitou | 79 | 15,9975 | 7,30 | 25,80 | 5,20278 |
| Úplné stredné všeobecné | 79 | 16,7139 | 8,30 | 25,70 | 4,39203 |
| Úplné stredné odborné | 79 | 81,9329 | 46,00 | 120,40 | 23,01467 |
| Vyššie odborné | 71 | 1,4127 | 0,20 | 2,30 | 0,57914 |
| Vysokoškolské - 1. stupeň | 55 | 2,4218 | 0,20 | 8,00 | 2,30086 |
| Vysokoškolské - 2. stupeň | 79 | 14,5899 | 5,20 | 33,70 | 6,45073 |
| Vysokoškolské - 3. stupeň | 37 | 0,3216 | 0,10 | 0,90 | 0,17342 |
| Bez školského vzdelania | 54 | 0,8185 | 0,10 | 2,60 | 0,60347 |

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z troch vybraných najlepšie čitateľných časových radov na grafe 2 je zrejmé, že najväčšie zmeny na trhu práce zaznamenali ponuka a dopyt po pracovných silách v so vzdelaním učňovským bez maturity (VDZ2_UBM) a úplným stredným odborným (VZD3_SO). Nezamestnanosť u ľudí so základným vzdelaním (VZD1) v porovnaní s nimi je viac stabilizovaná, dokonca s klesajúcim trendom v dlhšom období. Číselné vyjadrenie nezamestnanosti tu však môže viac odrážať klesajúcu ponuku ľudí iba so základným vzdelaním na trhu práce. Pre lepší náhľad na ostatné úrovne vzdelania bol vygenerovaný ďalší graf 3.

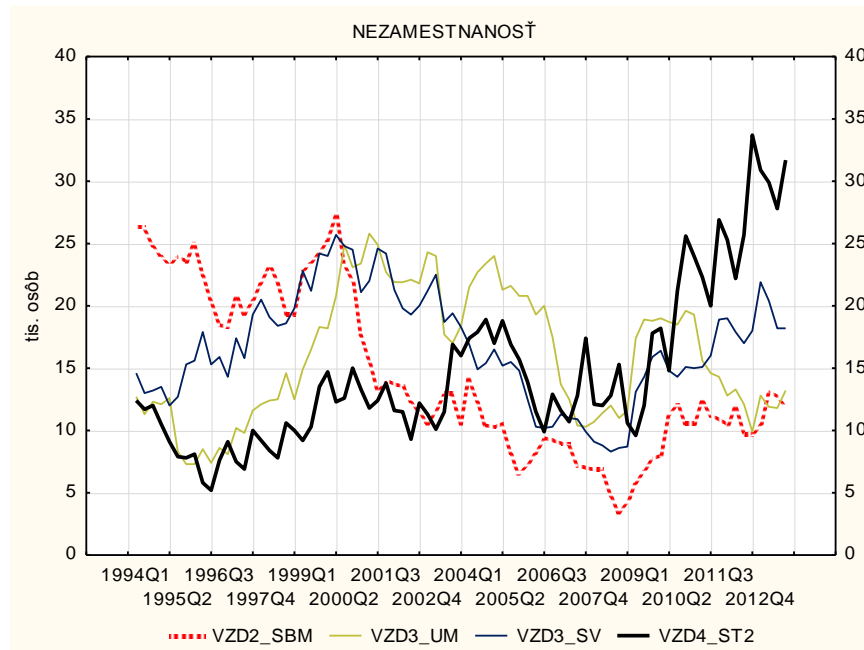
Graf 2 Časové rady nezamestnanosti vybraných skupín obyvateľstva podľa vzdelania



