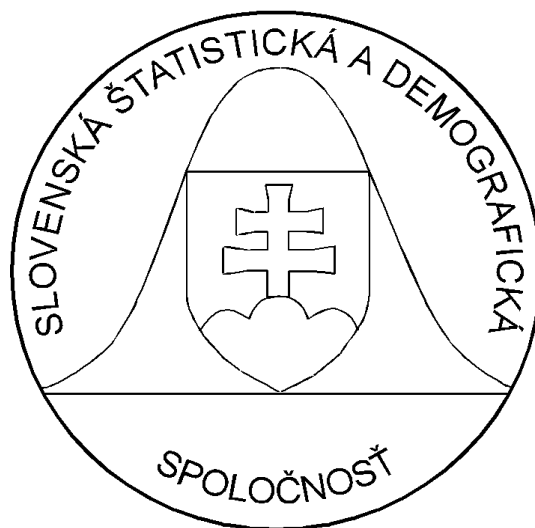


4/2008

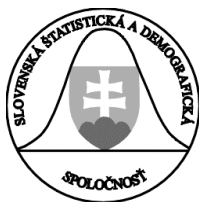
FORUM STATISTICUM SLOVACUM



ISSN 1336-7420



9 771336 742001



**Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť Miletičova 3, 824 67
Bratislava
www.ssds.sk**



Naše najbližšie akcie:

(pozri tiež www.ssds.sk, blok Poriadané akcie)

14. SLOVENSKÁ ŠTATISTICKÁ KONFERENCIA

tematické zameranie: *Regionálna štatistika*

17. – 19. 9. 2008, Strečno

FernStat 2008

V. medzinárodná konferencia aplikovanej štatistiky
(Financie, Ekonomika, Riadenie, Názory)

tematické zameranie: *Aplikovaná, demografická, matematická štatistika, štatistické riadenie kvality.*

2. – 3. 10. 2008, hotel Lesák, Tajov pri Banskej Bystrici

17. Medzinárodný seminár VÝPOČTOVÁ ŠTATISTIKA

4. – 5. 12. 2008, Bratislava, Infostat

Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov

4. 12. 2008, Bratislava, Infostat

Pohl'ady na ekonomiku Slovenska 2009

7. apríl 2009, Bratislava

EKOMSTAT 2009, 23. škola štatistiky

tematické zameranie: *Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej, odbornej a hospodárskej praxi.*

31. 5. 2009 – 5. 6. 2009, Trenčianske Teplice

12. SLOVENSKÁ DEMOGRAFICKÁ KONFERENCIA

tematické zameranie: *Demografická budúcnosť Slovenska*

23. – 25. 9. 2009, Belušké Slatiny, Trenčiansky kraj

Aplikácie metód na podporu rozhodovania vo vedeckej, technickej a spoločenskej praxi

jún 2009, STU Bratislava

Regiónálne akcie

priebežne

ÚVOD

Vážené kolegyně, vážení kolegovia,
štvrté číslo štvrtého ročníka vedeckého časopisu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti je zostavené z príspevkov, ktoré sú obsahovo orientované v súlade s tematikou konferencie Nitrianske štatistické dni. Táto akcia sa uskutočnila v dňoch 14. a 15. júla v Nitre. Konferenciu organizovala Slovenská štatistická a demografická spoločnosť v spolupráci s Fakultou ekonomiky a manažementu SPU v NITRE.

Akciu z poverenia Výboru SŠDS, zorganizoval Organizačný a programový výbor: doc. RNDr. Beáta Stehlíková, CSc. – predseda, Ing. Zuzana Poláková, PhD. – tajomník, Ing. Iveta Stankovičová PhD., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc.

Na príprave a zostavení tohto čísla FORUM STATISTICUM SLOVACUM participovali: doc. RNDr. Beáta Stehlíková, CSc., doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc.

Recenziu príspevkov zabezpečili: doc. RNDr. Beáta Stehlíková, CSc., doc., Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., Ing. Zuzana Poláková, PhD.

Organizátori konferencie si považujú za milú povinnosť poďakovať za pomoc predsedníčke Štatistického úradu SR PhDr. Ľudmile Benkovičovej, CSc.

Výbor SŠDS

Určenie modelu trendu emisií NO_x a miery kvality uvažovaného modelu NO_x emission trend model designation and considered model quality rate assignment

Miriám Andrejiová, Zuzana Kimáková

Abstract: In the submitted contribution monthly NO_x emission values measured on one EVO block are processed. The contribution assesses the dynamics of time series development by means of basic indexes and assigns a trend model by means of smallest squares method. Considering possible subjectivity at visual graph analysis, the conclusion of the contribution deals with the assignment of the quality rate of the considered model by means of absolute and relative accuracy rates, Durbin–Watson statistics and Theil index.

Key words: NO_x emission, times series, constant trends, Durbin – Watson statistics, Theil index.

Kľúčové slová: emisie NO_x , časový rad, konštantný model trendu, Durbin – Watsonova charakteristika, Theilov koeficient.

1. Úvod

Medzi odvetvia, ktoré vo veľkej miere znečisťujú životné prostredie patrí energetika. Pri výrobe elektriny a tepla z fosílnych palív sú do ovzdušia vypúšťané znečisťujúce látky, z ktorých najväčší dopad na kvalitu životného prostredia majú oxidy síry (SO_x), oxidy dusíka (NO_x), oxid uhoľnatý (CO) a tuhé znečisťujúce látky. Z legislatívy ochrany ovzdušia sú pre ne stanovené emisné limity, ktoré sú zariadenia spaľujúce fosílna palivá povinné dodržiavať.

Najväčšou tepelnou elektrárnou na Slovensku sú Elektrárne Vojany (SE - EVO). S cieľom dodržať legislatívne podmienky v oblasti ochrany ovzdušia bola v rokoch 1997 - 2001 uskutočnená rozsiahla rekonštrukcia, pri ktorej došlo k inštalácii odsírovacích a denitrifikačných zariadení. Na všetkých ekologizovaných blokoch sú nainštalované zariadenia kontinuálne monitorujúce emisie. Pre odhad množstva vyprodukovaných emisií na najbližšie obdobie môže byť užitočné určenie trendu emisií pomocou časových radov, na základe údajov nameraných v predchádzajúcich obdobiach. Predkladaný príspevok poskytuje určenie modelu trendu a mieru kvality uvažovaného modelu pre hodnoty emisií NO_x , pričom boli spracovávané údaje namerané na jednom bloku v EVO – blok 15.

Tabuľka 1: Produkcia NO_x – blok 15, EVO I (hodnoty sú uvedené v tonách)

rok	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII
2005	5,371	5,193	5,186	3,040	3,927	10,950	7,386	8,964	6,810	6,873	10,594	6,027
2006	9,401	4,321	3,059	3,894	6,062	8,250	6,637	8,238	7,479	6,720	8,793	4,866
2007	7,704											

2. Základné charakteristiky časového radu a trend časového radu

K základným popisným charakteristikám patrí aritmetický priemer, chronologický priemer, k charakteristikám variability rozptyl a smerodajná odchýlka. Charakterizovať základné rysy „chovania“ časových radov a formulovať isté kritéria pre ich modelovanie umožňujú jednoduché miery dynamiky časových radov [1, 6].

Tabuľka 2: Základné charakteristiky časového radu

Absolútny prírastok (prvá diferencia) $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ pre $t = 2, 3, \dots, T$.	Priemerný absolútny prírastok $\bar{\Delta} = \frac{y_T - y_1}{T - 1}$
Koeficient rastu (reťazový index) $k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}}$, $t = 2, 3, \dots, T$.	Priemerný koeficient rastu (priemerné tempo rastu) $\bar{k} = \sqrt[T]{k_2 k_3 \dots k_T} = \sqrt[T]{\frac{y_T}{y_1}}$
Tempo rastu $100 \cdot k_t$ [%]	Priemerné tempo rastu $100 \cdot \bar{k}$ [%]
Relatívny prírastok (koeficient prírastku) $\delta_t = \frac{y_t}{y_{t-1}} - 1 = k_t - 1$, $t = 2, 3, \dots, T$	
Tempo prírastku $100 \cdot \delta_t$ [%]	
Bázický index rastu $IB = \frac{y_t}{y_0}$, $t = 1, 2, 3, \dots, T$	

Tabuľka 3: Základné charakteristiky časového radu

Rok	t	y_t	Δy_t	k_t	$100 \cdot k_t$	δ_t	$100 \cdot \delta_t$	IB
2005	1	5,371	-	-	-	-	-	1,000
	2	5,193	-0,178	0,967	96,686	-0,033	-3,314	0,967
	3	5,186	-0,007	0,999	99,865	-0,001	-0,135	0,966
	4	3,040	-2,146	0,586	58,619	-0,414	-41,381	0,566
	5	3,927	0,887	1,292	129,178	0,292	29,178	0,731
	6	10,950	7,023	2,788	278,839	1,788	178,839	2,039
	7	7,386	-3,564	0,675	67,452	-0,325	-32,548	1,375
	8	8,964	1,578	1,214	121,365	0,214	21,365	1,669
	9	6,810	-2,154	0,760	75,971	-0,240	-24,029	1,268
	10	6,873	0,063	1,009	100,925	0,009	0,925	1,280
	11	10,594	3,721	1,541	154,139	0,541	54,139	1,972
	12	6,027	-4,567	0,569	56,891	-0,431	-43,109	1,122
2006	13	9,401	3,374	1,560	155,981	0,560	55,981	1,750
	14	4,321	-5,080	0,460	45,963	-0,540	-54,037	0,805
	15	3,059	-1,262	0,708	70,794	-0,292	-29,206	0,570
	16	3,894	0,835	1,273	127,297	0,273	27,297	0,725
	17	6,062	2,168	1,557	155,675	0,557	55,675	1,129
	18	8,250	2,188	1,361	136,094	0,361	36,094	1,536
	19	6,637	-1,613	0,804	80,448	-0,196	-19,552	1,236
	20	8,238	1,601	1,241	124,122	0,241	24,122	1,534
	21	7,479	-0,759	0,908	90,787	-0,092	-9,213	1,392
	22	6,720	-0,759	0,899	89,852	-0,101	-10,148	1,251
	23	8,793	2,073	1,308	130,848	0,308	30,848	1,637
	24	4,866	-3,927	0,553	55,339	-0,447	-44,661	0,906
2007	25	7,704	2,838	1,583	158,323	0,583	58,323	1,434
Aritmetický priemer				6,6298	Priemerný absolútny prírastok			0,097

Z tabuľky zistujeme, že napríklad v júli 2005

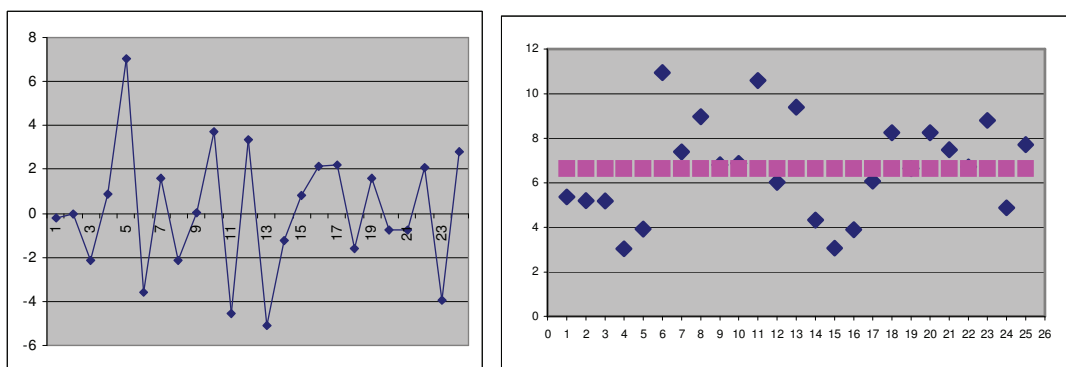
- bol pokles hodnoty NO_x v porovnaní s predchádzajúcim mesiacom o 3,564 t,
- množstvo NO_x v mesiaci júl predstavuje 67,452% z hodnoty NO_x z predchádzajúceho mesiaca (tempo rastu)
- množstvo vyprodukovaného NO_x pokleslo o 32,548% (tempo prírastku).

Priemerná mesačná hodnota produkcie NO_x je približne 6,63 t a priemerný mesačný prírastok 0,097t.

K výberu trendovej funkcie nám obvykle postačuje vizuálne posúdenie priebehu grafu hodnôt časového radu [3, str.129], ale toto rozhodnutie je do istej miery ovplyvnené subjektívnym rozhodnutím analytika. Mieru subjektivity znížime, ak trendovú funkciu zvolíme podľa nasledujúcich kritérií :

- ak $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ pre $t = 2, 3, \dots, T$ kolíšu okolo nuly – volíme konštantný model trendu
- ak $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ pre $t = 2, 3, \dots, T$ kolíšu okolo nenulovej konštanty a druhé absolútne diferencie $\Delta y_t^{(2)} = \Delta_t - \Delta_{t-1}$ pre $t = 3, \dots, T$ kolíšu okolo nuly – volíme lineárny model
- ak $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ pre $t = 2, 3, \dots, T$ majú približne lineárny trend, a ak $\Delta y_t^{(2)} = \Delta_t - \Delta_{t-1}$ kolíšu okolo nenulovej konštanty a tretie diferencie $\Delta y_t^{(3)} = \Delta_t^{(2)} - \Delta_{t-1}^{(2)}$ pre $t = 4, \dots, T$ kolíšu okolo nuly – volíme kvadratický model.

Grafy absolútnych diferencií a hodnôt produkcie No_x sú na obr.1. Hodnoty absolútnych diferencií kolíšu okolo nuly, preto za vhodný model časového radu budeme považovať konštantný model trendu. Pri popise trendu využijeme regresnú analýzu. Odhadom trendovej zložky časového radu je $Tr_t = \beta_0 = \bar{y} = 6,6298 t$, čo interpretujeme ako priemernú mesačnú hodnotu produkcie No_x .



Obrázok 1: Graf absolútnych diferencií a konštantný model trendu

Tabuľka 4: Odhad priemernej mesačnej produkcie emisií a rezíduá

t	y_t	Tr_t	ϵ_t	ϵ_t^2	$(\epsilon_t - \epsilon_{t-1})^2$	t	y_t	Tr_t	ϵ_t	ϵ_t^2	$(\epsilon_t - \epsilon_{t-1})^2$
1	5,371	6,6298	-1,2588	1,5846		14	4,321	6,6298	-2,3088	5,3306	25,8064
2	5,193	6,6298	-1,4368	2,0644	0,0317	15	3,059	6,6298	-3,5708	12,7506	1,5926
3	5,186	6,6298	-1,4438	2,0846	0,0000	16	3,894	6,6298	-2,7358	7,4846	0,6972
4	3,040	6,6298	-3,5898	12,8867	4,6053	17	6,062	6,6298	-0,5678	0,3224	4,7002

5	3,927	6,6298	-2,7028	7,3051	0,7868	18	8,250	6,6298	1,6202	2,6250	4,7873
6	10,950	6,6298	4,3202	18,6641	49,3225	19	6,637	6,6298	0,0072	0,0001	2,6018
7	7,386	6,6298	0,7562	0,5718	12,7021	20	8,238	6,6298	1,6082	2,5863	2,5632
8	8,964	6,6298	2,3342	5,4485	2,4901	21	7,479	6,6298	0,8492	0,7211	0,5761
9	6,810	6,6298	0,1802	0,0325	0,0040	22	6,720	6,6298	0,0902	0,0081	0,5761
10	6,873	6,6298	0,2432	0,0591	13,8458	23	8,793	6,6298	2,1632	4,6794	4,2973
11	10,594	6,6298	3,9642	15,7149	20,8575	24	4,866	6,6298	-1,7638	3,1110	15,4213
12	6,027	6,6298	-0,6028	0,3634	11,3839	25	7,704	6,6298	1,0742	1,1539	8,0543
13	9,401	6,6298	2,7712	7,6795	7,6795	Σ	165,745			115,2324	192,3433

Odhad rozptylu sa rovná $\sigma^2 = \frac{1}{25} \sum_{t=1}^{25} \varepsilon_t^2 = 4,801$, štandardná odchýlka je $\sigma = 2,191 t$.

3. Miera kvality uvažovaného modelu trendu

Keď poznáme model vývoja časového radu, musíme zistiť ako presne tento model popisuje skutočný časový rad. Nebezpečenstvo pri vizuálnej analýze grafu spočíva práve v jeho subjektivite. Obyčajne skúmame veľkosť rozdielov skutočných hodnôt a vyrovnaných hodnôt, t.j. rezíduí. Čím sú hodnoty rezíduí bližšie k nule, tým je vybraný model považovaný za lepší.

Absolútne a relatívne miery presnosti

Presnosť vyrovňovania časového radu možno merať absolútne alebo relatívne pomocou charakteristík:

Priemerná chyba rezíduí

$$M.E = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t = 0$$

Priemerná kvadratická chyba rozptylu rezíduí

$$M.S.E = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 = 4,801$$

Štandardná odchýlka rezíduí

$$R.M.S.E = \sqrt{M.S.E} = 2,191$$

Priemerná absolútna odchýlka rezíduí

$$M.A.E = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T |\varepsilon_t| = 1,759$$

Relatívna chyba rezíduí

$$M.P.E = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \frac{\varepsilon_t}{y_t} \times 100\% = -12,903$$

Relatívna absolútna chyba rezíduí

$$M.A.P.E = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \left| \frac{\varepsilon_t}{y_t} \right| \times 100\% = 32,049$$

Durbin – Watsonova charakteristika

Pri vyrovňovaní časových radov regresnými modelmi sa po odhade parametrov musíme zaoberať skúmaním nezávislosti rezíduí ε_t [4,6]. Mierou ich nezávislosti je **Durbin – Watsonova charakteristika**

$$D - W = \frac{\sum_{t=2}^N (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^N \varepsilon_t^2}, \text{ kde } \varepsilon_t = y_t - Tr_t \text{ pre } t = 1, 2, \dots, N. \quad (1)$$

Hodnoty $D - W$ sú vo všeobecnosti z intervalu $\langle 0, 4 \rangle$. V praxi sa na interpretáciu používajú zjednodušené kritéria:

- ak $D - W \approx 2$, rezíduá sú nezávislé a model je dobrý
- ak $D - W$ je výrazne väčšie alebo menšie ako 2, model je nevyhovujúci.

V našom prípade hodnota testovacej charakteristiky sa rovná $D - W = \frac{192,3433}{115,2324} = 1,6692$,

z čoho môžeme usúdiť, že nie je vylúčené použitie uvažovaného modelu na vyrovnanie daného časového radu.

Theilov koeficient

Podľa Durbin – Watsonovej charakteristiky vychádza, že uvažovaný konštantný model trendu nie je až taký nevyhovujúci. Vezmime ale ďalšiu mieru kvality modelu - **Theilov koeficient** T_H^2 , ktorý sa určí podľa vzťahu

$$T_H^2 = \frac{\sum_{j=1}^D (y_{N+j} - P_j)^2}{\sum_{j=1}^D (y_{N+j})^2}, \quad (2)$$

kde N je dĺžka časového radu pre odhad modelu, $D = n - N$ je skrátenie časového radu, P_j je predpoveď na j období dopredu a to modelom odhadnutým na základe prvých N pozorovaní.

Ak hodnota $T_H \times 100\%$

- sa pohybuje v hraniciach 3 – 5% $\Rightarrow$ uvažovaný model môže byť vhodným nástrojom na prognózovanie
- sa pohybuje v hraniciach 6 – 10% $\Rightarrow$ použitie uvažovaného modelu nie je vylúčené
- je väčšia ako 10% $\Rightarrow$ je potrebné zvážiť, či nie je lepší model.

Tabuľka 5: Výpočet Theilovho koeficientu

t	y_t	$P_t = Tr_t$	$(y_t - Tr_t)^2$	y_t^2	t	y_t	$P_t = Tr_t$	$(y_t - Tr_t)^2$	y_t^2
1	5,371				14	4,321			
2	5,193				15	3,059			
3	5,186				16	3,894			
4	3,040				17	6,062			
5	3,927				18	8,250			
6	10,950				19	6,637			
7	7,386				20	8,238			
8	8,964				21	7,479	6,6298	0,7211	55,9354
9	6,810				22	6,720	6,6298	0,0081	45,1584
10	6,873				23	8,793	6,6298	4,6794	77,3168
11	10,594				24	4,866	6,6298	3,1110	23,6780
12	6,027				25	7,704	6,6298	1,1539	59,3516
13	9,401				Σ	165,745		9,6736	261,4403

Z prvých $N = 20$ hodnôt určíme trend funkcie – konštantný model. Ostávajúcich 5 hodnôt pre $t = 21, 22, \dots, 25$ odhadneme navrhovaným modelom. Theilov koeficient nesúladu je

$$T_H^2 = \frac{\sum_{j=1}^D (y_{N+j} - P_j)^2}{\sum_{j=1}^D (y_{N+j})^2} = \frac{9,6736}{261,4403} = 0,0370.$$

Teda $T_H = 0,1924$, čo dopovedá približne 19,2%. Miera nesúladu nám nepotvrdila správnosť zvoleného konštantného modelu trendu a podľa záverov je potrebné zvážiť lepší model.

4. Záver

Súčasťou každého časového radu je aj náhodná zložka, ktorá je spôsobená aj napríklad chybami pri meraní a spracovávaní údajov. Podľa grafu sa ukazuje, že časový rad môže mať aj sezónnu zložku, ktorá sa každoročne opakuje. Hoci Durbin – Watsonová charakteristika nám uvažovaný konštantný model trendu nezamietla, Theilov koeficient nesúladu odporúča zvážiť iný model trendu. Vizuálne posúdenie priebehu grafu hodnôt časového radu a určenie modelu trendu je do istej miery ovplyvnené rozhodnutím analytika. Na určenie najvhodnejšieho modelu trendu a na podrobnejšie analyzovanie časového radu je nutné omnoho väčšie množstvo pozorovaných údajov. Podľa [2, str.25] pokiaľ pracujeme s mesačnými údajmi, časový rad by mal mať minimálne 30 pozorovaní, ale niektoré metódy vyžadujú ďaleko väčší počet pozorovaní. V našom prípade je potrebné doplniť údaje minimálne o 2 roky, dôležitou informáciou by boli aj poznatky o výkone bloku v jednotlivých mesiacoch, ktorý sa môže podpísať aj na celkovej mesačnej produkcii emisií a tým vysvetliť aj veľkú variabilitu emisných hodnôt No_x v jednotlivých mesiacoch.

5. Literatúra

- [1]ARTL, J. – ARTLOVÁ, M. – RUBLÍKOVÁ, E. 2002. Analýza ekonomických časových řad s příklady. Praha: VŠE, 2002. 148 s. ISBN 80-245-0777-3.
- [2]HANČLOVÁ, J – TVRDÝ, L. 2003. Úvod do analýzy časových řad. Ostrava: VŠB – TU, 2003. 34 s.
- [3]HINDLS, R – KAŇOKOVÁ, J – NOVÁK, I. 1997. Metódy statistické analýzy pro ekonómy. Praha: Managment Press, 1997. 249 s. ISBN 80-85943-44-1.
- [4]CHAJDIK, J. – RUBLÍKOVÁ, E. – GUDÁBA, M. 1994. Štatistické metódy v praxi. Bratislava: Statis, 1994. 313 s. ISBN 80-85659-02-6.
- [5]PACÁKOVÁ, V. A KOLEKTÍV. 2003. Štatistika pre ekonómov. Bratislava: Ekonómia, 2003. 358 s. ISBN 80-89047-74-2.
- [6]PACÁKOVÁ, V. A KOLEKTÍV. 2003. Štatistika pre ekonómov. Bratislava: Ekonómia, 2003. 358 s. ISBN 80-89047-74-2.
- [7]ŽEŽULA, I. 2003. Základy pravdepodobnosti a štatistiky. Dostupné na internete: <http://kosice.upjs.sk/~zezula/stg/k13.pdf> [citované 15.5.2008].

Adresa autorov:

Miriám Andrejiová, RNDr. PhD.
KAMA SĽF, TU Košice
Letná 9
040 10 Košice
miriam.andrejiova@tuke.sk

Zuzana Kimáková, RNDr.
KAMA SĽF, TU Košice
Letná 9
040 10 Košice
zuzana.kimakova@tuke.sk

Prognózovanie predpovedí v časových radoch pomocou exponenciálneho vyrovnávania a harmonickej analýzy

Forecast prognosis in time series by means of exponential smoothing and harmonic analyses

Miriam Andrejiová, Zuzana Kimáková

Abstract: First part of the contribution deals with a simple method of short-time forecast of NO_x emission values measured on one EVO block by means of simple exponential smoothing. In the second part of the contribution a harmonic analyses – method of hidden periods is used to forecast time series values.

Key words: times series, simple exponential smoothing, harmonic analyses

Kľúčové slová: časový rad, jednoduché exponenciálne vyrovnávanie, harmonická analýza.

1. Úvod

Konštrukcia predpovedí je jednou z najdôležitejších úloh analýzy časových radov. V príspevku sa budeme zaoberať jednoduchou metódou krátkodobého prognózovania – exponenciálnym vyrovnávaním a prognózovaním pomocou harmonickej analýzy. Hodnoty časového radu tvoria emisie NO_x namerané na jednom bloku v EVO I – blok 15, ktoré boli už spracované v príspevku s názvom „Určenie modelu trendu emisií No_x a miery kvality uvažovaného modelu“. Budeme predpokladať, že časový rad má konštantný model trendu.

Tabuľka 1: Produkcia No_x – blok 15, EVO I (hodnoty emisií sú uvedené v tonách)

rok	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.
2005	5,371	5,193	5,186	3,040	3,927	10,950	7,386	8,964	6,810	6,873	10,594	6,027
2006	9,401	4,321	3,059	3,894	6,062	8,250	6,637	8,238	7,479	6,720	8,793	4,866

2. Jednoduché exponenciálne vyrovnávanie

Exponenciálne vyrovnávanie patrí k metódam eliminácie sezónnosti a vyrovnávania časového radu. Zároveň je aj jednoduchou metódou krátkodobého prognózovania. Vyrovnanie hodnôt vychádza zo všetkých minulých hodnôt časového radu. Mieru vyrovnania časového radu určuje veľkosť vyrovnávacej konštanty α , ktorá má hodnoty z intervalu $(0,1)$. V prípade časového radu, ktorého trend možno považovať za konštantný, možno použiť jednoduché exponenciálne vyrovnávanie. Existuje viacero prístupov k jednoduchému exponenciálnemu vyrovnávaniu. Jeden zo spôsobov má základ vo vyrovnaní kľúčovými priemerami. Vyrovnané hodnoty časového radu dostaneme rekurentným vzťahom [5]

$$S_{t+1} = \alpha y_t + (1 - \alpha) S_t, \alpha \in (0,1), \quad (1)$$

kde t je súčasné obdobie, S_{t+1}, S_t sú vyrovnané hodnoty pre nasledujúce a súčasné hodnoty, y_t je súčasná skutočná hodnota. Voľba nízkej konštanty znamená, že vyššia váha sa prisudzuje starším hodnotám časového radu a vyrovnanie radu je zreteľnejšie. Pri $\alpha = 0$ dostávame úplné vyrovnanie – konštantný trend. Naopak, ak konštanta je blízko 1, nová predpoveď obsahuje len malú úpravu a vyrovnanie časového radu je slabé.

Voľbu počiatočnej vyrovnanej hodnoty S_1 v čase $t = 1$ môžeme uskutočniť niekoľkými spôsobmi. V praxi sa najčastejšie stotožní s prvou hodnotou časového radu y_1 , alebo ju určíme ako priemer z prvých štyroch – piatich hodnôt [5], alebo napríklad ako priemer prvých šiestich hodnôt [4].

Najprv odhadneme počiatočnú hodnotu Y_1 a to tak, že ju položíme rovnú priemeru z prvých štyroch, t.j. $S_1 = 4,698$. Ďalšie hodnoty vypočítame pomocou rekurentného vzťahu $S_{t+1} = \alpha y_t + (1 - \alpha)S_t$ pre $\alpha = 0,2$:

$$S_2 = 0,2y_1 + (1 - 0,2)S_1 = 0,2 \cdot 5,371 + (1 - 0,2) \cdot 4,689 = 4,8326$$

$$S_3 = 0,2y_2 + (1 - 0,2)S_2 = 0,2 \cdot 5,193 + (1 - 0,2) \cdot 4,8326 = 4,9047 \text{ atď.}$$

Tabuľka 2: Vyrovnané hodnoty emisií No_x pre určené vyrovňavacie konštanty

t	y_t	S_{t-1} $\alpha=0,2$	S_{t-1} $\alpha=0,5$	S_{t-1} $\alpha=0,8$	$(y_t - S_{t-1})^2$ $\epsilon^2_{0,2}$	$(y_t - S_{t-1})^2$ $\epsilon^2_{0,5}$	$(y_t - S_{t-1})^2$ $\epsilon^2_{0,8}$
1	5,371	4,6980	4,6980	4,6980	0,4529	0,4529	0,4529
2	5,193	4,8326	5,0345	5,2364	0,1299	0,0251	0,0019
3	5,186	4,9047	5,1138	5,2017	0,0791	0,0052	0,0002
4	3,040	4,9609	5,1499	5,1891	3,6900	4,4516	4,6188
5	3,927	4,5768	4,0949	3,4698	0,4222	0,0282	0,2090
6	10,950	4,4468	4,0110	3,8356	42,2916	48,1502	50,6152
7	7,386	5,7474	7,4805	9,5271	2,6849	0,0089	4,5844
8	8,964	6,0752	7,4332	7,8142	8,3454	2,3432	1,3220
9	6,810	6,6529	8,1986	8,7340	0,0247	1,9283	3,7019
10	6,873	6,6843	7,5043	7,1948	0,0356	0,3986	0,1036
11	10,594	6,7221	7,1887	6,9374	14,9918	11,5964	13,3710
12	6,027	7,4964	8,8913	9,8627	2,1593	8,2044	14,7124
13	9,401	7,2026	7,4591	6,7941	4,8331	3,7707	6,7957
14	4,321	7,6423	8,4301	8,8796	11,0307	16,8846	20,7811
15	3,059	6,9780	6,3755	5,2327	15,3586	10,9994	4,7251
16	3,894	6,1942	4,7172	3,4937	5,2909	0,6778	0,1602
17	6,062	5,7342	4,3056	3,8139	0,1075	3,0848	5,0537
18	8,250	5,7997	5,1838	5,6124	6,0038	9,4015	6,9570
19	6,637	6,2898	6,7169	7,7225	0,1206	0,0064	1,1783
20	8,238	6,3592	6,6769	6,8541	3,5298	2,4369	1,9152
21	7,479	6,7350	7,4575	7,9612	0,5536	0,0005	0,2325
22	6,720	6,8838	7,4682	7,5754	0,0268	0,5599	0,7318
23	8,793	6,8510	7,0941	6,8911	3,7713	2,8862	3,6173
24	4,866	7,2394	7,9436	8,4126	5,6331	9,4714	12,5785
Σ	158,041				131,5672	137,7729	158,4196

Metódou exponenciálneho vyrovňavania určujeme prognózy iba na jedno obdobie dopredu. V tomto prípade za budúcu hodnotu (predpoveď) berieme hodnotu $P_{t+1} = S_{t+1}$. Ak chceme získať prognózu produkcie No_x v januári 2007, určíme ju podľa vzťahu:

$$P_{25} = S_{25} = 0,2y_{24} + (1 - 0,2)S_{24} = 6,7647.$$

Pre dané vyrovnávacie konštanty je predpokladaná produkcia No_x v januári 2007 uvedená v nasledujúcej tabuľke. Len pre porovnanie: skutočná hodnota emisií No_x v januári 2007 bola nameraná 7,704 t. Prognóza na viac období dopredu podľa toho istého princípu dáva stále rovnakú hodnotu: $S_{t+1} = S_{t+2} = S_{t+3} = \dots$. Preto je táto metóda vhodná iba pre časové rady s konštantným trendom.

Tabuľka 3: Predpokladaná produkcia emisií No_x v mesiaci január pre jednotlivé konštanty

	t	$\alpha=0,2$	$\alpha=0,5$	$\alpha=0,8$
2007	25	6,7647	6,4048	5,5753

Pri voľbe konštanty sa doporučuje voliť niekoľko konštánt s krokom 0,05 alebo 0,1 (alebo ešte podrobnejšie). Za najvhodnejšiu vyrovnávaciu konštantu sa nakoniec vyberie hodnota, ktorej bude zodpovedať najnižšia hodnota priemerného súčtu reziduálnych odchýlok $M.S.E$ a tá zároveň signalizuje aj nájdenie najlepšieho modelu. Ukazuje sa, že najlepším modelom v tomto prípade by bolo jednoduché exponenciálne vyrovnávanie s konštantou $\alpha = 0,20$.

Tabuľka 4: Porovnanie kvality modelu pomocou vyrovnávacej konštanty

α	M.E	M.S.E	R.M.S.E	M.A.E	M.A.P.E	M.P.E
0,20	1,1673	6,2331	2,4966	1,9927	33,2359	7,1783
0,10	0,7804	5,6827	2,3838	1,8557	29,7205	0,6777
0,15	0,5623	5,5237	2,3503	1,8014	29,8433	-2,9375
0,20	0,4306	5,4820	2,3414	1,7737	29,9266	-5,0215
0,25	0,3442	5,4834	2,3417	1,7705	30,1023	-6,2714
0,30	0,2827	5,5061	2,3465	1,7845	30,7505	-7,0501
0,35	0,2359	5,5438	2,3545	1,7871	30,3490	-7,5498
0,40	0,1986	5,6604	2,3792	1,7655	29,7496	-8,0886
0,45	0,1680	5,6604	2,3792	1,7655	29,7496	-8,0886
0,50	0,1422	5,7405	2,3959	1,7598	29,4676	-8,2243
0,55	0,1203	5,8364	2,4159	1,7834	30,0626	-8,3065
0,60	0,1014	5,9491	2,4391	1,8097	29,7286	-8,3512
0,65	0,0849	6,0801	2,4658	1,8408	30,0165	-8,3700
0,70	0,0704	6,2310	2,4962	1,8768	30,4326	-8,3718
0,75	0,0574	6,4037	2,5306	1,9245	31,1353	-8,3633
0,80	0,0457	6,6008	2,5692	1,9734	32,1456	-8,3499
0,85	0,0350	6,8251	2,6125	2,0221	32,5398	-8,3357
0,90	0,0250	7,0800	2,6608	2,0708	33,2158	-8,3238
0,95	0,0158	7,3693	2,7147	2,1200	33,8796	-8,3164

Ďalší spôsob jednoduchého exponenciálneho vyrovnávania využíva metódu najmenších štvorcov. Exponenciálne vyrovnané hodnoty získame rekurentným vzťahom [2, 5]

$$S_t = (1 - \alpha)y_t + \alpha S_{t-1}, \alpha \in (0,1). \quad (2)$$

V tomto prípade, pokiaľ sa vyrovnávací konštantu blíži k 1, tak rastie vplyv minulých hodnôt a získame lepšie vyrovnanie časového radu. Naopak, pri výbere nízkych hodnôt

konštanty sa vyrovnávajú časový rad podobá pôvodnému časovému radu a vyrovnanie je slabé. Pre odhad prognózy platí $P_{t+1} = S_t$.

Oba prístupy dávajú podobné výsledky. Výhoda prvého prístupu [5] je v tom, že nedochádza k zaostávaniu, resp. k predbiehaniu vyrovnaných hodnôt oproti skutočným, ako je to v druhom prípade. Existuje niekoľko variánt rekurentného vzorca na výpočet vyrovnávanej hodnoty časového radu, napr. podľa [1, 3, 6] vyrovnané hodnoty získame vzorcom $S_t = \alpha y_t + \alpha(1 - \alpha)S_{t-1}$, $\alpha \in (0,1)$.

3. Harmonická analýza

Z vlnovej teórie vychádza harmonická analýza, ktorá predpokladá, že časový rad je možné popísať pomocou sínusoviek a kosínusoviek s rôznymi amplitúdami a frekvenciami [4, 5]. Niektoré goniometrické krivky (vlny) sa navzájom dopĺňujú, iné vylučujú, pričom ich výslednicou môže byť uvažovaný proces. V princípe ide o interferenciu vlnenia o rôznych frekvenciách a amplitúdach. Základom postupu je tzv. model skrytých periód, pričom predpokladáme, že trend sa časom nemení

$$Y_t = Tr_t + S_t = \frac{a_0}{2} + \sum_{j=1}^m (a_j \cos w_j t + b_j \sin w_j t) \quad (3)$$

kde $w_j = \frac{2\pi j}{n}$, $j = 1, 2, 3, \dots, m$ je j -tá frekvencia (vyjadrená v radiánoch), m maximálny počet periód, a_0 , a_j , b_j sú regresné parametre, hodnoty ktorých musíme určiť, Tr_t označuje trendovú zložku a S_t označuje periodickú zložku, n je počet pozorovaní.

V našom prípade počet pozorovaní je $n = 24$ mesiacov a za významnú periodicitu v uvedenom časovom rade môžeme považovať 12 mesiacov, teda $j = \frac{24}{12} = 2$. Pre w_2 platí

$$w_2 = \frac{2\pi \cdot 2}{24} = \frac{2\pi}{12}.$$

Tabuľka 5: Výpočet vyrovnaných hodnôt časového radu

t	y_t	$\cos(w_2 t)$	$\sin(w_2 t)$	$y_t \cos(w_2 t)$	$y_t \sin(w_2 t)$	Y_t	ϵ	ϵ^2
1	5,3710	0,8660	0,5000	4,6514	2,6855	5,6329	-0,2619	0,0686
2	5,1930	0,5000	0,8660	2,5965	4,4973	4,9387	0,2543	0,0647
3	5,1860	0,0000	1,0000	0,0000	5,1860	4,6856	0,5004	0,2504
4	3,0400	-0,5000	0,8660	-1,5200	2,6327	4,9415	-1,9015	3,6157
5	3,9270	-0,8660	0,5000	-3,4009	1,9635	5,6378	-1,7108	2,9267
6	10,9500	-1,0000	0,0000	-10,9500	0,0000	6,5879	4,3621	19,0282
7	7,3860	-0,8660	-0,5000	-6,3965	-3,6930	7,5372	-0,1512	0,0229
8	8,9640	-0,5000	-0,8660	-4,4820	-7,7631	8,2314	0,7326	0,5367
9	6,8100	0,0000	-1,0000	0,0000	-6,8100	8,4845	-1,6745	2,8039
10	6,8730	0,5000	-0,8660	3,4365	-5,9522	8,2286	-1,3556	1,8376
11	10,5940	0,8660	-0,5000	9,1747	-5,2970	7,5323	3,0617	9,3739
12	6,0270	1,0000	0,0000	6,0270	0,0000	6,5822	-0,5552	0,3083
13	9,4010	0,8660	0,5000	8,1415	4,7005	5,6329	3,7681	14,1988
14	4,3210	0,5000	0,8660	2,1605	3,7421	4,9387	-0,6177	0,3815
15	3,0590	0,0000	1,0000	0,0000	3,0590	4,6856	-1,6266	2,6458
16	3,8940	-0,5000	0,8660	-1,9470	3,3723	4,9415	-1,0475	1,0972
17	6,0620	-0,8660	0,5000	-5,2498	3,0310	5,6378	0,4242	0,1800
18	8,2500	-1,0000	0,0000	-8,2500	0,0000	6,5879	1,6621	2,7627

19	6,6370	-0,8660	-0,5000	-5,7478	-3,3185	7,5372	-0,9002	0,8104
20	8,2380	-0,5000	-0,8660	-4,1190	-7,1343	8,2314	0,0066	0,0000
21	7,4790	0,0000	-1,0000	0,0000	-7,4790	8,4845	-1,0055	1,0110
22	6,7200	0,5000	-0,8660	3,3600	-5,8197	8,2286	-1,5086	2,2759
23	8,7930	0,8660	-0,5000	7,6150	-4,3965	7,5323	1,2607	1,5893
24	4,8660	1,0000	0,0000	4,8660	0,0000	6,5822	-1,7162	2,9454
Σ	158,0410			-0,0339	-22,7934		0,0000	70,7355

K určení parametrov skrytých periód použijeme metódu najmenších štvorcov. Približným výpočtom dostaneme odhady uvažovaných parametrov

$$a_0 \approx \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n y_t, \quad a_j \approx \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n y_t \cos w_j t, \quad b_j \approx \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n y_t \sin w_j t$$

kde $j = 1, 2, 3, \dots, m$. Platí

$$a_0 \approx 13,170083, \quad a_2 \approx -0,002828, \quad b_2 \approx -1,899447.$$

Periodický vývoj mesačných emisií No_x môžeme popísať pomocou modelu

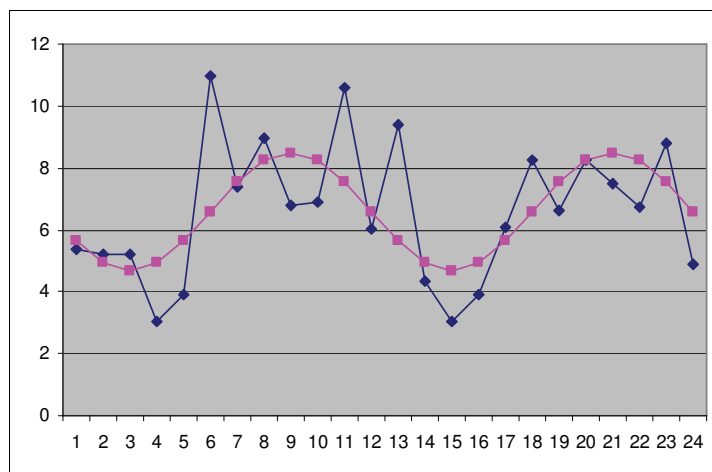
$$Y_t \approx 6,585042 - 0,002828 \cos\left(\frac{2\pi}{12}t\right) - 1,899447 \sin\left(\frac{2\pi}{12}t\right).$$

Pretože významná perióda je v analyzovaných údajov časového radu navrhnutá ako jediná (12 mesiacov), operátor $\sum$ sa nepoužije. Z toho dôvodu ďalšie periódity už nemusíme uvažovať a ich vplyv sa odrazí v náhodnej zložke [3].