Zdroj: Vlastné spracovanie

Vývoj nezamestnanosti u ľudí s vysokoškolským vzdelaním druhého stupňa (VZD4_st2) má od krízy v roku 2009, odhliadnuc od sezónnych vplyvov, neprerušovaný prudko stúpajúci trend. Číselné vyjadrenie nezamestnanosti tu môže odrážať stúpajúcu ponuku vysoko prevyšujúcu dopyt u ľudí s vysokoškolským vzdelaním na trhu práce. Až do obdobia krízy vykazoval najpriaznivejší trend časový rad ľudí so stredným vzdelaním bez maturity (VZD2_SBM). Vývoj ich nezamestnanosti síce v roku 2009 prudšie stúpol, ale v roku 2010 sa stabilizoval. U ľudí s úplným stredným všeobecným vzdelaním nezamestnanosť najviac kopíruje celkovú nezamestnanosť (VZD3_SV). Pre ľudí s učňovskou školou s maturitou bol vývoj po roku 2010 najpriaznivejší (VZD3_UM). Celkovo, časový rad ich nezamestnanosti vykazuje výrazné cykly okolo konštantnej úrovne.

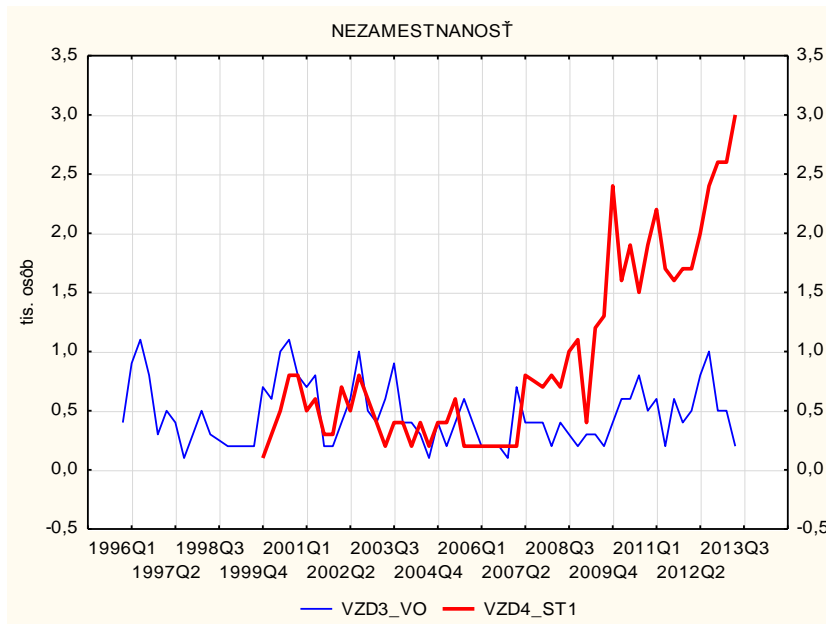
Graf 3 Časové rady nezamestnanosti vybraných skupín obyvateľstva podľa vzdelania



Zdroj: Vlastné spracovanie

Údaje o vývoji nezamestnanosti boli k dispozícii pre ľudí so vzdelaním vyšším odborným od roku 2006, s vysokoškolským 1. stupňa od roku 2000. Graf 4 je vhodný na porovnanie týchto dvoch susedných skupín ľudí z hľadiska úrovne vzdelania. Zatiaľ čo nezamestnanosť v skupine s vyšším odborným vzdelaním je stabilizovaná, na úrovni bakalárskeho vzdelania od roku 2007 má výrazný stúpajúci trend.

Graf 4 Vývoj nezamestnanosti v skupine s vyšším odborným vzdelaním a v skupine s vysokoškolským vzdelaním 1. stupňa



Zdroj: Vlastné spracovanie

Pre odhad budúceho vývoja nezamestnanosti na obdobie od 3. štvrťroku 2013 po 4. štvrťrok 2014 bola použitá analýza časových radov.

Pri modelovaní časového radu vyjadrujúceho počet nezamestnaných zo skupiny občanov SR s stredoškolským vzdelaním bez maturity bol použitý sezónny model $ARIMA(1,1,0)(0,1,1)$ bez konštanty na logaritmovaný časový rad s kvartálnou sezónnosťou.

Označme z_t , $t=6,7,\dots,T$, zlogaritmovaný časový rad diferencovaný nesezónnou prvou a sezónnou štvrtou diferencou. Nájdený model v programe STATISTICA má štatisticky významné parametre nesezónny $\phi_1=0,2763$ a sezónny $\theta_1=0,8895$. V programe SPSS sú vypočítané parametre $\phi_1=0,276$ a $\theta_1=0,890$.

Pre časový rad nezamestnaných so stredoškolským vzdelaním bez maturity (VZD2_SBM) sú vybraným modelom odhadnuté hodnoty budúceho vývoja nezamestnanosti v tabuľke 2 (STATISTICA). Graficky je model s odhadmi a intervalmi spoľahlivosti pre odhad znázornený v grafe 7. Pre overenie normality rezíduí bol urobený grafické posúdenie s priaznivým výsledkom (graf 8). Časový rad nevykazuje žiaden extrém a rezíduá nevykazujú významnú odchýlku od normálneho rozdelenia.

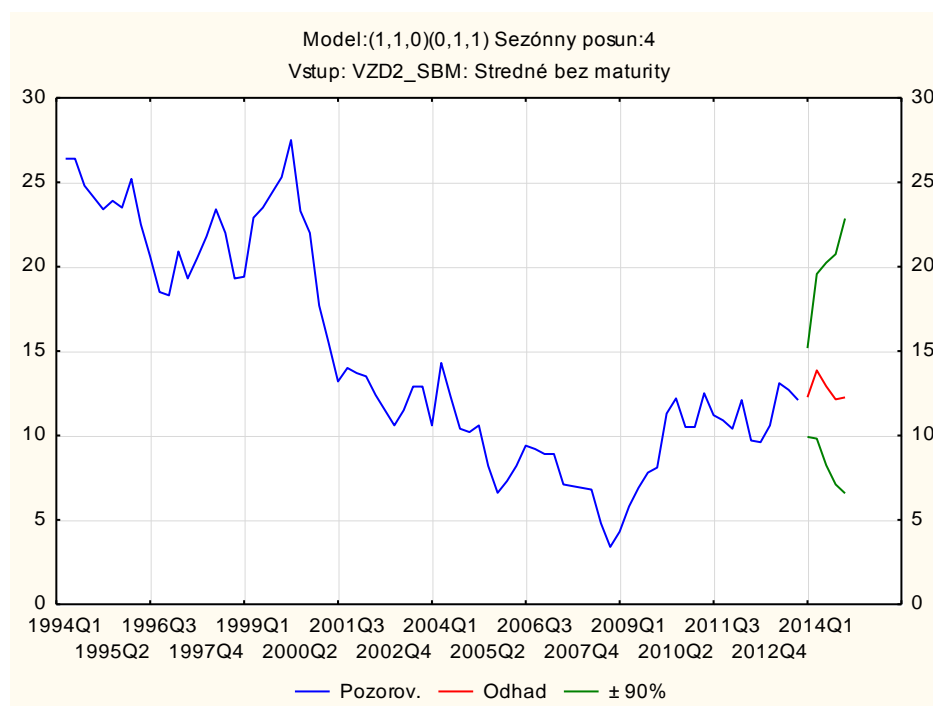
Tabuľka 2 Odhadnuté hodnoty pre vývoj nezamestnanosti občanov so stredoškolským vzdelaním bez maturity modelom $ARIMA(1,1,0)(0,1,1)$

| Kvartál | Odhad | Dolný IS 90% | Horný IS 90% |
|---------|--------|--------------|--------------|
| 2013Q4 | 12,268 | 9,917 | 15,177 |
| 2014Q1 | 13,859 | 9,816 | 19,568 |
| 2014Q2 | 12,915 | 8,241 | 20,239 |
| 2014Q3 | 12,137 | 7,102 | 20,743 |
| 2014Q4 | 12,259 | 6,577 | 22,851 |