Predpoveď ďalších hodnôt na nasledujúci rok (v prípade mesačných údajov) vypočítame pomocou vzťahu $P_{n+1} = Y_{n+1} \bar{S}_i$, kde Y_{n+1} je vyrovnaná hodnota časového radu pre $t = n + 1$ a $\bar{S}_i$ je priemerný sezónny index zodpovedajúci príslušnému i -tému mesiacu. Z toho vyplýva, že pre prognózu emisie No_x na mesiac január 2007 platí

$$P_{25} = Y_{25} \cdot \bar{S}_1 = \left[6,585042 - 0,002828 \cos\left(\frac{2\pi}{12} \cdot 25\right) - 1,899447 \sin\left(\frac{2\pi}{12} \cdot 25\right) \right] \cdot \bar{S}_1 = 8,06, \text{ kde}$$

$$\bar{S}_1 = \bar{S}_{\text{januar}} = \frac{1}{2} \left(\frac{y_1}{Y_1} + \frac{y_{13}}{Y_{13}} \right) = 1,311225.$$



Obrázok 1: Graf vyrovnaného časového radu

4. Záver

Model jednoduchého exponenciálneho vyrovnávania (vyrovnanie prvého rádu) je vhodný, ak môžeme predpokladať, že hodnoty časového radu kolíšu okolo stabilnej strednej hodnoty. V prípade lineárneho trendu použijeme exponenciálne vyrovnanie druhého rádu, v prípade kvadratického trendu vyrovnanie tretieho rádu. K ďalším metódam jednoduchého prognózovania v časových radoch patrí napríklad aj metóda kĺzavých priemerov. Harmonická analýza je aj jedna z možností ako využiť klasickú regresiu k popisu sezónnej zložky a umožňuje urobiť popis periodického správania sa časového radu.

Hlavným účelom prognózovania nie je stanovenie najspoľahlivejšej predpovede, ale predovšetkým poskytnúť informácie pre vytváranie scenárov možného budúceho vývoja. V našom prípade môžeme skonštatovať, že počet hodnôt v časovom rade je nepostačujúci. Na dôslednejšiu analýzu je potrebné doplniť nielen údaje o emisiách za predchádzajúce obdobie ale ukazuje sa že, je dôležité brať do úvahy aj výkon bloku v jednotlivých mesiacoch. Zároveň je potrebné poznať aj technický stav zariadenia v daných mesiacoch, zobrať na zreteľ prebehnuté generálne opravy alebo bežné opravy bloku a pod. Z prehľadu opráv jednotlivých blokov v EVO vyplýva, že hodnoty emisií No_x v mesiaci apríl, máj, jún v roku 2005 a 2006 a v mesiaci november v roku 2006 určite ovplyvnili aj v tom čase prebiehajúce opravy bloku.

5. Literatúra

- [1]ARTL, J. – ARTLOVÁ, M. – RUBLÍKOVÁ, E. 2002. Analýza ekonomických časových řad s příklady. Praha: VŠE, 2002. 148 s. ISBN 80-245-0777-3.
- [2]HANČLOVÁ, J – TVRDÝ, L. 2003. Úvod do analýzy časových řad. Ostrava: VŠB – TU, 2003. 34 s.
- [3]HINDLS, R – KAŇOKOVÁ, J – NOVÁK, I. 1997. Metódy statistické analýzy pro ekonómy. Praha: Managment Press, 1997. 249 s. ISBN 80-85943-44-1.
- [4]CHAJDIAK, J. – RUBLÍKOVÁ, E. – GUDÁBA, M. 1994. Štatistické metódy v praxi. Bratislava: Statis, 1994. 313 s. ISBN 80-85659-02-6.
- [5]HUDEC, O. – SISÁKOVÁ, J. – TARTALOVÁ, A. – ŽELINSKÝ, T. 2007. Štatistické metódy v ekonomických vedách. Košice: Elfa, 2007. 196 s. ISBN 978-80-8086-059-2.
- [6]ŽEZULA, I. 2003. Základy pravdepodobnosti a štatistiky. Dostupné na internete: <http://kosice.upjs.sk/~zezula/stg/k13.pdf> [citované 15.5.2008].

Adresa autorov:

Miriám Andrejiová, RNDr. PhD.
KAMA SjF, TU Košice
Letná 9
042 00 Košice
miriam.andrejiova@tuke.sk

Zuzana Kimáková, RNDr.
KAMA SjF, TU Košice
Letná 9
042 00 Košice
zuzana.kimakova@tuke.sk

“Country’s economic growth represented by level of knowledge based society defined upon factors of perspective”

Mária Belanová, Miriam Brašková

Abstract: Economic growth defined as a level of real GDP growth rate per country, Employment in High-tech knowledge intensive services and Summary Innovation Index has been taken into consideration to show country’s economic growth. Nowadays, European Union is talking about building knowledge society as a key factor of future success for country. The level of knowledge society varies in member states and an approach presented in this paper is showing easy way how to compare EU member states and their level of knowledge based society by using relevant and easy accessible data.

Key words: Economic growth model, real GDP (Gross Domestic Product) growth rate, SII (Summary Innovation Index), Employment in High-tech knowledge intensive services, European Union

1. Introduction

European Union is claiming knowledge based society as one of its objectives. Also member states, which facing everyday economical problems of citizens, aging population of Europe and various social problems, can see orientation to knowledge based society as the right solution. Fulfilling of this claiming can be seen in acts of individual states but also in EU as a whole, for example, proposal for EU research Framework programme 2007-2013 was subtitled “Building the European research area of knowledge for growth”.

It is a common approach to establish a way of measurement when the new phenomenon is born. It has happened also in this case. The level of knowledge based society was established as an objective which is showing economical growth of country and its perspective. Innovations, level of knowledge intensive services, number of registered patents are commonly used as general measurements when level of knowledge society is to be measured and/or compared (Stehlíková, 2008). When the data are looked at closely, some misbalances can be seen, such as different position of countries when different measurements are used.

This paper is aiming on establishing firstly theoretical economical growth model, based on knowledge society approach, secondly on preparation of mixture of measurements based on the model which will practically show level of knowledge based society and position of each country with EU 27 member states.

2. Materials and methods

On the ground of theoretical study of problematic and statistical data obtained, we established theoretical growth model (Fig.1).

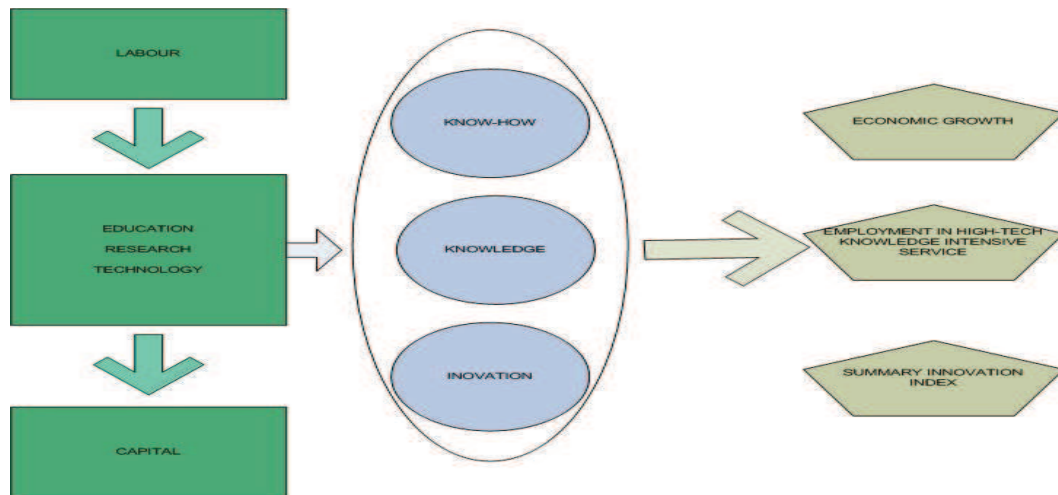


Figure 1. Economic growth model (Tekes, <http://www.tekes.fi>)

Basically, was built on statement that new economy is based on know-how, knowledge and innovation which is in line with knowledge based society approach. Variables used in cluster analysis were selected in line with knowledge based society and statement that economical growth and perspective of country is based on level of knowledge based society:

- Summary innovation index,
- Real Gross domestic product growth rate as a measurement for Economical Growth and
- Employment in High-Tech knowledge business services.

Together, these three metrics were named as factors of perspective, due to their objective is to show country perspective as knowledge based society.

3. Results

The Summary Innovation Index (SII) shows national innovation performance based on fact, that innovations are important factor of society dynamism and also have area dimension (Stehlíková 2008).

At the initiative of the European Commission, under the Lisbon Strategy, EIS instrument was developed, to evaluate and compare the innovation performance of the EU Member States. The EIS 2006 includes innovation indicators (one of them is Summary innovation index – SII) and trend analyses for the EU27 Member States (HOLLANDRES, ESSER 2007). High political attention is given to EIS in EU.

The 26 EIS innovation indicators have been classified into five dimensions to better capture the various aspects of the innovation process. *Innovation drivers* measure the structural conditions required for innovation potential, *Knowledge creation* measures the investments in R&D activities, *Innovation & entrepreneurship* measures the efforts towards innovation at the firm level, *Applications* measures the performance expressed in terms of labour and business activities and their value added in innovative sectors, and *Intellectual property* measures the achieved results in terms of successful know-how.

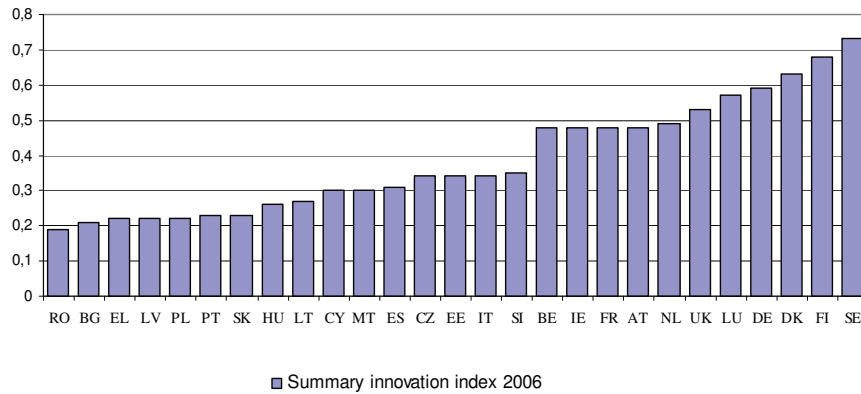


Figure 2. Summary Innovation Index in EU27 for 2006 (<http://www.proinno-europe.eu> – European Innovation Scoreboard 2007)

Based on the data obtained and shown (Fig.2) a cluster analysis has been done (Fig.3) and countries can be divided into four groups:

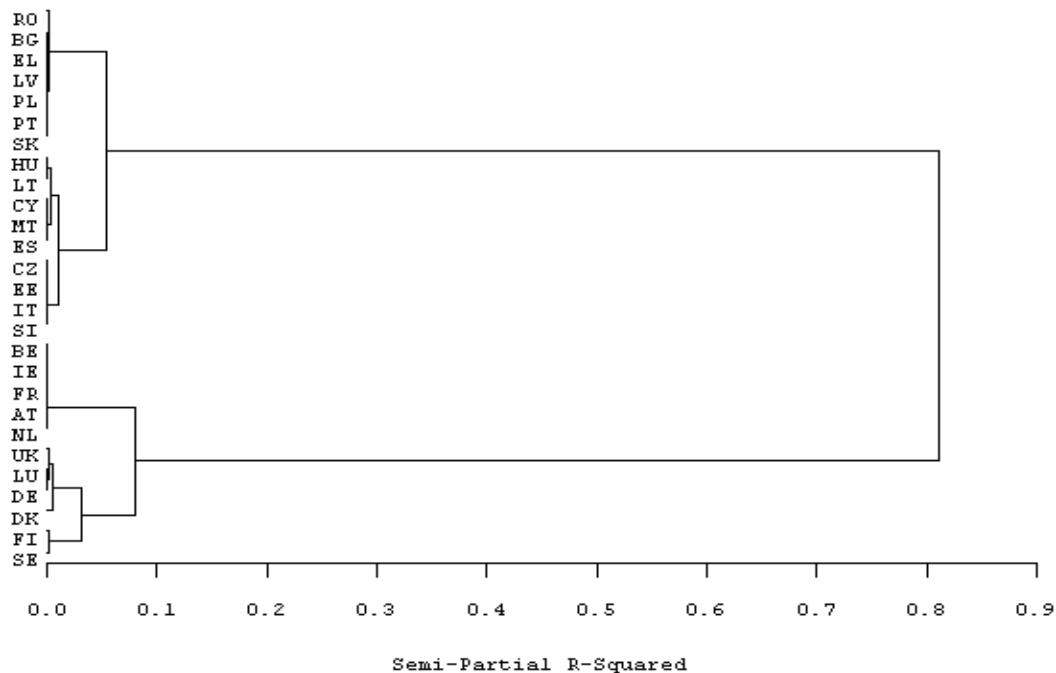


Figure 3. Cluster analysis of SII index per country

- Group 1 – Finland, Sweden, Denmark, Germany, Luxemburg and UK with SII scores well above that of the EU27 = 0.45, which is showing the highest level of innovation within EU,
- Group 2 - France, Netherlands, Belgium, Austria and Ireland with scores below those of the first group, but above that of the EU27, which is showing high level of innovation,
- Group 3 - Slovenia, Czech Republic, Lithuania, Estonia, Italy, Spain, Malta, Cyprus and Hungary make up the next group, with SII scores well below that of the EU27 and the first group, which is showing innovation as part of economy should be improved and
- Group 4 - Romania, Bulgaria, Greece, Latvia, Poland, Portugal and Slovakia are in the last group with SII scores well below that of the EU27, which is showing innovation as a part of economy to be improved.

In EIS reports (2007), the 25 innovation indicators, countries have been classified into different innovation groups based on their SII scores over a 5-year period and growth rate of the SII. Changes in group membership within the 5- year period of time are shown in Figure 4.

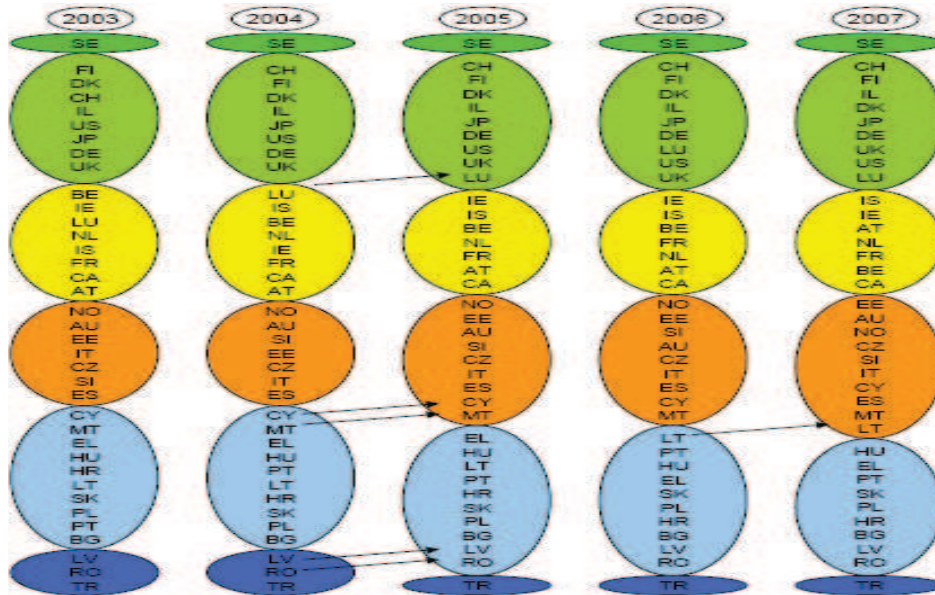


Figure 4. Cluster membership over time

(http://www.proinnoeurope.eu/admin/uploaded_documents/European_Innovation_Scoreboard_2007.pdf)

Real Gross domestic product growth rate is understood as a one of parameters which can show overall state of economy in country. In Europe, as our target area, the level of real GDP growth rate varies from country to country (Fig.4, Fig.5). Generally, higher real GDP growth rate is in new member states of EU.

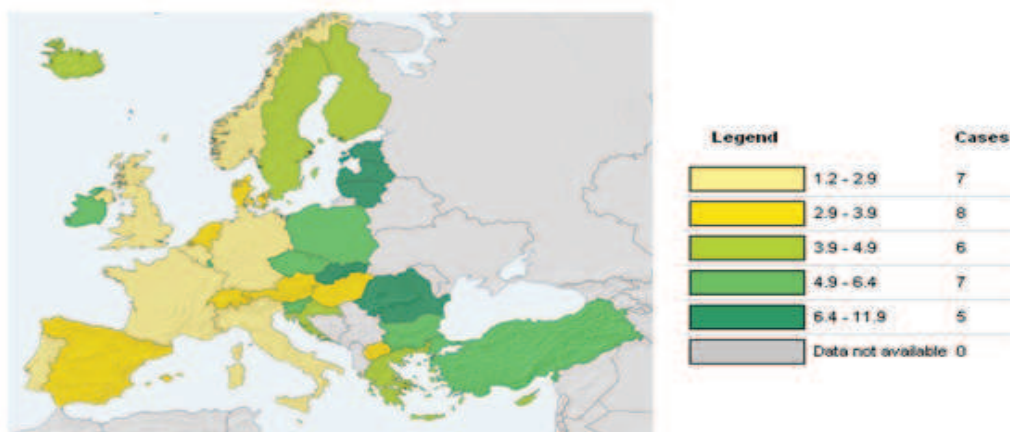


Figure 5. Real GDP growth rate 2006 in Europe (Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal>)

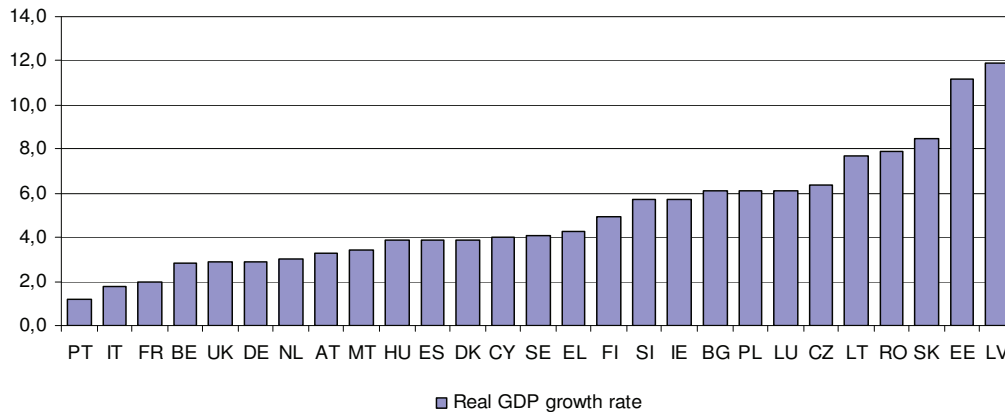


Figure 6. Real GDP growth rate 2006 in Europe (Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal>)

As a percentage of total employment (Fig.6), Sweden had the greatest shares of employment in KIS and in high-tech KIS, with 47.7% and 5.1% respectively. In high-tech KIS, Sweden was followed by Finland (4.6%) and Denmark (4.4%). In other words, the high-tech KIS sector was most developed in countries in northern Europe. In contrast, less than 2% of employed people were active in high-tech KIS in Portugal and in Romania. Employment in KIS increased between 2001 and 2006 not only at EU level (2.9%) but also in all individual Member States. Employment in high-tech KIS also increased in the EU (1.0%), but at a lower rate than in KIS (2.9%). Poland (8.9%) and Spain (6.5%) experienced the highest growth (Meri 2008).

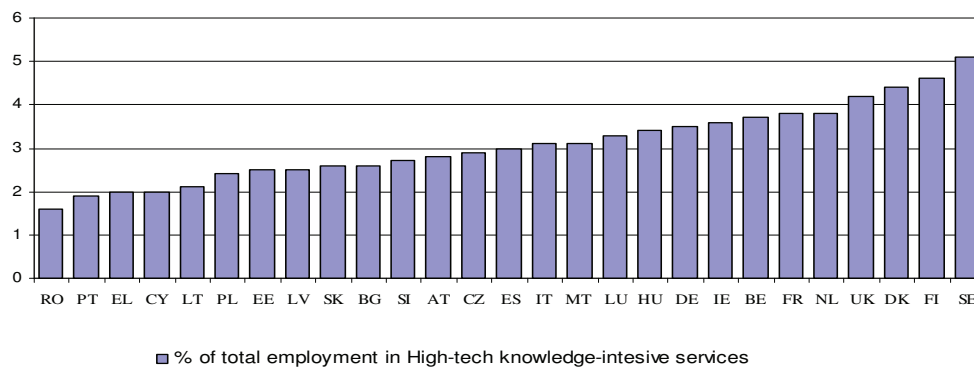


Figure 7. Employment in High-tech knowledge intensive services (Meri 2008)

Cluster analysis (Fig.7) has been done for all of three factors of perspective mentioned above. A method of the cluster analysis, which used averages approach and Euclid's metric. Obtained data are divided into following clusters:

- Group 1 – Estonia and Latvia, which have the highest level of real GDP growth rate, but % employment in high-tech knowledge intensive services is low and generally a big difference can be seen when rating these countries individually for each factor of perspective,
- Group 2 – Lithuania, Romania and Slovakia, where the level of real GDP growth rate is generally high but % employment in high-tech knowledge intensive services and also innovation performance are low,

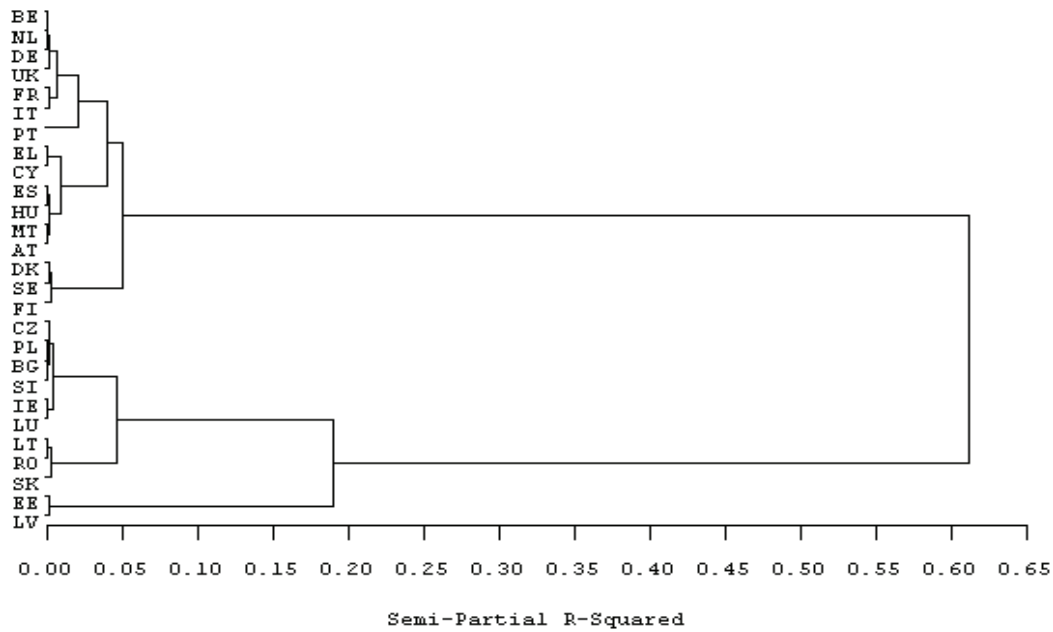


Figure 8. Cluster analysis for factors of perspective

- Scandinavian countries (Denmark, Finland and Sweden) famous for their highest innovation performance also have the highest % employment in high-tech knowledge intensive services. This cluster can be seen as a pullers of technological development and

Luxemburg, Ireland, Slovenia, Bulgaria, Poland and Czech Republic where innovation performance and % employment in high-tech knowledge intensive services is close to Scandinavian countries, but real GDP growth rate is different and closer to Group 2.

4. Conclusions

Our previous study of theory and accessible data has shown that individual indicators are not sufficient enough to represent such a topic as knowledge based society and economic growth based on it. Upon this fact, we built a theoretical model of economic growth for knowledge based economy and established factors of perspective which can clearly show where is country situated in scale and what is its economic growth.

Innovations are essential for dynamism of society. It is necessary to understand, that innovation's potential is in every society, organisation or individual – it only has to be expand and developed in biggest possible way. As one of the key factors for economic growth of knowledge based society, we focus on SSI as a representative of innovation. SSI together with real GDP growth rate and Employment in high-tech knowledge-intensive services been selected as a factors of perspective for country.

Conformity of country based on factors of perspective for EU27 was shown by cluster analysis. Based on output data, 4 groups of countries were formed. High development in Scandinavian countries was confirmed with their highest innovation performance and the highest % employment in high-tech knowledge intensive services. Countries like Lithuania, Romania and Slovakia had generally high level of real GDP growth rate, but % employment in high-tech knowledge intensive services and also innovation performance were low.

Based on facts above, we can conclude that countries with high real GDP growth rate do not have to have high innovation performance. To measure and present real level of growth

of knowledge based society more complex measurement is needed and the factors of perspective have proofed that this approach can be consider as a one with high added value.

5. Literatúra

- [1]JARUNDEL, A.- HOLLANDERS, H. 2005. *Innovation Strengths and Weaknesses*. Brussels: European Commission, DG Enterprise. EIS 2004 Thematic paper.
- [2]HOLLANDRES, H., ESSER, F. C. 2007. *Measuring innovation efficiency*.
<http://www.proinnoeurope.eu/admin/uploaded_documents/eis_2007_Innovation_efficiency.pdf >
- [3]*Innovation Scoreboard 2007* <http://www.proinnoeurope.eu/admin/uploaded_documents/European_Innovation_Scoreboard_2007.pdf>
- [4]MERI, T. 2008 High-tech knowledge intensive services. In *Statistics in Focus – Science and Technology*, vol. 18, 2008.
- [5]STEHLÍKOVÁ, B. 2006. *Štatistická analýza systémom SAS*. Nitra : SPU, 2006.
- [6]STEHLÍKOVÁ, B. 2008. *Európska únia v zrkalde čísel*. 1st ed. Nitra: Agrogenofond, n.o., 2008.

Adresa autora (-ov):

Ing. Mária Belanová
Slovak Agricultural University in Nitra,
Department of Statistics and Operation
Research, Tr. A Hlinku 2,
949 01 Nitra
maria.belanova@fem.uniag.sk

Ing. Miriam Brašková
Technical University of Košice, Department
of Information and Production Control, B.
Němcovej 3,
043 84 Košice,
miriam.braskova@tuke.sk

Analýza zamestnanosti vo vybraných odvetví národného hospodárstva
Slovenskej republiky
Employment analysis in selected sectors of the Slovak republic political
economy

Martina Hanová, Stefan Kováč, Renáta Prokešiová

Abstract: In the paper we analyse sectoral employment in the selected sectors of the Slovak political economy according to spatial viewpoint at the regional level, NUTS3. Employment intensity in the individual regions is expressed by location coefficient, which answers, if an employment is concentrated in individual regions, or is regularly divided in comparison with overall area of the Slovak Republic.

Keywords : spatial analysis, sectoral employment, agricultural employment

Kľúčové slová: priestorová analýza, odvetvová zamestnanosť, agrárna zamestnanosť

1. Úvod

Všeobecne známym a často diskutovaným problémom Slovenska je regionálna disparita. Územie našej krajiny je natoľko rôznorodé, že samotné členenie do menších celkov (krajov a okresov) vytvára predpoklady vzniku výrazných rozdielov už na základe geografických daností. Ak si uvedomíme diferencované podmienky vývoja jednotlivých oblastí, dochádzame k záveru, že disparita medzi regiónmi je podmienená aj historicky. Značný podiel na situácii regiónov v SR má minulý, ale aj súčasný ekonomický charakter prostredia a s ním súvisiace zastúpenie jednotlivých odvetví národného hospodárstva. Odvetvové zameranie regiónu výrazne ovplyvňuje regionálny trh práce a jeho schopnosť absorbovať ponuku práce. Práve rozdielna absorpčná schopnosť trhu práce a ňou podmienená miera zamestnanosti, resp. nezamestnanosti, sú významnými príčinami pretrvávajúcich disparít v rámci územia Slovenskej republiky (SR).

Poľnohospodárstvo v poslednom období prešlo zásadnými zmenami. Nesmierny vplyv na zamestnanosť v tomto odvetví mal, okrem transformácie, technologický pokrok a zvyšovanie efektivity práce. Automatizácia, následné zníženie potreby ľudskej práce a v neposlednom rade existenčné problémy poľnohospodárskych podnikov spôsobili masívne prepúšťanie pracovníkov. Prudké znižovanie zamestnanosti v agrárnom sektore a nízka vzdelanostná úroveň prepustených osôb dlhodobo a silne ovplyvnili mieru a štruktúru nezamestnanosti SR.

2. Materiál a metódy

Analýza pomocou metód priestorovej štatistiky umožňuje skúmať koncentráciu a intenzitu daného javu v stanovených oblastiach a určiť rovnomernosť rozmiestnenia v rámci regiónu ako celku. V príspevku sme skúmali mieru zamestnanosti na úrovni NUTS 3, ktorá na území SR predstavuje 8 krajov: Bratislavský, Trnavský, Trenčiansky, Nitriansky, Žilinský, Banskobystrický, Prešovský a Košický.

Polohový koeficient (LQ_i) - hodnotí skúmaný jav, v našom prípade zamestnanosť, z hľadiska jeho intenzity na danom území a v porovnaní s intenzitou základne.

$$LQ_i = \frac{A_i / \sum_{i=1}^n A_i}{B_i / \sum_{i=1}^n B_i}$$

A_i – intenzita skúmaného javu (počet zamestnaných v odvetví)

B_i – intenzita základne (ekonomicky aktívny obyvatelia)

n – počet oblastí v regióne

Hodnota polohového koeficientu sa interpretuje sa nasledovne:

- $LQ_i < 1$ jav na danom území má menšiu koncentráciu ako v regióne.
- $LQ_i > 1$ jav na danom území má väčšiu koncentráciu ako v regióne.
- $LQ_i = 1$ jav na danom území má rovnakú koncentráciu ako v regióne.

Zdrojom údajov bola internetová databáza ŠÚ SR - Slovstat a Európskej Únie – Eurostat. Použili sme ročné údaje, ktoré nevykazujú sezónnosť. Keďže počas sledovaného obdobia (roky 1991 - 2005) dochádzalo k zmene jednotlivých sledovaných štatistických jednotiek (zlučovanie alebo rozdeľovanie) zamerali sme sa len na tie odvetvia, pre ktoré boli údaje konzistentné.

3. Výsledky

Intenzita zamestnanosti v jednotlivých regiónoch je vyjadrená polohovým koeficientom, ktorý dáva odpoveď na otázku, či je zamestnanosť koncentrovaná v jednotlivých krajoch, alebo je rozmiestnená rovnomerne v porovnaní s celkovým územím SR.

Najvyššiu intenzitu zamestnanosti v rámci regiónov vykazuje Bratislavský kraj a to až 34,3 % nad priemerom krajiny. Naopak 18 % pod priemerom SR je intenzita zamestnanosti Prešovského kraja a len 90% intenzitu sledujeme v kraji Nitrianskom. Ostatné regióny sa hodnotou sledovaného ukazovateľa blížia priemeru SR (tabuľka 1). Ak považujeme zamestnanosť za indikátor nerovností medzi regiónmi, potom môžeme tvrdiť, že disparity existujú, nedochádza však k silnej koncentrácii skúmaného javu len do jednej z oblastí.

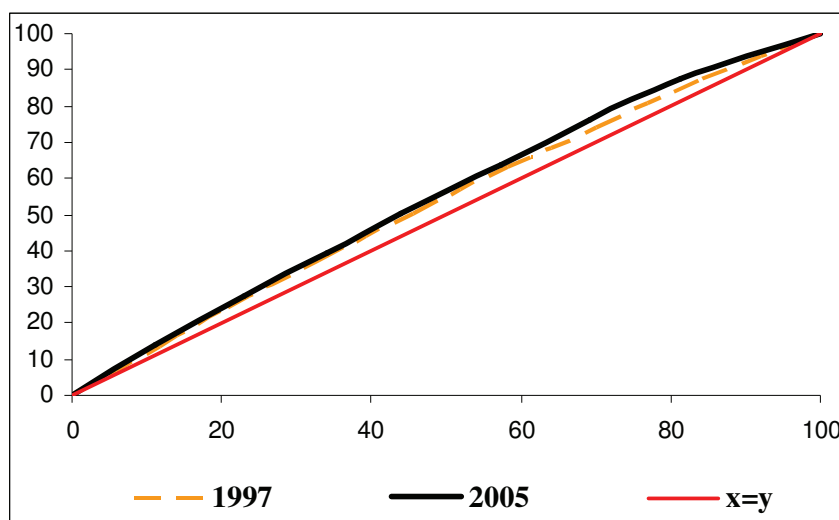
Tabuľka 1 Polohový koeficient zamestnanosti pre regióny SR

Rok	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
1997	1,285	0,876	1,043	0,907	0,997	0,979	0,868	1,051
2001	1,344	0,929	1,057	0,907	0,955	1,011	0,827	0,989
2005	1,522	0,919	1,046	0,898	0,981	0,919	0,786	0,967

Zdroj: Vlastná práca

Bratislavský (BA), Trnavský (TT), Trenčiansky (TN), Nitriansky (NR), Žilinský (ZA), Banskobystrický (BB), Prešovský (PO) a Košický (KE)

Po porovnaní vývoja hodnoty polohového koeficientu v vybraných rokoch (1997 – 2001 - 2005) je zrejmé, že v rámci regiónov dochádza k prehľbovaniu disparít (tabuľka 1). Tieto veľmi úzko súvisia s prílevom zahraničných investícií, predovšetkým do oblastí Západného Slovenska (Trnava, Bratislava, Žilina) a následným rastom zamestnanosti. V oblastiach Východného Slovenska a Nitrianskeho kraja sa intenzita znižuje. Tento negatívny jav sledovaný v danom období je ovplyvnený vývojom odvetvovej zamestnanosti v regiónoch a ich historicky podmieneným charakterom.



Zdroj: Vlastná práca

Graf 1: Lorenzova krivka - regionálna zamestnanosť

Regionálna zamestnanosť v pôdohospodárstve

Slovensko bolo v minulosti považované za krajinu so silným zameraním na poľnohospodárstvo. Odvtedy prešlo obdobím reštrukturalizácie a pozícia agrárneho sektora sa u nás výrazne zmenila. Typickými poľnohospodárskymi regiónmi sú oblasti dnešného Trnavského a Nitrianskeho kraja, ktoré sú na koncentráciu tohto odvetvia priam predurčené. Ich geografická a klimatická charakteristika, kvalita pôdneho fondu sú ideálnymi podmienkami pre pestovanie aj náročnejších plodín.

Tabuľka 2 Polohový koeficient agrárnej zamestnanosti pre regióny SR

	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
1997	0,364	1,327	0,722	1,445	0,822	1,198	1,106	0,986
2001	0,408	1,403	0,874	1,431	0,853	1,261	0,992	0,849
2005	0,446	1,354	0,860	1,425	0,810	1,238	1,007	0,876

Zdroj: Vlastná práca

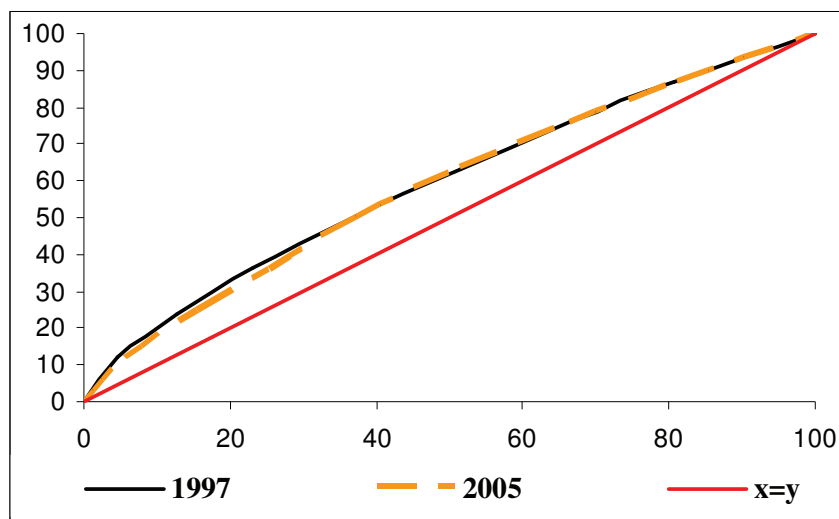
Bratislavský (BA), Trnavský (TT), Trenčiansky (TN), Nitriansky (NR), Žilinský (ZA), Banskobystrický (BB), Prešovský (PO) a Košický (KE)

Umiestnenie poľnohospodárstva v jednotlivých regiónoch úzko súvisí s urbanizáciou, respektíve vidieckosťou krajiny. Aj z tohto dôvodu je počet zamestnaných v agrárnom sektore bratislavského kraja nízky, t.j. o 55% nižší ako slovenský priemer. Naopak môžeme tvrdiť, že väčšina poľnohospodárskej prvovýroby sa z hľadiska zamestnanosti vykonáva v Nitrianskom a Trnavskom kraji (tabuľka 2). Pomerne vysoká intenzita agrárnej zamestnanosti (20% nad priemerom krajiny) je aj v Banskobystrickom kraji. Podobne ako Prešovský kraj nemá najpriaznivejšie klimatické podmienky, avšak poľnohospodárstvo tu má veľký význam. Nevýhodné klimatické podmienky, horšia kvalita a dostupnosť terénu podmienili orientáciu poľnohospodárskej výroby a tieto regióny sa dnes považujú za „zemiakarské a kukuričné.“ Do budúcnosti sa predpokladá, že prírodné danosti budú dôvodom ďalšej špecializácie oblastí, a to na oblasti zamerané na rastlinnú alebo živočíšnu výrobu.

Rozmiestnenie agrárnej zamestnanosti je zo všetkých odvetví najviac ovplyvnené zemepisnou charakteristikou samotného regiónu. Aj na základe tohto faktu môžeme konštatovať, že väčšia koncentrácia zamestnanosti v nížinných oblastiach je prirodzeným javom. K rovnomernejšiemu rozmiestneniu agrárnej zamestnanosti môže prispieť hlbšie

zameranie poľnohospodársky podnikov na poskytovanie služieb. Hornaté časti Slovenska, ako sú Orava, Liptov, Spiš a okolie Nízkych Tatier, skrývajú obrovský potenciál pre rozvoj agroturistiky. Tu by sme videli príležitosť zvyšovania zamestnanosti mnohých menších územných celkov, ktorých geografická poloha odrádza investorov od budovania rôznych výrobných podnikov.

Vývoj intenzity agrárnej zamestnanosti vyjadrenej Lorenzovými krivkami v grafe 2, hodnotíme ako stabilný v čase. V priebehu sledovaného obdobia nedochádza k väčším výkyvom. Všetky regióny si udržiujú približne rovnakú koncentráciu.



Zdroj: Vlastná práca

Graf 2: Lorenzova krivky – regionálna zamestnanosť v pôdohospodárstve

Regionálna zamestnanosť v priemysle

Zamestnanosť v priemysle úzko súvisí s minulým zameraním Slovenska na ťažký strojársky a zbrojný priemysel. Obrovské podniky, ktoré boli schopné vytvoriť množstvo pracovných miest sa v procese reštrukturalizácie hospodárstva stali hlavným zdrojom nezamestnanosti a v niektorých prípadoch aj úpadku celých regiónov. Najvyššou koncentráciou priemyslu z hľadiska zamestnanosti sa vyznačuje Trenčiansky kraj. Dlhodobu sa tu sústreďuje gumársky a textilný priemysel. Horné Považie možno považovať za energetickú základňu celej SR. Aj menšie podniky pôsobiace okolí Prievidze, Myjavy a Považskej Bystrice sú zdrojom mnohých pracovných miest, aj keď ich počet sa v sledovanom období znížil (tabuľka 3).

Žilinský kraj si udržiava stabilnú koncentráciu priemyselnej výroby a s tým súvisiaci počet pracovných pozícií. Zaniknuté elektrotechnické podniky pomaly nahrádza automobilový priemysel. S udomácnovaním automobilového priemyslu na území SR je úzko spätý aj vývoj v Bratislavskom kraji. Koncentrácia tohto odvetvia sa v porovnaní rokov 1997 a 2005 zvýšila o takmer 26%.

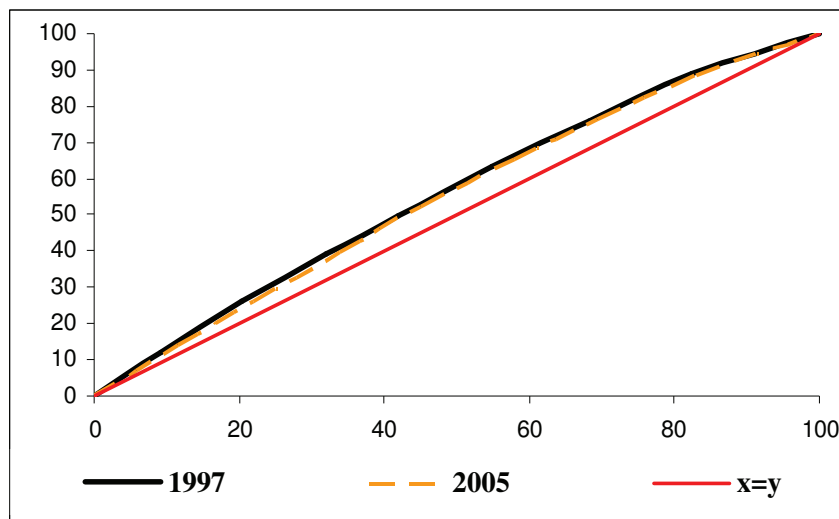
Tabuľka 3 Polohový koeficient zamestnanosti v priemysle pre regióny SR

rok	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
1997	0,744	0,944	1,569	0,874	1,110	1,041	0,818	0,966
2001	0,899	1,020	1,465	0,924	1,062	0,983	0,846	0,893
2005	0,908	1,062	1,469	0,969	1,096	0,857	0,829	0,882

Zdroj: Vlastná práca

Bratislavský (BA), Trnavský (TT), Trenčiansky (TN), Nitriansky (NR), Žilinský (ZA), Banskobystrický (BB), Prešovský (PO) a Košický (KE)

Pozitívny vývoj bol zaznamenaný aj v Nitrianskom a Trnavskom kraji a zvyšovanie zamestnanosti v priemysle môžeme očakávať aj do budúcnosti. Na rozvoji a to nielen zamestnanosti v týchto oblastiach majú najväčší podiel priame zahraničné investície. Tieto naopak chýbajú v oblasti stredného a východného Slovenska. Koncentrácia zamestnanosti v priemysle tu vykazuje negatívny trend. Príčinu vidíme v slabej infraštruktúre a vybavenosti regiónov.



Zdroj: Vlastná práca

Graf 3: Lorenzova krivka - regionálna zamestnanosť v priemysle

V grafe 3 sledujeme rovnomernosť rozmiestnenia zamestnanosti v priemysle z časového hľadiska. V tomto prípade môžeme konštatovať, že dochádza k postupnému znižovaniu regionálnych rozdielov miery zamestnanosti v tomto odvetví.

Regionálna zamestnanosť v zdravotníctve a školstve

Rozmiestnenie jednotlivých odvetví v rámci územia je implikované charakterom samotného odvetvia. Školstvo a zdravotníctvo sú oblasti hospodárstva, ktorých koncentrácia je daná predovšetkým ústavne zakotveným právom občanov na vzdelanie a zdravotnícku starostlivosť. V súvislosti s týmto faktom a hodnotami polohového koeficientu uvedeného v tabuľke 4 konštatujeme, že zamestnanosť v týchto odvetviach je na území SR rozmiestnená rovnomerne. Nižšia, prípadne vyššia intenzita zamestnanosti regiónov sú spôsobené kolísaním podielu ekonomicky aktívnych osôb a podielu počtu zamestnaných v týchto odvetviach.

Tabuľka 4 Polohový koeficient zamestnanosti v školstve a zdravotníctve pre regióny SR

rok	odvetvie	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
1997	Školstvo	1,242	0,886	0,802	0,898	1,047	0,994	1,038	1,065
2001	Školstvo	1,208	0,912	0,831	0,926	0,977	1,053	0,993	1,061
2005	Školstvo	1,242	0,886	0,802	0,898	1,047	0,994	1,038	1,065
1997	Zdravotníctvo	1,317	0,915	0,791	0,837	0,976	1,044	1,011	1,085
2001	Zdravotníctvo	1,210	0,923	0,834	0,852	1,016	1,058	1,005	1,066
2005	Zdravotníctvo	1,237	0,931	0,892	0,793	1,045	1,067	0,961	1,073

Zdroj: Vlastná práca

Bratislavský (BA), Trnavský (TT), Trenčiansky (TN), Nitriansky (NR), Žilinský (ZA), Banskobystrický (BB), Prešovský (PO) a Košický (KE)

Rozmiestnenie zamestnanosti v rezorte školstva resp. zdravotníctva je stabilné aj z časového hľadiska. Môžeme konštatovať, že poddimenzovanosť zdravotníctva v Trnavskom kraji sa od roku 1997 odstránila. Naopak negatívny vývoj sledujeme v kraji Nitrianskom.

Regionálna zamestnanosť vo finančnom sektore

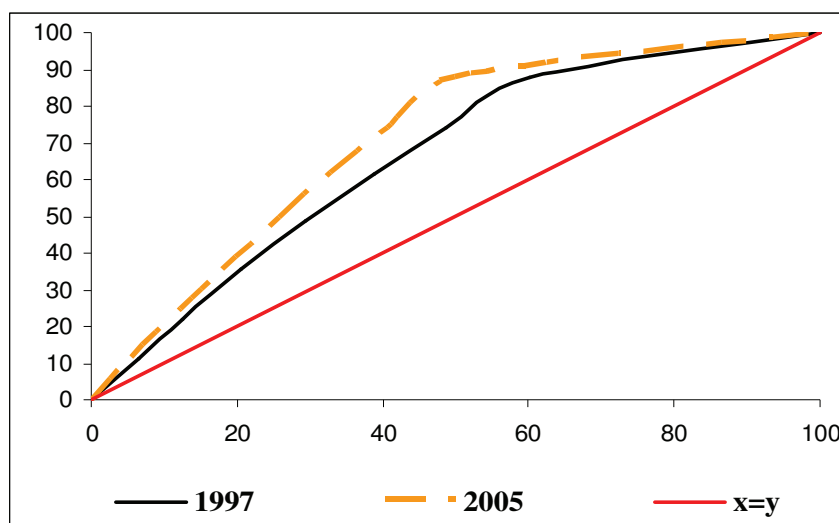
Finančný sektor sa v poslednej dobe stáva významnejším a stále viac atraktívnejším z hľadiska zamestnanosti. Na základe priestorovej analýzy však musíme tvrdiť, že toto odvetvie je vysoko koncentrované do jedného regiónu. Za finančné centrum Slovenska možno považovať Bratislavský kraj, respektíve Bratislavu. Práve tu sa sústreďujú ústredia takmer všetkých bánk na Slovensku, ktoré ponúkajú v tomto regióne vysoký počet zaujímavých pracovných miest. Ako vidieť z tabuľky 5, ostatné regióny sa intenzitou zamestnanosti pohybujú na úrovni 30 – 40 % pod celoslovenským priemerom.

Tabuľka 5: Polohový koeficient zamestnanosti vo finančnom sektore

	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
1997	3,263	0,577	0,568	0,662	0,725	0,777	0,601	0,851
2001	3,549	0,567	0,528	0,601	0,664	0,714	0,564	0,741
2005	4,080	0,529	0,477	0,512	0,565	0,649	0,553	0,689

Zdroj: Vlastná práca

Zobrazenie rovnomernosti rozmiestnenia tohto odvetvia v grafe 4, nám hovorí o neustálom zvyšovaní rozdielov v rámci regiónov SR.



Zdroj: Vlastná práca

Graf 4: Lorenzova krivka – regionálna zamestnanosť vo finančnom sektore

Regionálna zamestnanosť v priemysle

Zamestnanosť v priemysle úzko súvisí s minulým zameraním Slovenska na ťažký strojársky a zbrojný priemysel. Obrovské podniky, ktoré boli schopné vytvoriť množstvo pracovných miest sa v procese reštrukturalizácie hospodárstva stali hlavným zdrojom nezamestnanosti a v niektorých prípadoch aj úpadku celých regiónov. Najvyššou koncentráciou priemyslu z hľadiska zamestnanosti sa vyznačuje Trenčiansky kraj. Dlhodobu sa tu sústreďuje gumársky a textilný priemysel. Horné Považie možno považovať za

energetickú základňu celej krajiny. Aj menšie podniky pôsobiace v okolí Prievidze, Myjavy, Považskej Bystrice sú zdrojom mnohých pracovných miest (tabuľka 6).

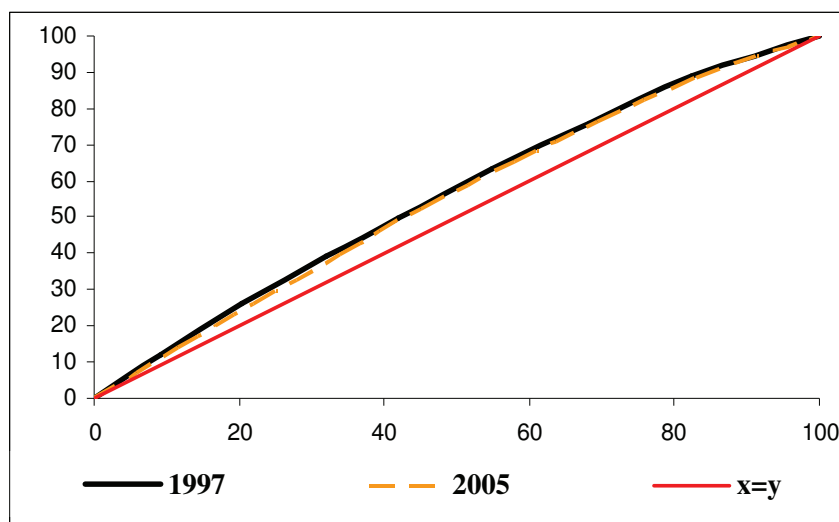
Žilinský kraj si udržuje stabilnú koncentráciu priemyselnej výroby a s tým súvisiaci počet pracovných pozícií. Zaniknuté elektrotechnické podniky pomaly nahrádza automobilový priemysel. S udomácnovaním automobilového priemyslu na území SR je úzko spätý vývoj v Bratislavskom kraji. Koncentrácia tohto odvetvia sa v porovnaní rokov 1997 a 2005 zvýšila o takmer 16%.

Tabuľka 6: Polohový koeficient zamestnanosti v priemysle pre regióny SR

	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
1997	0,744	0,944	1,569	0,874	1,110	1,041	0,818	0,966
2001	0,899	1,020	1,465	0,924	1,062	0,983	0,846	0,893
2005	0,908	1,062	1,469	0,969	1,096	0,857	0,829	0,882

Zdroj: Vlastná práca

Pozitívny vývoj bol zaznamenaný aj v Nitrianskom a Trnavskom kraji a zvyšovanie zamestnanosti v priemysle môžeme očakávať aj do budúcnosti. Na rozvoji, nielen zamestnanosti, v týchto oblastiach majú najväčší podiel priame zahraničné investície. Tieto naopak chýbajú v oblasti stredného a východného Slovenska. Koncentrácia zamestnanosti v priemysle tu vykazuje negatívny trend. Príčinu vidíme v slabej infraštruktúre a vybavenosti regiónov.



Zdroj: Vlastná práca

Graf 5: Lorenzova krivka - regionálna zamestnanosť v priemysle

V grafe 5 sledujeme rovnomernosť rozmiestnenia zamestnanosti v priemysle z časového hľadiska. V tomto prípade môžeme konštatovať, že dochádza k postupnému znižovaniu regionálnych rozdielov miery zamestnanosti v tomto odvetví.

Regionálna zamestnanosť v stavebníctve

Stavebníctvo je úzko spojené s odvetvím priemyslu a s úrovňou regionálneho rozvoja. Najmä prílev zahraničných investícií a potrebu výstavby nových výrobných hál pre priemysel, môžeme považovať za dôvody zvýšenej koncentrácie zamestnanosti v stavebníctve do oblastí západného Slovenska. Zamestnanosť a jej rozdiely v jednotlivých regiónoch, vyjadrenú polohovým koeficientom, zobrazuje tabuľka 5.

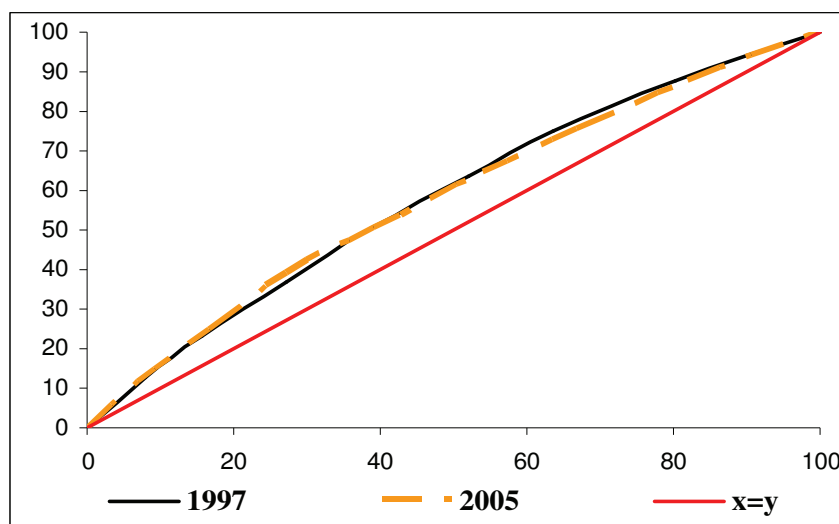
Tabuľka 5: Polohový koeficient zamestnanosti v stavebníctve

	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
1997	1,624	0,723	1,026	0,856	1,306	0,625	0,855	0,986
2001	1,328	1,189	1,149	0,736	1,271	0,675	0,935	0,789
2005	1,224	1,174	1,043	0,736	1,462	0,584	1,067	0,760

Zdroj : Vlastná práca

Spolu s rozvojom automobilovej výroby súvisí aj potrebný rozvoj cestnej infraštruktúry. Tento fakt vytvára priestor pre rast a tvorbu pracovných miest v tomto odvetví. Dlhodobo nízku koncentráciu zamestnanosti v priemysle vykazuje Banskobystrický kraj. V roku 2005 dosiahol len polovičnú intenzitu v porovnaní s ostatnými regiónmi a priemerom krajiny. Naopak v Prešovskom a Žilinskom kraji sa zamestnanosť v stavebníctve zvyšuje.

Pri porovnaní rozmiestnenia zamestnanosti v roku 1997 a 2005 (graf 28) vidíme, že k väčším výkyvom nedochádza. Rozmiestnenie zamestnanosti v stavebníctve je stabilné a pomerne rovnomerne rozmiestnené.



Zdroj: Vlastná práca

Graf 6: Lorenzova krivka - regionálna zamestnanosť v stavebníctve

4. Diskusia

Problematicku regionálnej zamestnanosti môžeme vnímať v rámci SR ako problém dlhodobý, ktorý je úzko spätý s historickým vývojom krajiny. Nielen demografické, ale aj geografické podmienky majú súvis so zamestnanosťou v jednotlivých regiónoch. Väčšina zahraničných investícií, ako hlavný zdroj nových pracovných miest, sa sústreďuje na lepšie a ľahšie dostupnom západe krajiny. Táto skutočnosť sa stáva hlavným dôvodom pre zvyšovanie rozdielov medzi regiónmi. Napriek všetkým snahám zostáva faktom, že tento problém sa nedarí riešiť ani z dlhodobého, ani z krátkodobého hľadiska.

Opatrenia na riešenie problémov zamestnanosti sú obsiahnuté v každej relevantnej súčasti hospodárskej politiky. Jedným z kritérií posudzovania opatrení v rámci hospodárskej a sociálnej politiky by malo byť kritérium vplyvu opatrení na zamestnanosť so zohľadnením regionálnych diferencií. Nástroje politiky zamestnanosti by mali smerovať do regiónov s najvyššou nezamestnanosťou. Zároveň však treba využiť nástroje iných makroekonomických politík, ktoré majú vplyv na vytváranie nových pracovných miest v regiónoch. Dôležité je zatriktívnenie stredného a východného Slovenska pre domácich, ale

aj zahraničných investorov. Podmieňujúcim v tomto smere zostáva rozvoj infraštruktúry, či už technickej alebo sociálnej. Komunikácia a informačné toky sú rovnako dôležité a je potrebné zabezpečiť ich kvalitatívne zlepšenie medzi inštitúciami v horizontálnom aj vertikálnom smere.

Problematica agrárnej zamestnanosti predpokladá ustálenie počtu pracujúcich v tomto odvetví na úrovni, ktorá bude tvoriť zhruba 2% z celkovej zamestnanosti SR. Táto skutočnosť naznačuje, že sa vytvára len malý priestor na zvyšovanie zamestnanosti v agrosektore.

Grantová podpora

Príspevok je vypracovaný s podporou výskumného projektu VEGA 1/2565/05 „Štrukturálne zmeny v slovenskom poľnohospodárstve a ich vplyv na efektívnosť poľnohospodárskej výroby“.

5. Literatúra

- [1] MELIŠEK, F.: Štrukturálna politika a štrukturálne zmeny v ekonomike. Bratislava: Ekonóm, 2005, 204 s. ISBN 80-225-1982-0
- [2] Národný akčný plán na roky 2004 -2006. [cit. 26.1. 2007] Dostupné na internete: <http://www.employment.gov.sk/new/index.php?SMC=1&id=626>
- [3] Návrh Národného strategického referenčného rámca 2007 – 2013 [cit. 26.1. 2007] Dostupné na internete: <http://www.rokovania.sk/>
- [4] Správa Európskej komisie: Regióny a mestá z hľadiska rastu a zamestnanosti. Prehľad nariadení týkajúcich sa kohézie a regionálnej politiky na obdobie rokov 2007 – 2013. MEMO/06/281 Brusel 13. júna 2006. [cit. 26.1.2007] Dostupné na internete: <http://europa.eu/rapid/>

ADRESA AUTORA (-OV):

Ing. Martina Hanová, PhD.,
 štatistiky a operačného výskumu FEM SPU
 Nitra Trieda A. Hlinku 2,
 949 76 Nitra,
Martina.Hanova@fem.uniag.sk
 Ing., Renáta Prokeínová,
 štatistiky a operačného výskumu FEM SPU
 Nitra Trieda A. Hlinku 2,
 949 76 Nitra,
Renata.prokeinova@fem.uniag.sk

Ing., Stefan Kováč, PhD.,
 štatistiky a operačného výskumu FEM SPU
 Nitra Trieda A. Hlinku 2,
 949 76 Nitra,
Stefan.kovac@fem.uniag.sk

**Vzdialenosti expertov od medianu hodnotenia expertov – stav 2007 a vývoj
2007/2006 makroekonomiky Slovenska**
**The distances of experts from median's evaluation of experts – 2007 and
development 2007/2006 macroeconomic of Slovakia**

Jozef Chajdiak

Abstract: The paper consists the Mahalanobis distances of the experts from median's evaluation of experts – status 2007 and development 2007/2006 macroeconomic of Slovakia made in the conference „View on economic Slovakia 2008“.

Key words: Mahalanobis distance, median, evaluation of experts, status and development of macroeconomic Slovakia

Kľúčové slová: Mahalanobisova vzdialenosť, median, expertné hodnotenia, stav a vývoj makroekonomiky Slovenska

Jednou zo súčastí konferencie Pohľad na ekonomiku Slovenska 2008, ktorá sa konala 15. apríla 2008 v Bratislave bolo hodnotenie stavu a vývoja ekonomiky Slovenska za rok 2007 a oproti roku 2006 zúčastnenými prednášajúcimi (expertami na hodnotenie stavu a vývoja makroekonomiky).

Základom expertného hodnotenia ekonomiky boli použité názory expertov na stav a trend piatich ukazovateľov charakterizujúcich stav a vývoj ekonomiky SR ako celku:

Tabuľka 1: Zoznam hodnotených indikátorov

X1	Hrubý domáci produkt na obyvateľa,
X2	Medziročná inflácia spotrebiteľských cien
X3	Miera nezamestnanosti podľa VZPS
X4	Saldo štátneho rozpočtu k HDP
X5	Saldo zahraničného obchodu k HDP.

Na hodnotenie stavu a vývoja jednotlivých ukazovateľov bola použitá bodová stupnica s hodnotami od -2 (veľmi zle) cez 0 (neutrálny stav alebo vývoj) po +2 (veľmi dobre), s krokom po pol bode. Intenzita počtu bodov sa pridelovala v porovnaní SR so stavom a vývojom v EÚ. Ďalej sa za každého experta určilo celkové hodnotenie stavu a vývoja ekonomiky SR ako priemer z bodov pridelených jednotlivým ukazovateľom (resp. pojmom).

Na celkové hodnotenie stavu resp. vývoja ekonomiky SR sme použili medián z pridelených hodnotení jednotlivých expertov (prostrednú hodnotu).

Tabuľka 2: Hodnotenie stavu hospodárstva v roku 2007

stav 2007	x1	x2	x3	x4	x5	priemer
EÚ SAV	-1,0	+2,0	-1,0	+1,0	+1,0	+0,4
Haluška Infostat	-1,0	-1,0	-2,0	1,0	+0,5	-0,5
Chajdiak UM STU	-1,5	+1,0	-2,0	+0,5	+0,5	-0,3
Šilan IFP MF SR	+2,0	+1,0	0,0	+1,0	+1,0	+1,0
Olexa Infostat	-1,0	-1,0	-2,0	1,0	+0,5	-0,5
Konečná NBS	-1,0	+1,5	-1,0	-1,0	-0,5	-0,4
Tóth ING Bank	-1,0	+1,0	0,0	+1,0	+2,0	+0,6
Spolu (Medián)						-0,3

Tabuľka 3: Hodnotenie trendu vývoja ekonomiky (rok 2007 oproti roku 2006)

vyvoj 2007/2006	x1	x2	x3	x4	x5	priemer
EÚ SAV	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0
Haluška Infostat	2,0	2,0	1,5	2,0	2,0	1,9
Chajdiak UM STU	2,0	1,5	1,5	1,5	1,5	1,6
Šilan IFP MF SR	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0
Olexa Infostat	2,0	2,0	1,5	2,0	2,0	1,9
Konečná NBS	2,0	1,0	1,5	1,5	2,0	1,6
Tóth ING Bank	2,0	1,0	2,0	1,0	2,0	1,6
Spolu (Medián)						+1,9

Stav ekonomiky SR v roku 2007 hodnotia experti priemernými známkami od -0,5 po +1 pri výslednej prostrednej hodnote **-0,3** (

Tabuľka 2). Za rok 2006 bolo výsledné hodnotenie **-1,1**, a za rok 2005 bolo výsledné hodnotenie **-1,2**. Z uvedeného vyplýva, že stav ekonomiky sa podľa názoru oslovených expertov za ostatný rok výrazne zlepšil.

Vývoj ekonomiky SR v roku 2007 oproti roku 2006 hodnotia experti priemernými známami od +1,6 po +2,0 pri výslednej prostrednej hodnote +1,9 (

Tabuľka 3). V hodnotení vývoja roku 2006 oproti 2005 bol výsledok **+0,5** a v hodnotení 2005 oproti 2004 bol výsledok **+0,9**. Experti hodnotili vývoj vo všetkých obdobiach pozitívne, pričom po miernom spomalení 2006/2005 nastáva výrazné zrýchlenie v rokoch 2007/2006.

Zaujímavou charakteristikou je aj vzdialenosť jednotlivých expertov od ich stredného hodnotenia vyjadreného mediánmi pri jednotlivých ukazovateľoch. Mediány pridelených bodov boli:

ukazovateľ	stav	vývoj
X1	-1	+2
X2	+1	+2
X3	-1	+1,5
X4	+1	+2
X5	+0,5	+2

Vektor mediánov (ako vyjadrenie stredu rozdelenia hodnotení) sa síce môže líšiť od mediánu priemerných hodnotení (ako iného vyjadrenia stredu rozdelenia hodnotení) a pri následnom použití Mahalanobisovej vzdialenosti môže potlačiť resp. zvýrazniť vzájomne kompenzovaný obojsmerný smer odchýliek pri výpočte priemerného hodnotenia, ale v rámci tejto úlohy nemá vhodnejšiu náhradu.

Kovariačná matica z expertného hodnotenia stavu s je

	$x1$	$x2$	$x3$	$x4$	$x5$
x1	1,193878	0,127551	0,55102	0,163265	0,137755
x2	0,127551	1,193878	0,520408	-0,27041	0,076531
x3	0,55102	0,520408	0,693878	0,020408	0,316327
x4	0,163265	-0,27041	0,020408	0,479592	0,362245
x5	0,137755	0,076531	0,316327	0,362245	0,489796

a jej inverzná matica s^{-1} je

	$x1$	$x2$	$x3$	$x4$	$x5$
x1	7,80727	0,889265	-15,3787	-16,4041	19,7295
x2	0,889265	1,756551	-2,60355	-0,17075	1,283178
x3	-15,3787	-2,60355	34,3787	35,11834	-43,4438
x4	-16,4041	-0,17075	35,11834	44,64413	-51,0583
x5	19,7295	1,283178	-43,4438	-51,0583	62,11158

Kvariančná matica z expertného hodnotenia vývoja s je

	$x1$	$x2$	$x3$	$x4$	$x5$
x1	0	0	0	0	0
x2	0	0,193878	0,005102	0,147959	0,010204
x3	0	0,005102	0,061224	-0,0102	0,015306

x4	0	0,147959	-0,0102	0,132653	0,015306
x5	0	0,010204	0,015306	0,015306	0,030612

a jej inverzná matica s^{-1} je

	$x1$	$x2$	$x3$	$x4$	$x5$
x1	0	0	0	0	0
x2	0	52,5	-21	-63	24,5
x3	0	-21	28	28	-21
x4	0	-63	28	84	-35
x5	0	24,5	-21	-35	52,5

Mahalanobisova vzdialenosť vektora x (päťica hodnotení expertom) od vektora m (päťica mediánov expertných hodnotení) sa vypočíta podľa vzťahu:

$$(x - m) * s^{-1} * (x - m)'$$

Vzdialenosti jednotlivých expertov od mediánov ich odhadov vyšli nasledujúce:

Expert, pracovisko	stav	vývoj
EÚ SAV	18,6	7
Haluška Infostat	31,0	0
Chajdiak UM STU	59,0	10,5
Šilan IFP MF SR	43,6	7
Olexa Infostat	31,0	0
Konečná NBS	36,0	10,5
Tóth ING Bank	43,8	10,5

Najbližšie k mediánu hodnotenia stavov makroekonomiky Slovenska v roku 2007 podľa jednotlivých ukazovateľov bol EÚ SAV (V. Páleník, V. Kvetan, M. Radovský) pred J. Haluškom a M. Olexom z Infostatu. Najvzdialenejšie hodnotenie mal J. Chajdiak.

Pri hodnotení vývoja makroekonomiky Slovenska 2007/2006 zhodný z mediánom hodnotení podľa jednotlivých ukazovateľov bol J. Haluška a M. Olexa z Infostatu, najvzdialenejší boli J. Chajdiak z UM STU, R. Konečná z NBS a J. Tóth z ING Bank.

Literatúra

Chajdiak J., Luha J.: Pohľady na ekonomiku Slovenska 2008, Bratislava, SŠDS, 2008, ISBN 978 – 80 – 88946-47-2

CHAJDIAK, J., KVETAN, V.: Pohľady na ekonomiku Slovenska 2008. Ekonomický časopis, 2008 (v tlači)

Kontakt na autora:
chajdiak@statis.biz

Model s podmienkami v modelovaní reznej rýchlosti Model with conditions in cutting speed modelling

Ivan Janiga, Marek Kall

Abstract: The paper deals with cutting speed modelling. There are three regression models which are the best on three partitions of material width respectively. We are trying to join the three regression models into one model, by using continuity conditions, to obtain model with conditions. The final response function together with confidence interval on the mean response at any point could be used in cutting process control.

Key words: model with conditions, continuity conditions, stepwise regression, cutting speed, process control.

Kľúčové slová: model s podmienkami, podmienky spojitosti, kroková regresia, rezná rýchlosť, riadenie procesu.

1. Úvod

Na základe nameraných dát získaných z experimentu sme hľadali závislosť reznej rýchlosti abrazívneho kvapalinového lúča R od nezávislých premenných, ktorými sú hrúbka materiálu H , priemer trysky P , tlak T a prietok abrazíva A . Vychádzali sme z viacnásobného lineárneho regresného modelu

$$R_i = \beta_0 + \beta_1 H_i + \beta_2 P_i + \beta_3 T_i + \beta_4 A_i + \beta_5 H_i^2 + \beta_6 P_i^2 + \beta_7 T_i^2 + \beta_8 A_i^2 + \beta_9 H_i P_i + \beta_{10} H_i T_i + \beta_{11} H_i A_i + \beta_{12} P_i T_i + \beta_{13} P_i A_i + \beta_{14} T_i A_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, 80 \quad (1)$$

kde ε_i je chyba merania. Pri vyhodnotení modelu (1) na celej oblasti nameraných dát sme krokovou regresiou dostali najlepší model so závislými premennými TA, H, P, TT, HH, HP, HT , pri ktorom upravený koeficient viacnásobnej determinácie $R_{adj}^2 = 0,738$ a reziduálny rozptyl regresie $MS_E = 75,89$. Znamená to, že iba približne 75% variability vysvetľuje uvedený model, čo možno považovať za slabý výsledok. Na základe tohto výsledku by nebolo možné predikovať vstupné veličiny pri rezaní abrazívnym kvapalinovým lúčom (H, P, T, A). Preto bolo nevyhnutné zistiť príčinu takého slabého výsledku.

Rozhodli sme sa vyšetriť vzťah medzi závislou premenou R a jednou z veličín H, P, T, A za predpokladu, že ostatné tri premenné boli konštantné. Ukázalo sa, že iba závislosť reznej rýchlosti na hrúbke materiálu je nelineárna v oblasti od hrúbky materiálu 3 mm do 20 mm. Ostatné vyšetrované závislosti sú približne lineárne. Preto sme rozdelili hrúbky materiálu $\{3, 5, 8, 10, 12, 15, 20, 30, 40, 50\}$ najprv na dve partície a potom na tri partície. Na každej partícii sme urobili samostatnú regresnú analýzu pomocou krokovej regresie. Získali sme tak v prvom prípade dve a v druhom tri série regresných modelov. Najlepšie modely, ktoré sme dostali pri rozdelení na tri partície, sú

H	Regresné premenné v modeli	R_{adj}^2	MS_E
3,5,8,10	TA, H, P, TT, HA, AA, HH, HP, HT	0,978310	23,397382
10,12,15,20	TA, HH, P, TT, HA, AA, HP, HT, PP, H	0,994299	2,296958
20,30,40,50	TA, H, P, HA, AA, HH, HP, HT, PP	0,959959	3,154498

Uvedené tri viacrozmerné regresné funkcie sú najlepšie na svojich oblastiach. Prvá a druhá partícia hrúbky obsahuje spoločnú hodnotu $H=10$ mm, druhá a tretia partícia majú spoločnú hrúbku $H=20$ mm. Ak chceme použiť model ako celok na celej oblasti hrúbky, musíme spojiť tri viacrozmerné regresné funkcie v styčných bodoch tak, aby vznikla spojitá funkcia. K tomuto je potrebné vytvoriť regresný model s podmienkami, ktorý by viazal tri modely podmienkami spojitosti v bodoch spoločných hrúbok $H=10$ mm a $H=20$ mm.

2. Model s podmienkami a konfidenčné zóny

V tejto časti vytvoríme regresný model s podmienkami spojitosti v spoločných bodoch (pozri [1]). V prvej fáze sa vyberú regresné premenné TA, H, P, TT, HA, AA, HH, HP, HT (vybraný model prvej partície v tabuľke), ktoré označíme $x^{(1,1)}, x^{(1,2)}, x^{(1,3)}, \dots, x^{(1,p_1)}$, kde $x^{(1,1)}$ nadobúda hodnotu 1, pretože v modeli uvažujeme absolútny člen. V druhej fáze sa vyberú regresné premenné TA, HH, P, TT, HA, AA, HP, HT, PP, H (vybraný model druhej partície v tabuľke 3.5.1) $x^{(2,1)}, x^{(2,2)}, x^{(2,3)}, \dots, x^{(2,p_2)}$ a v tretej fáze sú to regresné premenné TA, HH, P, TT, HA, HP, AA, HT, H (vybraný model tretej partície v tabuľke) $x^{(3,1)}, x^{(3,2)}, x^{(3,3)}, \dots, x^{(3,p_3)}$.

Vektory neznámych parametrov v prvej, druhej a tretej fáze sú $\beta^{(1)} = (\beta_1^{(1)}, \dots, \beta_{p_1}^{(1)})'$, $\beta^{(2)} = (\beta_1^{(2)}, \dots, \beta_{p_2}^{(2)})'$ a $\beta^{(3)} = (\beta_1^{(3)}, \dots, \beta_{p_3}^{(3)})'$.

Označme maticu plánu v prvej fáze

$$\mathbf{X}_{n_1, p_1}^{(1)} = \begin{pmatrix} x_1^{(1,1)} & x_1^{(1,2)} & \dots & x_1^{(1,p_1)} \\ x_2^{(1,1)} & x_2^{(1,2)} & \dots & x_2^{(1,p_1)} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ x_{n_1}^{(1,1)} & x_{n_1}^{(1,2)} & \dots & x_{n_1}^{(1,p_1)} \end{pmatrix}$$

vektor meraní $\mathbf{Y}^{(1)} = (Y_1^{(1)}, \dots, Y_{n_1}^{(1)})'$ a vektor parametrov $\beta^{(1)}$. Potom prvá fáza je vyjadrená regresným modelom

$$\mathbf{Y}^{(1)} = \mathbf{X}^{(1)}\beta^{(1)} + \boldsymbol{\varepsilon}^{(1)}. \quad (2)$$

Teda meraní je n_1 , potom $\boldsymbol{\varepsilon}^{(1)}$ je n_1 rozmerný vektor náhodných chýb.

Úplne analogicky druhá fáza je vyjadrená regresným modelom

$$\mathbf{Y}^{(2)} = \mathbf{X}^{(2)}\beta^{(2)} + \boldsymbol{\varepsilon}^{(2)}. \quad (3)$$

(meraní je n_2 , potom $\boldsymbol{\varepsilon}^{(2)}$ je n_2 rozmerný vektor náhodných chýb)

Tretia fáza je vyjadrená regresným modelom

$$\mathbf{Y}^{(3)} = \mathbf{X}^{(3)}\beta^{(3)} + \boldsymbol{\varepsilon}^{(3)}. \quad (4)$$

(meraní je n_3 , potom $\boldsymbol{\varepsilon}^{(3)}$ je n_3 rozmerný vektor náhodných chýb)

Model celého merania je

$$\mathbf{Y}_{n,1} = \mathbf{X}_{n,p}\beta + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (5)$$

kde

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} \mathbf{Y}^{(1)} \\ \mathbf{Y}^{(2)} \\ \mathbf{Y}^{(3)} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_{n_1, p_1}^{(1)} & \mathbf{0}_{n_1, p_2} & \mathbf{0}_{n_1, p_3} \\ \mathbf{0}_{n_2, p_1} & \mathbf{X}_{n_2, p_2}^{(2)} & \mathbf{0}_{n_2, p_3} \\ \mathbf{0}_{n_3, p_1} & \mathbf{0}_{n_3, p_2} & \mathbf{X}_{n_3, p_3}^{(3)} \end{pmatrix}, \quad \beta_{p,1} = \begin{pmatrix} \beta^{(1)} \\ \beta^{(2)} \\ \beta^{(3)} \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_{n,1} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}^{(1)} \\ \boldsymbol{\varepsilon}^{(2)} \\ \boldsymbol{\varepsilon}^{(3)} \end{pmatrix},$$

$$n = n_1 + n_2 + n_3, \quad p = p_1 + p_2 + p_3.$$

Je potrebné ešte pridať podmienku, kde skutočná hodnota n_1 -vého merania (posledné meranie v prvej fáze) sa rovná skutočnej hodnote prvého merania v druhej fáze, teda

$$x_{n_1}^{(1,1)}\beta_1^{(1)} + \dots + x_{n_1}^{(1,p_1)}\beta_{p_1}^{(1)} = x_1^{(2,1)}\beta_1^{(2)} + \dots + x_1^{(2,p_2)}\beta_{p_2}^{(2)} \quad (6)$$

a taktiež podmienku, že „skutočná“ hodnota $(n_1 + n_2)$ merania (posledného merania v druhej fáze) sa rovná skutočnej hodnote prvého merania v tretej fáze, teda

$$x_{n_2}^{(2,1)}\beta_1^{(2)} + \dots + x_{n_2}^{(2,p_2)}\beta_{p_2}^{(2)} = x_1^{(3,1)}\beta_1^{(3)} + \dots + x_1^{(3,p_3)}\beta_{p_3}^{(3)} \quad (7)$$

Označme

$$\mathbf{z}_{(1)} = \begin{pmatrix} x_{n_1}^{(1,1)} \\ x_{n_1}^{(1,2)} \\ \vdots \\ x_{n_1}^{(1,p_1)} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{z}_{(2)} = \begin{pmatrix} x_1^{(2,1)} \\ x_1^{(2,2)} \\ \vdots \\ x_1^{(2,p_2)} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{z}_{(3)} = \begin{pmatrix} x_{n_2}^{(2,1)} \\ x_{n_2}^{(2,2)} \\ \vdots \\ x_{n_2}^{(2,p_2)} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{z}_{(4)} = \begin{pmatrix} x_1^{(3,1)} \\ x_1^{(3,2)} \\ \vdots \\ x_1^{(3,p_3)} \end{pmatrix}.$$

Potom podmienky (6) a (7) napíšeme ako

$$\begin{pmatrix} \mathbf{z}'_{(1)} & -\mathbf{z}'_{(2)} & \mathbf{0}'_{1,p_3} \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} = 0$$

$$\begin{pmatrix} \mathbf{0}'_{1,p_3} & \mathbf{z}'_{(3)} & -\mathbf{z}'_{(4)} \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} = 0.$$

Ešte označme

$$\mathbf{B}_{2,p} = \begin{pmatrix} \mathbf{z}'_{(1)} & -\mathbf{z}'_{(2)} & \mathbf{0}' \\ \mathbf{0}' & \mathbf{z}'_{(3)} & -\mathbf{z}'_{(4)} \end{pmatrix}$$

a konečne dostávame model nepriameho merania so systémom podmienok (pozri napríklad [1])

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

$$\mathbf{B}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}. \quad (8)$$

Najlepší lineárny nevychýlený odhad vektora parametrov $\boldsymbol{\beta}$ je

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \{ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} - (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{B}'[\mathbf{B}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{B}']^{-1}\mathbf{B}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \} \mathbf{X}'\mathbf{Y} \quad (9)$$

a odhad jeho kovariančnej matice je

$$\hat{\sigma}^2 \{ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} - (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{B}'[\mathbf{B}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{B}']^{-1}\mathbf{B}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \} = \hat{\sigma}^2 \mathbf{H}, \quad (10)$$

kde

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\mathbf{v}'\mathbf{v}}{n+2-p} = \frac{SS_E}{n+2-p}, \quad (11)$$

pričom $\mathbf{v} = \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{Y}$.

Potom koeficient viacnásobnej determinácie je

$$R^2 = 1 - \frac{SS_E}{SS_T}, \quad (12)$$

a upravený koeficient viacnásobnej determinácie má tvar

$$R_{\text{adj}}^2 = 1 - \frac{SS_E/(n+2-p)}{SS_T/(n-1)}, \quad (13)$$

kde $SS_T = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, pričom Y_i sú súradnice vektora $\mathbf{Y}$.

Pre skutočnú i -tú meranú hodnotu $\{\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\}_i$ možno vypočítať $100(1-\alpha)\%$ -ný interval spoľahlivosti, pre ktorý platí

$$\left[\{\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\}_i - t_{n+2-p} \left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \hat{\sigma} \sqrt{\{\mathbf{H}\}_{i,i}}, \{\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\}_i - t_{n+2-p} \left(\frac{\alpha}{2}\right) \hat{\sigma} \sqrt{\{\mathbf{H}\}_{i,i}} \right], \quad (14)$$

pričom $t_m(\gamma)$ je γ -kvantil Studentovho t rozdelenia s m stupňami voľnosti.

3. Spracovanie modelu pomocou softvéru

Definovaný model s podmienkami bol naprogramovaný v programovom systéme Mathematica 6.0.0. V priebehu výpočtu bolo potrebné vypočítať inverziu súčinu matice plánu s transponovanou maticou plánu, t. j. $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$. Tu sa ukázalo, že matica $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ je zle podmienená. Hoci program pokračoval vo výpočte, výsledné hodnoty neboli dôveryhodné.

4. Záver

V príspevku sme odvodili model s podmienkami z troch viacrozmerných regresných funkcií, ktoré považujeme jednotlivo za najlepšie v troch partíciách hrúbky. Dané tri modely sme zlúčili do jedného modelu pomocou podmienok spojitosti v bodoch spoločných hodnôt hrúbok prvej a druhej partície $H=10$ mm a druhej a tretej partície $H=20$ mm. Našli sme najlepší lineárny nevychýlený odhad vektora parametrov $\boldsymbol{\beta}$ a odhad jeho kovariančnej matice. Odvodili sme odhad upraveného koeficienta determinácie a $100(1-\alpha)\%$ -ný interval spoľahlivosti pre skutočnú i -tú meranú hodnotu $\{\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\}_i$. Odvođený model sme naprogramovali v softvéry Mathematica 6.0.0. Zatiaľ sa nám ho nepodarilo uspokojivo vyriešiť. Citácie uvedené v literatúre súvisia buď priamo alebo nepriamo s riešeným problémom.

5. Literatúra

- [1]WIMMER, G., PALENČÁR, R., WITKOVSKÝ, V. *Spracovanie a vyhodnocovanie meraní*. VEDA, vyd. SAV, Bratislava 2002. 187 s. ISBN 80-224-0734-8.
- [2]JANIGA, I., KALL, M., GELETA, V. Model Building of Relationship between Waterjet Cutting Speed and Relevant Quantities Influencing Cutting Quality. In *Forum Statisticum Slovaccum*. ISSN 1336-7420. 2006, roč. 2, č. 3, s. 97 – 104.
- [3]JANIGA, I., KÁLL, M., GELETA, V. Relationship between Waterjet cutting speed and relevant quantities influencing cutting quality. In *Forum Statisticum Slovaccum*. ISSN 1336-7420. 2006, roč. 2, č. 5, s. 79-82.
- [4]MONTGOMERY, D. C., RUNGER, G. C. *Applied statistics and Probability for engineers*. John Wiley & Sons, Inc., 2003. 706 s. ISBN 0-471-20454-4.
- [5]KÁLL, M., GELETA, V., BERNÁT, F. Spôsoby ovplyvňovania vysokotlakého kvapalinového lúča. In *9. Medzinárodná konferencia Strojné inžinierstvo 2005*. Bratislava 2005. ISBN 80-227-2314-2, s. 779 – 786.
- [6]PALENČÁR, R., RUIZ, J. M., JANIGA, I., HORNÍKOVÁ, A. *Štatistické metódy v skúšobných a kalibračných laboratóriách*. Bratislava: Grafické štúdio Ing Peter Juriga, 2001. 380 s. ISBN 80-968449-3-8.
- [7]TEREK, M., HRNČIAROVÁ, L. *Štatistické riadenie kvality*. Vydavateľstvo IURA EDITION, 2004, 234s. ISBN 80-89047-97-1.