Zdroj: Vlastné spracovanie

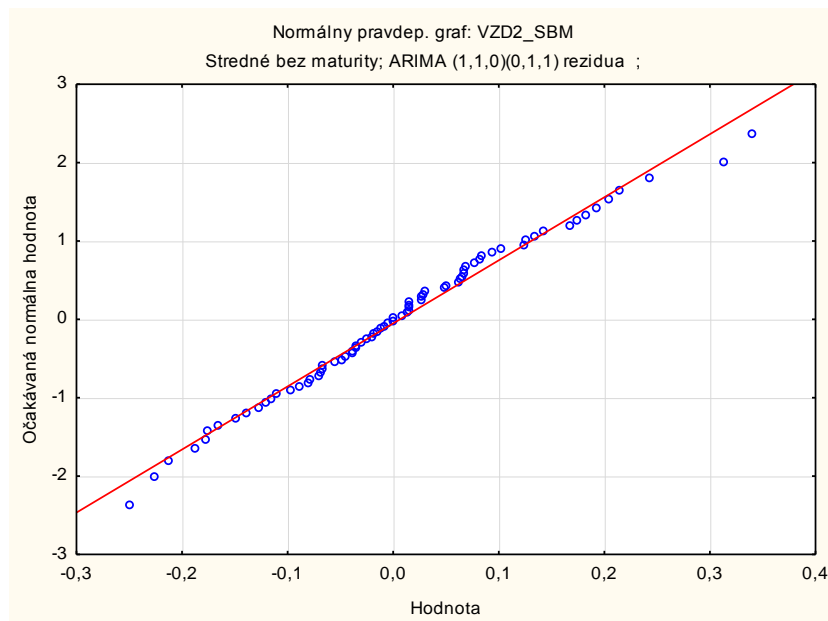
Podľa odhadu najnepriaznivejší výkyv na trhu práce pre občanov so stredoškolským vzdelaním bez maturity sa očakáva v prvom kvartáli roku 2014. Celkovo je vývoj zastabilizovaný pri porovnávaní s vývojom v predchádzajúcom roku.

Graf 7 Vývoj nezamestnanosti občanov so stredoškolským vzdelaním bez maturity



Zdroj: Vlastné spracovanie

Graf 8 Overenie normality rezíduí pre vývoj nezamestnanosti občanov so stredoškolským vzdelaním bez maturity z modelu $ARIMA(1,1,0)(0,1,1)$



Zdroj: Vlastné spracovanie

Nepriaznivý vývoj nezamestnanosti u občanov s vysokoškolským vzdelaním 2. stupňa je zaujímavý aj z hľadiska modelovania budúceho vývoja. Dá sa očakávať zmena? Spomedzi viacerých preverených autoregresných modelov s kľzavými priemermi na uvažovaný časový rad bol vybraný model $ARIMA(0,1,0)(0,1,1)$ bez konštanty, keďže parameter pre konštantu nebol významný. Priemerná absolútna percentuálna chyba modelu je 10,394%. Stacionárne R^2 v hodnote 0,295 možno považovať iba za uspokojivé. Výsledný model je na grafe 9, kde je možné detekovať odhadovanú stabilizáciu vývoja. Sezónny parameter kľzavých priemerov $\Theta_I=0,834$ a je významný, $p=0,000$. Ljung-Boxova štatistika v hodnote 14,585 s hodnotou významnosti 0,625 dovoľuje model akceptovať. Požiadavka normality rezíduí je splnená, $K-S=0,396$, $p=0,998$, na grafe GRAF10 sú rezíduá zobrazené.