Podakovanie:

Tento príspevok vznikol s podporou grantových projektov VEGA č. 1/3182/06 Zlepšovanie kvality produkcie strojárskych výrobkov pomocou moderných štatistických metód a VEGA č. 1/1247/08 Kvantitatívne metódy v stratégii šesť sigma.

Adresa autorov:

Ivan Janiga, doc. RNDr. PhD.
Slovak University of Technology
Faculty of Mechanical Engineering
Námestie slobody 17
812 31 Bratislava
Slovak Republic
ivan.janiga@stuba.sk

Marek Káll, Ing.
Vajnorská 98/C
831 04 Bratislava
mkal@gratex.com

Rodinný stav a ekonomická aktivita v českých zemích v 17. století **Marital status and economic activity in Bohemia in the 17th century**

Eva Kačerová

Abstract: The List of Inhabitants according to Faith of 1651 captured the situation immediately following the end of the Thirty Years War. The first column in the List contained the name of the person concerned, the second one is age and the profession and religion are filed in the last columns. On the Choceň area children are recorded systematically only from the age of 11. This article is focused on distribution by marital status and social distribution. This article came into being within the framework of the long-term research project 2D06026, "Reproduction of Human Capital", financed by the Ministry of Education, Youth and Sport within the framework of National Research Program II.

Key words: Historical demography, marital status, social status, Choceň

Klíčová slova: Historická demografie, rodinný stav, sociální status, Choceň

1. Úvod

Město Choceň leží v malebné kotlině při obou březích Tiché Orlice. Choceň se svým nejbližším okolím byla obydlena už v době bronzové i když jen velice řídce a jen v pásmu řečiště Tiché Orlice. Neproniknutelné pralesy nelákaly až do 13. století k větší expanzi. Poté následuje zhruba 450 let rozkvětu. V pobělohorské době dolehl na městečko útlak, kontribuce a berně se zvyšují, jsou zrušena někdejší privilegia. Nastává všeobecný úpadek živností a řemesel, zákaz vaření piva, přicházejí nové robotní povinnosti.

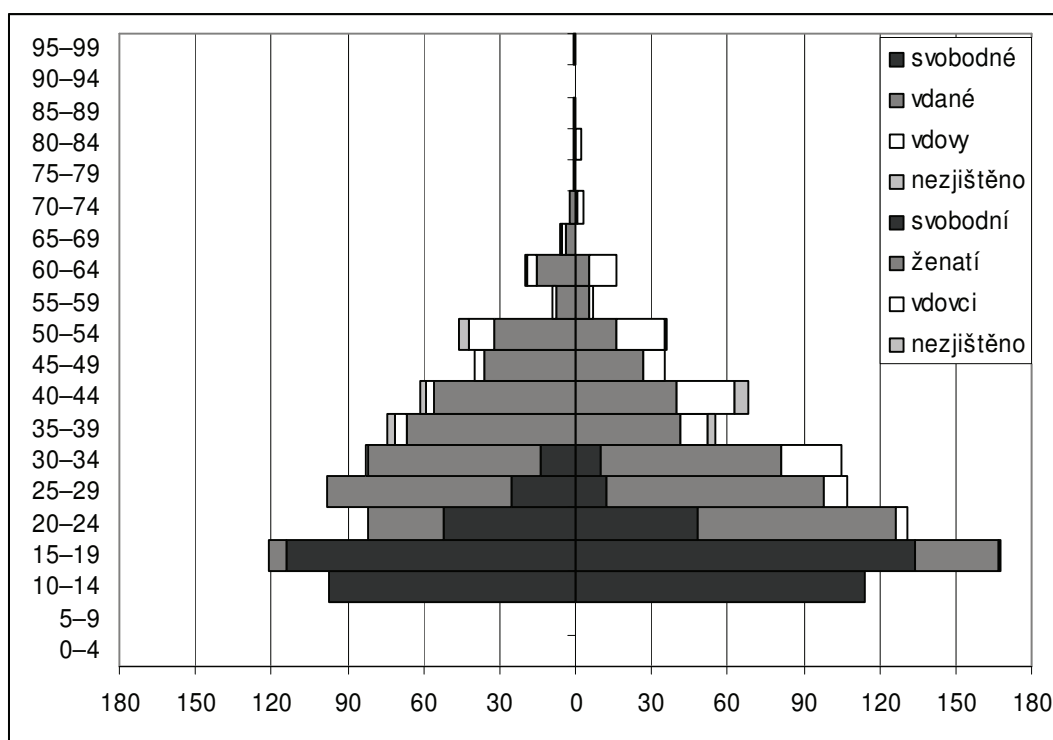
Základním pramenem pro studium demografické a sociální skladby obyvatelstva na choceňském panství v polovině 17. století je Soupis poddaných podle víry z roku 1651 (Pazderová, 2002), jehož vznik souvisí s rekatolizačními snahami po třicetileté válce. Na choceňském panství bylo dle Soupisu 1 595 osob, z toho 849 žen, přičemž ale děti jsou evidovány až od 11 let. U každé osoby byly zapsány následující údaje: jméno, povolání, věk, náboženské vyznání.

2. Obyvatelstvo podle rodinného stavu

Studium struktury obyvatelstva podle rodinného stavu ze Soupisu poddaných podle víry z roku 1651 je zatíženo jistými problémy. Kolonka „rodinný stav“ mezi rubrikami Soupisu nebyla, a tak ne vždy je snadné jej určit. Situace je celkem jasná u osob žijících v manželství. Manželé jsou v Soupise téměř vždy psaní pod sebou (nejdříve muž a pod ním žena) tak, že v kolonce povolání je u muže zapsáno řemeslo, funkce v obecní samosprávě nebo označení podle rozlohy vlastněné půdy (chalupník, sedlák, zahradník) a u ženy „manželka“ nebo „žena jeho“. V některých případech najdeme označení vdovec nebo vdova, ale patrně tak nebyly označeny všechny ovdovělé osoby. Poměrně často není o rodinném stavu jednotlivých osob zapsáno nic. To se téměř bez výjimky týká veškeré čeledi a osob s označením syn a dcera. Pokud byl jejich věk nižší než 35 let, byly zahrnuty mezi osoby svobodné. U čeledi tomu tak s nejvyšší pravděpodobností i bylo. U synů a dcer tato jistota chybí. Nejsou totiž ojedinělé případy, kdy u rodičů žil „syn ženatý“ a „manželka jeho“, případně „zeť“ a „manželka jeho“. U podruhů a především podruhyň žijících bez manželského partnera najdeme jen označení jejich sociálního postavení, nikoli však zmínku o tom, zda ve svém životě někdy byli či nebyli ženati nebo vdány. Osoby starší 35 let, u nichž nebyl jejich rodinný stav zřejmý, byly zahrnuty do kolonky rodinný stav – nezjištěno. Do této kategorie byla zahrnuta také 35letá

Kateřina, dcera tkalce Bartoloměje Příhody z Chocně, u níž je v Soupise uveden 15letý syn Vavřinec. Ze zápisu není zřejmé, zda se v jejím případě jednalo o svobodnou matku, či se po ovdovění navrátila do otcovského domu.

Na Choceňsku nejmladší vdanou ženou je 15letá Anna, manželka 40letého chalupníka Jana Lžičky ze vsi Sruby. V 16 letech již bylo vdáno 6 žen, z nichž dvě měly za muže 18leté. Ve věku 20 let již byla více než polovina žen vdaných nebo ovdovělých. Největší podíl měly vdané ženy ve věkové skupině 25–29. Nejmladší vdovou byla 18letá Anna, dcera chalupníka Šimona Hudečka ze vsi Plchovice. U žen starších 50 let byl nejčastější vdovský stav.



Obr 1: Struktura podle pohlaví, věku a rodinného stavu na choceňsku v roce 1651

Muži vstupovali do manželství v průměru ve vyšším věku než ženy a teprve tehdy, když měli zajištěné prostředky k uživení rodiny. Z toho vyplývá, že početná vrstva tovaryšů, čeledínů, ale také měšťanských a selských synů, neměla možnost se oženit. Plat čeledína k obživě rodiny nemohl stačit. Výjimečně najdeme ženaté muže mladší 20 let. Na Choceňsku jich bylo 7 a všichni žili na venkově. Ve věkové skupině 20–24 ještě převažovali muži svobodní, ve věku 25–29 již byla většina mužů ženatých a nejvyšší podíl ženatých mužů byl ve věkové skupině 40–44 let. Vdovců byla na Choceňsku v polovině 17. století necelá 4 procenta z mužské části populace, přestože ve vyšším věku muži ženy výrazně početně převyšovali. Většina mužů se po ovdovění rychle znovu ženila, aby získali hospodyně pro své hospodářství a novou matku pro své děti. Brali si nezřídka dívky stejně mladé, jako byla v době svatby jejich první žena.

3. Věkové rozdíly mezi manžely

Při studiu věkových rozdílů mezi manžely ze Soupisu poddaných podle víry z roku 1651 je nutno si uvědomit, že vlivem zaokrouhlování věku k číslům končícím číslicemi 0 a v menší míře i 5, nejsou výsledky zcela přesné. U manželů bývá často uváděn věk 30 let pro ženu a 40 let pro muže, případně 20 a 30 nebo 40 a 50. Zaokrouhlování k těmto hodnotám věku ale zároveň informuje o tom, že desetiletý věkový rozdíl mezi manžely byl obvyklý a zcela běžný. V největším počtu případů byl muž starší než jeho žena o 1–5 let (tab. 1). Kvůli

zaokrouhlování byly pravděpodobně do této skupiny zahrnuty i některá manželství, kde byl věkový rozdíl i o pár let vyšší. Druhou největší skupinou, jak na venkově tak i v Chocni, byl soubor manželství, ve kterých byl muž starší než žena o 6–10 let. Třetí nejčtenější skupinu představují manželství, v nichž byla žena o 1–5 let mladší než její manžel. Manželství, kde byla žena starší svého manžela, bylo 18 % a tato manželství se častěji vyskytovala ve městě než na vsích. Neobvyklá nebyla ani manželství, kde byl muž starší o více než 20 let. Na venkově jich bylo 5,4 %, ve městě 7,2 %. Největší věkový rozdíl zaznamenaný na choceňsku byl 40 let mezi 95letým nevidomým Matoušem Držmíškem a jeho ženou Maruší. Zajímavá, ale na tehdejší dobu nikoliv neobvyklá, byla situace v domácnosti 50letého choceňského hospodáře Jakuba Krále. Jeho ženou byla o 26 let mladší Salomena. Společně s nimi žily v domácnosti i tři děti z Jakubova předešlého manželství: 15letá Kateřina, 23letý Václav, 25letá již ovdovělá Dorota.

Rodin, ve kterých byla žena starší o 11 a více let, byla sice necelá 2 %, ale ve srovnání s dnešní situací pořád poměrně mnoho. Ve město to byla cesta jak se stát z tovaryše mistrem a na venkově mohl prostřednictvím sňatku se starší vdovou získat mladý muž selské hospodářství. A tak ve vsi Plchůvky měl 18letý sedlák Mikuláš Hlaváček za manželku 38letou Mandalenu. S nimi na statku je Soupisem zaznamenána 16letá Dorota – dcera zemřelého sedláka – a 30letý ovdovělý pacholek Jan.

Tab. 1: Věkové rozdíly mezi manžely (v letech)

Panství	stejně staří	Muž starší					Muž mladší					nezj.	Celkem
		1–5	6–10	11–15	16–20	21 +	1–5	6–10	11–15	16–20	21 +		
Chocěň	5	45	24	12	7	9	16	5	1	0	0	1	125
vsí	6	108	62	27	12	15	31	10	4	2	0	1	278
Celkem	11	153	86	39	19	24	47	15	5	2	0	2	403

4. Sociální struktura obyvatelstva

Poddanské obyvatelstvo 17. století se z hlediska sociálního postavení dělilo v zásadě na dvě velké skupiny: obyvatelstvo usedlé a neusedlé. Neusedlým obyvatelstvem rozumíme ty osoby, které neměly vlastní dům či grunt a bydlely u nějakého jiného vlastníka nemovitosti, ať již příbuzného nebo cizího. Především to byli podruzi, čeledí, tovaryši a učni.

Mezi obyvatelstvo usedlé patřili majitelé gruntů na venkově, domů a pozemků ve městech a jejich rodinní příslušníci. Jednotlivá rodinná postavení, která jedinci zaujímali v rámci rodiny, nebyla v tradiční společnosti jen pozicemi rodinnými, ale i sociálními. Pojil se k nim určitý sociální status a zároveň to byly i kategorie právní. Z tohoto důvodu však nelze za usedlé považovat všechny hospodářům pokrevně příbuzné osoby a dokonce ani všechny příbuzné, kteří s nimi na daném gruntě žili. Mezi usedlé obyvatelstvo počítáme především manželku hlavy domácnosti a jejich svobodné děti, které ještě žily doma a neodešly do čelední služby nebo do učení. Z ženatých synů a vdaných dcer byly mezi usedlé zahrnuty jen ty osoby žijící u rodičů, u nichž Soupis poddaných jasně uvádí jejich postavení syna a dcery, tedy „syn ženatý“, „dcera vdaná“. Ostatní děti hospodářů a měšťanů žijící v manželství, ačkoli přebývaly u rodičů, zahrnujeme mezi podruhy. Podobný problém nastává, pokud s hospodářem a jeho rodinou žil některý z jeho rodičů, popřípadě z rodičů jeho manželky. Takové osoby byly zařazeny do kategorie podruhů.

Jaké tedy byly základní sociální kategorie? Pro osoby mužského pohlaví za prvé *hlava domácnosti* – takový muž byl v Soupise uveden jako první z celé domácnosti. *Podruzi* s rodinami bývali uváděni v rámci jednotlivých domácností s označením podruh. Dále to byl *syn*, tedy chlapec či muž uvedený jako syn hospodáře bez ohledu na věk a to, z kolikátého hospodářova manželství vzešel, nebo byl-li to syn hospodářem vyženěný. Následuje kategorie

služebné postavení, kam patřili čeledíni, tovaryši a učni. Do kategorie *podruhů* byli zařazeni mimo mužů Soupisem označených jako podruzi i nájemníci a nádeníci. Jakousi podkategorií podruhů byli *podruzi – synové*, což byli chlapci zapsaní jako synové podruhů nebo podruhyň.

Pro ženy byly kategorie obdobné, pouze místo „hlava domácnosti“ byla *manželka hlavy domácnosti*, kam byly zapisovány i samostatně hospodařící ženy nebo řemeslnice (setkáme se například s řeznicí). Mezi *podruhyně* byly zapisovány jak manželky podruhů, tak i podruhyně-vdovy, ženy jen s označením podruhyně nebo „ženy samotné“. Kategorie *dcera*, *podruhyně-dcera* a *služebné postavení* byly vymezeny stejně jako u mužů, pouze mezi dívkami ve služebném postavení samozřejmě nenajdeme tovaryše a učně.

Pro obě pohlaví pak ještě vznikla zbytková kategorie *ostatní*, kam spadaly osoby, jež se nedaly zařadit ani do jedné z výše uvedených kategorií. Například to byly manželky ženatých synů, kteří byli zahrnuti mezi syny, a proto by nebylo zcela správné uvádět jejich ženy jako podruhyně. Dále odrostlí sourozenci hospodářů, u nichž není jasné, zda je zařadit k synům a dcerám, čeledi nebo k podruhům.

Na Choceňsku bylo v roce 1651 zapsáno 377 domácností a dalších 20 jednotek, u nichž nelze jednoznačně rozhodnout, byla-li to samostatná domácnosti či nikoli. V naprosté většině domácností stál v čele muž (tab. 2). Nejmladší muže – hlavy domácnosti nalézáme ve věkové skupině 15–19 let, přičemž z těchto deseti jich bylo již sedm ženatých a tři svobodní tvořili domácnost jen se svou ovdovělou matkou. Ve vsi Sruby byl hlavou domácnosti 19letý ženatý Martin Dočkal. Dalšími členy domácnosti byla jeho 18letá manželka Anna, jeho 20letý svobodný bratr Matěj a jejich ovdovělá 40letá matka Anna.

Mladí muži se stávali hlavami domácností zpravidla po smrti svého otce, resp. matky. Jsou však i případy, a není jich na Choceňsku nikterak málo, kdy byl dospělý syn uveden v čele domácnosti, přestože žil jeho otec nebo dokonce oba rodiče. Příkladem první uváděné situace může být rodina 26letého svobodného sedláka Jana Lízala ze vsi Nořín, který žil na statku s 16 a 14letou sestrou a svým 60letým otcem. Spolu s nimi dotvářel domácnost podružský pár mladší 30 let.

Tabulka 2: Věk hlavy domácnosti na Choceňsku v roce 1651

Věk	<15	15–19	20–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	50–54	55–59	Celkem
Muži	–	10	25	68	55	63	48	35	31	4	
Ženy	–	–	–	1	4	2	5	1	2	–	
Věk	60–64	65–69	70–74	75–79	80–84	85–89	90–94	95–99	100+	?	
Muži	13	2	1	–	1	1	–	1	–	1	359
Ženy	3	–	–	–	–	–	–	–	–	–	18

Synové hospodářů byli nejpočetnější skupinou mezi chlapci mladšími 15 let (tab. 3). Jejich podíl se ve vyšších věkových skupinách snižoval, neboť synové odcházeli do služby, případně se z nich po smrti otce stávali hospodáři. Mladší synové se poté, co zemřel jejich otec a starší bratr převzal hospodářství, stávali podruhy. Od 30 let věku byl muž v synovském postavení vlastně výjimkou. Na Choceňsku byly toho roku pouze tři takoví, přičemž ve všech případech byli na živu oba jejich rodiče a všichni tři byli svobodní.

Jak již bylo výše uvedeno, nejmladší hospodáři byli 15–19letí, už ve věku 20–24 let představovali muži v postavení hlavy domácnosti třetinu všech mužů toho věku a ve vyšších věkových skupinách byl tento sociální status u mužů nejčastější. Přes 90 % mužů stojících v čele domácnosti bylo ženatých.

Děti vstupovali do služby nepochybně dříve než v 10 letech věku, avšak údaje o osobách tzv. předz povědního věku nejsou Soupisem na Choceňsku zaznamenány. Podíl mužů ve služebném postavení výrazně klesl ve věkové skupině 25–29 let, kdy mladí muži přebírali domovské hospodářství či se dostávali do podružského postavení. Nejstarším pacholkem byl

50letý Jakub u 18letého sedláka Jiříka Cipery ze vsi Sloupnice. Ze 135 mužů ve služebném postavení byl ženat jediný.

Podruzi byli mezi muži v dané věkové skupině významněji zastoupeni až od 25 let, odkdy byl jejich podíl okolo 20 %. Větší zastoupení mužů-podruhů ve vyšším věku je nutno přičíst na vrub skutečnosti, že na Choceňsku bylo celkově osob ve vyšším věku poměrně málo. Přes 60 % podruhů bylo ženatých.

Tabulka 3: Sociální struktura mužů na Choceňsku roku 1651 (v %)

Věk	Syn	Hlava domácnosti	Služebné postavení	Podruh	Podruh - syn	Ostatní	Celkem
10–14	57,73	–	34,02	–	4,12	4,12	100,00
15–19	34,71	8,26	41,32	2,48	4,96	8,26	100,00
20–24	15,85	30,49	39,02	4,88	1,22	8,54	100,00
25–29	7,14	69,39	9,18	12,24	–	2,04	100,00
30–34	3,61	66,27	7,23	20,48	–	2,41	100,00
35–39	–	85,14	1,35	12,16	–	1,35	100,00
40–44	–	78,69	3,28	18,03	–	–	100,00
45–49	–	87,50	–	12,50	–	–	100,00
50–54	–	67,39	2,17	28,26	–	2,17	100,00
55–59	–	44,44	0,00	55,56	–	–	100,00
60–64	–	65,00	0,00	35,00	–	–	100,00
65+	–	50,00	0,00	50,00	–	–	100,00

Tabulka 4: Sociální struktura žen na Choceňsku roku 1651 (v %)

Věk	Dcera	Manželka hlavy domácnosti (hlava domácnosti)	Služebné postavení	Podruhyň	Podruhyň-dcera	Ostatní	Celkem
10–14	61,40	–	24,56	1,75	7,89	4,39	100,00
15–19	26,19	16,07	45,24	2,38	1,19	8,93	100,00
20–24	4,58	47,33	25,19	13,74	1,53	7,63	100,00
25–29	0,93	63,55	7,48	26,17	–	1,87	100,00
30–34	0,95	60,00	2,86	31,43	0,95	3,81	100,00
35–39	–	67,27	1,82	27,27	1,82	1,82	100,00
40–44	–	54,41	1,47	41,18	–	2,94	100,00
45–49	–	65,71	–	34,29	–	–	100,00
50–54	–	38,89	2,78	58,33	–	–	100,00
55–59	–	28,57	–	71,43	–	–	100,00
60–64	–	43,75	–	56,25	–	–	100,00
65+	–	–	–	100,00	–	–	100,00

Dcery hospodářů byly mezi dětmi do 15 let zastoupeny o něco více než chlapci ve stejném věku. Je to možná způsobeno tím, že dívky odcházely do služby později, o čemž svědčí nižší zastoupení dívek ve služebném postavení v této věkové skupině. Dcery hospodářů starší 25 let žijící u rodičů se vyskytovaly jen ojediněle (tab. 4).

Nejmladší manželku hospodáře nalézáme již ve věku 15 let. Jednalo se o Annu, manželku 40letého chalupníka Jana Lžičky ze vsi Sruby. Ve věku 16 let již vede domácnost 6

žen. Je zde samozřejmě třeba brát také ohled na zvyklosti věk zaokrouhlovat. Mezi ženami staršími 50 začíná převažovat podružské postavení.

Ženy se stávaly hlavami domácností téměř výhradně tehdy, když ovdověly a v rodině nebyl zatím dostatečně starý syn, který by toto postavení mohl převzít po svém zemřelém otci. Nejmladší ženou v čele domácnosti byla ve vsi Skorejnice 26letá vdova-zahradnice Kateřina Stará, která žila v domácnosti s o rok mladší podruhní. Ve vsi Vinary žila 46letá ovdovělá selka Dorota Doskočilka se syny ve věku 13 a 11 let a 15letou děvečkou. Vyskytovaly se však i případy, kdy syn byl již relativně stár na to, aby vedení domácnosti převzal, a přesto zůstávala v čele ovdovělá matka. Takový příklad můžeme nalézt ve vsi Dobříkov, kdy s 42letou ovdovělou Annou Svatoškou, žilo pět jejích dětí, přičemž ještě žádné z nich nevstoupilo do manželství a nejstaršímu synovi bylo 25 let. Ve vsi Janovičky žila 50letá ovdovělá selka se syny ve věku 14 a 12 let a s provdanou 20letou dcerou, jejíž 38letý manžel je uváděn v podružském postavení.

Ženy se do podružského postavení dostávaly nejčastěji poté, co ovdověly a hospodářství převzalo některé z dětí. Mezi podruhy a podruhněmi bychom ale našli i sourozence těch, kteří stáli v čele domácnosti. Ženy mladší 20 bývaly v podružském postavení zřídka. Takovou podruhní byla např. 12letá Anna, která žila se svým otcem a jeho manželkou (pravděpodobně to byla Annina matka) u svého ženatého 23letého ženatého bratra, který se stal sedlákem ještě za života svého otce. U žen starších 20 let začíná zastoupení podruhyň stoupat, neboť do tohoto postavení se zařazovala většina ovdovělých manželek hospodářů.

5. Závěr

Studium rodinné struktury je v daném zdroji dat ztíženo neexistencí konkrétního údaje o rodinném stavu, na který můžeme usuzovat pouze nepřímě z ostatních záznamů. Muži se zřídka ženili před 20. rokem, ve věku okolo 35 let už byli ženatí téměř všichni a ani starší muži nezůstávali dlouho vdovci a často uzavírali další sňatek s mnohem mladší ženou. Vstup do manželství u ženy mladší 20 nebyl záležitostí běžnou avšak také ne ojedinělou. U žen starších 50 let byl nejčastější vdovský stav.

U dětí mladších 15 převažovalo postavení typu syn-dcera, tedy tyto děti ještě nebývaly v pravém slova smyslu ekonomicky aktivní, ve věkové skupině 15-19letých již převažuje služební postavení, po 20. roce věku je již naprostá většina mužů a žen ekonomicky aktivní, přičemž po 25. roce věku to bývá nejčastěji ve vlastní domácnosti. Muži častěji než ženy si udrželi postavení hlavy domácnosti až do vysokého věku (de facto až do své smrti), ženy se po ovdovění ocitaly v podružském postavení.

6. Literatura

[1] PAZDEROVÁ, A. 2002. Soupis poddaných podle víry – Chrudimsko (předmluva), 2002, Národní archiv.

Adresa autora

Eva Kačerová, RNDr.
nám. W. Churchilla 4
130 67 Praha 3
kacerova@vse.cz

Vybrané aspekty korelace hospodářských cyklů v Eurozóně Selected aspects of the business cycle correlation analysis in the Eurozone

Svatopluk Kapounek

Abstract: The paper deals with the correlation of the business cycles between the selected European states. The author discusses the business cycles synchronization methodology as well as the symmetric and asymmetric short-term shocks in the economies. The differences between the economic activity and business cycles appear to be appropriate method of the business cycle correlation analysis in the Optimum Currency Area.

Key words: HP filter, optimum currency area, asymmetric shock

Klíčové slová: HP filtr, optimální měnová oblast, asymetrický šok

1. Úvod

V souvislosti s procesem Evropské integrace a plánovaným začleněním České republiky a Slovenska do Eurozóny¹ roste význam empirických analýz sladění ekonomik. Termín přijetí společné měny přitom není žádným oficiálním dokumentem vymezen. Obecně lze říci, že ekonomiky zvažující vstup do Eurozóny by tak měla učinit ve chvíli, kdy dokáže maximalizovat přínosy a minimalizovat náklady přijetí společné měny². O momentu, kdy země dokáže plně využít přínosů spojených se začleněním do hospodářské a měnové unie hovoří teorie optimální měnové oblasti (Optimum Currency Area Theory – OCA Theory). Od původních myšlenek odvozených prof. Mundellem v 60. letech 20. stol. prošla teorie OCA s ohledem na měnící se předpoklady chápání reálné ekonomiky v rámci ekonomické teorie mnoha revizemi. V současnosti se zabývá pouze jednou klíčovou oblastí a to je pravděpodobnost výskytu asymetrických šoků. (De Grauwe, 2005) Pravděpodobnost výskytu asymetrických šoků přitom snižuje míra vzájemné sladění členských států Eurozóny.

Sladění jednotlivých ekonomik se týká především vývoje ekonomické aktivity, měnového kurzu a úrokových sazeb. Vysoká míra sladění přitom předpokládá, že v ekonomice budou probíhat podobné procesy a nebude docházet k významně odlišnému vývoji především v oblasti ekonomické aktivity a cen.

Studie zabývající se sladěním ekonomik využívají řadu ukazatelů (ČNB, 2006). Z tohoto širokého spektra jmenujme především ukazatele reálné ekonomické konvergence, korelace ekonomické aktivity, synchronizace ekonomických šoků, makroekonomických dopadů přílivu prostředků z fondů EU, hodnocením strukturální podobnosti ekonomik, konvergencí úrokového diferenciálu, konvergencí měnových kurzů, analýzou volatility kurzu. Další část příspěvku se bude zabývat pouze korelací ekonomické aktivity.

Sladění ekonomické aktivity je přímo spjata s problematikou sladění hospodářských cyklů. Hospodářský cyklus je přitom chápán jako cyklické kolísání ekonomické aktivity kolem jejího dlouhodobého trendu vyjádřeného produkčními možnostmi země. Cílem příspěvku je na příkladech vybraných členských státech Eurozóny a dvou kandidátských zemí poukázat na některé opomenuté aspekty korelační analýzy hospodářských cyklů související s otázkou pravděpodobnosti výskytu asymetrických šoků v Eurozóně.

¹ Eurozóna je pojem používaný pro utvářející se hospodářskou a měnovou unii (HMU) uvnitř Evropské unie.

² Více o nákladech a přínosech souvisejících se vstupem do Eurozóny uvádí např. Lacina, 2007.

2. Metodika

Problematicke sladění, synchronizace, hospodářských cyklů se věnuje řada autorů. Např. Darvas a Szapáry (2004) definovali pět různých pohledů na synchronizaci hospodářských cyklů: korelaci mezi cykly, zpoždění, volatilitu cyklu, stálost v čase a reakci na šoky. Oficiální dokumenty ČNB (2006) věnující se analýzám sladění ekonomické aktivity využívají korelační koeficient meziročních diferencí logaritmovaných časových řad (absolutních hodnot HDP) o předem dané délce, která je v souladu se standardní délkou hospodářského cyklu. Dynamická korelace, kterou využili ve svých pracích Croux, Forni a Reichlin (2001) je označována jako doplňková. Dynamická korelace je založena na spektrální analýze časových řad řešící délku časové řady v souvislosti se standardní délkou hospodářského cyklu.

Vlastní problematika korelační analýzy časových řad je ovlivněna výskytem zdánlivé závislosti v podobě dlouhodobého trendu v časových řadách. V souvislosti s pravděpodobností výskytu asymetrických šoků je pro synchronizaci ekonomické aktivity důležitá především korelace vlastních hospodářských cyklů. Lze totiž předpokládat, že společná monetární politika Evropské centrální banky (ECB) bude při zmírňování důsledků případných asymetrických šoků účinnější, pokud se ekonomická aktivita členských států Eurozóny bude v daném okamžiku vyvíjet stejným způsobem. Tedy pokud hospodářské cykly členských států Eurozóny budou v daném okamžiku ve stejné fázi.

Metody identifikace hospodářského cyklu jsou různé. Canova (1999) se zabývá identifikací trendu a cyklické složky v hospodářském cyklu pomocí Kalmanova filtru, Hodrick-Prescott filtru a band-pass filtru. Sami autoři Hodrick a Prescott (1980) doporučují použití filtru pro identifikaci dlouhodobého trendu v hospodářském cyklu. Stejný názor potvrzuje ve své práci také Hájek a Bezděk (2000) a Woodford (2001). Za nevýhody použití Hodrick-Prescottova filtru je označováno zejména explicitní stanovení hodnoty vyhlazení (λ), vychýlenost koncových hodnot³ a abstrakce od existence strukturálních změn v ekonomice.

Vlastní korelační analýza je tak autory empirických studií zabývajících se sladěním ekonomické aktivity prováděna buď přímo na ukazateli ekonomické výkonnosti dané země, měřené hrubým domácím produktem (HDP), ve stálých cenách se sezonním očištěním anebo na hospodářských cyklech, kdy je především analyzována synchronizace jednotlivých fází cyklů.

Naprosto opomíjena je ale oblast vzájemné propojenosti hospodářských cyklů ve smyslu krátkodobých šoků. Předpokládejme, že hospodářským cyklem identifikujeme dlouhodobý trend v časové řadě. Jeho odstraněním zůstanou v časové řadě informace týkající se krátkodobých šoků, tedy vlivů nahodilých událostí v jednotlivých ekonomikách. Pokud se tyto události projeví v analyzovaných zemích stejným způsobem, tedy krátkodobé výkyvy po odstranění dlouhodobého trendu v podobě hospodářského cyklu budou vykazovat významnou korelaci, pak lze očekávat nízkou pravděpodobnost výskytu asymetrických šoků ve srovnání s výskytem šoků symetrických. Účinnost společné monetární politiky v Eurozóně je v případě šoků symetrických vysoká.

V empirické analýze je sladění ekonomické aktivity měřeno prostřednictvím korelačního koeficientu r , měřícího intenzitu, sílu lineární závislosti mezi dvěma proměnnými (McClave, 1988).

Pro identifikaci hospodářského cyklu v časové řadě je použit Hodrick-Prescottův filtr, definován jako:

³ Pokud počátek nebo konec analyzované časové řady nezachycuje hodnoty ve stejné fázi cyklu jako ostatní nejbližší hodnoty, není případ změny fáze cyklu HP filtrem identifikována.

$$\text{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(Y_{t+1}^* - Y_t^*) - (Y_t^* - Y_{t-1}^*)] \right\} \quad (2)$$

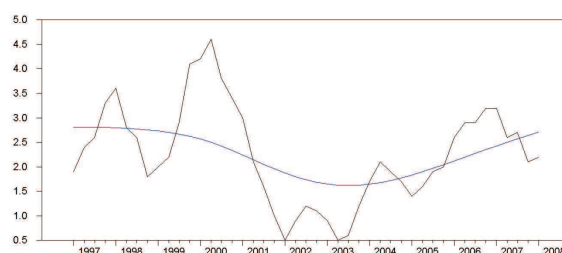
kde λ je parametr určující hladkost trendového vyhlazení, Y značí skutečnou ekonomickou aktivitu ekonomiky a Y^* dlouhodobý trend definovaný jako hospodářský cyklus. Pro identifikaci dlouhodobého hospodářského cyklu u čtvrtletních pozorování je hodnota parametru $\lambda=1600$.

Vlastní korelační analýza je pak provedena nejen pro výchozí hodnoty ekonomické výkonnosti zemí (Y), ale také pro vlastní hospodářské cykly identifikované Hodrick-Presottovým filtrem (Y^*) a difference mezi identifikovaným hospodářským cyklem a skutečným hodnotami HDP ($difY$):

$$difY_t = Y_t^* - Y_t. \quad (3)$$

3. Výsledky empirické analýzy

Pro empirickou analýzu byly zvoleny meziroční změny čtvrtletních absolutních hodnot HDP v konstantních cenách, sezónně očištěné a to v období 1997/1 – 2008/1 pro Eurozónu⁴ (Obrázek 1), Německo (Obrázek 2), Belgii (Obrázek 3), Nizozemí (Obrázek 4), Portugalsko (Obrázek 5), Českou republiku (Obrázek 6) a Slovensko (Obrázek 7).



Obrázek 1: Hospodářský cyklus v Eurozóně

Z uvedených Obrázků je patrné, že ve vývoji hospodářských cyklů lze spatřit podobnost vůči Eurozóně pouze v případě Německa, Belgie a Nizozemí. Až na náhlý propad, který se vyskytuje v letech 2002-2003 v Portugalsku, nelze o vzájemné podobnosti u ostatních analyzovaných zemí hovořit.

Stejný závěr lze vyslovit v případě korelační analýzy hodnot HDP (Tabulka 1). Statisticky vysoce významnou vzájemnou těsnost ekonomické výkonnosti lze prokázat mezi Eurozónou na straně jedné, Belgií, Německem, Nizozemím a Portugalskem na straně druhé. V případě vzájemné těsnosti hospodářských cyklů (Tabulka 2) jsou výsledky téměř stejné až na Českou republiku, která také vykazuje statisticky vysoce významnou negativní závislost na 1% hladině významnosti. Porovnáme-li ovšem tento výsledek prostřednictvím kvalitativní analýzy a Obrázků 1 a 6, nelze o významné podobnosti hospodářských cyklů mezi Eurozónou a Českou republikou hovořit. Výsledky korelační analýzy hospodářských cyklů mohou být zkreslené díky zdánlivé závislosti dané existencí trendu.

⁴ Mezi členské státy Eurozóny patří od 1.1.1999 Belgie, Německo, Irsko, Španělsko, Francie, Itálie, Lucembursko, Nizozemí, Rakousko, Portugalsko a Finsko. V roce 2001 se do Eurozóny začlenilo Řecko, v roce 2007 Slovensko a v roce 2008 rozšířila členské státy Malta a Kypr.

Tabulka1: Korelace hodnot HDP

	BE	CZ	DE	EA	NL	PT	SK
BE		0,068 <i>0,658</i>	0,694 <i>0,000</i>	0,806 <i>0,000</i>	0,716 <i>0,000</i>	0,353 <i>0,018</i>	-0,044 <i>0,774</i>
CZ	0,068 <i>0,658</i>		0,171 <i>0,260</i>	-0,005 <i>0,973</i>	-0,245 <i>0,105</i>	-0,570 <i>0,000</i>	0,534 <i>0,000</i>
DE	0,694 <i>0,000</i>	0,171 <i>0,260</i>		0,918 <i>0,000</i>	0,727 <i>0,000</i>	0,409 <i>0,005</i>	0,163 <i>0,284</i>
EA	0,806 <i>0,000</i>	-0,005 <i>0,973</i>	0,918 <i>0,000</i>		0,816 <i>0,000</i>	0,559 <i>0,000</i>	-0,046 <i>0,762</i>
NL	0,716 <i>0,000</i>	-0,245 <i>0,105</i>	0,727 <i>0,000</i>	0,816 <i>0,000</i>		0,752 <i>0,000</i>	-0,136 <i>0,375</i>
PT	0,353 <i>0,018</i>	-0,570 <i>0,000</i>	0,409 <i>0,005</i>	0,559 <i>0,000</i>	0,752 <i>0,000</i>		-0,412 <i>0,005</i>
SK	-0,044 <i>0,774</i>	0,534 <i>0,000</i>	0,163 <i>0,284</i>	-0,046 <i>0,762</i>	-0,136 <i>0,375</i>	-0,412 <i>0,005</i>	

Zdroj: Vlastní výpočet. Pozn. První zvýrazněná hodnota udává hodnotu korelačního koeficientu, kurzívou je uvedena hodnota p-value.

Tabulka 2: Korelace hospodářských cyklů

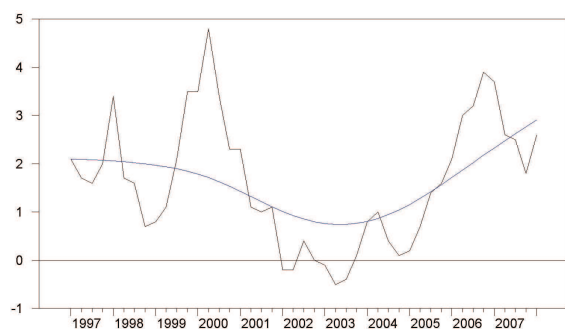
	BE	CZ	DE	EA	NL	PT	SK
BE		-0,4014 <i>-0,0063</i>	0,4313 <i>0,0031</i>	0,5866 <i>0,0000</i>	0,6138 <i>0,0000</i>	0,5796 <i>0,0000</i>	-0,2063 <i>0,1739</i>
CZ	-0,4014 <i>0,0063</i>		0,0120 <i>0,9375</i>	-0,4538 <i>0,0017</i>	-0,5399 <i>0,0001</i>	-0,8849 <i>0,0000</i>	0,9241 <i>0,0000</i>
DE	0,4313 <i>0,0031</i>	0,0120 <i>0,9375</i>		0,8826 <i>0,0000</i>	0,8256 <i>0,0000</i>	0,4514 <i>0,0019</i>	0,3384 <i>0,0230</i>
EA	0,5866 <i>0,0000</i>	-0,4538 <i>0,0017</i>	0,8826 <i>0,0000</i>		0,9844 <i>0,0000</i>	0,8145 <i>0,0000</i>	-0,1368 <i>0,3703</i>
NL	0,6138 <i>0,0000</i>	-0,5399 <i>0,0001</i>	0,8256 <i>0,0000</i>	0,9844 <i>0,0000</i>		0,8683 <i>0,0000</i>	-0,2065 <i>0,1735</i>
PT	0,5796 <i>0,0000</i>	-0,8849 <i>0,0000</i>	0,4514 <i>0,0019</i>	0,8145 <i>0,0000</i>	0,8683 <i>0,0000</i>		-0,6627 <i>0,0000</i>
SK	-0,2063 <i>0,1739</i>	0,9241 <i>0,0000</i>	0,3384 <i>0,0230</i>	-0,1368 <i>0,3703</i>	-0,2065 <i>0,1735</i>	-0,6627 <i>0,0000</i>	

Zdroj: Vlastní výpočet. Pozn. První zvýrazněná hodnota udává hodnotu korelačního koeficientu, kurzívou je uvedena hodnota p-value.

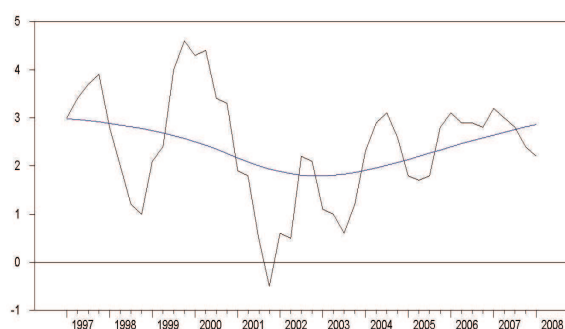
Tabulka3: Korelace diferencí hodnot HDP od hospodářských cyklů

	BE	CZ	DE	EA	NL	PT	SK
BE		0,341 <i>0,022</i>	0,578 <i>0,000</i>	0,695 <i>0,000</i>	0,651 <i>0,000</i>	0,078 <i>0,612</i>	-0,204 <i>0,180</i>
CZ	0,341 <i>0,022</i>		0,568 <i>0,000</i>	0,563 <i>0,000</i>	0,468 <i>0,001</i>	0,252 <i>0,095</i>	-0,428 <i>0,003</i>
DE	0,578 <i>0,000</i>	0,568 <i>0,000</i>		0,912 <i>0,000</i>	0,629 <i>0,000</i>	0,233 <i>0,123</i>	0,067 <i>0,661</i>
EA	0,695 <i>0,000</i>	0,563 <i>0,000</i>	0,912 <i>0,000</i>		0,754 <i>0,000</i>	0,324 <i>0,030</i>	0,005 <i>0,972</i>
NL	0,651 <i>0,000</i>	0,468 <i>0,001</i>	0,629 <i>0,000</i>	0,754 <i>0,000</i>		0,437 <i>0,003</i>	-0,215 <i>0,156</i>
PT	0,078 <i>0,612</i>	0,252 <i>0,095</i>	0,233 <i>0,123</i>	0,324 <i>0,030</i>	0,437 <i>0,003</i>		-0,148 <i>0,334</i>
SK	-0,204 <i>0,180</i>	-0,428 <i>0,003</i>	0,067 <i>0,661</i>	0,005 <i>0,972</i>	-0,215 <i>0,156</i>	-0,148 <i>0,334</i>	

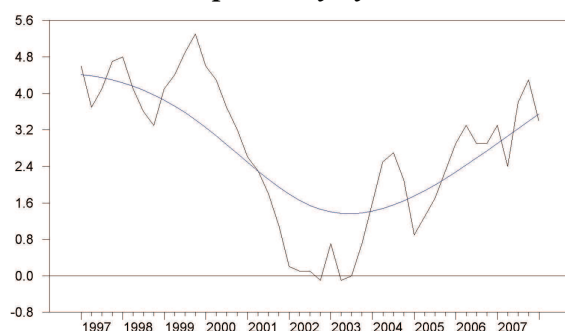
Zdroj: Vlastní výpočet. Pozn. První zvýrazněná hodnota udává hodnotu korelačního koeficientu, kurzívou je uvedena hodnota p-value.



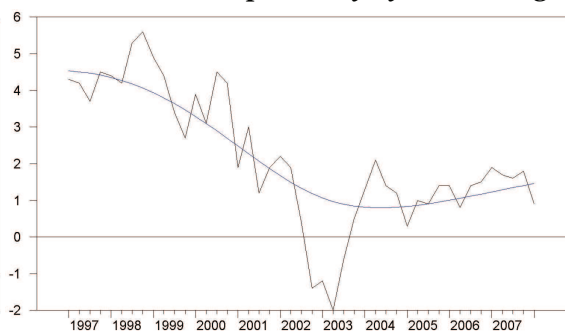
Obrázek 2: Hospodářský cyklus v Německu



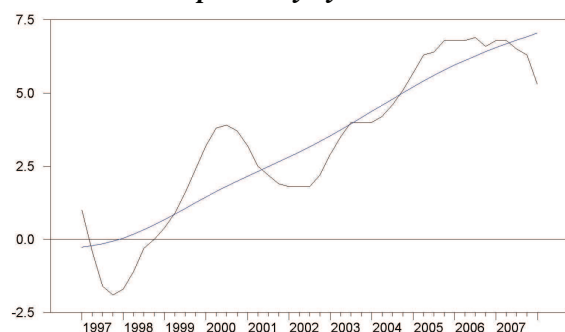
Obrázek 3: Hospodářský cyklus v Belgii



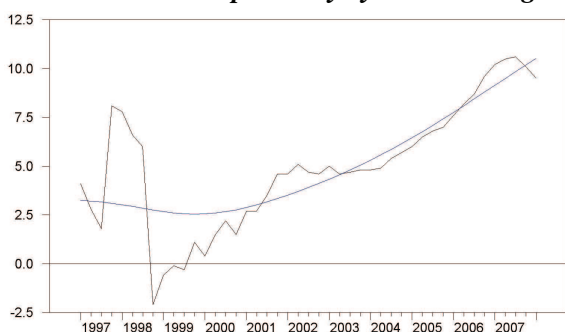
Obrázek 4: Hospodářský cyklus v Nizozemí



Obrázek 5: Hospodářský cyklus v Portugalsku



Obrázek 6: Hospodářský cyklus v České republice



Obrázek 7: Hospodářský cyklus na Slovensku

Tabulka 3 prezentující výsledky korelační analýzy diferencí hodnot HDP od hospodářských cyklů prokazuje vzájemnou těsnost krátkodobých výkyvů ekonomické výnosnosti mezi Eurozónou na straně jedné a Belgií, Českou republikou, Německem a Nizozemím. Vzájemná těsnost mezi Eurozónou a Portugalskem byla prokázána na 3% hladině významnosti.

4. Závěr

Vzájemná sladěnost hospodářských cyklů z pohledu významnosti negativních důsledků vlivu asymetrických šoků byla v empirické části článku analyzována prostřednictvím korelační analýzy ekonomické výkonnosti měřené prostřednictvím HDP, hospodářských cyklů i krátkodobých diferencí ekonomické aktivity od hospodářského cyklu.

Korelační analýza hospodářských cyklů identifikovaných Hodrick-Prescottovým filtrem při porovnání s grafy může vykazovat určitá zkreslení daná existencí trendu v časové řadě. Stejně tak korelační analýza ekonomické výkonnosti měřené HDP může být ovlivněna dlouhodobým trendem, nesouvisejícím s důsledky vlivu krátkodobých šoků v ekonomice.

Vzájemná těsnost diferencí krátkodobých výkyvů ekonomické výkonnosti od dlouhodobého trendu daného hospodářským cyklem naopak zvyšuje ze své podstaty vypovídací schopnost analýz sladěnosti ekonomické aktivity země ve smyslu důsledků

ekonomických šoků. Z Tabulky 3 je pak zřejmé, že mezi Eurozónou na straně jedné a Českou republikou, Německem a Nizozemím lze očekávat statisticky nevýznamnou pravděpodobnost výskytu asymetrických šoků. Důsledky symetrických šoků je možné ovlivnit společnou monetární politikou ECB, čímž se výrazně snižují náklady zavedení společné měny euro v souladu s teorií OCA.

5. Literatura

- [1]CANOVA, F 1999. Does detrending matter for the determination of the reference cycle and the selection of turning points? *The Economic Journal*, vol. 109, no. 452, s. 126-150, leden 1999.
- [2]MC CLAVE, J. T.: *Statistics for Business and Economics*. Fourth Edition. San Francisco, Dellen Publishing Company, 1988, pp. 488–555. ISBN: 0-02-379020-2.
- [3]CROUX, CH., FORNI, M., REICHLIN, L. 2001. A Measurement of Comovement for Economic Variables: Theory and Empirics. *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83 (2), pp. 232–241.
- [4]ČNB. 2006. Analýzy stupně ekonomické sladěnosti České republiky s eurozónou. [www online\[30.6.2008\]<http://www.cnb.cz/m2export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategie_dokumenty/download/analyzy_sladenosti_2006.pdf> .](http://www.cnb.cz/m2export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategie_dokumenty/download/analyzy_sladenosti_2006.pdf)
- [5]DARVAS, Z., SZAPÁRY, G. 2004. Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU. Presented at ECB-IMF workshop on „Global financial integration, stability and business cycles: exploring the links“ in Frankfurt, October 2004.
- [6]DE GRAUWE P. 2005. *Economics of Monetary Union*. Sixth Edition. Oxford: OUP. 2005. ISBN: 0-19-927700-1.
- [7]HÁJEK, M. - BEZDĚK, V. 2000. Odhad potenciálního produktu a produkční mezery v České republice. *Politická ekonomie*, Praha : Vysoká škola ekonomická, ISSN 0032-3233, 2001, 2001/II., č. 4, s. 473-491.
- [8]HODRICK, R.J. – PRESCOTT, E.C. 1980. Postwar U.S. business cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, s. 1-16, February 1997.
- [9]LACINA, L. A KOL. 2007. Měnová integrace: náklady a přínosy členství v měnové unii. Praha: C.H. Beck, 2007. s. 538. ISBN: 978-80-7179-313-2.
- [10] WOODFORD, M. 2001. The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy, *American Economic Review: Papers and Proceedings* 91, 232—237.

Adresa autora:

Ing. Svatopluk Kapounek Ph.D.

Ústav financí

Mendelova zemědělská a lesnická univerzita

v Brně

Zemědělská I

Česká republika

613 00 Brno

skapounek@mendelu.cz

Hodnotenie udržateľnosti prostredníctvom technickej efektívnosti produkcie repky olejnej

Evaluation of the sustainability by using technical efficiency of the rape production

Stefan Kováč, Martina Hanová, Renáta Prokešinová

Abstract: The article deals with the results of the deterministic nonparametric approach of the production frontier estimate. Our analysis is based on the input-oriented variable return to scale DEA model. The analysis is based on the data obtained from the dataset of 22 agricultural enterprises in the year 2006, classify according to the quality of farmland and organic fertilizer using. The rape production is considered to be an output. The inputs are: seeds, fertilizers, pesticide and enterprise's service. The results of analysis indicate statistically significant difference in the average level of technical efficiency for the enterprises, which are using not only organic fertilizers on the 10%`s level of significant. In the set of agriculture enterprises, which we analyzed from the viewpoint of sustainability, is possible to improve using of inputs, in the concrete reducing amount of seeds about 21.56%, fertilizers about 25.38%, pesticide about 25.47% and enterprise's service about 27.59% without change of production of rape.

Key words: data envelopment analysis – DEA, rape production, constant returns to scale

Kľúčové slová: analýza dátových obalov – DEA, produkcia repky olejnej, konštantné výnosy z rozsahu

1. Úvod

Olejniny v súčasnosti zaujímajú významné miesto v celosvetovom poľnohospodárstve. Najmä produkcia repky olejnej, ktorá je na pôdu pomerne nenáročná, možno ju pestovať od nížin južného Slovenska až po podhorské polohy. Z ekonomického hľadiska ako aj z hľadiska udržateľného rozvoja je repka olejná veľmi významná plodina, ktorej takmer celá produkcia je využiteľná. Analýza technickej efektívnosti pestovania repky olejnej je nevyhnutná k odhaleniu ďalších rezerv pre zvýšenie jej produkcie.

2. Cieľ

Cieľ príspevku spočíva v analýze efektívnosti vybraných poľnohospodárskych podnikov a hľadanie možných medzier v použitých vstupoch a vyprodukovanom výstupe. Ako metodologický nástroj kvantifikácie bola použitá analýza dátových obalov (DEA) na výpočet mier technickej efektívnosti. Uvažovali sme s jedným výstupom – *produkcia* a štyrmi vstupmi – *osiva* vlastné a nakúpené, *hnojivá* organické a anorganické, *pesticídy* a *vnútropodnikové služby*. Uvedené vstupy a výstup sú vyjadrené v tisícoch Sk. Analýza produktivity z hľadiska držateľnosti bola realizovaná na výberovom súbore 22 poľnohospodárskych podnikov zaoberajúcich sa produkciou repky olejnej v Nitrianskom kraji v roku 2006. Databáza vstupných údajov vychádza z výberového zisťovania Výskumného ústavu ekonomiky poľnohospodárstva a potravinárstva v Nitre.

3. Materiál a metódy

Analýza dátových obalov (DEA), neparametrický deterministický prístup, uskutočňuje optimalizáciu na základe každého jednotlivého sledovania s cieľom vypočítať diskretnú lomenú hranicu určenú Paretovsky efektívnymi podnikmi (Fandel, 1999).

Pomocou DEA prístupu sa počítajú miery maximálnej výkonnosti každého podniku v relácii k ostatným podnikom v sledovanom súbore. Jedinou podmienkou je, že každý podnik, ktorý sa nachádza na produkčnej hranici, sa porovnáva s konvexnou kombináciou podnikov tvoriacich hranu produkčnej hranice, ktorá je k nemu najbližšia.

Aplikovaný bol inputovo-orientovaný DEA model za predpokladu variabilných výnosov z rozsahu (VVR), ktorý v porovnaní s modelom DEA za predpokladu konštantných výnosov z rozsahu (KVR) má tú výhodu, že neefektívne podniky sú porovnávané s podnikmi podobnej veľkosti (Coelli et al., 1998). Princípom metodológie DEA je určenie tzv. lineárneho konvexného obalu, ktorý charakterizuje technológiu výroby v zmysle terminológie produkčnej ekonomiky. Technológia potom slúži ako referenčná množina pre určenie relatívnej efektívnosti všetkých podnikov.

Vzťah medzi vstupmi a výstupmi možno vyjadriť nasledovnou lineárnou inputovou transformačnou množinou:

$$L(Y) = \{X : \lambda \cdot Y \geq Y_i, \lambda \cdot X \leq X_i, \Gamma \lambda = 1, \lambda \geq 0\} \quad (0.1)$$

kde $Y_i = (y_1, \dots, y_m)$ je vektor výstupov, $X_i = (x_1, \dots, x_k)$ je vektor vstupov, Y je $(n \times m)$ matica m výstupov každého z n sledovaných podnikov a X je $(n \times k)$ matica k vstupov každého z n sledovaných podnikov a $\Gamma = (1, \dots, 1)$ je riadkový sčítací vektor. Pre ľubovoľný pár vektorov vstupov a výstupov X_i a Y_i podmienka $\lambda \cdot X \leq X_i$ vyjadruje, že konvexná kombinácia vstupov hodnotených podnikov je menšia rovná ako vektor vstupov konkrétneho hodnoteného podniku a podmienka $\lambda \cdot Y \geq Y_i$ vyjadruje, že konvexná kombinácia výstupov hodnotených podnikov musí byť väčšia rovná ako vektor výstupov konkrétneho hodnoteného podniku. Inputová transformačná množina obsahuje všetky vektory výstupov X_i , z ktorých je možné vyprodukovať vektor výstupov Y_i . Preto táto množina slúži ako referenčná technológia, voči ktorej sa hodnotí technická efektívnosť všetkých hodnotených podnikov.

Použitý VVR DEA model (Coelli, 1998) má tvar:

$$\min_{\theta, \lambda} \theta \quad (0.2)$$

za podmienok:

$$-Y_i + Y \lambda \geq 0$$

$$\theta X_i - X \lambda \geq 0$$

$$\Gamma \lambda = 1$$

$$\lambda \geq 0$$

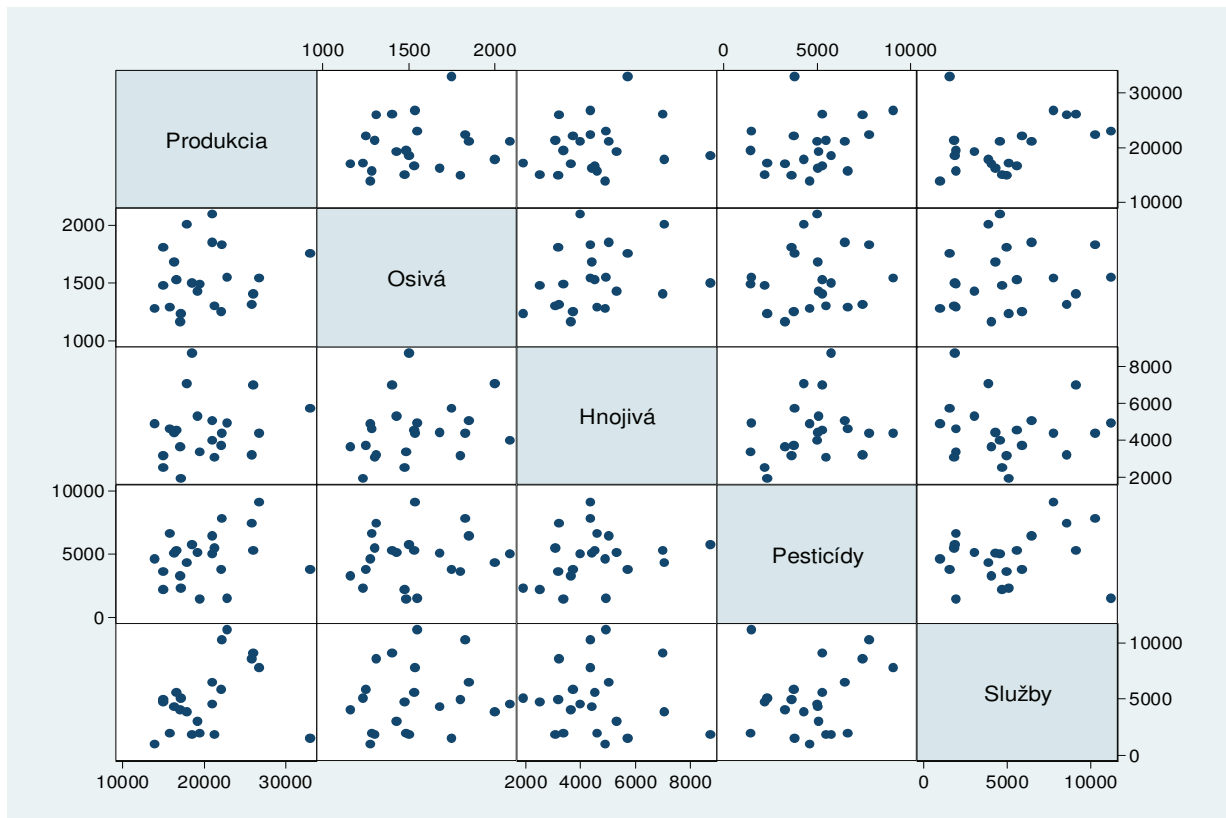
Koeficient θ vyjadruje mieru technickej efektívnosti.

Na základe uvedeného modelu je podnik efektívny vtedy, keď jeho úroveň technickej efektívnosti je rovná jednej. Úroveň technickej efektívnosti menšia ako jedna udáva o koľko môže podnik proporcionálne znížiť vstupy aby produkoval taký výstup ako technicky efektívne podniky. O celkovej technickej efektívnosti podniku môžeme hovoriť vtedy, keď vyrába na hranici produkčných možností alebo maximalizuje výstup pri daných vstupoch. Analýza dátových obalov využíva metódy lineárneho programovania na konštrukciu neparametrických lomených povrchov - frontov - ponad dáta. Miery efektívnosti sa potom počítajú ako relatívne hodnoty k tomuto povrchu.

Výpočty boli realizované v software Frontier Analyst a následne výsledky boli overené pomocou software DEAP. Popisné štatistiky a testy boli uskutočnené pomocou štatistického software STATA.

4. Výsledky a diskusia

Analýza produktivity repky olejnej bola realizovaná na výberovom súbore 22 poľnohospodárskych podnikov v Nitrianskom kraji za rok 2006. Základnou metodológiou použitou v analýze bola neparametrická metóda hodnotenia technickej efektívnosti. Uvedená metodika vyžaduje splnenie určitých predpokladov, ako je nezápornosť premenných vstupu a výstupu. Taktiež spomínaný prístup je citlivý na extrémne hodnoty. Na obrázku 1 sú zakreslené závislosti medzi premennou výstupu a premennými vstupov. Z uvedeného obrázku vyplýva, že analyzovaný výberový súbor neobsahuje extrémne hodnoty vstupov ani výstupu.



Zdroj: Vlastné výpočty

Obrázok 1: Závislosť medzi premennou výstupu a premennými vstupov

V tabuľke 1 sú uvedené základné deskriptívne štatisticky vstupov a výstupu pre analyzované podniky produkujúce repku olejnú v Nitrianskom kraji.

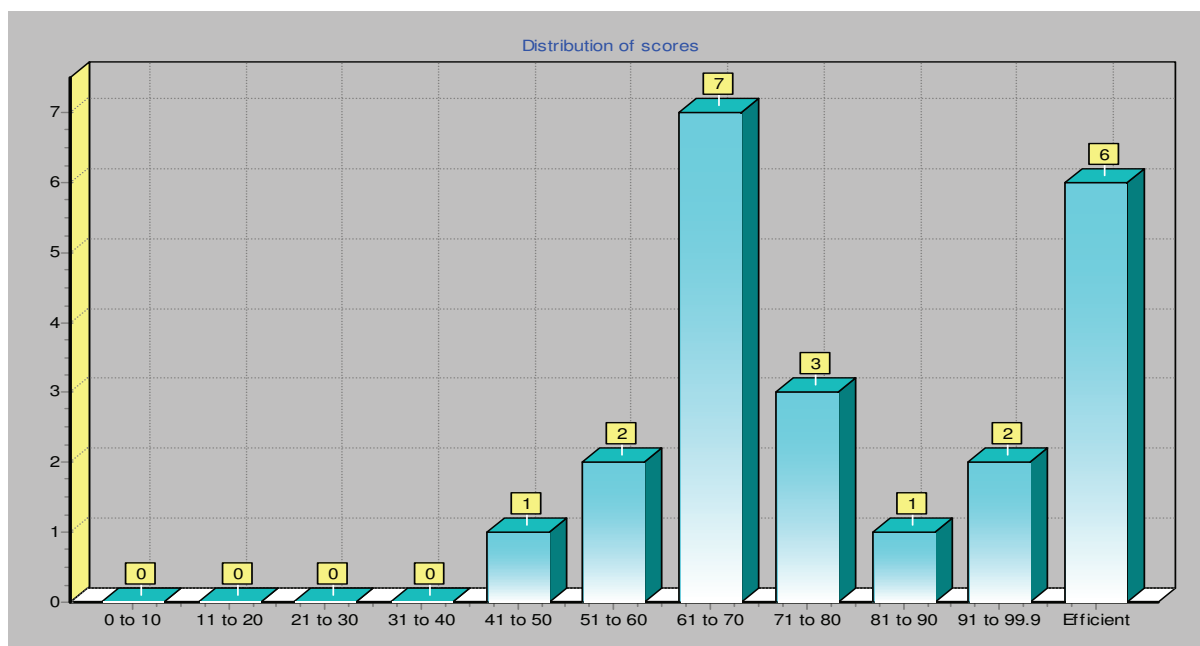
Tabuľka 1 Deskriptívne štatistiky vstupov a výstupu analyzovaných podnikov

premenná	priemer	min	max	št.odchýlka	var.koef.	medián
produkcia	20171.5	13952	32920	4673.1	.232	19346
osiva	1533.7	1162	2090	261.0	.170	1493
hnojiva	4527.1	1902	8741	1585.8	.350	4395
pesticidy	4780.4	1449	9076	1991.8	.417	5038
sluzby	4974.1	950	11224	2940.7	.591	4615

Zdroj: Vlastné výpočty

Na obrázku 2 je znázornené rozdelenie technickej efektívnosti vybranej vzorky analyzovaných poľnohospodárskych podnikov. Z uvedeného obrázku je možné vidieť, že 12

podnikov je - efektívnych, čiže dosahujú $TE = 1$. Druhá najpočetnejšia skupina poľnohospodárskych podnikov dosahuje TE v intervale 61 – 70%.



Zdroj: Vlastné výpočty

Obrázok 2: Rozdelenie technickej efektívnosti analyzovaných podnikov

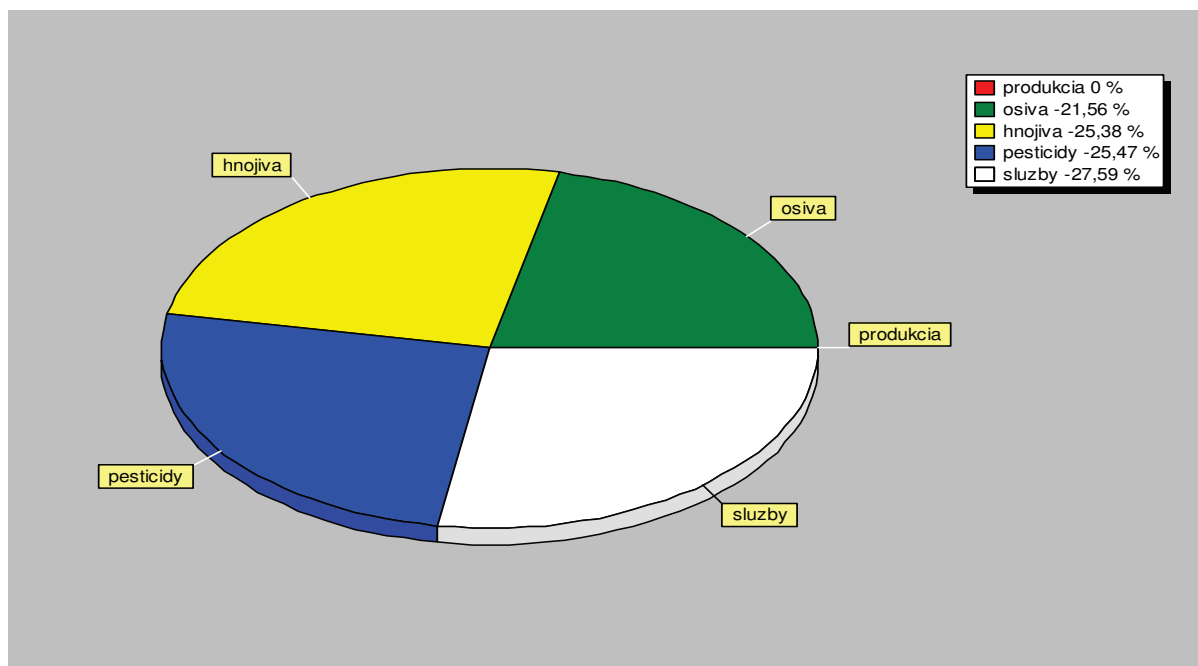
V príspevku prezentujeme výsledky analýzy úrovne technickej efektívnosti klasifikovanej podľa jednej z vstupných premenných – hnojivá. Tabuľka 2 obsahuje deskriptívne štatistiky odhadnutej úrovne technickej efektívnosti pomocou deterministického neparametrického prístupu podľa umelej premennej D2, ktorá nadobúda hodnotu 0 pre podniky, ktoré požívajú organické hnojivá a hodnotu 1 pre podniky ktoré používajú tak organické ako aj anorganické hnojivá. Podniky, ktoré využívajú výhradne iba umelé hnojivá dosahujú v priemere TE na úrovni 84.57%. Podniky ktoré využívajú tak organické ako aj anorganické hnojivá dosahujú v priemere nižšiu TE a to na úrovni 69.64%.

Tabuľka 2 Úroveň technickej efektívnosti podnikov klasifikovaných podľa hnojív

D2	priemer	min	max	št.odchýlka	var.koef.	medián	počet
0	84.57	55.24	100	16.96	.201	89.47	13
1	69.64	47.44	97	16.14	.232	66.45	9
Spolu	78.46	47.44	100	17.89	.228	75.05	22

Zdroj: Vlastné výpočty

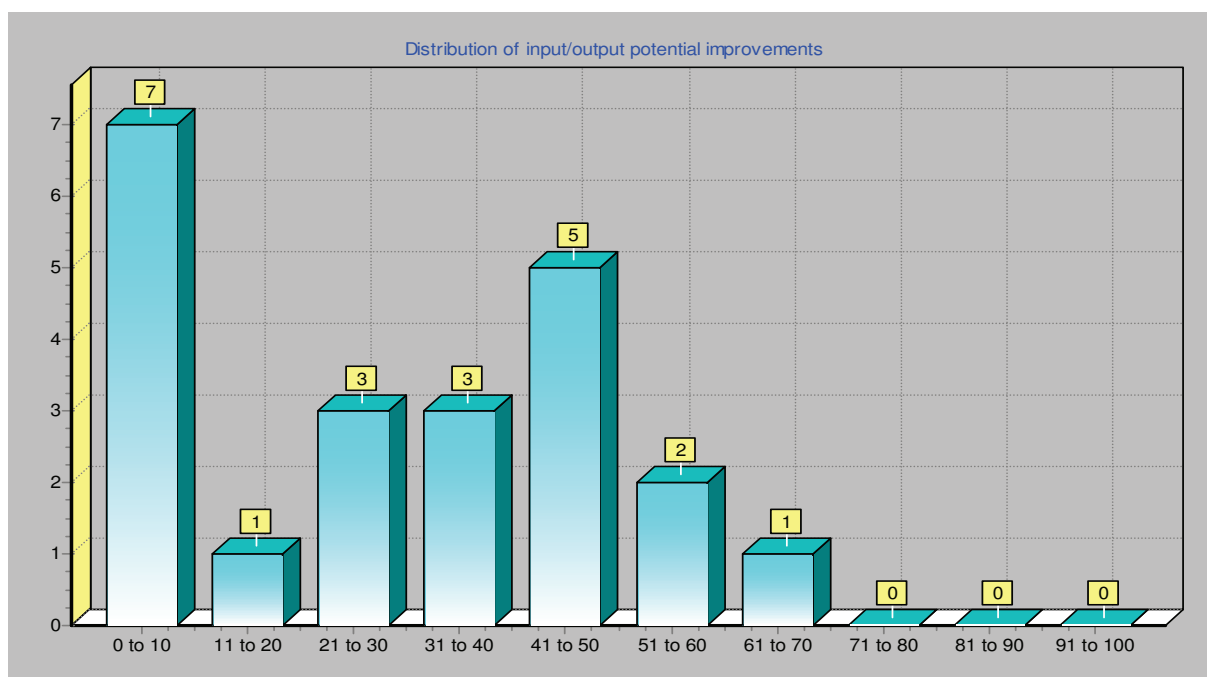
Na obrázku 3 sú znázornené potenciálne možnosti zlepšenia analyzovaných vstupov ako aj výstupu produkcie repky olejnej z hľadiska udržateľnosti. Je nevyhnutné využívať dané vstupy v takom množstve, aby nezaťažovali ekosystém, ktorý využíva daný poľnohospodársky podnik. V analyzovanom súbore poľnohospodárskych podnikov existujú neefektívne vynaložené vstupy, ktoré sú využité vo výrobnom procese. V analyzovanom súbore podnikov je možné znížiť osivá o 21.56%, hnojivá o 25.38%, pesticídy je možné znížiť o 25.47% a vnútropodnikové služby o 27.59% bez toho aby sa zmenila produkcia repky olejnej.



Zdroj: Vlastné výpočty

Obrázok 3: Potenciálne možnosti zlepšenia vstupov a výstupu

Pre detailnejšiu analýzu jednotlivých premenných vstupu a výstupu sú v príspevku uvedené grafy reprezentujúce úroveň zlepšenia výstupu, respektíve zníženia analyzovaných vstupov.



Zdroj: Vlastné výpočty

Obrázok 4: Potenciálne možnosti zlepšenia vstupu – hnojivá

Na obrázku 4 sú znázornené počty podnikov a ich percentuálne zlepšenie v efektívnejšom využívaní uvedeného vstupu – hnojivá. Najpočetnejšiu skupinu podnikov tvoria tie subjekty pri ktorých je možné zníženie hnojív do 10%. Pre dve rovnako početné skupiny analyzovaných poľnohospodárskych podnikov je možné znížiť množstvo hnojív, tak

organických ako aj anorganických v intervaloch 21 až 30% a 31 až 40 % bez toho aby sa zmenila úroveň výstupu. Daný obrázok poukazuje na fakt, že analyzovaná vzorka poľnohospodárskych podnikov nadmerne využíva organické a priemyselné hnojivá, čo z pohľadu udržateľného rozvoja má nepriaznivý vplyv.

5. Záver

Príspevok prezentuje aplikáciu deterministického neparametrického prístupu a jedného z prístupov hodnotenia technickej efektívnosti poľnohospodárskych subjektov. Žiadna metodológia nie je exaktne presná a každá má svoje prednosti a nedostatky. Výhodou zvoleného prístupu je, že nevyžaduje konkrétny funkčný tvar, ktorý v určitých prípadoch môže byť veľmi problematický a nesprávna voľba funkčného tvaru vedie k skresleniu výsledkov.

Dosiahnuté výsledky analýz sú v súlade s tým, čo je prezentované často poľnohospodárskymi ekonómami, že podniky hospodáriace na kvalitnejšej pôde dosahujú vyššiu úroveň technickej efektívnosti, aj keď v analyzovanej vzorke podnikov nebola potvrdená štatisticky preukazná rozdielnosť v priemernej úrovni TE poľnohospodárskych podnikov klasifikovaných podľa kvality pôdy.

Na základe ďalších analýz bolo zistené, že podniky, ktoré využívajú výhradne iba umelé hnojivá dosahujú v priemere TE na úrovni 84.57%. Podniky ktoré využívajú tak organické ako aj anorganické hnojivá dosahujú v priemere vyššiu TE a to na úrovni 69.64%.

Na báze realizovanej analýzy možno konštatovať, že uvažované vstupy vysokou mierou determinujú dosahovanú úroveň efektívnosti využitia vstupov z hľadiska udržateľnosti, aj keď existujú určité možnosti efektívnejšieho využívania vstupov. V analyzovanom výberovom súbore poľnohospodárskych podnikov je možné zlepšiť využívanie vstupov, konkrétne zníženie množstva osív o 21.56%, hnojív o 25.38%, pesticídov o 25.47% a služieb o 27.59% bez toho aby sa zmenila produkcia repky olejnej.

6. Literatúra

- [1]BARNETT, V., et al. 2004: Measuring sustainability. In: Environmental and Ecological Statistics, Volume 1, Number 1 / March, 1994, p. 21-36, ISSN1352-8505 (Print) 1573-3009 (Online), Springer Netherlands, 2004
- [2]COELLI, T. J. et. al. 2005: An introduction to efficiency and productivity analysis, Second Edition, Springer Science Business Media, New York 2005, ISBN 0-387-24265-1
- [3]COVACI, S. SOJKOVÁ, Z. 2006: Investigation of wheat efficiency and productivity development in Slovakia. Skúmanie vývoja efektívnosti a produktivity pšenice na Slovensku. In: Agricultural Economics, Volume 52, Prague 2006, ISSN 0139-570X
- [4]FANDEL, P. 1999: Analýza efektívnosti a produktivity práce v poľnohospodárstve neparametrickými metódami: Habilitačná práca. Nitra : SPU, 1999. 106 s.
- [5]SOJKOVÁ, Z., COVACI, S. 2005: Analýza technickej efektívnosti poľnohospodárskych podnikov slovenska. In: Acta economica et informatica, ročník 8, číslo 1/2005, vedecký časopis pre ekonomiku a informatiku v poľnohospodárstve, SPU v Nitre, ISSN 1335-2571
- [6]PORTER, M. E. *Konkurenční strategie*. 1. vyd. Praha: Victoria Publishing, 1994. 403 s. ISBN 80-85605-11-2.

Adresa autora (-ov):

Ing., Stefan Kováč, PhD.,
štatistiky a operačného výskumu FEM SPU
Nitra Trieda A. Hlinku 2,
949 76 Nitra,
Stefan.kovac@fem.uniag.sk
Ing., Renáta Prokeínová,
štatistiky a operačného výskumu FEM SPU
Nitra Trieda A. Hlinku 2,
949 76 Nitra,
Renata.prokeinova@fem.uniag.sk

Ing. Martina Hanová, PhD.,
štatistiky a operačného výskumu FEM SPU
Nitra Trieda A. Hlinku 2,
949 76 Nitra,
Martina.Hanova@fem.uniag.sk

Komparácia krajín Európskej únie z hľadiska ekonomického postavenia poľnohospodárstva

Comparison of EU countries from the economic role of agriculture

Zlata Kropková

Abstract: The main goal of the paper is based on quantification and comparison of economic role of agriculture in European countries in time period 1976 till 2004. The comparative analyses of economic role of agriculture is realised on the base of three selected indicators: share of the agriculture employees in the total employment, share of the added value of the agriculture in the GDP, and index of the value added per one agriculture worker. The agriculture of European countries are investigated from the index of economic role of agriculture“ in 2004 point of view which is constructed by mentioned partial indices.

Key words: economic role of agriculture, European countries, index of economic role of agriculture

Kľúčové slová: ekonomická úloha poľnohospodárstva, krajiny Európskej únie, index ekonomického postavenia poľnohospodárstva

1. Úvod

Nesporným faktom v súčasnosti je disparita v kvalite života ľudskej spoločnosti a diferentný socioekonomický vývoj v jednotlivých regiónoch sveta, či štátu. V kontexte s rozšírením geografického priestoru Európskej únie sa do pozornosti čoraz častejšie stavia otázka hospodárskeho rozvoja krajín a zvyšovania ich životnej úrovne. V dôsledku relatívne problematickejšieho naplňania rozpočtu rozšírenej Európskej únie sa zvyšuje akcent regionálnej politiky na odstránenie resp. minimalizáciu iracionálneho vynakladania zdrojov z rozpočtu Európskej únie. Evidentný problém absencie finančných „injekcií“ determinujúcimi rozvoj krajín, či regiónov potvrdzuje čiastočnú fetišizáciu finančnej pomoci Európskej únie. Na zvýšenú oslabenosť krajín, resp. ich regiónov upozorňuje NRP (2003, str. 46), v ktorom sa ďalej uvádza, že „Doterajšie odvetvové politiky a ich nedostatočná koordinácia prispievajú k oslabovaniu atraktívnosti a konkurenčnej schopnosti problémovej oblasti, čím sa prehĺbuje ich problémovosť, narušuje sa ich sociálno – ekologická stabilita a tiež zvyšuje náročnosť revitalizačných aktivít.“

V súvislosti s ekonomickým rastom jednotlivých krajín sa neustále akcentuje orientácia ekonomických aktivít na prosperujúcejšie rezorty, t.j. na rezort priemyslu a služieb, čím sa postavenie poľnohospodárstva a potravinárstva v ekonomikách niektorých krajinách stáva menej signifikantným. Vo vzťahu k poľnohospodárstvu sa reformou poľnohospodárskej a regionálnej politiky podporuje kreovanie priestoru pre racionálny rozsah a kvalitu poľnohospodárskej produkcie krajín s dôrazom na multifunkčnosť daného sektora. Účelnou stimuláciou poľnohospodárstva formou štátnej, ale i európskej pomoci sa v snahe efektívneho využitia komparatívnych výhod podporujú v rámci krajín ekonomické aktivity vybraných regiónov. Vzhľadom k špecifickosti agrárneho sektora, poľnohospodárstvo je, bolo, ale i naďalej bude problémovým odvetvím. Vzhľadom k finančnej náročnosti daného odvetvia ostáva obzvlášť po rozšírení Európskej únie otvorenou kontroverznou otázkou problematiky prerozdeľovania finančných prostriedkov z rozpočtu Európskej únie. V dôsledku rozšírenia Európskej únie sa zväčšil priestor Európskej únie, nielen z geografického aspektu, ale i z ekonomického, ktorý má vzhľadom k špecifikám niektorých krajín odčerpávajúci charakter finančných prostriedkov rozpočtu Európskej únie. Finančná náročnosť jednotlivých

krajín je podmienená významnosťou postavenia poľnohospodárstva, ktoré je relevantné v ich ekonomikách, nielen z aspektu jeho podielu na tvorbe hrubého domáceho produktu a zamestnanosti, ale i z hľadiska trvalo udržateľného rozvoja vidieka.

2. Materiál a metódy

Z metodologického aspektu je komparatívna analýza ekonomického postavenia poľnohospodárstva v dvadsiatich siedmich krajinách Európskej únie je realizovaná na báze Indexu ekonomického postavenia poľnohospodárstva (TAI), ktorý je tvorený z troch parciálnych indikátorov: percenta hrubého domáceho produktu vytvoreného v poľnohospodárstve, zamestnanosti v poľnohospodárstve (vyjadreného percentom z celkovej zamestnanosti krajiny), pridanej hodnoty na jedného pracovníka v poľnohospodárstve (v PPP v stálych cenách roku 2000 (USD))¹.

Výpočet tzv. „Indexu ekonomického postavenia poľnohospodárstva (TAI)“ v národných ekonomikách krajín je realizovaný v súlade s metodikou výpočtu Indexu ľudského rozvoja (HDI), ktorého metodický princíp výpočtu ako aritmetického priemeru troch indexov s úpravami vzhľadom na charakter indikátorov aplikovali pre poľnohospodárstvo (Sojková, Stehlíková, 2005).

Súhrnný index TAI je formulovaný ako „miera nedostatku“ (resp. prebytku) krajiny v každej z troch oddelených oblastí – pridaná hodnota v poľnohospodárstve - % z HDP (x_1), podiel zamestnanosti v poľnohospodárstve na celkovej zamestnanosti (x_2), pridaná hodnota na jedného pracovníka v poľnohospodárstve v hodnotovom vyjadrení (x_3). Z hľadiska „prebytku, či prekročenia“ má význam venovať pozornosť vzdialenosti, ktorú musí ešte krajina prejsť, aby dosiahla to, čo je odporúčané ako „žiadúci smer alebo cieľ“. Teda I_{ij} sa definuje ako indikátor prebytku pre krajinu j s ohľadom na premennú x_i ako:

$$I_{ij} = \frac{\max_k \{x_{ik}\} - x_{ij}}{\max_k \{x_{ik}\} - \min_k \{x_{ik}\}},$$

kde $i = 1, 2, 3$ index ukazovateľa,
 $j = 1, 2, \dots, n$ index krajiny

Výpočet indexov je uskutočnený tak, aby každý indikátor prebytku, resp. nedostatku pre j - krajinu, I_{ij} , $i = 1, 2, 3$ sa nachádzal v rozmedzí 0 a 1. Priemerný index prebytku I_j pre j - krajinu zo spomínaných troch indikátorov je definovaný ako jednoduchý aritmetický priemer z I_{ij} .

$$TAI = I_j = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 I_{ij}$$

Vzhľadom k charakteru tretieho ukazovateľa - pridaná hodnota na pracovníka v poľnohospodárstve, u ktorého sú žiadúce vyššie hodnoty, index (I_3) je pre tento ukazovateľ komponovaný ako

$$I_{ij}^* = (1 - I_{ij})$$

Prebytok v „celkovom indexe úlohy poľnohospodárstva“ (TAI) pre krajinu j je interpretovateľný ako nadmerné (nadpriemerné) postavenie poľnohospodárstva v danej krajine, spojené s nižšou produktivitou daného odvetvia.