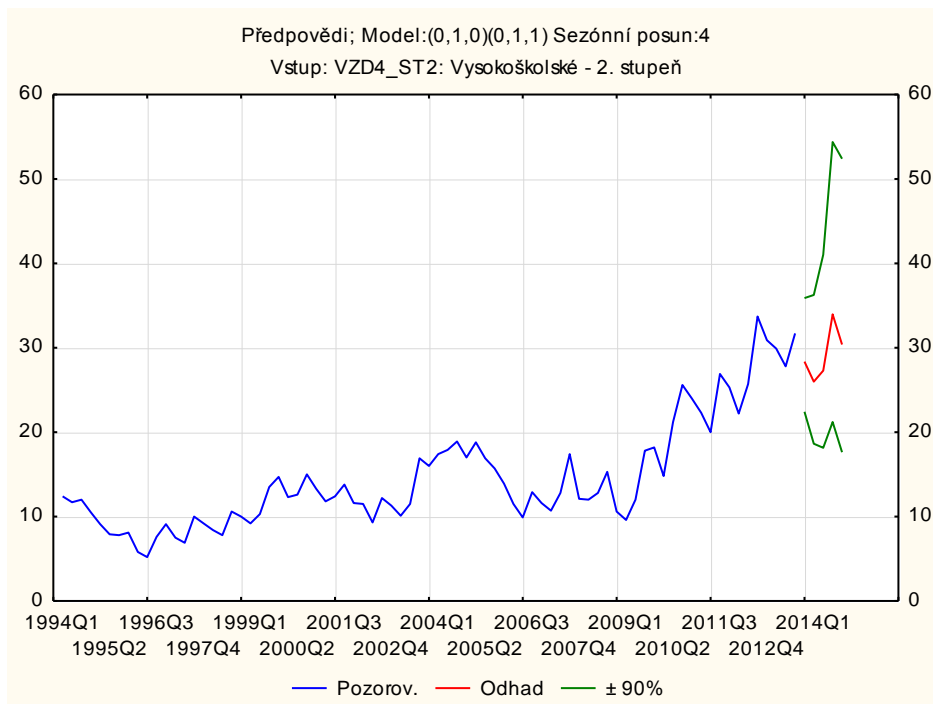
Tabuľka 3 Odhadnuté hodnoty pre vývoj nezamestnanosti občanov s vysokoškolským vzdelaním 2. stupňa modelom $ARIMA(0,1,0)(0,1,1)$

| Kvartál | Odhad | Dolný IS 90% | Horný IS 90% |
|---------|--------|--------------|--------------|
| 2013Q4 | 28,363 | 22,415 | 35,888 |
| 2014Q1 | 25,992 | 18,634 | 36,256 |
| 2014Q2 | 27,287 | 18,153 | 41,018 |
| 2014Q3 | 33,961 | 21,212 | 54,374 |
| 2014Q4 | 30,386 | 17,623 | 52,393 |

Zdroj: Vlastné spracovanie

Podľa odhadu priaznivý výkyv na trhu práce pre občanov s vysokoškolským vzdelaním 2. stupňa sa očakáva v prvom kvartáli roku 2014 avšak v treťom kvartáli sa vráti na najhoršiu úroveň predchádzajúcich piatich rokov. Celkovo prognóza nastoľuje spomalenie negatívneho trendu týchto rokov, vývoj nezamestnanosti je zastabilizovaný pri porovnávaní s vývojom v predchádzajúcich rokoch.

Graf 9 Vývoj nezamestnanosti občanov s vysokoškolským vzdelaním 2. stupňa



Zdroj: Vlastné spracovanie

Záver

V príspevku bola prostredníctvom štatistických metód vykonaná predikcia ďalšieho vývoja časových radov stavu nezamestnanosti podľa nadobudnutého vzdelania. Vzdelávanie je vo väčšine členských štátov Európskej únie považované za jedno z najčastejších opatrení zamestnanosti. V tejto súvislosti čoraz viac na význame nadobúda znalostná ekonomika.

Značná pozornosť by sa mala zamerať aj na efektivitu vlastnej a spoločenskej investície do vzdelania absolventov, implementovať ich na trh práce, aby sa nestali nezamestnateľnými, t. j. aby sa u nich nevytrácala motivácia sa zamestnať.

Použitá literatúra

- [1] ARLT, J., ARLTOVÁ, M., 2007. *Ekonomické časové řady*. Praha: Proffesional Publishing, 2009. 290 str. ISBN 978-80-247-1319-9.
- [2] ARLT, J., ARLTOVÁ, M., RUBLÍKOVÁ, E., 2002. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. Praha: Skripta VŠE Praha, 2002. 148 str. ISBN 80-245-0307-7.
- [3] BASCÓ, P., DUBCOVÁ, A., 2008. Nezamestnanosť ako indikátor kvality života. In: *GEO Information 4 Nitrianský kraj v kontexte regionálneho rozvoja*. Nitra: UKF, s. 6-15, [cit. 3. novembra 2013]. ISSN 1336-7234. Dostupné na internete: <http://www.kgrr.fpv.ukf.sk/geoinfo/pdf/2008.pdf>
- [4] BOLLERSLEV T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. In: *Journal of Econometrics* 1986; 31: 307–327.
- [5] BOX, G.E.P., JENKINS, G.M., 1970. *Time series analysis, Forecasting and control*, Holden d/Day, San Francisco.
- [6] BUCKI, R., SUCHÁNEK, P., 2012. *Computational Modelling of the Parallel Logistic System*. Journal of Applied Economic Sciences. Volume VII, Issue 1(19), Spring 2012, pp. 17-23, ISSN 1843-6110.
- [7] DIRGOVÁ, Eva, 2009. Nezamestnanosť ako fenomén modernej society. In: *Migrácia – chudoba – nezamestnanosť*. Zborník príspevkov z vedeckej konferencie s medzinárodnou účasťou, 11.12.2009, Košice: KSK, Katedra sociálnej práce FF UPJŠ Košice, s. 95-100. ISBN 978-80-970306-0-5.
- [8] HOLKOVÁ, V., VESELOVSKÁ, A., 2013. Vybrané problémy formovania sociálnej kvality na Slovensku. In: *Ekonomické spektrum*, Roč. VIII, č.1, s. 4-17. [cit. 12 februára 2014]. ISSN 1336-9105. Dostupné na internete: www.caesar.sk
- [9] HRAŠKOVÁ, D. Makroekonomický modul prognózy regionálneho rozvoja SR do roku 2020. In: *Ekonomické spektrum*. Roč. VII. č. 3., s. 16-23. [cit. 16 februára 2014]. ISSN 1336-9105. Dostupné na internete: www.caesar.sk
- [10] KUCHARČÍKOVÁ, A. a kol., 2011. *Efektívni výroba - využijete výrobní faktory a připravte se na změny na trzích*. 1. vyd. Brno: Computer Press, 2011. 344 s. ISBN 978-80-251-2524-3.
- [11] LITAVCOVÁ, E., PAVLUŠ, M., SEMAN, J., TÖRÖK, C., 2012. *Štatistika s balíkmi SPSS a Statistica*. 1.vyd. Prešov : PU FM, 2012. 110s. ISBN 978-80-555-0138-3.

Kontaktné údaje

Mgr. Eva Litavcová, PhD.

Katedra kvantitatívnych metód a manažérskej informatiky

Fakulta manažmentu

Prešovská univerzita v Prešove

Konštantínova 16

08001 Prešov

Slovensko

eva.litavcova@unipo.sk

Ing. Sylvia Jenčová, PhD.

Katedra financií a účtovníctva

Fakulta manažmentu

Prešovská univerzita v Prešove

Konštantínova 16,

08001 Prešov

Slovensko

sylvia.jencova@unipo.sk