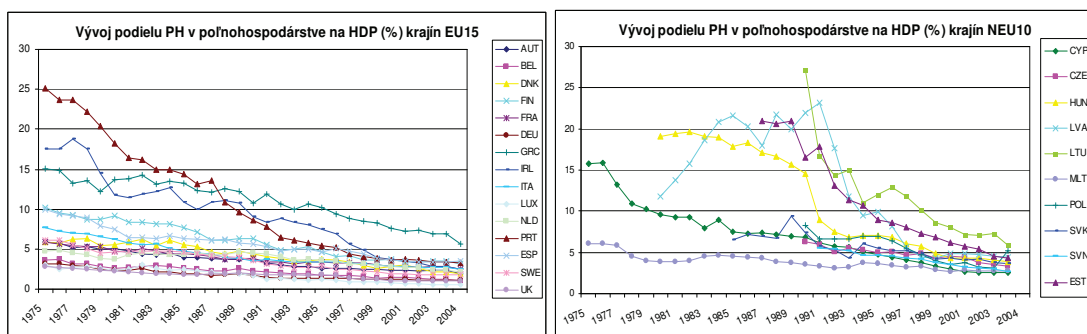
¹ Úroveň pridanej hodnoty v poľnohospodárstve bude v príspevku označená v PPP USD, pričom máme na mysli jej vyjadrenie v PPP v stálych cenách roku 2000 (USD).

Na základe výpočtu priemeru prvých dvoch indexov indexu pridanej hodnoty poľnohospodárstva na HDP (I_1) a indexu podielu zamestnanosti v poľnohospodárstve na celkovej zamestnanosti krajiny (I_2) a na základe výpočtu celkového indexu postavenia poľnohospodárstva TAI je uskutočnené poradie krajín, pričom najnižšie poradie je dané tým krajinám, v ktorých má poľnohospodárstvo ešte dôležitú úlohu z hľadiska podielu zamestnanosti ako aj podielu na HDP, resp. sa ešte pridružuje aj nízka výkonnosť tohto sektora.

Vzhľadom k dostupnosti údajov z medzinárodných databáz Eurostat, Európskej centrálnej banky, Svetovej banky a národných databáz je údajová základňa tvorená údajmi dvadsiatich siedmich krajín Európskej únie v časovom horizonte rokov 1975 – 2004. Pokladáme za podstatné uviesť, že v analýzach realizovaných v tejto časti práce, je chápanie postavenia poľnohospodárstva zúžené len na jeho ekonomické postavenie, reprezentované nami špecifikovanými indikátormi. V príspevku sa nevenujeme skúmaniu postavenia poľnohospodárstva z multifunkčného pohľadu, v rámci ktorého sú niektoré úlohy poľnohospodárstva podstatne významnejšie. Takými sú napríklad: zabezpečovanie primeranej výživy obyvateľstva, zvýšenie produktivity poľnohospodárstva a posilnenie jeho konkurencieschopnosti, podpora rozvoja vidieka a trvalo udržateľný rozvoj, ktoré predstavujú sociálny a environmentálny aspekt poľnohospodárstva.

3. Komparácia krajín Európskej únie podľa indexu postavenia poľnohospodárstva v ekonomike krajiny

Tendenciu progresívneho znižovania ekonomického postavenia poľnohospodárstva vo vyspelých krajinách potvrdzujú grafy 3.1 a 3.2, ktoré názorne prezentujú vývoj pridanej hodnoty v poľnohospodárstve v krajinách pôvodnej EU15 a v skupine asociovaných krajín NEU10 (v dôsledku nedostupnosti údajov sú z analýzy vývoja ukazovateľa pridanej hodnoty v poľnohospodárstve na hrubom domácom produkte v dlhšom časovom horizonte vylúčené krajiny Bulharsko a Rumunsko). Heterogenita postavenia poľnohospodárstva v jednotlivých krajinách Európskej únie je determinovaná nielen historickým pozadím vývoja jednotlivých krajín, ale i geografickou polohou. Z uvedených grafov je z dlhodobého aspektu zrejmý degresívny vývoj podielu pridanej hodnoty v poľnohospodárstve na hrubom domácom produkte analyzovaných krajín Európskej únie. Všeobecným globalizačným tendenciám sa vymykajú z hľadiska úlohy poľnohospodárstva obzvlášť nové členské krajiny Európskej únie, čo potvrdzuje v priereze širší „vejár“ kriviek vývoja skúmaného indikátora, ktorý sa však v časovom horizonte skúmaných rokov zužuje. Zo skupiny krajín „pôvodnej“ Európskej únie EU15 sú svojim vývojom pridanej hodnoty v poľnohospodárstve v časovom horizonte rokov 1975 – 2004 interesantné najmä krajiny Portugalsko, Írsko a Grécko. Ich viditeľný degresívny charakter vývoja pridanej hodnoty v poľnohospodárstve v analyzovanom období potvrdzuje výrazný pokles ich pridanej hodnoty v čase, čo znamená pokles v roku 2004 oproti roku 1975 v prípade Portugalska z 25,14% na 3,34%, Írska z 17,55% na 2,78% a Grécka z 15,09 % na 6,90%, čo potvrdzuje podstatné relatívne zníženie postavenia poľnohospodárstva v ekonomikách týchto krajín, avšak napriek tomu naďalej významné.



Graf 3.1 Vývoj podielu pridanej hodnoty v poľnohospodárstve na hrubom domácom produkte (%) krajín EU15

Zdroj: vlastné výpočty

Zdroj: vlastné výpočty

Najvyšší podiel hrubého domáceho produktu vytvoreného v poľnohospodárstve v roku 2004 je charakteristický pre Grécko, ktoré sa svojim 6,9% podielom výrazne diferencuje od ostatných krajín pôvodnej Európskej únie EU15, čím je v rámci skupiny analyzovaných krajín najviac agrárne orientovanou krajinou. Je však nutné podotknúť, že v roku 2004 nedosiahlo Grécko z hľadiska ekonomickej vyspelosti, vyjadrenej úrovňou hrubého domáceho produktu ani priemer EU25. Svojim 81,4% podielom hrubého domáceho produktu k priemeru HDP EU25 sa svojou úrovňou HDP v roku 2004 zaradilo k ekonomickej úrovni tranzitívnych krajín. Najnižšia ekonomická úloha poľnohospodárstva v národnom hospodárstve je špecifická pre krajinu Luxembursko. Jej 0,62%-ný podiel pridanej hodnoty v poľnohospodárstve poukazuje na signifikantne vyššiu orientáciu ekonomických aktivít v rezorte priemyslu a služieb. Významné postavenie priemyslu a služieb v národnom hospodárstve potvrdzuje aj ekonomická vyspelosť Luxemburska, ktoré v roku 2004 dosahovalo až 240,8% priemeru hrubého domáceho produktu EU25. V rámci asociovaných krajín EU25 je signifikantné postavenie poľnohospodárstva z dlhodobého aspektu charakteristické hlavne pre Litvu, Lotyšsko, Estónsko a Maďarsko (graf 3.2).

Vzhľadom k dostupnosti údajov je pre niektoré krajiny znázornený vývoj podielu pridanej hodnoty v poľnohospodárstve za kratší časový horizont. Najvýraznejší pokles podielu pridanej hodnoty v poľnohospodárstve v skúmanom období je viditeľný v prípade Litvy, ktorej podiel pridanej hodnoty v roku 2004 oproti roku 1990 poklesol z 27,08% na 5,86%. V súvislosti s ekonomicou vyspelosťou krajiny je však nutné podotknúť, že táto krajina v roku 2004 nedosiahla ani 50%-nú úroveň priemeru hrubého domáceho produktu krajín EU25. Silné ekonomické postavenie poľnohospodárstva je v roku 1987 charakteristické pre Estónsko, čo potvrdzuje až 20,92%-ný podiel pridanej hodnoty poľnohospodárstva v danom roku. V období rokov 1987 až 2004 však ekonomické postavenie poľnohospodárstva tejto krajiny výrazne pokleslo, čím v roku 2004 dosiahlo 4,31%-ný podiel pridanej hodnoty v poľnohospodárstve. Progresívno-degresívnym vývojom pridanej hodnoty v poľnohospodárstve je v časovom horizonte rokov 1980 až 2004 špecifické Lotyšsko, ktorého pridaná hodnota v roku 1998 vzrástla z 11,84% na 21,62% v roku 1985, pričom v období dvoch nasledujúcich rokov poklesla na 18,02% a následne v roku 1991 vzrástla až na 23,15%. V roku 1991 je síce daná krajina najviac agrárne orientovanou krajinou spomedzi všetkých asociovaných krajín, avšak od roku 1991 zaznamenáva prevažne regresívny vývoj, čo potvrdzuje aj 4,42%-ný podiel pridanej hodnoty v poľnohospodárstve na hrubom domácom produkte v roku 2004. Fenomén znižovania ekonomického postavenia poľnohospodárstva v rámci krajín Európskej únie je síce od roku 1991 v prípade Lotyšska viditeľne akceptovaný, avšak konvergenčné tendencie z hľadiska ekonomickej vyspelosti budú vzhľadom na 43,6%-nú úroveň priemerného hrubého domáceho produktu EU 25 v roku 2004 dlhodobejšieho charakteru. Silným postavením poľnohospodárstva v národnom hospodárstve priťahuje pozornosť v roku 1980 Maďarsko. Z 19,13%-ného podielu pridanej

hodnoty v poľnohospodárstve v roku 1980 pokleslo až na úroveň 3,83% v roku 2004. Najvýznamnejším ekonomickým postavením poľnohospodárstva v národnom hospodárstve sú v roku 2004 charakteristické dve asociované krajiny v roku 2007: Bulharsko a Rumunsko. Bulharsku v dôsledku 11,17%-ného a Rumunsku až 14,33%-ného podielu pridanej hodnoty v poľnohospodárstve patria prvé dve priečky v rebríčku nielen nových členských krajín, usporiadaných podľa percenta hrubého domáceho produktu vytvoreného v poľnohospodárstve, ale i v rámci všetkých krajín Európskej únie. Ekonomicky najmenej významné postavenie poľnohospodárstva v rámci nových členských krajín v roku 2004 je typické pre Cyprus. I napriek relatívne vysokému 15,72%-nému podielu pridanej hodnoty v poľnohospodárstve v roku 1975 sa významnosť ekonomického postavenia poľnohospodárstva znížila do roku 2004 až na úroveň 2,54%.

V nasledujúcej komparatívnej analýze je vnímanie postavenia poľnohospodárstva krajín Európskej únie zúžené len na ekonomický aspekt, čo znamená odbremenenie sa od ďalších úloh poľnohospodárstva medzi ktorými je na prvom mieste práve úloha trvalo udržateľného rozvoja vidieka. Kvantifikácia ekonomickej úlohy poľnohospodárstva v národnom hospodárstve jednotlivých krajín je z aspektu určenia adekvátneho indikátora problematická. Multifunkčný charakter poľnohospodárstva vyžaduje viacdimeznionálny pohľad na ekonomické postavenie daného odvetvia v rámci krajín, ktorý vedie v realizovaných analýzach v práci k viacrozmernej klasifikácii krajín z hľadiska viacerých parciálnych indikátorov. Vzhľadom k adekvátnosti a vypovedacej schopnosti jednotlivých ukazovateľov poľnohospodárstva je obzvlášť dôležitý výber a určenie váh jednotlivých indikátorov. Navrhovaný „Index ekonomického postavenia poľnohospodárstva (Total Agricultural Index - TAI) pozostáva z troch čiastkových indexov:

- Index podielu pridanej hodnoty poľnohospodárstva na HDP (I_1),
- Index podielu zamestnanosti v poľnohospodárstve na celkovej zamestnanosti (I_2),
- Index produktivity poľnohospodárstva (vyjadrený ako vytvorená pridaná hodnota v poľnohospodárstve v prepočte na 1 pracovníka v poľnohospodárstve (I_3).

V ľavej časti tabuľky 3.1 sú uvedené údaje jednotlivých indikátorov charakterizujúcich ekonomické postavenie poľnohospodárstva v národnom hospodárstve krajín Európskej únie v roku 2004, teda podiel pridanej hodnoty poľnohospodárstva na HDP, podiel zamestnanosti v poľnohospodárstve na celkovej zamestnanosti krajiny a produktivita práce v poľnohospodárstve, vyjadrená pridanou hodnotou v poľnohospodárstve v prepočte na jedného pracovníka v poľnohospodárstve. Ďalší makroekonomický ukazovateľ, uvádzaný v tabuľke je HDP v prepočte na obyvateľa v PPP USD. Pravá časť tabuľky ponúka čitateľovi dizertačnej práce, nielen prehľad hodnôt indexu ekonomického postavenia poľnohospodárstva (TAI) jednotlivých krajín a jeho čiastkových indexov, ale i poradie krajín z hľadiska ekonomického postavenia poľnohospodárstva v národnom hospodárstve. Krajiny sú zoradené v zostupnom poradí, t.j. od najvyššej dosiahnutej hodnoty indexu ekonomického postavenia poľnohospodárstva v roku 2004 po najnižšiu, pričom najvyššie poradie je dané tým krajinám, ktorých poľnohospodárstvo zohráva ešte dôležitú úlohu z hľadiska podielu zamestnanosti, ako aj podielu na hrubom domácom produkte, resp. vyššej výkonnosti daného sektora. Pre lepšie pochopenie, respektíve interpretáciu hodnôt agregovaného indexu TAI, uvádzame, že vyššie hodnoty indexu, blízke 1, znamenajú, že pre danú krajinu je podľa zohľadnených ukazovateľov typické vyššie postavenie poľnohospodárstva ekonomike krajiny, čo znamená, že sa poľnohospodárstvo výrazne podieľa na tvorbe HDP, taktiež na celkovej zamestnanosti, avšak zároveň je pre danú krajinu typická nízka produktivita práce vyjadrená PH na pracovníka. Naopak, nízke hodnoty TAI, blízke nule, znamenajú nízky podiel poľnohospodárstva na tvorbe HDP, ako aj na celkovej zamestnanosti, avšak súčasne vysokú produktivitu práce v danom odvetví.

Z umiestnenia krajín Európskej únie v rebríčku podľa významnosti poľnohospodárstva v ekonomikách skúmaných krajín (tabuľka 3.1) je evidentné, že *najdôležitejšiu úlohu* v roku 2004 zohráva poľnohospodárstvo v krajinách *Rumunsko, Bulharsko, Poľsko, Litva, Lotyšsko a Grécko*, pričom prvenstvo patrí dvom novým členským krajinám Rumunsku (1. miesto) a Bulharsku (2. miesto). Najvyššiu agrárnu zameranosť týchto členských krajín potvrdzujú aj hodnoty ich indexu ekonomického postavenia poľnohospodárstva, ktorý v prípade Rumunska dosahuje v roku 2004 úroveň 0,953 a v prípade Bulharska úroveň 0,828. Tieto krajiny sa spomedzi ostatných krajín Európskej únie v dôsledku najvyššej participácie poľnohospodárskeho sektora na dosiahnutých základných ukazovateľoch národného hospodárstva ako celková zamestnanosť a hrubý domáci produkt krajiny vyznačujú najnižšou ekonomickou vyspelosťou.

Tabuľka 3.1 Prehľad skúmaných ukazovateľov a indexu ekonomického postavenia poľnohospodárstva a jeho parciálnych indexov krajín EÚ 27v roku 2004

Krajina	AgriZamest % z celk.Zamest	HPH % HDP	PPH na pracovníka v PPP USD	I_1	I_2	I_3	$1-I_3$	priemer I_5, I_2	TAI	poradie podľa TAI	poradie podľa priemeru I_5, I_2
Rumunsko	31,60	14,33	7912	1,000	1,000	0,140	0,860	1,000	0,953	1	1
Bulharsko	24,92	11,17	4539	0,779	0,771	0,067	0,933	0,775	0,828	2	2
Poľsko	17,93	5,13	1460	0,548	0,332	0,000	1,000	0,440	0,627	3	3
Litva	15,80	5,86	4424	0,478	0,385	0,064	0,936	0,431	0,600	4	4
Lotyšsko	12,04	4,42	1807	0,354	0,281	0,008	0,992	0,317	0,542	5	6
Grécko	12,22	5,67	12247	0,359	0,371	0,234	0,766	0,365	0,499	6	5
Portugalsko	12,19	3,26	6376	0,359	0,197	0,107	0,893	0,278	0,483	7	7
Estónsko	5,77	4,31	3735	0,147	0,273	0,049	0,951	0,210	0,457	8	10
Maďarsko	5,12	3,83	5052	0,125	0,238	0,078	0,922	0,182	0,428	9	11
Slovenská republika	4,37	3,63	5692	0,100	0,224	0,092	0,908	0,162	0,411	10	13
Česká republika	3,98	3,29	4204	0,087	0,199	0,060	0,940	0,143	0,409	11	16
Cyprus	5,41	2,54	7861	0,134	0,144	0,139	0,861	0,139	0,380	12	17
Malta	2,55	2,75	8618	0,040	0,159	0,155	0,845	0,100	0,348	13	20
Rakúsko	12,41	1,88	21940	0,366	0,096	0,444	0,556	0,231	0,339	14	8
Írsko	6,25	2,49	22248	0,162	0,140	0,451	0,549	0,151	0,284	15	15
Slovinsko	10,34	2,67	30713	0,298	0,154	0,635	0,365	0,226	0,272	16	9
Španielsko	5,40	3,48	26721	0,134	0,212	0,548	0,452	0,173	0,266	17	12
Taliani	4,13	2,53	21796	0,092	0,144	0,441	0,559	0,118	0,265	18	18
Fínsko	5,15	3,14	32742	0,126	0,188	0,679	0,321	0,157	0,212	19	14
Luxembursko	1,34	0,55	21179	0,000	0,000	0,428	0,572	0,000	0,191	20	27
Francúzsko	3,51	2,45	35618	0,072	0,138	0,741	0,259	0,105	0,156	21	19
Dánsko	3,16	1,92	35147	0,060	0,099	0,731	0,269	0,080	0,143	22	22
Švédsko	2,23	1,81	35788	0,030	0,091	0,745	0,255	0,060	0,125	23	23
Nemecko	2,25	1,10	33593	0,030	0,040	0,697	0,303	0,035	0,124	24	24
Veľká Británia	1,50	1,03	34486	0,005	0,035	0,717	0,283	0,020	0,108	25	26
Belgicko	2,03	1,01	35784	0,023	0,033	0,745	0,255	0,028	0,104	26	25
Holandsko	3,34	2,11	47544	0,066	0,113	1,000	0,000	0,090	0,060	27	21

Zdroj: Eurostat a vlastné výpočty

Mierne nižšiu úroveň zohráva poľnohospodárstvo v ekonomike *Poľska*, ktorému v rebríčku Európskych krajín usporiadaných z hľadiska významnosti poľnohospodárstva v národných ekonomikách patrí tretie miesto, čo potvrdzuje aj hodnota indexu ekonomického postavenia poľnohospodárstva danej krajiny, ktorá v roku 2004 dosahuje úroveň 0,627. Porovnateľná úroveň dôležitosti ekonomického postavenia poľnohospodárstva v národnom hospodárstve v roku 2004 je charakteristická pre *Litvu* ($TAI=0,600$, priemer $I_1, I_2=0,431$), ktorej patrí v rebríčku krajín Európskej únie štvrtá pozícia. Krajiny *Lotyšsko, Grécko, Portugalsko a Estónsko* sú v skúmanom roku taktiež špecifické porovnateľnou ekonomickou úlohou poľnohospodárstva, čo reflektuje aj ich umiestnenie v rebríčku krajín, kde im patrí 5. až 8. pozícia, čomu zodpovedá diapazón indexu ekonomického postavenia poľnohospodárstva (TAI) od 0,457 do 0,542.

Dané krajiny sú síce osobité svojim relatívne vysokým podielom zamestnanosti v poľnohospodárskom sektore a jeho vyšším podielom na tvorbe hrubého domáceho produktu, avšak s výnimkou *Grécka*, u ktorého poľnohospodárska pridaná hodnota dosahuje (12247 v PPP USD), sa táto skupina krajín vyznačuje relatívne nízkou produktivitou práce, z ktorých najnižšiu produktivitu práce v agrárnom sektore v roku 2004 dosahuje práce *Lotyšsko*

(1807 v PPP USD). Nižšou významnosťou poľnohospodárstva v ekonomikách skúmaných krajín sa vyznačujú krajiny *Maďarsko, Slovenská republika, Česká republika, Cyprus, Malta a Rakúsko*, ktorých úroveň indexu ekonomického postavenia poľnohospodárstva sa v roku 2004 pohybuje v rozpätí od 0,339 do 0,428, čím v rebríčku obsadzujú 9. až 14. pozíciu. S výnimkou *Rakúska*, ktoré v danom roku zaznamenáva relatívne vysokú úroveň agrárnej zamestnanosti (12,41%) sú uvedené krajiny typické nízkou zamestnanosťou v poľnohospodárstve a nižšou participáciou poľnohospodárskeho sektora na tvorbe hrubého domáceho produktu jednotlivých krajín. Najnižšiu úlohu v rámci tejto skupiny krajín zohráva poľnohospodárstvo v roku 2004 v ekonomike Rakúska, ktoré sa však v skúmanom roku vyznačuje najvyššou, v komparácii s ostatnými krajinami až niekoľkonásobne vyššou produktivitou práce v poľnohospodárstve (21940 v PPP USD).

Írsko, Slovinsko, Španielsko, Taliansko, Fínsko Luxembursko a Francúzsko obsadzujú v roku 2004 v rebríčku krajín 15. až 21. pozíciu, o čom svedčí aj úroveň ich indexov ekonomického postavenia poľnohospodárstva v rozpätí od 0,156 do 0,284. Táto skupina krajín sa v porovnaní s predchádzajúcimi krajinami líši preukazne vyššou poľnohospodárskou pridanou hodnotou na pracovníka, ktorá je v niektorých prípadoch dokonca niekoľkonásobne vyššia. *Slovinsko* je v rámci tejto skupiny krajín špecifické vyšším podielom zamestnanosti v poľnohospodárstve a výrazne vysokou produktivitou práce, avšak podiel daného odvetvia na tvorbe hrubého domáceho produktu je relatívne nízky. Najmenej významnú úlohu poľnohospodárstvo zohráva v krajinách, *Dánsko, Švédsko, Nemecko, Veľká Británia, Belgicko a Holandsko*, ktoré sa síce v roku 2004 vyznačujú vysokou úrovňou produktivity práce v poľnohospodárstve, avšak nízky podiel zamestnanosti na celkovej zamestnanosti, ako aj podiel na tvorbe hrubého domáceho produktu reflektujú relatívne nižší ekonomický prínos daného odvetvia v národných hospodárstvach analyzovaných krajín.

Je nutné zdôrazniť, že využitie indexu, či už na porovnávanie krajín z hľadiska postavenia poľnohospodárstva v ekonomike krajiny, či z interpretačného hľadiska je viazané len na skupinu krajín, v rámci ktorých bol počítaný. Akékoľvek rozšírenie, respektíve zúženie skupiny krajín o ďalšiu, vedie k zmenám hodnôt indexov, obzvlášť, ak daná (zaradená, či vyradená) krajina by dosahovala maximálne hodnoty v čiastkových ukazovateľoch v rámci rozšírenej (zúženej) porovnáwanej skupiny krajín. Agregovaný index postavenia poľnohospodárstva v ekonomike krajiny (TAI) síce jedným číslom umožňuje poskytnúť komplexnejší pohľad na relatívne postavenie poľnohospodárstva v ekonomikách porovnávaných krajín, avšak ďalším z jeho nie zanedbateľných nedostatkov je výpočet na základe jednoduchého priemeru troch čiastkových indikátorov. Index tak agregovaním spriemerňuje hodnoty čiastkových indexov z ktorých je počítaný, teda podobne ako index ľudského rozvoja spriemerovaním „zahŕňa“ rozdiely v čiastkových ukazovateľoch: v produktivite práce, v podiele poľnohospodárstva na HDP a celkovej zamestnanosti. Tento nedostatok je možné odstrániť viacrozmernou komparáciou krajín z hľadiska vybraných ukazovateľov súčasne. Vzhľadom na limitovaný rozsah príspevku sa viacrozmernému pohľadu budeme venovať v ďalšom príspevku.

4. Záver

Z komparácie ekonomického postavenia poľnohospodárstva v národných hospodárstvach jednotlivých krajín EÚ bola v dizertačnej práci potvrdená všeobecne známa tendencia znižovania podielu poľnohospodárstva na tvorbe HDP a celkovej zamestnanosti krajín. V rámci EÚ je viditeľné akceptovanie koncepcie multifunkčnosti poľnohospodárstva v rámci všetkých členských krajín, avšak výnimku tvoria krajiny ako Bulharsko a Rumunsko, ktoré sú vzhľadom na svoje špecifiká v porovnaní s ostatnými členskými krajinami najviac agrárne zamerané krajiny. Sme si však plne vedomí, že realizované analýzy sú síce bezprostredne viazané na krajiny rozšírenej EÚ, avšak najnovšie údaje nám dostupné sú za

rok 2004, kedy 12 teraz nových členských krajín ešte mali pozíciu nečlenských, či len asociovaných krajín EÚ. Vzhľadom k uvedenej skutočnosti je aj vypovedacia schopnosť realizovaných analýz viazaná na už minulé obdobie a extrapolovať výsledky ex-ante možno len za predpokladu zachovania tendencií vo vývoji skúmaných indikátorov. Príspevok zároveň poukazuje na možnú použiteľnosť „Indexu ekonomického postavenia poľnohospodárstva (TAI)“ pri hodnotení a komparácii úlohy poľnohospodárstva v jednotlivých krajinách EÚ. Je ale potrebné upozorniť na obmedzenie jeho použiteľnosti z hľadiska geografického priestoru, ktorému sa budeme vzhľadom k rozsahu príspevku venovať v nasledujúcom príspevku. Adekvátnosť tohto indikátora pre sledovanie ekonomického postavenia poľnohospodárstva v inom geografickom priestore však by si teda vyžadovalo osobitú kalkuláciu.

5. Literatúra

- [1]BLAAS, G.2002. Problémy integrácie agropotravinárskeho sektora Slovenska do EÚ z hľadiska agrárnej politiky. In: Ekonomika poľnohospodárstva, roč. 2002, č. 1,s.17-20 .
- [2]KONEČNÝ, M. 2004. Poľnohospodárstvo v rozšírenej EÚ: riziká a príležitosti. Poniky : Centrum pre podporu miestneho aktivizmu, 2004. 80s.
- [3]Sojková, Z. Stehlíková, B. Socio-ekonomická komparácia krajín EÚ. Nitra: SPU. s. 105. ISBN:80-8069-520-2.
- [4]Tvrdoň, J. – Slimák, D. 2003. Ekonomické a sociálne súvislosti integrácie Slovenska do Európskej únie. Regionálne aspekty integrácie do Európskej únie. Bratislava: REPRO-PRINT 2003. s.119-156, ISBN 80-7144-130-9.
- [5]United Nations Organization Development Program. 2004. Human Development Report 2004. New York : New York, [2005-03-11], available : <<http://www.undp.org.in/hdr2004/#Press%20Release>>, ISBN 0-19-522146-X.

Adresa autora :

Zlata Kropková, Ing. PhD.
 Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre
 Tr.A.Hlinku 2
 949 76 Nitra
zlata.kropkova@fem.uniag.sk

Odhad počtu Romů v České republice a předpokládaný vývoj do roku 2050

Estimate of the number of Romanies in the Czech Republic and supposed development until 2050

Jitka Langhamrová, Tomáš Fiala

Abstract: The most accurate data on the numbers and development in number of Romanies are provided by earlier censuses (from 1970 and 1980, when the census commissioner decided on who belonged to the Romany population). In the national census in 1991 and 2001 only a very small part of the Romany population claimed Romany nationality. On the basis of preceding demographic development and expected further trends a demographic projection of the Romany population up to 2050 was calculated. In all variants successive decrease of Romany both fertility and mortality is supposed. The Romany population will still grow, the expected number of Romanies in 2050 is about 250–300 thousands. But the rate of growths will slow down in the future and ageing the Romany population occurs.

Key words: Romany population, fertility, mortality, population projection.

Klíčová slova: romská populace, plodnost, úmrtnost, populační projekce.

1. Úvod

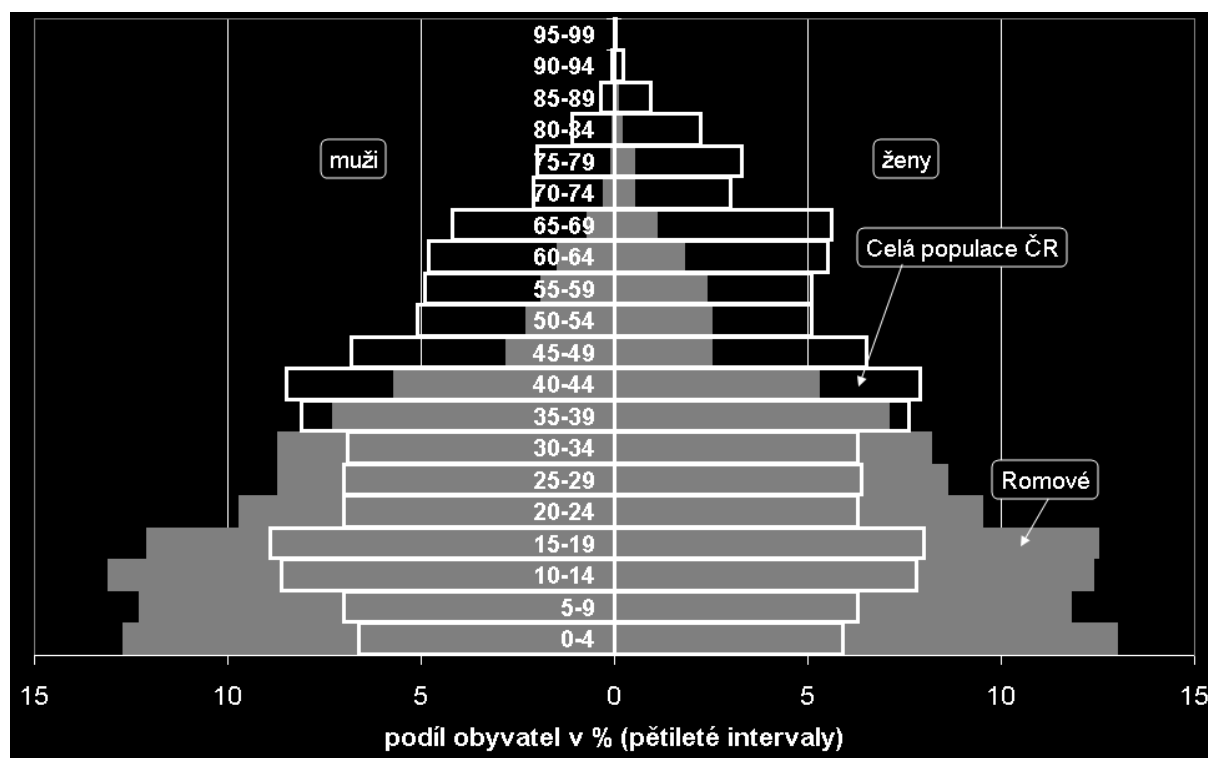
Problematika Romů je v současné době velice často diskutována. Koho však budeme za příslušníka romské populace považovat? Demografie definuje populaci jako soubor osob (zpravidla se společnými biologickými a kulturními znaky), v jehož rámci dochází k reprodukci. V tomto smyslu budeme chápat i romskou populaci – zařadíme do ní jedince, kteří se za Romy považují nebo jsou tak vnímáni svým okolím. Podobné vymezení použil Gabal [1]. Poznamenejme ještě, že nás budou zajímat pouze Romové žijící na území ČR.

2. Údaje o počtu a demografické struktuře Romů v ČR

V období od skončení druhé světové války až do roku 1990 nebyla romská národnost v tehdejší Československu oficiálně uznávána. Při sčítáních lidu v letech 1970 a 1980 byl proveden zvláštní soupis Romů bez jejich vědomí. Příslušnost k romské národnosti byla vyznačena sčítacím komisařem. Při našem vymezení romské populace budeme proto používat především údaje z těchto sčítání spolu s údaji z evidence národních výborů. Od roku 1991 bylo možno při sčítání lidu v ČR deklarovat romskou národnost. K ní se však hlásilo v roce 1991 pouze 32 903, při sčítání v roce 2001 dokonce pouze 11 716 osob. Přitom podle evidence národních výborů žilo v roce 1989 v ČR téměř 150 tisíc Romů. Údaje z těchto sčítání jsou proto nepoužitelné a diskutabilní je rovněž demografická struktura odvozená z těchto údajů.

V roce 1990 byla ukončena evidence Romů národními výbory, jejich nynější počet můžeme proto pouze odhadovat. Někteří romští aktivisté udávali na přelomu tisíciletí 400–500 tisíc Romů v České republice (J. Balážová, Lidové noviny, 25. 8. 2001), jiné odhady uváděly pouze 80 tisíc Romů (K. Holomek, Romano hangos, červenec 2001).

Věková struktura romské populace je charakteristická vysokým podílem dětí a velmi nízkým zastoupením seniorů. Rozdíl mezi věkovou strukturou romské populace a populace celé ČR v roce 1991 je zřejmý z porovnání věkových pyramid (viz Graf 1). Romové mají relativně vyšší zastoupení ve věkových skupinách do 35 let, ve vyšším věku je tomu naopak. (Věková struktura romské populace se však týká pouze osob, které při sčítání lidu v roce 1991 deklarovaly romskou národnost.)



Pozn.: Jako Romové jsou uvažovány pouze osoby, které deklarovaly romskou národnost.

Pramen: SLDB 1991, ČSÚ Praha

Graf 1: Demografická struktura Romů a obyvatel celé ČR podle sčítání lidu v roce 1991

Romská populace si doposud zachovává vyšší úroveň plodnosti, která je poměrně málo regulovaná. Na konci osmdesátých let byl počet dětí v romské rodině zhruba dvakrát větší než u ostatního obyvatelstva. Romové v ČR mají však ve srovnání s romskou populací v jiných postkomunistických zemích úroveň plodnosti nejnižší a tato plodnost dále klesá.

Podle odhadů činila v období 1970–1980 střední délka života romských mužů 55,3 let (u mužů v ČSR v roce 1980 to bylo 66,8 let) a romských žen 59,5 let (u žen v ČSR v roce 1980 to bylo 74,0 let). Úmrtnost romské populace byla ve sledovaném období na úrovni úmrtnosti České republiky ve třicátých letech. Hodnota kvocientu kojenecké úmrtnosti romské populace pro rok 1985 činila 25 ‰, což byla hodnota dvojnásobná, než v celé populaci.

3. Projekce romské populace do roku 2050

Jednou z metod odhadu demografického vývoje populace je její projekce komponentní metodou. Na základě výchozí demografické struktury obyvatelstva a předpokladů o dalším vývoji plodnosti, úmrtnosti a migrace se odhaduje demografická struktura v dalších letech.

Projekce romské populace byla počítána pouze podle pětiletých věkových skupin a s pětiletým krokem projekce. Jedná se o aktualizaci projekce publikované v [7] a její rozšíření na více variant. Jako výchozí strukturu jsme použili demografickou strukturu osob, které byly považovány za Romy při sčítání lidu v roce 1980.

Předpokládali jsme, že vývoj úmrtnosti Romů je a bude podobný jako u populace České republiky, avšak o určitý počet let opožděn. V roce 1985 byla hodnota kvocientu kojenecké úmrtnosti Romů necelých 25 ‰ [2], v populaci České republiky nabýval kvocient přibližně této hodnoty již v roce 1957. Úmrtnost Romů v polovině osmdesátých let odpovídala úmrtnosti populace České republiky zhruba o 28 let dříve a přijali jsme předpoklad, že i v dalších letech bude vývoj úmrtnosti romské populace s určitým zpožděním „kopírovat“ vývoj úmrtnosti

nosti populace celé ČR. (Odhad budoucího vývoje úmrtnosti v ČR jsme provedli na základě modifikované střední varianty projekce ČSÚ.)

Úroveň plodnosti romských žen v osmdesátých letech výrazně překračovala hranici prosté reprodukce. V [3] se pro období 1981–1985 předpokládá hodnota úhrnné plodnosti romských žen 4,33. Vzhledem k demografickému chování romské populace jsme předpokládali, že plodnost romských žen se bude vyvíjet podobně jako plodnost irských žen. V Irsku totiž skončil první demografický přechod teprve nedávno a úhrnná plodnost tamních žen patřila donedávna k výrazně nejvyšším v Evropě (ještě v roce 1971 byla její hodnota rovna téměř 4). Struktura této plodnosti se však výrazně liší od struktury plodnosti romských žen. Specifická plodnost irských žen nabývá nejvyšších hodnot až ve věkové skupině od 25–29letých, pro nižší věkové skupiny je poměrně malá. Vyšli jsme tedy z předpokladu, že plodnost romských žen v první polovině osmdesátých let byla zhruba stejná jako plodnost žen v Irsku o 12 let dříve, avšak s věkovou strukturou modifikovanou podle [3]. V dalších letech se předpokládalo, že vývoj úhrnné plodnosti romských žen bude s určitým zpožděním „kopírovat“ vývoj plodnosti žen v Irsku a současně se bude struktura plodnosti romských žen stále více blížit struktuře irské. Předpokládali jsme přitom, že plodnost irských žen po roce 2005 se bude postupně blížit současné plodnosti žen Nizozemska. (Nizozemská plodnost je poměrně stabilní a vše nasvědčuje tomu, že – na rozdíl od některých jiných zemí – zde již byl přesun plodnosti žen do vyššího věku ukončen.)

Velikost i strukturu romské populace v České republice v minulosti výrazně ovlivňovala migrace, především ze Slovenska. Po rozdělení Československa však postupně docházelo k omezování migrace dalších Romů ze Slovenska do ČR. Tuto hypotézu potvrzují i některé studie slovenských demografů, např. [9]. Navíc byl příliš Romů do ČR částečně kompenzován migrací Romů z ČR do zemí západní Evropy či Kanady. Žádná spolehlivá data o migraci Romů nemáme. Proto byla projekce vypočtena bez migrace.

Za období 1981–1990 bylo účelem projekce pouze odhadnout vývoj demografické struktury romské populace, výsledky projekce byly korigovány na základě počtů Romů z evidence národních výborů, které byly známy až do roku 1989. Plodnost a úmrtnost Romů po roce 1990 jsme odhadovali podle tří různých možných scénářů budoucího vývoje. Všechny předpokládaly další pokles plodnosti (s určitým zpožděním za vývojem v Irsku) a nárůst střední délky života (s určitým zpožděním za vývojem v ČR). Lišily se však rychlostí těchto procesů. Scénář středního poklesu plodnosti, resp. středního růstu délky života předpokládal, že plodnost romských žen bude po celé období projekce „zaostávat“ za plodností žen v Irsku o 12 let a úmrtnost Romů bude po celé období projekce „zaostávat“ za úmrtností osob v celé ČR o 28 let. Scénář rychlého poklesu plodnosti, resp. rychlého růstu délky života vycházel z předpokladu, že plodnost, resp. délka života Romů se bude postupně přibližovat plodnosti žen v Irsku (a tedy i v ČR), resp. úmrtnosti osob v celé ČR. Scénář pomalého poklesu plodnosti, resp. pomalého růstu délky života naopak předpokládal, že plodnost romských žen bude klesat pomaleji, než plodnost irských žen, resp. délka života Romů poroste pomaleji, než délka života osob v celé ČR, že časové „zpoždění“ romské populace za plodností Irska resp. délkou života v ČR bude narůstat. Demografické charakteristiky scénářů zachycuje tabulka 1.

Při rychlém poklesu plodnosti by romská plodnost již v příštím desetiletí dosáhla předpokládané plodnosti Irska, při rychlém růstu délky života by po roce 2050 délka života Romů byla stejná jako předpokládaná délka života populace celé ČR. Při pomalém poklesu plodnosti by naopak plodnost romských žen „teprve“ kolem roku 2050 odpovídala plodnosti v Irsku krátce po přelomu tisíciletí a délka života Romů kolem roku 2050 by odpovídala délce života v ČR zhruba kolem roku 2000.

Projekce po roce 1990 byla počítána ve třech obvyklých variantách: minimální, střední a maximální vycházejících z výše uvedených scénářů. Minimální varianta projekce (minimální plodnost, minimální délka života) pochopitelně předpokládá rychlý pokles plodnosti a po-

malý růst délky života. Maximální varianta naopak vychází z předpokladu pomalého poklesu plodnosti v kombinaci s rychlým růstem délky života. A konečně byl proveden výpočet tzv. varianty střední, předpokládající střední pokles plodnosti a střední růst délky života.

Tabulka 1: Scénáře demografického vývoje romské populace

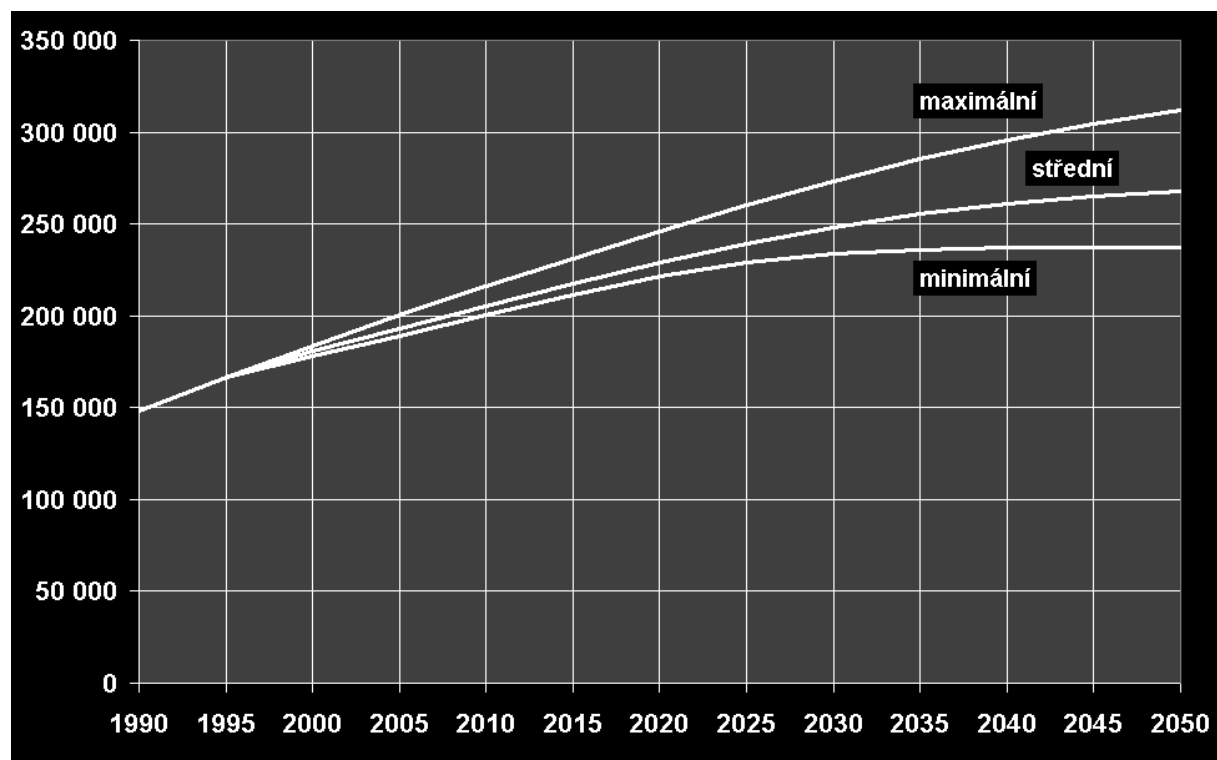
Vývoj změn	1991 – 1995	1996 – 2000	2001 – 2005	2006 – 2010	2011 – 2015	2016 – 2020	2021 – 2025	2026 – 2030	2031 – 2035	2036 – 2040	2041 – 2045	2046 – 2050
předpokládaná úhrnná plodnost												
pomalý	3,36	2,97	2,65	2,44	2,19	2,14	2,02	2,01	2,00	2,00	1,99	1,99
střední	3,36	2,58	2,14	2,01	1,99	1,97	1,94	1,90	1,86	1,83	1,80	1,77
rychlý	3,36	2,19	2,00	1,98	1,92	1,86	1,81	1,77	1,73	1,71	1,71	1,71
odpovídá modifikované plodnosti v Irsku v roce												
pomalý	1981	1983	1985	1987	1989	1991	1993	1995	1997	1999	2001	2003
střední	1981	1986	1991	1996	2001	2006	2011	2016	2021	2026	2031	2036
rychlý	1981	1989	1997	2005	2013	2021	2029	2037	2045	2050	2050	2050
předpokládaná střední délka života mužů												
pomalý	67,06	67,08	67,10	67,12	67,14	67,17	67,31	67,66	68,16	68,55	69,68	71,12
střední	67,06	67,09	67,13	67,17	67,49	68,19	69,68	71,66	72,87	73,98	74,60	75,22
rychlý	67,06	67,11	67,16	67,66	69,29	71,66	73,61	74,48	75,34	76,21	77,07	77,93
předpokládaná střední délka života žen												
pomalý	73,35	73,36	73,36	73,83	74,20	74,30	74,41	74,90	75,38	76,15	76,65	78,05
střední	73,35	73,36	73,97	74,30	74,71	75,41	76,65	78,35	79,10	80,30	80,82	81,34
rychlý	73,35	73,68	74,29	74,90	76,39	78,35	79,98	80,72	81,45	82,17	82,90	83,62
odpovídá střední délce života v ČR v roce												
pomalý	1965	1968	1971	1974	1977	1980	1983	1986	1989	1992	1995	1998
střední	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020
rychlý	1965	1972	1979	1986	1993	2000	2007	2014	2021	2028	2035	2042

Předpokládaný vývoj celkového počtu Romů v ČR je zobrazen na Grafu 2. Podle projekce žije v současné době na území ČR kolem 200 tisíc Romů a ještě několik desítek let lze předpokládat další zvyšování jejich počtu. Podle minimální varianty by se však tento růst měl postupně zpomalovat a zhruba za 30 let zcela zastavit. Počet Romů by podle této varianty neměl překročit 250 tisíc. Naproti tomu podle maximální varianty by počet Romů i v tomto století dále rostl poměrně rychle a již kolem roku 2040 by překročil 300 tisíc.

Současná romská populace je poměrně mladá, přesto se ani této populaci nevyhne stárnutí obyvatelstva, jak je patrné z tabulky 2. Podíl osob v předproduktivním věku který byl v roce 1990 o něco vyšší než 50 %, klesne pod 25 %, naopak podíl osob v poproduktivním věku, který v roce 1990 dosahoval necelých 4 %, vzroste téměř na 18 %. Populace původně vysloveně progresivního typu bude mít kolem roku 2020 charakter spíše populace stacionárního typu a v roce 2050 se její charakter začne přibližovat populaci regresivní (viz Graf 3).

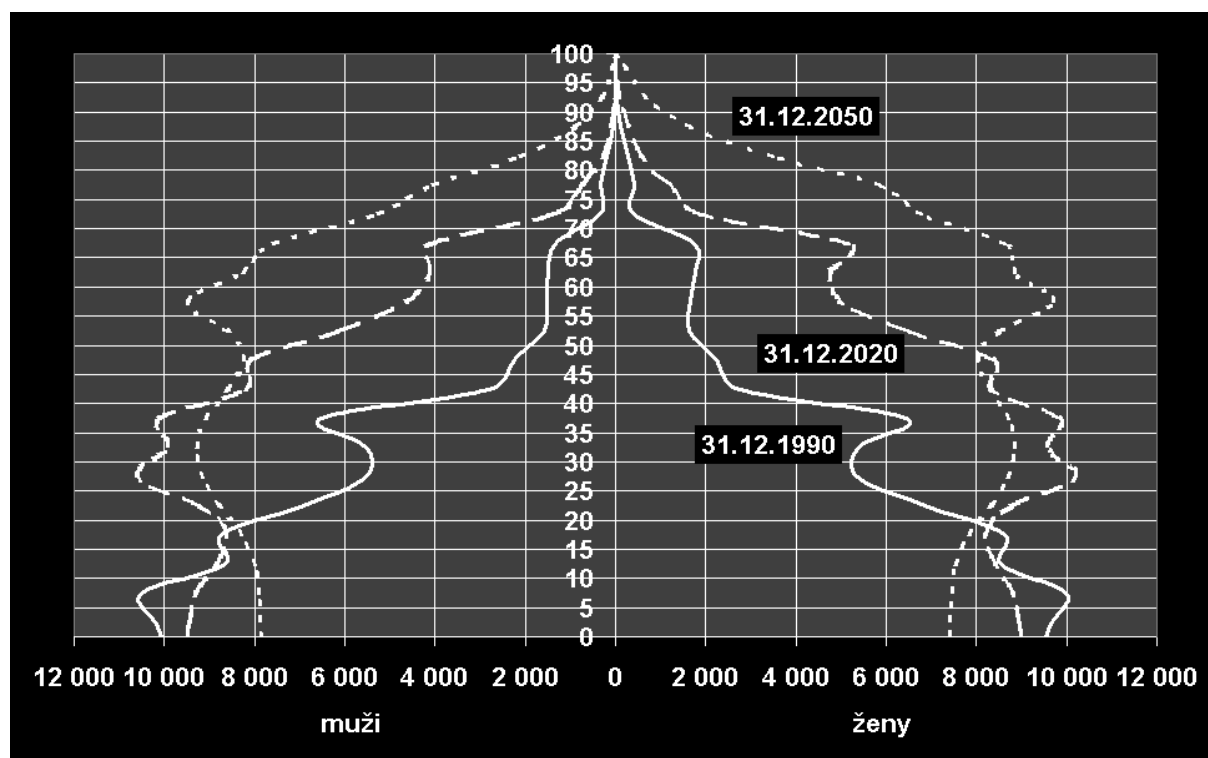
Tabulka 2: Vývoj podílů(v %) ekonomických generací romské populace (střední varianta)

Věk	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0–19	50,5	47,2	44,0	39,3	35,7	32,4	30,8	29,9	28,8	27,2	25,6	24,2	23,3
20–64	46,0	48,9	52,1	57,0	60,3	63,3	62,2	61,8	61,8	61,7	61,0	60,5	58,9
65+	3,5	3,9	3,9	3,8	3,9	4,3	6,9	8,3	9,4	11,0	13,4	15,3	17,8



Zdroj: Vlastní výpočty

Graf 2. Předpokládaný vývoj celkového počtu Romů v ČR podle jednotlivých variant projekce



Zdroj: Vlastní výpočty

Graf 3. Předpokládaný vývoj demografické struktury Romů v ČR podle střední varianty projekce

4. Závěr

Výsledky každé populační projekce je pochopitelně nutno brát pouze jako odhad vývoje za určitých předpokladů, nikoli jako „přesnou“ prognózu budoucího vývoje. Čím větší je délka projekce, tím větší může být odchylka skutečného vývoje od prognózovaných hodnot. To se týká i výsledků této projekce tím spíše, že již vstupní data byly pouze (byť poměrně dobré) odhady, nikoli přesné údaje týkající se romské populace. Na druhou stranu může projekce sloužit jako hrubý odhad vývoje budoucího počtu Romů v ČR. Je z ní patrné, že v nejbližších desetiletích bude Romů v ČR sice přibývat, ale jejich podíl na obyvatelstvu ČR bude činit pouze zhruba 2,5–4 %.

5. Literatura

- [1] GABAL, I. Analýza sociálně vyloučených romských lokalit a absorpční kapacity subjektů působících v této oblasti. Praha : GAC, 2006.
- [2] KALIBOVÁ, K. Charakteristika úmrtnostních poměrů romské populace v ČSSR. Demografie, 1989, č. 3.
- [3] KALIBOVÁ, K. Prognóza romské populace v ČSFR do roku 2005. Demografie, 1990, č. 3.
- [4] KALIBOVÁ, K. Romové v ČR podle výsledků Sčítání lidu 1991. Demografie, 1996, č. 4.
- [5] KOSCHIN, F. a kol. Plodnost v českých zemích v devadesátých letech. Praha : VŠE, 2001. 50 s. ISBN 80 245 0254 2.
- [6] LANGHAMROVÁ, J. Porodnost romské populace na českém území. Praha 07.09.2001 – 09.09.2001. In: 2. česko-polský seminář Změny v plodnosti v zemích s tranzitivní ekonomikou. Praha : VŠE, 2001. 8 s. ISBN 80-245-0218-6.
- [7] LANGHAMROVÁ, J. – FIALA, T. Kolik je vlastně Romů v České republice? Demografie, roč. 45, 2003, s. 23–32.

- [8] VAŇO, B. Demografická charakteristika rómskej populácie v SR. Bratislava. INFOSTAT, 2001. <http://www.infostat.sk/vdc/pdf/rom.pdf>.
- [9] VAŇO, B. – HAVIAROVÁ, E. Demografické trendy rómskej populácie. In: Vašečka, M. Čačipel pal o Roma. Súhrnná správa o Rómoch na Slovensku. Bratislava : Inštitút pre verejné otázky, 2002.
- [10] VAŇO, B. A KOL. Prognóza vývoja rómskeho obyvateľstva v SR do roku 2025. Bratislava.
- [11] VAŇO, B., MÉSZÁROS, J. Reprodukčné správanie obyvateľstva v obciach s nízkym životným štandardom. Bratislava: INFOSTAT. 2004. <http://www.infostat.sk/vdc/pdf/nizkyzs.pdf>.

Adresy autorů:

Ing. Jitka Langhamrová, CSc.
 Katedra demografie
 Fakulta informatiky a statistiky
 VŠE Praha
 nám. W. Churchilla 4
 130 67 Praha 3
langhamj@vse.cz

RNDr. Tomáš Fiala, CSc.
 Katedra demografie
 Fakulta informatiky a statistiky
 VŠE Praha
 nám. W. Churchilla 4
 130 67 Praha 3
fiala@vse.cz

Článek vznikl v rámci dlouhodobého výzkumného projektu 2D06026 „Reprodukce lidského kapitálu“ financovaného MŠMT v rámci Národního programu výzkumu II.

On-line verze statisticko-ekonomického slovníku **On-line version of statistical-economic dictionary**

Tomáš Löster, Jiří Vohlídal

Abstract: In this contribution, we introduce an on-line statistical and economic dictionary, which is being developed in terms of project IGA University of Economics, Prague, 410 037/2007. The testing version of the newly developed dictionary is available at <http://slovník.vse.cz>. Besides Czech, the dictionary contains English, German, French and Polish language. We intend to add more languages in the future.

Key words: statistical dictionary, economic dictionary, testing version, statistical terms, economical terms

Klíčová slova: statistický slovník, ekonomický slovník, testovací verze, statistické pojmy, ekonomické pojmy

1. Úvod

V poslední době stále více roste poptávka po slovníku odborných pojmů různých odvětví a tematických celků. S rozvojem internetu dochází k tlaku na elektronické verze jednotlivých formulářů a uživatelských projektů. Tento trend se projevuje i v oblasti překladových nebo výkladových slovníků. Cílem tohoto příspěvku je seznámit s on-line verzí statisticko-ekonomického slovníku, který je postupně rozšiřován nejen o jednotlivé pojmy, ale také o další vědní obory. Slovník je vytvářen v rámci grantového projektu VŠE v Praze č. 410 037/2007, který navazuje na projekt 410 026/2006. Jak bude popsáno níže, tento slovník je jedinečný svého druhu vzhledem ke svým možnostem. Je vytvořen jako otevřený a neustále se rozvíjející. V současné době dochází k rozšíření slovníku o další vědní obor – demografii. V rámci současného projektu je programována i první verze výkladové části slovníku. Případná spolupráce s externími spolupracovníky nejen z České republiky, ale i ze Slovenska může pomoci k vytvoření velmi přínosného projektu nejen pro akademickou půdu, ale také pro širokou veřejnost.

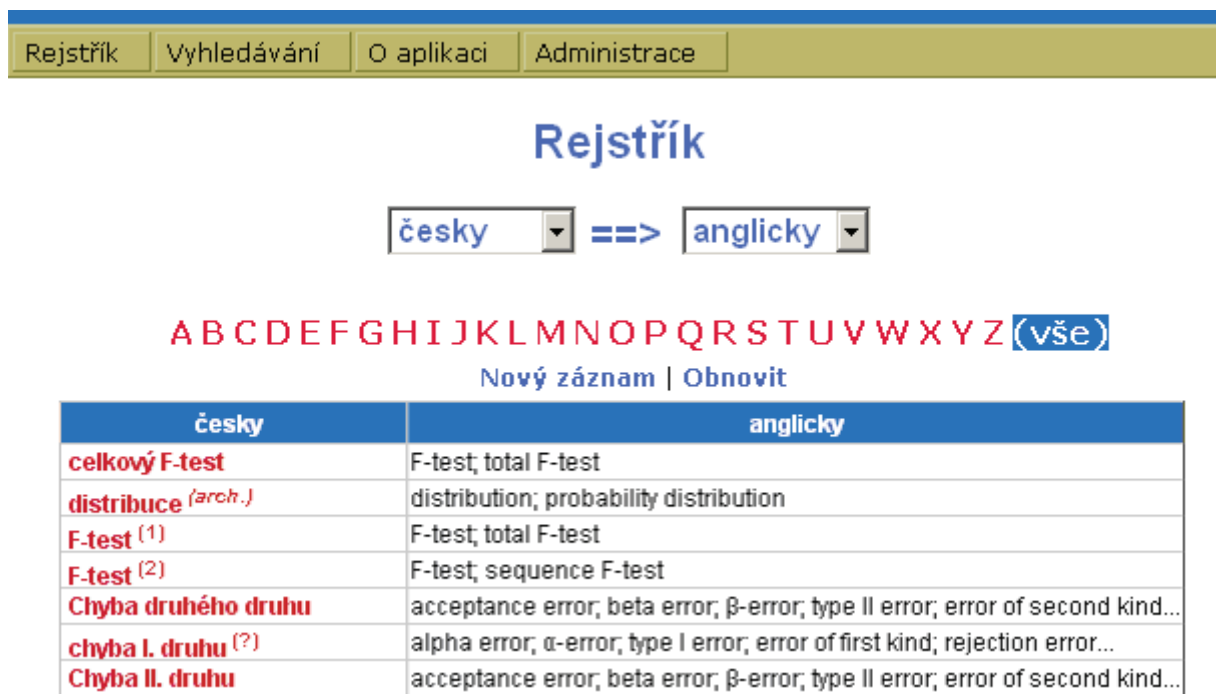
2. Základní popis funkcionality systému

Jak již bylo uvedeno výše, on-line elektronický slovník statisticko-ekonomických (a již brzy také demografických pojmů), umístěný na webu <http://slovník.vse.cz>, je jedinečný svého druhu. Jedinečnost je tvořena následujícími charakteristickými znaky. Slovník:

- Umožňuje on-line překlad statistických, ekonomických a již brzy i demografických termínů a frází mezi všemi zahrnutými jazyky.
- Je vyvinut jako otevřený, tj. umožňuje přidávání nových a korekci existujících termínů.
- Umožňuje dva způsoby vyhledávání pojmů: jednak fulltextové vyhledávání, jednak pomocí rejstříku.
- Umožňuje zobrazení synonym (termínů se stejným výrazem) i homonym (dalších významů jednoho slova).
- U termínů, jejichž překlad je nejednoznačný, u archaismů a termínů s více možnými překlady je zobrazena značka.
- Libovolný uživatel může přidat návrh na opravu existujícího termínu nebo doplnění nového záznamu ve strukturované formě (tj. nikoliv jen jako nestrukturovaný komentář).

3. Uživatelské rozhraní

Na úvodní stránce si uživatel vybere jazyk uživatelského rozhraní, tj. jazyk, ve kterém bude program komunikovat. K dispozici je čeština, angličtina a němčina. Kromě volby jazyku uživatelského rozhraní je nutné zvolit databázi slovníku jednotlivých pojmů. Prozatím jsou k dispozici dvě databáze – statistických a ekonomických pojmů. Během roku 2008 bude naprogramována a vložena databáze demografických pojmů. S rozvojem slovníku se zde v budoucnosti vyskytnou i další vědní obory a tematické oblasti, jako je například matematika. Aplikace umožňuje dva způsoby vyhledávání termínů. První způsob představuje prohlížení rejstříku, druhou možností je full-textové vyhledávání. Obě možnosti se vyvolají z hlavního menu. S pomocí myši, výběrem položky *Rejstřík* se zobrazí menu se seznamem jazyků. Po výběru jazyku, ze kterého se bude překlad hledat, se zobrazí stránka *Rejstřík* (obr. 1). Druhý jazyk, tj. ten, do kterého se bude překládat, se vybere ze seznamu v horní části stránky. Jako výchozí je nastavena angličtina nebo jazyk uživatelského rozhraní. Směr překladu je možné změnit pomocí odkazu ve tvaru šipky v horní části stránky.



Obrázek 1: Rejstřík

Stránka pro full-textové vyhledávání se vyvolá obdobným způsobem jako *Rejstřík*, tj. výběr pomocí tlačítek myši. Uživatel si může vybrat mezi vyhledáváním termínů obsahujících buď:

- presnou frázi
- všechna slova
- jakékoliv slovo napsané do pole *Vyhledat text* (viz Obr. 2).

Rejstřík
Vyhledávání
O aplikaci
Administrace

Full-textové vyhledávání

česky

==>

anglicky

Hledat text:

Zobrazit záznamy obsahující:

☒ všechna zadaná slova

☐ jakékoliv zadané slovo

☐ přesnou frázi (případně i další slova)

☐ přesnou frázi (bez dalších slov)

Hledat

Obrázek 2: Full-textové vyhledávání

Detail konkrétního termínu lze zobrazit buď z rejstříku nebo z výsledků hledání. Detail termínu obsahuje všechna synonyma ve všech jazycích zahrnutých do systému (viz Obr. 3). Uživatel si může vybrat mezi zobrazením obsahujícím všechny jazyky nebo pouze jazyky vybrané na stránce *Rejstřík*.

Zobrazený termín může mít následující atributy zobrazené v horním indexu:

- (arch.)* - označuje archaismus
- (?)* - označuje nejednoznačný překlad.
- (1)* - Číslo v horním indexu indikuje přítomnost více významů daného výrazu (tj. daný termín má homonyma). Všechny další překlady tohoto termínu se zobrazí po kliknutí na odkaz zobrazený u tohoto termínu.

distribution

anglicky:	distribution; probability distribution
česky:	rozdělení ⁽¹⁾ zobrazit další překlady ; pravděpodobnostní rozdělení; rozdělení pravděpodobnosti; distribuce <i>(arch.)</i>
německy:	Verteilung; Wahrscheinlichkeitsverteilung

Skrýt další jazyky

Vaše doporučení...

Zavřít

Obrázek 3: Detail termínu

4. Administrátorské rozhraní

Administrátorské rozhraní je vytvořeno jako rozšíření uživatelského rozhraní pro koncové uživatele. Po přihlášení administrátora se na stránkách *Rejstřík* a *Fulltextové vyhledávání* zobrazí volby pro přidávání, editaci a mazání záznamů. Dále je zobrazena informace o času vytvoření, času poslední úpravy a uživateli, který změnu provedl. Stránka pro editaci záznamů je zobrazena na obrázku 4. Pro každý jazyk umožňuje editaci až pěti synonym a dalších výše zmíněných atributů. Dále je možné termín dočasně deaktivovat (např. pokud je jeho zadání nekompletní) nebo vložit poznámku viditelnou dalšími administrátory.

Upravit záznam

anglicky				
	Termín	Pořadí homonyma	Archaismus	Nejistý překlad
1.	F-test	2	☐	☐
2.	sequence F-test		☐	☐
3.			☐	☐
4.			☐	☐
5.			☐	☐
česky				
1.	F-test	2	☐	☐
2.	sekvenční F-test		☐	☐

Obrázek 4: Editační stránka

5. Doporučení na provádění oprav a přidávání nových záznamů

Koncoví uživatelé mohou vložit svá doporučení na opravu nebo doplnění existujícího termínu kliknutím na tlačítko na stránce detailu termínu. Doporučení na přidání nového termínu je možno vložit pomocí odkazu *Nový záznam* na stránce *Rejstřík* nebo *Vyhledávání*. Struktura stránky pro vložení doporučení je stejná jako struktura stránky pro editaci záznamu. Navíc je koncový uživatel požádán o vložení kontaktních údajů v dolní části formuláře.

Doporučení vložená koncovými uživateli se zobrazí v *Seznamu doporučení*. Seznam doporučení má stejnou strukturu jako *Rejstřík*, je však viditelný pouze pro administrátory a navíc umožňuje provádět filtrování položek podle stavu: *pending*, *rejected*, *accepted* nebo *partly accepted*. Administrátor může doporučení přijmout, částečně přijmout nebo zamítnout. Pokud se doporučení týká existujícího záznamu, jsou pole změněná koncovým uživatelem označena zelenou značkou a všechny změny jsou popsány ve spodní části formuláře. Po kliknutí administrátorem na tlačítko *Akceptovat* se všechny změny promítnou do existujícího záznamu. Administrátor může před akceptováním navržených změn provést jejich korekci. V případě, že administrátor provede ruční zkopírování pouze některých z navržených změn, může nastavit stav na hodnotu *accepted partly*.

6. Závěr

Statisticko-ekonomický slovník, který je vytvářen v rámci projektu Interní grantové agentury Vysoké školy ekonomické v Praze, reaguje na poptávku po elektronické verzi slovníku různých vědních disciplín. Statisticko-ekonomicko(-demografická) verze tohoto slovníku není definitivní podobou tohoto slovníku, neboť slovník se neustále rozvíjí. Případní spolupracovníci a kolegové se zájmem o spolupráci a rozvoj elektronického slovníku se mohou obrátit na řešitelský tým a společně přispět k rozvoji všeobecně poptávané verze slovníku.

7. Literatura:

- [1] HEBÁK, P., HUSTOPECKÝ, J.: *Šestijazyčný slovník termínů ze statistické dynamiky*, VÚSEI, Praha 1980.
- [2] HEBÁK, P., HUSTOPECKÝ, J.: *Šestijazyčný slovník termínů z regresní analýzy*, VÚSEI, Praha 1978.
- [3] HEBÁK, P., HUSTOPECKÝ, J.: *Šestijazyčný slovník termínů z matematické statistiky*, VÚSEI, Praha 1979.
- [4] HEBÁK, P., HUSTOPECKÝ, J.: *Šestijazyčný slovník termínů z teorie výběrových šetření*, VÚSEI, Praha 1981.
- [5] *SQL Server 2000 Books Online*, www.microsoft.com/downloads, Microsoft, 2004.
- [6] *Microsoft Developer Network (MSDN)*, msdn.microsoft.com, Microsoft.

Adresa autorů:

Tomáš Löster, Ing.
Vysoká škola ekonomická v Praze
Katedra statistiky a pravděpodobnosti
nám. W. Churchilla 4
130 67 Praha 3
losterto@vse.cz

Jiří Vohlídal, Ing., Ph. D.
Vysoká škola ekonomická v Praze
Katedra statistiky a pravděpodobnosti
nám. W. Churchilla 4
130 67 Praha 3

Skúmanie peňažných príjmov a výdajov slovenských domácností

The analysis of the structure of income and expenditures of slovak households

Eva Matejková, Zuzana Poláková

Abstract: This paper focuses on the structure of the income and expenditures of Slovak households, categorized in different social groups for the period 1995-2005. From the results of this analysis we can conclude that households' income and expenditures have increasing tendencies, registering the highest level in the case of the households of employers. Slovak households spend more on foodstuff, accommodation, water supply, energy and fuels. From the social groups analyzed, households of pensioners in terms of expenditures are different from the others.

Key words: households, income, expenditures, consumption expenditures, social groups' categorization.

1. Úvod

Životná úroveň každej krajiny závisí od mnohých faktorov. Jedným z rozhodujúcich sú príjmy, resp. výdaje obyvateľstva. Pri analýze výdajov je rozhodujúca nielen úroveň výdajov, ale aj ich štruktúra. V ekonomicky vyspelejších krajinách totiž v štruktúre výdajov popredné pozície čím ďalej tým viac získavajú výdavkové položky súvisiace s uspokojovaním vyšších potrieb (kultúra, vzdelanie, rekreácia, atď.) a naopak, čím je krajina chudobnejšia, tým má vyššie výdavky na uspokojenie základných potrieb, ako je stravovanie, odievanie, atď. (Súkeníková a kol., 2001). V súvislosti s uvedeným cieľom príspevku je analýza peňažných príjmov a výdajov domácností Slovenska.

2. Materiál a metódy

Informačnú bázu realizovaných analýz tvorili údaje získané z databázy Štatistického úradu SR. Životná úroveň obyvateľstva bola posudzovaná na základe peňažných príjmov a výdajov v domácnostiach. Výberovou jednotkou bola súkromná spoločne hospodáriaca domácnosť, ktorá bola hodnotená nielen ako celok, ale aj v členení podľa spoločenských skupín, ktoré sa určuje podľa sociálnej príslušnosti osoby na čele domácností. Podľa daného kritéria sa domácnosti sledovali v členení na domácnosti spolu, domácnosti zamestnancov,

domácnosti osôb samostatne zárobkovo činných, domácnosti dôchodcov a domácnosti roľníkov¹.

V analýzach sme vychádzali z hrubých, resp. čistých peňažných príjmov a výdavkov uvádzaných v Sk na osobu a rok, ktoré sú definované nasledovne: Hrubé peňažné príjmy predstavujú sumu príjmov zo zamestnania mimo poľnohospodárstva, z poľnohospodárstva, čiastky vyčlenenej osobou samostatne zárobkovo činnou z vlastného súkromného podnikania, sociálne príjmy, príjmy z majetku, vybrané pôžičky a iné peňažné príjmy. Čisté peňažné príjmy sú vypočítané z hrubých peňažných príjmov odpočítaním zákonných platieb zdravotným poisťovníam a Sociálnej poisťovni (povinné osobné poistenie). Hrubé peňažné výdavky zahŕňajú spotrebné výdavky a ostatné hrubé výdavky, t.j. ostatné výdavky vrátane daní z príjmov a povinného osobného poistenia. Čisté peňažné výdavky zahŕňajú spotrebné výdavky a ostatné čisté výdavky, t.j. ostatné výdavky bez daní z príjmov a povinného osobného poistenia.

Spotrebné výdavky predstavujú sumu výdavkov za tovary a služby. Štatistický úrad SR používa klasifikáciu zisťovaných položiek v rámci štatistiky rodinných účtov COICOP (Klasifikácia individuálnej spotreby podľa účelu). V nej sú výdavky domácností členené podľa účelu použitia, t.j. podľa cieľa, na ktorý sú peňažné prostriedky vynaložené, resp. akú zložku životnej úrovne uspokojujú tovary a služby. Spotrebné výdavky boli členené na nasledovné kategórie:

- ✓ Potraviny a nealkoholické nápoje (všetky výdavky spojené s nákupom potravín a nealkoholických nápojov v obchodnej sieti)
- ✓ Alkoholické nápoje a tabak (výdavky na alkoholické nápoje, tabak a výrobky z tabaku)
- ✓ Odievanie a obuv (nákup textilného tovaru, obuvi a textilnej galantérie (tvrdá galantéria je súčasťou výdavkov za osobné predmety), vrátane ich zhotovenia a opráv)
- ✓ Bývanie, voda, elektrina, plyn a iné palivá (výdavky za hrubé nájomné v obecných bytoch, úhrady za užívanie družstevného bytu, výdavky za nákup tovarov a služieb pre stavebnú a bytovú údržbu, platby za elektrinu, plyn, teplú vodu a teplo, nákup palív, vodné, stočné a výdavky za ostatné služby vzťahujúce sa na bývanie)
- ✓ Nábytok, bytové vybavenie a bežná údržba domu (výdavky za nákup nábytku, bytového zariadenia a doplnkov, podlahových krytín, bytového a stolového textilu,

¹ V roku 2004 boli v rámci získavania údajov zapracované odporúčania Eurostatu, kategória domácnosti roľníkov bola nahradená skupinou domácnosti ostatných.

domáceho riadu a príborov, potrieb pre domácnosť investičného charakteru, rôznych prístrojov a kuchynských potrieb, výdavky za zhotovenie týchto tovarov a ich opravy, vrátane výdavkov za hospodárske, záhradnícke, remeselnícke stroje a zariadenia, tovary a služby pre čistenie a upratovanie, a i.)

- ✓ Zdravie (výdavky za farmaceutické preparáty a výrobky, zdravotnícky tovar, za služby poskytované zdravotníckym personálom v nemocniciach a mimo nich)
- ✓ Doprava (výdavky za nákup dopravných prostriedkov, pohonných hmôt a mazív, výdavky spojené s ich prevádzkou a údržbou, vrátane služieb autoškôl, výdavky za dopravné služby (vlak, autobusy, lietadlá, lode)
- ✓ Spoje (výdavky za poštové služby, za nákup telefónnych a faxových prístrojov a za telefónne a telefaxové služby)
- ✓ Rekreačia a kultúra (výdavky za tovary a služby spojené s individuálnou a organizovanou rekreáciou a iným využívaním voľného času, vrátane výdavkov za knihy, noviny, tlačiarenský a papiernický tovar a kresliace potreby)
- ✓ Vzdelanie (výdavky za predškolské, základné, stredoškolské, vysokoškolské a iné vzdelanie, vrátane rôznych kurzov)
- ✓ Hotely, kaviarne a reštaurácie (výdavky vo verejnom stravovaní a výdavky za ubytovacie služby (mimo rekreácie)
- ✓ Rozličné tovary a služby (výdavky za tovary a služby pre osobnú starostlivosť (vrátane tvrdej galantérie), výdavky za sociálnu starostlivosť, poistenie osôb a vecí (poistenie motorových vozidiel, poistenie bytu a domácnosti a pod.) a výdavky za iné tovary a služby spojené so spotrebou v domácnosti.

Ostatné výdavky obsahujú rôzne platby (daň z majetku a i.; daň z príjmu a povinné osobné poistenie), peňažné dary mimo domácnosť, splátky pôžičiek, nákup akcií a obligácií, vrátane krátkodobých výdavkov na súkromné hospodárenie.

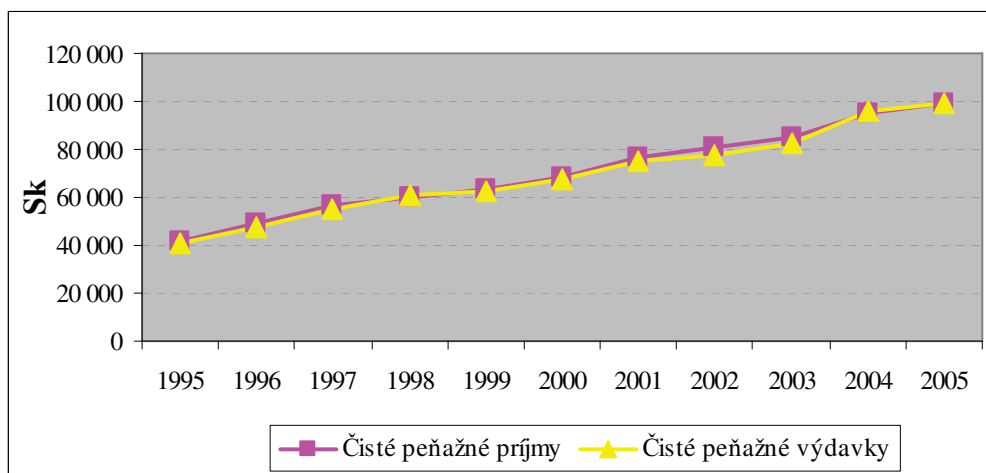
Peňažné príjmy a výdavky domácností boli sledované v období rokov 1995 až 2005 s tým, že výdavky z hľadiska štruktúry sme analyzovali v poslednom skúmanom roku.

Pri posudzovaní príjmov a výdavkov sme vychádzali z komparatívnej, grafickej a indexnej analýzy.

3. Výsledky a diskusia

Cieľom realizovaných analýz bolo skúmať peňažné príjmy a výdavky domácností SR v členení podľa spoločenských skupín, pričom v prvej časti príspevku bol analyzovaný vývoj

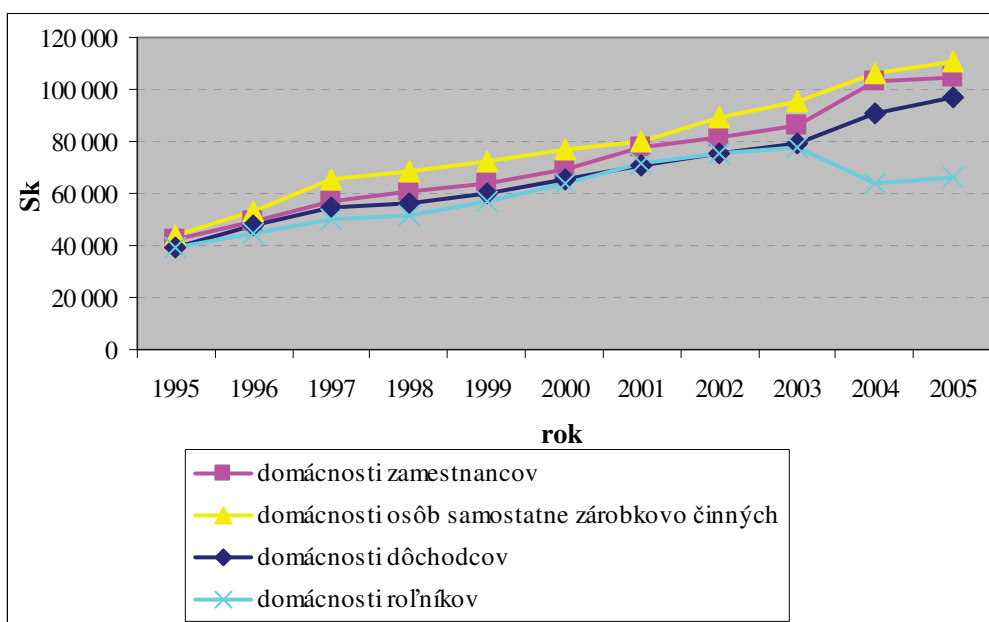
peňažných príjmov a výdavkov domácností v rokoch 1995-2005. Druhá časť analýz pozostávala z analýzy štruktúry hrubých výdavkov v roku 2005.



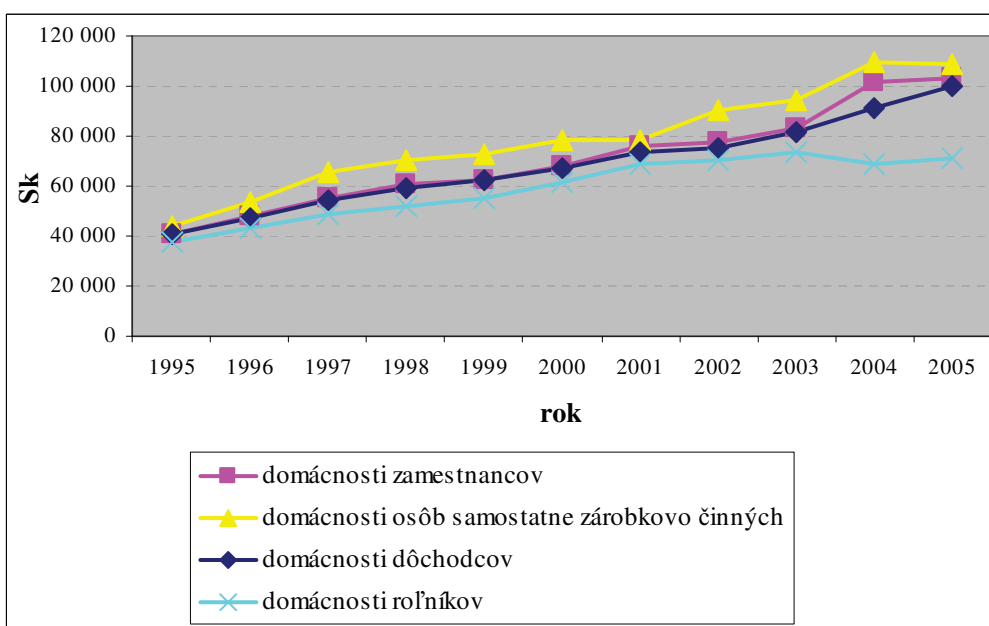
Graf 1: Vývoj čistých peňažných príjmov a výdavkov v domácnostiach SR v Sk na osobu a rok

Ako vyplýva z grafu 1 peňažné príjmy a výdavky domácností počas skúmaného obdobia mali rastúcu tendenciu, pričom príjmy domácností vzrástli o 138% a výdaje o 143%. Najvyšší nárast bol zaznamenaný v roku 1996, v ktorom príjmy aj výdaje vzrástli o 17% oproti predchádzajúcemu roku. Z grafu 1 rovnako vyplýva, že výdavky domácností sú takmer na úrovni príjmov domácností, dokonca v roku 1998, 2004 a 2005 mali domácnosti výdavky nepatrne vyššie ako príjmy.

Z hľadiska členenia domácností podľa spoločenských skupín bol vývoj peňažných príjmov (graf 2) a výdajov (graf 3) podobný vývoju prezentovanému na grafe 1 s výnimkou domácností roľníkov. Na najvyššej úrovni sa nachádzali príjmy i výdaje v domácnostiach osôb samostatne zárobkovo činných (v roku 2005 príjmy na úrovni 110 698 Sk na osobu a rok, výdaje 108 632 Sk na osobu a rok). Za nimi nasledovali domácnosti zamestnancov a dôchodcov a najnižšie boli príjmy i výdaje v domácnostiach roľníkov (v roku 2005 príjmy na úrovni 66 065 Sk na osobu a rok, výdaje 70 882 Sk na osobu a rok). K zmene v rastúcej tendencii príjmov (pokles o 18% oproti roku 2003) a výdajov (pokles o 7% oproti roku 2003) došlo v domácnostiach roľníkov v roku 2004, čo bolo spôsobené zmenou metodiky.



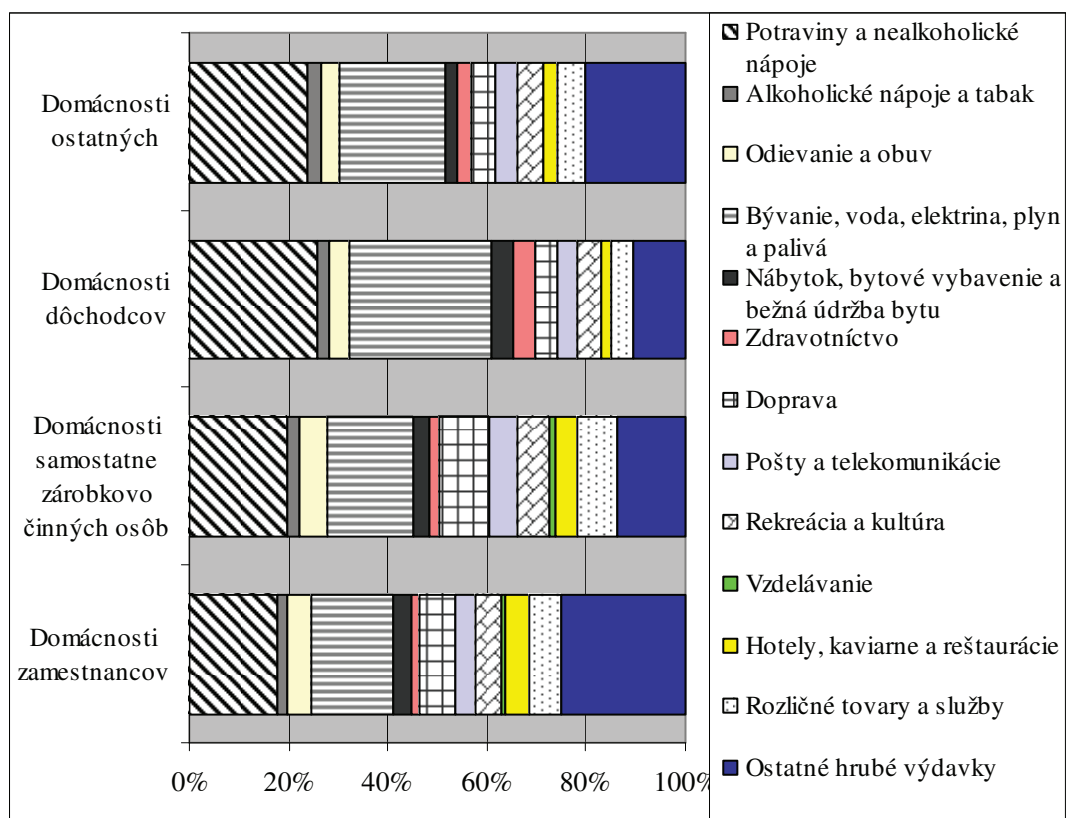
Graf 2: Vývoj čistých peňažných príjmov v domácnostiach SR v Sk na osobu a rok v členení podľa spoločenských skupín



Graf 3: Vývoj čistých peňažných výdavkov v domácnostiach SR v Sk na osobu a rok v členení podľa spoločenských skupín

Ako uvádza Cár (1997) domácnosti sú na zisťovanie svojich výdavkov menej háklivé ako na zisťovanie príjmov, preto sa často pri analýzach za hodnovernejší ukazovateľ považujú výdavky domácností ako príjmy. Z tohto dôvodu sme sa v druhej časti analýz zamerali na hodnotenie domácností aj z hľadiska štruktúry ich výdavkov percentuálnom vyjadrení.

V rámci hodnotenia štruktúry výdavkov (graf 4) vo všetkých typoch domácností dominovali výdavky na potraviny a nealkoholické nápoje (18%-26%). Na druhej pozícii boli výdavky na bývanie, vodu, elektrinu, plyn a iné palivá (17%-29%) a za nimi nasledovali ostatné hrubé výdavky (10%-25%). Najmenej vynakladali všetky domácnosti na vzdelanie (0,3%-1,2%).

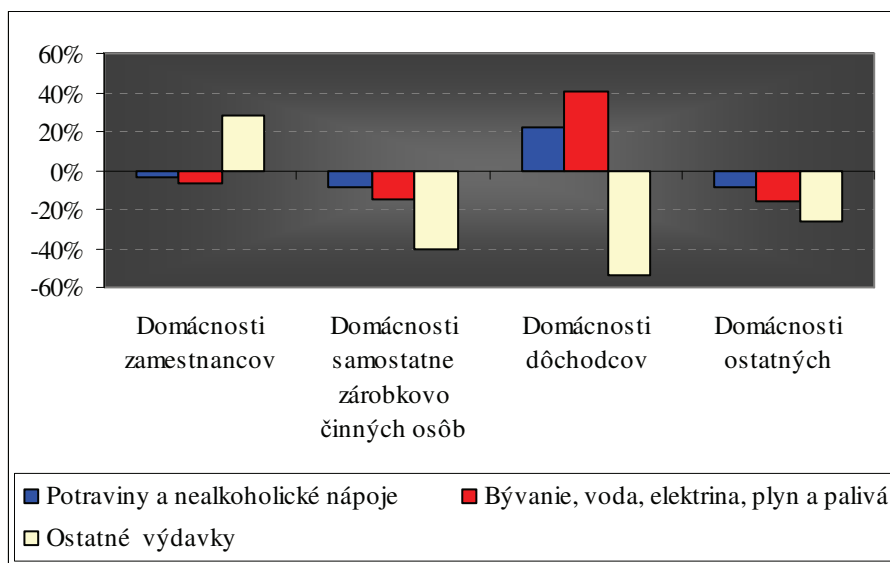


Graf 4: Štruktúra hrubých peňažných výdavkov v domácnostiach v členení podľa spoločenských skupín – rok 2005

Pri porovnávaní štruktúry výdavkov medzi jednotlivými domácnosťami² bola od ostatných odlišná situácia v domácnostiach dôchodcov. V tejto skupine domácností najvyššiu položku predstavovali výdaje na bývanie (29%) a výdaje na potraviny (26%). Nižšie oproti ostatným skupinám domácností boli výdaje na dopravu, poštu a telekomunikácie, rekreáciu a kultúru, hotely a reštaurácie. Zanedbateľné boli výdaje na vzdelanie.

² V roku 2004 sa domácnosti roľníkov už neevidovali ako samostatná kategória, ale boli zaradené do kategórie ostatných.

Položky, na ktoré domácnosti vynakladali najviac, sme ďalej komparovali s priemernou domácnosťou v SR. Na grafe 5 nulová hodnota na osi y predstavuje priemer, t.j. kladné hodnoty jednotlivých položiek predstavujú hodnoty vyššie ako priemer (domácnosti celkom) a naopak. Graf 5 potvrdzuje predchádzajúce závery, t.j. rozdielna bola situácia v domácnostiach dôchodcov, kde výdavky na potraviny a bývanie boli výrazne vyššie a naopak, ostatné hrubé výdavky boli najnižšie.



Graf 5: Komparácia vybraných výdavkových položiek v domácnostiach s priemernou slovenskou domácnosťou.

4. Záver

Z realizovaných analýz vyplýva, že vývoj výdajov domácností kopírujú vývoj ich príjmov, t.j. takmer všetky získané príjmy domácnosti v danom roku spotrebujú, čiže tvorba úspor je minimálna. Na najvyššej úrovni sú príjmy v domácnostiach samostatne zárobkovo činných. Prekvapujúce je, že príjmy domácností zamestnancov boli len o 4% (rok 1996) až 13% (rok 2004) vyššie oproti príjmom dôchodcov. Očakávali sme, že príjmy domácností zamestnancov vzhľadom na ich ekonomickú aktivitu sa budú vyvíjať na vyššej úrovni oproti domácnostiam dôchodcov, ktorých hlavným príjmom sú len ich dôchodky.

Z hľadiska štruktúry výdavkov môžeme pozitívne hodnotiť klesajúci podiel výdavkov na potraviny, ktoré v roku 2000 predstavovali v domácnostiach celkom až 32% (Matejková, 2001). Aj napriek uvedenému tvorí podiel daných výdavkov spolu s podielom výdavkom na bývanie, vodu, elektrinu, plyn a palivá rozhodujúcu výdavkovú položku v každom skupine

domácností. V budúcnosti je možné predpokladať ich ďalší pokles predovšetkým v skupine domácností samostatne zárobkovo činných a domácností zamestnancov.

5. Literatúra

- [1] MATEJKOVÁ, E.: Štruktúra peňažných príjmov a výdavkov domácností v členení podľa spoločenských skupín. In: Zborník z medzinárodného seminára pracovísk štatistiky a operačného výskumu poľnohospodárskych univerzít ČR a SR "Demografické, sociálne a hospodárske dôsledky desiatich transformácie ekonomik České a Slovenské republiky, Brno: MZLU, 2001, s. 67-73, ISBN 80-7157-519-4
- [2] MATEJKOVÁ, E.: Komparácia regiónov Slovenska z hľadiska socio-ekonomickej situácie domácností. In: Zborník z MVD 2008 Konkurencieschopnosť a ekonomický rast, Nitra: SPU, 2008, ISBN 978-80-552-0031-3
- [3] CÁR, M.: Diferencovanosť výdavkovej situácie domácností na Slovensku sa v rokoch 1992-1996 prehĺbila. Trend, č. 35, 27. 8. 1997
- [4] KRÍŽOVÁ, S.: Tvorba databázy príjmov obyvateľstva, výdavkov na spotrebu, spotreby a cien vybraných potravinových komodít a faktory ovplyvňujúce spotrebu potravín. Bratislava: VÚEPP, 2007, 28 s., ISBN 978-80-8058-459-7
- [5] SÚKENÍKOVÁ, I. a i.: Štruktúra spotrebných výdavkov domácností SR s krajinami EÚ. <http://www.mpsr.sk/slovak/udalost/sukeniko.htm> (2001-08-02)
- [6] www.statistics.sk

KONTAKTNÁ ADRESA

Ing. Eva Matejková, PhD., Katedra štatistiky a operačného výskumu, Fakulta ekonomiky a manažmentu, SPU v Nitre, Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra, tel.: 037/641 4148,
e-mail: eva.matejkova@fem.uniag.sk

Ing. Zuzana Poláková, PhD., Katedra štatistiky a operačného výskumu, Fakulta ekonomiky a manažmentu, SPU v Nitre, Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra, tel.: 037/641 4158,
e-mail: zuzana.polakova@fem.uniag.sk

Adaptívne prístupy k modelovaniu nezamestnanosti v SR **Using adaptive approach to modeling unemployment in SR**

Peter Obtulovič

Abstract: The Box - Jenkins methodology is very useful for building reliable models in order to forecast the development of economic indicators. Their advantage is that they are applicable especially when the data highly fluctuate or there are seasonal fluctuations. Conventional Methods as analytical equalisation of the time series respectively regression and correlation analyses do not give us reliable results. The reason is that these models are not able to represent the fluctuations of the data, which are influenced by present turbulent market environment.

Key words: unemployment, Box - Jenkins methodology, forecast, time series, forecasting model

Kľúčové slová: nezamestnanosť, exponenciálne vyrovnanie, Box-Jenkinsova metodológia, predpoveď, časový rad

1. Úvod

Nezamestnanosť je prirodzeným fenoménom a atribútom slobodnej spoločnosti založenej na trhovom hospodárstve a demokracii. Jej nekontrolovateľný vývoj spôsobujúci masový charakter však vyvoláva nielen vážne ekonomické, ale aj sociálne problémy (rozpad rodiny, narušené mentálne i fyzické zdravie a rôzne sociálno-patologické javy). Štatistiky potvrdzujú, že najväčší podiel nezamestnaných tvoria občania s neúplným či žiadnym vzdelaním, preto predpokladom ich presadenia sa na trhu práce je hlavne ich vlastná iniciatíva vedúca k rozšíreniu vzdelania či schopností, ktoré sú momentálne na trhu najžiadanejšie.

Využívanie matematicko štatistických postupov pri rôznych formách optimalizačných postupov má už v súčasnom období nezastupiteľné miesto. Tak je tomu aj pri konštrukcii predpovedí resp. prognóz takých ukazovateľov, ktoré sa vyvíjajú pod vplyvom rôznych faktorov súčasného turbulentného ekonomického prostredia u nás. Časový rad je tak poznačený nestabilitou prostredia, jeho vývoj často predstavuje graf pripomínajúci kardiogram chorého pacienta. Klasická metodológia analytického vyrovnania takýchto časových radov nedosahuje požadovanú spoľahlivosť. Nové metodologické postupy štatistickej prognostiky však používajú metódy, ktoré s vysokým stupňom spoľahlivosti dokážu modelovať aj takúto ekonomickú realitu. Medzi spomínané postupy radíme aj adaptívne prístupy k modelovaniu vývoja časových radov.

2. Materiál a metódy

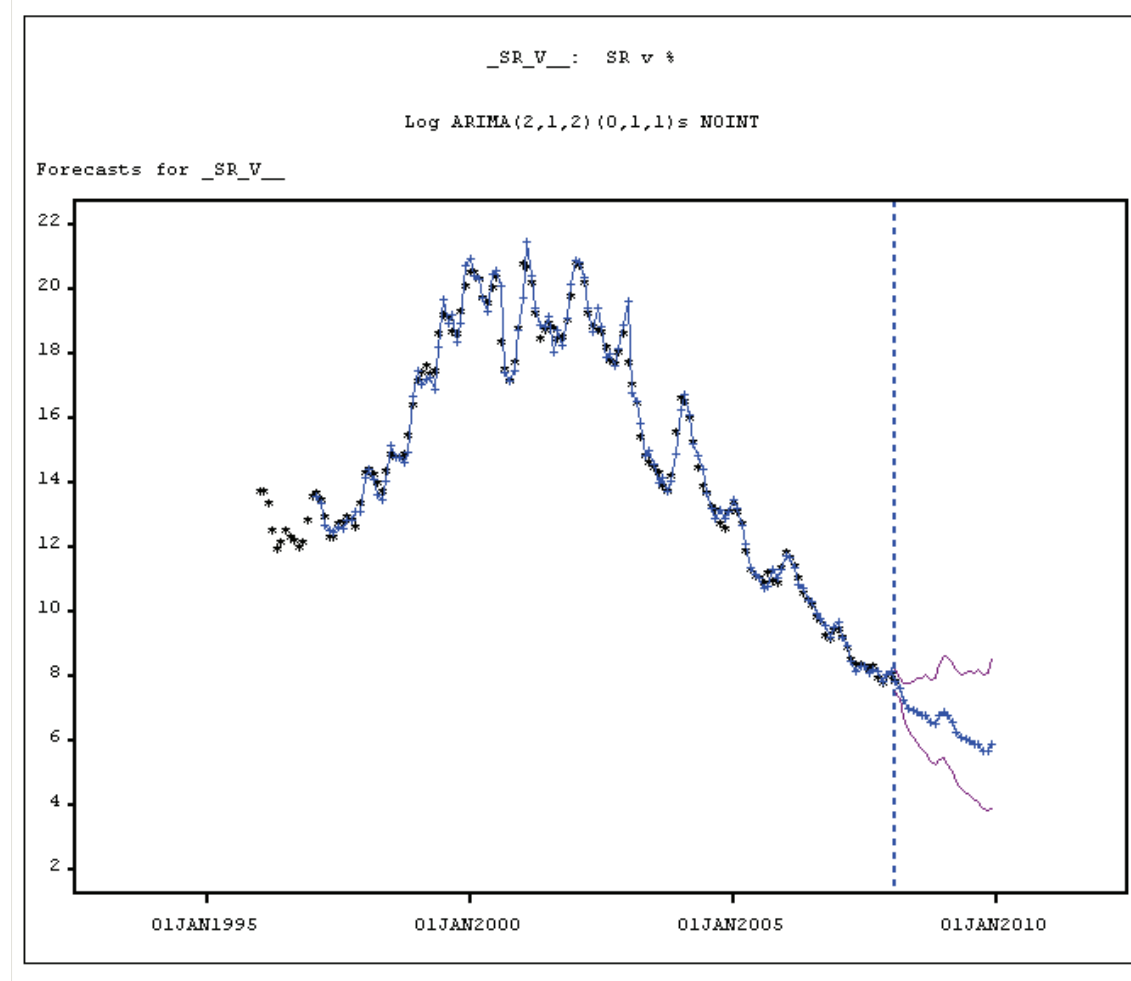
Využitelnosť adaptívnych prístupov k modelovaniu vývoja časových radov bola empiricky overená na súbore mesačných časových radov evidovanej miery nezamestnanosti za jednotlivé kraje SR. Takmer všetky časové rady mali veľmi zložitý a nepravidelný priebeh s množstvom výkyvov. Pre prognózu evidovanej miery nezamestnanosti sme zvolili časový horizont o dĺžke 24 mesiacov, t.j. január 2008 až december 2009.

Kvalitu vypočítaných prognózovaných hodnôt sme vyhodnotili a následne spätne porovnali so skutočnosťou na základe zadržanej vzorky. Kvalitu prognóz sme posudzovali pomocou priemernej relatívnej chyby predpovedi MAPE. Prognózy slúžia na vytvorenie predpovedí budúcich hodnôt časových radov. Ide o preskúmanie modelu premennej v

minulých časo-vých obdobiach a použiť ho na rozšírenie hodnôt premennej do neistej budúcnosti.

3. Výsledky a diskusia

V príspevku sme analyzovali celkom 9 časových radov evidovanej miery nezamestnanosti. Vzhľadom na rozsah príspevku v ďalšej časti detailne popíšeme len prognózu miery evidovanej nezamestnanosti SR. Pre všetky regióny a pre SR sme prepočítali 42 najčastejšie po-užívaných adaptívnych modelov, z ktorých bol vybraný najlepší model pre prognózu, na základe rozhodovacieho kritéria, za ktoré sme zvolili MAPE (priemernú absolútnu percentuálnu chybu prognózy). Vývoj časového radu evidovanej miery nezamestnanosti v období Jan1996 až DEC2007, ako aj vypočítanú prognózu na obdobie Jan2008 až Dec2009 uvádzame súhrnne v grafe 1.



Graf 1: Vývoj a prognóza priemernej evidovanej miery nezamestnanosti v SR, v % (výstup programu SAS)

Vývoj priemernej evidovanej miery nezamestnanosti v Slovenskej republike mal od januára 1996 do januára 2002 rastúci charakter. Od roku 2003 začala nezamestnanosť na Slovensku postupne klesať. Z prognózy na obdobie január 2008 až január 2009 vyplýva, že celková priemerná evidovaná miera nezamestnanosti v Slovenskej republike by mala v prognózovanom období klesať z 8,16 % v súčasnosti (január 2008) na 6,5 % v novembri 2008. V decembri 2008 by sa mala mierne zvýšiť na 6,76 % a v januári na 6,9 %. Tento nárast môže byť spôsobený úbytkom sezónnej práce v zimných mesiacoch. Od februára 2009 by

nezamestnanosť v SR mala opäťovne klesať do decembra 2009, kedy sa znova zvýši o 0,24 % oproti novembru 2009. Vypočítané výsledky prognóz evidovanej miery nezamestnanosti za kraje SR uvádzame súhrnne v tabuľke 1.

Tabuľka 1: Vývoj evidovanej priemernej miery nezamestnanosti a hodnoty MAPE v prognózovanom období Jan2008 - Dec2009 pre kraje SR a SR spolu v %.

Kraj	Nitriansky kraj	Bratislavský kraj	Trnavský kraj	Trenčiansky kraj	Žilinský kraj	Bystrický kraj	Prešovský kraj	Košický kraj	SR spolu
Obdobie									
I-08	7,21	2,03	4,47	4,65	5,61	14,33	12,28	13,32	8,16
II-08	6,96	2,02	4,34	4,42	5,40	14,08	11,86	12,89	7,85
III-08	6,72	1,88	4,12	4,09	5,20	13,81	11,56	12,88	7,60
IV-08	6,40	1,77	3,91	3,86	4,86	13,14	10,90	12,46	7,25
V-08	6,15	1,71	3,74	3,69	4,59	12,59	10,46	12,08	7,01
VI-08	5,96	1,75	3,69	3,71	4,58	12,31	10,46	12,09	6,94
VII-08	5,91	1,81	3,69	3,73	4,54	12,19	10,42	12,06	6,90
VIII-08	5,73	1,78	3,57	3,63	4,45	11,92	10,02	11,67	6,76
IX-08	5,59	1,83	3,59	3,68	4,54	11,90	9,77	11,38	6,77
X-08	5,35	1,72	3,35	3,48	4,33	11,63	9,54	11,08	6,54
XI-08	5,28	1,66	3,22	3,42	4,30	11,79	9,66	11,01	6,50
XII-08	5,41	1,70	3,38	3,61	4,49	12,38	10,14	11,26	6,76
I-09	5,49	1,74	3,54	3,71	4,55	12,71	10,32	11,51	6,90
II-09	5,36	1,69	3,45	3,58	4,41	12,43	10,23	11,29	6,75
III-09	5,19	1,64	3,32	3,42	4,22	12,11	10,18	11,31	6,57
IV-09	4,95	1,55	3,16	3,24	3,94	11,37	9,61	10,94	6,27
V-09	4,76	1,50	3,03	3,10	3,73	10,81	9,23	10,62	6,07
VI-09	4,62	1,54	2,99	3,12	3,72	10,56	9,23	10,63	6,01
VII-09	4,58	1,59	3,00	3,14	3,69	10,49	9,20	10,61	5,98
VIII-09	4,45	1,57	2,90	3,06	3,63	10,23	8,85	10,28	5,86
IX-09	4,34	1,62	2,92	3,11	3,70	10,20	8,64	10,03	5,87
X-09	4,16	1,53	2,72	2,94	3,54	9,90	8,44	9,77	5,68
XI-09	4,11	1,47	2,62	2,89	3,51	10,06	8,55	9,71	5,64
XII-09	4,22	1,51	2,76	3,06	3,68	10,65	8,98	9,94	5,88
MAPE	1,86	2,42	2,1	2,27	1,8	1,73	2,14	1,79	1,51

Výsledky empirickej analýzy poukázali na možnosti využitia adaptívnych modelov pri konštrukcii krátkodobých predpovedí časových radov ekonomických ukazovateľov. Exaktné poznatky o budúcom vývoji hodnôt časového radu sú pre ekonomické prostredie jednou z dôležitých informácií ovplyvňujúcich strategické rozhodovanie podnikateľských subjektov.

Ak zhrnieme poznatky, ktoré sme získali pri výstavbe adaptívnych modelov miery nezamestnanosti môžeme ich sformulovať do nasledovných záverečných vyjadrení:

výhodou adaptívnych prístupov modelovania časových radov ekonomických ukazovateľov je, že sú flexibilné a rýchlo sa adaptujú na zmeny vo vývoji časového radu. Stochasticky modelujú nielen trendovú zložku, ale aj sezónnu zložku časových radov

♦ adaptívne modely sú schopné popísať aj také časové rady ekonomických ukazovateľov, ktoré sa vyvíjajú nepravidelne, s meniacim sa trendom, ale aj s meniacou sa sezónnou zložkou. Takéto časové rady sú práve typické pre naše nestabilné ekonomické prostredie.

♦ praktické aplikácie a z nich získané kvalitné predpovede potvrdzujú vhodnosť adaptívnych prístupov k modelovaniu časových radov, kedy v porovnaní s inými metódami dosahujú najkvalitnejšie výsledky, ale často strácame možnosť jednoduchšej interpretácie vypočítaných parametrov výsledných modelov

Z hľadiska nezamestnanosti v jednotlivých krajoch v prognózovanom období v Bratislavskom kraji nepredpokladáme žiadne prudké zvýšenie, či zníženie nezamestnanosti. Úroveň evidovanej miery nezamestnanosti v tomto regióne je relatívne stabilizovaná a bude sa pohybovať na úrovni do 2 %. V rámci Trnavského kraja predpokladáme, že počas prognózovaného obdobia dôjde k poklesu úrovne evidovanej miery nezamestnanosti. Nezamestnanosť by mala ku koncu prognózovaného obdobia klesnúť pod úroveň 3 %, čím sa priblíži úrovni Bratislavského kraja. V Trenčianskom kraji prognóza na obdobie január 2008 až december 2009 vypovedá o predpokladanom poklese priemernej miery nezamestnanosti o 1,59 % v decembri 2009 oproti úrovni nezamestnanosti v januári 2008. Mierne zvýšenie priemernej miery nezamestnanosti predpokladáme len v letných mesiacoch s prílevom absolventov stredných a vysokých škôl na trh práce a v zimných mesiacoch, kedy sa pravidelne znižuje dopyt po zamestnancoch na sezónne práce. V regióne Nitrianskeho kraja predpokladáme na základe prognózy na obdobie január 2008 až december 2009 znižovanie priemernej nezamestnanosti. Mierne zvýšenie očakávame len v zimných mesiacoch. Celkovo by sa mala nezamestnanosť v tomto kraji znížiť o takmer 3 % z prognózovanej úrovne 7,21 % v januári 2008 na hodnotu 4,22 % v decembri 2009. Z vypočítaných hodnôt prognózy môžeme očakávať celkové zníženie nezamestnanosti v Žilinskom kraji o necelé 2 % v decembri 2009 oproti úrovni nezamestnanosti v januári 2008. Počas celého prognózovaného obdobia predpokladáme znižovanie nezamestnanosti z hodnoty 5,61 % v januári 2008 na 4,3 % v novembri 2008. V zimných mesiacoch sa priemerná nezamestnanosť v Žilinskom kraji mierne zvýši až na hodnotu 4,55 % v januári 2009. Potom začne opätovne klesať do novembra 2009 na úroveň 3,51 %. V decembri 2009 by mala dosiahnuť hodnotu 3,68 %.

V Banskobystrickom kraji môžeme predpokladať zníženie priemernej nezamestnanosti v prognózovanom období z pôvodnej hodnoty 14,33 % v januári 2008 na 11,63 % v októbri 2008. Od novembra 2008 do januára 2009 nastane stúpanie hodnôt priemernej nezamestnanosti až na konečnú úroveň 12,71 % v januári 2009. Od februára 2009 bude priemerná nezamestnanosť v tomto regióne opätovne klesať do októbra 2009 na hodnotu 9,9 %. V zimných mesiacoch jej úroveň stúpne na 10,65 % v decembri 2009. V rámci Prešovského kraja predpokladáme, že počas prognózovaného obdobia dôjde k poklesu úrovne miery nezamestnanosti. Nezamestnanosť by mala v decembri 2009 klesnúť na úroveň 8,98 %, čím sa zníži oproti úrovni v januári 2008 o 3,3 %. Mierne zvýšenie počas prognózovaného obdobia očakávame v zimných mesiacoch. Na základe vypočítaných hodnôt prognózy môžeme očakávať pokles priemernej nezamestnanosti v prognózovanom období z úrovne 13,32 % v januári 2008 na úroveň 9,94 % v decembri 2009. Predpokladáme mierne zvýšenie o približne 0,2 - 0,3 % v zimných mesiacoch (december, január). Z uvedeného je zrejmé, že naďalej pretrvávajú vysoká miera nezamestnanosti v Košickom, Prešovskom a Banskobystrickom kraji.

Štát sociálnymi dávkami úspešne konkuruje nízkym mzdám, a preto dlhodobí nezamestnaní tvoria väčšinou ľudia bez vzdelania, ktorí sa za vyššiu mzdu zamestnať nedokážu. Úrovni dávok poskytovaných v nezamestnanosti vo vzťahu k úrovni príjmov zo závislej činnosti je nevyhnutné venovať dostatočnú pozornosť. Dnešný systém akúkoľvek motiváciu pracovať za nízku mzdu definitívne zabíja. Mali by sa preto vytvoriť podmienky pre regulovanie výšky dávok poskytovaných v nezamestnanosti a dávok sociálnej pomoci v závislosti na pracovných príjmoch tak, aby úroveň týchto dávok nútila zaujímať sa o zapojenie do pracovného procesu.

Pre znižovanie nezamestnanosti je potrebné tiež odhaľovanie a postihovanie nelegálneho za-mestnávania, vytvorením lepších legislatívnych podmienok na posilnenie kontrolnej činnosti kompetentných orgánov a na vyššie postihy pre zamestnávateľov a zamestnancov. Nezamestnanosť v podmienkach Slovenskej republiky má aj výrazný etnický rozmer, ktorý sa prejavuje v extrémne vysokej nezamestnanosti príslušníkov rómskej komunity. Podľa štúdie SVETOVEJ BANKY tvoria Rómovia viac ako 80% všetkých nezamestnaných v kategórii nezamestnaní bez vzdelania a viac ako 40% všetkých nezamestnaných v kategórii nezamestnaný zo základným vzdelaním.

Regionálne diferencie na Slovensku majú viacero príčin. Jednou z najdôležitejších je zlá od-vetvová štruktúra hospodárstva (predchádzajúca orientácia na ťažobný priemysel, ťažký priemysel, poľnohospodárstvo alebo zbrojný priemysel). Ďalšie sa viažu na demografický a vzdelanostný profil obyvateľstva, úroveň prílevu zahraničných investícií a úroveň rozvoja malého a stredného podnikania. Avšak ani tieto výrazne regionálne rozdiely nepodnecujú pracovnú silu k sťahovaniu za prácou z depresívnych oblastí do oblastí s nízkou nezamestnanosťou a väčšou ponukou pracovných miest. Alarmujúco nízka úroveň pracovnej mobility poukazuje na nedostatky vo fungovaní trhu s bytmi a v bytovej politike (absencia nájomného sektoru bývania, ubytovacích služieb pre dochádzajúcich za prácou, vysoké náklady na zaobstarávanie bývania, vysoké náklady na sťahovanie) a v neposlednom rade aj na nedostatky systému sociálnej pomoci, ktorý neodráža regionálne rozdiely v životných nákladoch.

Mnohí dlhodobo nezamestnaní sú už takpovediac zmierení so svojou situáciou a v podstate už ani neprejavujú záujem o začlenenie sa do pracovného procesu. Nástup do zamestnania by pre nich predstavoval veľkú životnú zmenu. Preto by bolo potrebné prijať opatrenia, ktoré by ne-dovolili nezamestnaným zostať nečinnými, ale naopak neustále ich motivovať, rozvíjať ich schopnosti a dávať im pocit potrebnosti pre spoločnosť. Tiež odporúčame vytvoriť programy na rozvíjanie schopností dlhodobo nezamestnaných pre vyhľadávanie zamestnania. V rámci škôl, podnikov a zamestnaneckých organizácií je potrebné zvýšiť aktivitu a tak predchádzať prerastaniu nezamestnanosti do dlhodobej nezamestnanosti. Je dôležité tiež využívanie roz-hlasu, televízie, tlače a propagačného materiálu, ktoré sú bežne dostupné občanom, umožne-nie využívania telefónov, počítačov a faxov na pomoc pri hľadaní zamestnania.

Ak zhrnieme uvedené záverečné vyjadrenia môžeme konštatovať, že dosiahnuté výsledky presvedčivo naznačili aplikačné možnosti nami predloženého postupu, že adaptívne prístupy k modelovaniu časových radov viedli k získaniu preukazne kvalitných prepočtov predpovedí vývoje evidovanej miery nezamestnanosti. Aj napriek tomu, že predložená metodológia je výpočtovo náročná , hlavne sofistikované Box – Jenkinsove modely, ktoré sú náročnejšie na splnenie istých predpokladov o vlastnostiach analyzovaných časových radov, získané výsled-ky naznačili opodstatnenosť ich použitia, hlavne v spojení s výkonnou výpočtovou technikou a kvalitným programovým spracovaním.

4. Literatúra

- [1] OBTULOVIČ, P.: ADAPTÍVNE PRÍSTUPY MODELOVANIA VÝVOJA EKONOMICKÝCH UKAZOVATEĽOV.
- [2] [HTTP://WWW.NUP.SK](http://www.nup.sk) (2008)
- [3] WORLD BANK: Slovak Republic – Living Standards, Employment and Labor Market Study – report no.22351-SK, 2001 GREEN, W. H. 1997. Econometric Analyses. London: Prentice – Hall, 1997. 1076 s. ISBN 0-13-7246659-5.

Adresa autora (-ov):

doc. Ing. Peter Obtulovič, CSc.
štatistiky a operačného výskumu FEM SPU
Nitra Trieda A. Hlinku 2,
949 76 Nitra,
peter.obtulovic@fem.uniag.sk

Analýza vývoja zmien vo vekovej štruktúre obyvateľov Nitrianskeho kraja

Analysis of population age structure development in the Nitra region

Peter Obtulovič, Zuzana Poláková

Abstract: The basic demographical characteristic is structure of population by the age and gender. The age structure of population at present depending on population structure in the last one hundred years has had a direct influence on the age structure for the future. The analysis of the age structure of population by age is necessary condition for explaining of population phenomenon's and processes at present and future.

Key words: structure of population, age structure of population

Kľúčové slová: veková štruktúra obyvateľstva, prognóza populácie

1. Cieľ, materiál a metóda

Súčasnú regionálnu štruktúru obyvateľstva sa bezprostredne viažu na ich vývoj v minulosti. Veková štruktúra je výsledkom populačných procesov za ostatných sto rokov a bude priamo vplývať na priebeh týchto procesov ešte nasledujúcich sto rokov. Po relatívnej stabilizácii úrovne úmrtnosti na Slovensku sa veková štruktúra formuje predovšetkým pod vplyvom diferencovanej pôrodnosti. Cieľom príspevku bolo analyzovať demografický vývoj obyvateľov Slovenska v rámci jeho ôsmich krajov a poukázať na vývoj hlavných demografických ukazovateľov v Nitrianskom kraji do roku 2030, pre ktorý sme vypočítali prognózu vekovej štruktúry obyvateľov. Pri demografickej analýze sme vychádzali z údajov publikovaných Štatistickým úradom Slovenskej republiky.

2. Názov časti 1

Súčasnú regionálnu štruktúru obyvateľstva sa bezprostredne viažu na ich vývoj v minulosti. Veková štruktúra je výsledkom populačných procesov za ostatných sto rokov a bude priamo vplývať na priebeh týchto procesov ešte nasledujúcich sto rokov. Po relatívnej stabilizácii úrovne úmrtnosti na Slovensku sa veková štruktúra formuje predovšetkým pod vplyvom diferencovanej pôrodnosti. Cieľom príspevku bolo analyzovať demografický vývoj obyvateľov Slovenska v rámci jeho ôsmich krajov a poukázať na vývoj hlavných demografických ukazovateľov v Nitrianskom kraji do roku 2030, pre ktorý sme vypočítali prognózu vekovej štruktúry obyvateľov. Pri demografickej analýze sme vychádzali z údajov publikovaných Štatistickým úradom Slovenskej republiky.

Dosiahnuté výsledky a diskusia

Charakteristickou črtou každého väčšieho územného celku je existencia diferencovaných populačných štruktúr v jeho regiónoch tak v početnosti ich obyvateľstva, ako aj jeho dynamiky a zloženia. Platí to i pre Slovensko, nakoľko medzi jeho jednotlivými regiónmi sledujeme výrazné rozdiely v demografickom správaní, ktoré sa potom odrážajú v úrovni sobášnosti, rozvodovosti, potratovosti, pôrodnosti a úmrtnosti.

Z uvedených skutočností je zrejmé, že veková i pohlavná štruktúra obyvateľstva je v rámci regiónov Slovenska diferencovaná. Značné rozdiely možno pozorovať už na úrovni krajov a tieto sa zvyšujú pri analýze na úrovni okresov, resp. obcí. Potvrdzujú to aj údaje o percentuálnom zložení obyvateľov v hlavných vekových skupinách v roku 2006 a 2030 v krajoch SR (tabuľka 1).

Tabuľka 1 Veková štruktúra obyvateľstva podľa krajov v rokoch 2006 a 2030 (v %)

Kraj SR	BA	ZI	TT	TN	PO	NR	KE	BB
Veková skupina	rok	2006						
0 – 14	16,0	20,9	18,6	18,3	23,3	17,8	20,9	18,8
15 – 64	68,0	64,4	65,3	66,2	62,9	65,1	64,5	64,9
65 +	16,0	14,7	16,1	15,5	13,8	17,1	14,6	16,3
	rok	2030						
0 – 14	13,4	15,2	14,3	14,4	15,9	14,2	15,2	14,5
15 – 64	57,9	60,6	59,7	59,7	61,5	59,2	60,3	59,3
65 +	28,7	24,2	26,0	25,9	22,6	26,6	24,5	26,2

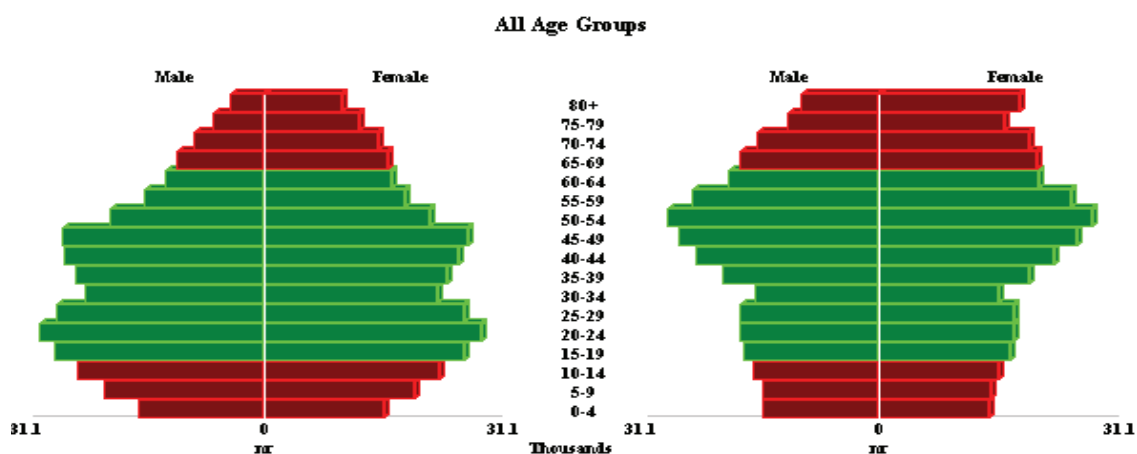
*Zdroj: Vlastné výpočty***Tabuľka 2 Veková štruktúra obyvateľstva Nitrianskeho kraja do roku 2030**

	2006	2010	2015	2020	2025	2030
Spolu(tis.)						
Počet obyvateľov	715,81	715,17	712,61	706,25	695,80	682,55
Veková skupina 0 - 14	115,38	110,53	113,18	109,01	102,56	97,08
Veková skupina 15 - 59	473,56	468,66	445,59	428,93	415,80	403,78
Veková skupina 60+	126,87	135,98	153,84	168,31	177,44	181,69
Spolu (%)						
Veková skupina 0 – 14	16,1	15,5	15,9	15,4	14,7	14,2
Veková skupina 15 – 59	66,2	65,5	62,5	60,8	59,8	59,2
Veková skupina 60+	17,7	19,0	21,6	23,8	25,5	26,6
Muži (%)						
Veková skupina 0 – 14	8,2	7,9	8,1	7,8	7,5	7,2
Veková skupina 15 – 59	33,3	33,1	31,6	30,6	30,1	29,8
Veková skupina 60+	7,5	7,8	9,1	10,3	11,2	11,7
Ženy (%)						
Veková skupina 0 – 14	7,9	7,6	7,8	7,6	7,2	7,0
Veková skupina 15 – 59	32,9	32,5	31,0	30,1	29,6	29,3
Veková skupina 60+	10,7	11,3	12,5	13,5	14,3	14,9

Zdroj. Vlastné výpočty

Aj pre Nitriansky kraj platí trend demografického starnutia populácie „zhora“ vekovej pyramídy. Toto starnutie obyvateľov hodnotíme prostredníctvom mediánového veku. Predpokladáme jeho nárast v Nitrianskom kraji od roku 2006 do roku 2030 o 9 rokov, z 37 v roku 2006 na 46 v roku 2030. Očakávame, že mediánový vek bude vyšší u žien ako u mužov, pričom rozdiel medzi pohlaviami v roku 2006 bol 4 roky a pre rok 2030 predpokladáme, že tento rozdiel klesne na 3 roky (tabuľka 3).

Z analýzy vekovej štruktúry obyvateľov Nitrianskeho kraja predpokladáme, že vývoj do roku 2030 bude poznačený poklesom početnosti vekových kategórií 0 – 14 ročných o 30,5 tisíc detí. Zároveň predpokladáme aj pokles hlavnej vekovej kategórie takmer o 50 tisíc. Výrazné zmeny očakávame aj v kategóriách 65 a viac ročných. Predpokladaný nárast tejto skupiny obyvateľov do roku 2030 vyčíslujeme takmer o 48 tisíc. Taktiež odhadujeme nárast počtu žien najstaršej vekovej kategórie o 22 tisíc.



Zdroj. Vlastné výpočty

Graf 1 Štruktúra obyvateľstva podľa pohlavia a veku v rokoch 2006 a 2030 v Nitrianskom kraji

Tabuľka 3 Mediánový vek obyvateľov Nitrianskeho kraja

	2006	2010	2015	2020	2025	2030
Muži	35	37	39	41	43	44
Ženy	39	40	41	43	45	47
Spolu	37	38	40	42	44	46

Zdroj. Vlastné výpočty

Vo vývoji ekonomických skupín obyvateľstva Nitrianskeho kraja do roku 2030 (tabuľka 4) očakávame, že ku koncu sledovaného obdobia dôjde k poklesu predproduktívnej populácie o 3,6 %, čo v absolútnom vyjadrení predstavuje 30,53 tis obyvateľov. Očakávame tiež 4 % pokles počtosti populácie produktívneho veku, v absolútnom vyjadrení to predstavuje pokles o 50,07 tis. obyvateľov a nárast počtu obyvateľov v kategórii poproduktívneho veku o 7,7 %, čo v absolútnom vyjadrení predstavuje nárast o 47,84 tisíc obyvateľov.

Tabuľka 4 Zloženie obyvateľov Nitrianskeho kraja podľa ekonomických skupín (v tis.)

	2005	2010	2015	2020	2025	2030
Spolu						
Celkom	715,81	715,18	712,62	706,25	695,81	682,54
Predproduktívny vek	115,39	110,54	113,18	109,01	102,57	97,07
Produktívny vek	507,29	508,43	494,94	476,68	460,70	446,53
Poproduktívny vek	93,13	96,21	104,50	120,56	132,54	138,94
Muži						
Celkom	347,35	348,05	347,47	344,65	339,55	333,08
Predproduktívny vek	58,88	56,20	57,47	55,40	52,16	49,43
Produktívny vek	253,44	254,85	248,35	239,32	231,25	224,17
Poproduktívny vek	35,03	37,00	41,65	49,93	56,14	59,48
Ženy						
Celkom	368,49	367,15	365,12	361,62	356,24	349,46
Predproduktívny vek	56,52	54,34	55,71	53,61	50,40	47,65
Produktívny vek	253,85	253,59	246,56	237,36	229,43	222,36
Poproduktívny vek	58,12	59,22	62,85	70,65	76,41	79,45

Zdroj. Vlastné výpočty

3. Záver

Aj napriek tomu, že každá prognóza je poznačená určitou chybovosťou, ktorej sme si vedomý, získané výsledky predsa odhaľujú deformácie vo vývoji vekovej štruktúry obyvateľstva Nitrianskeho kraja, s ktorými je potrebné sa do budúcnosti vysporiadať a hľadať cesty sociálne i politické na ich zmiernenie.

Aký vývoj možno teda očakávať v budúcnosti? Výrazne sa bude meniť relácia medzi hlavnými vekovými skupinami obyvateľstva za celé Slovensko i v krajoch SR. Podiel vekovej skupiny 0 -14 ročných Slovenska tvoril v roku 2006 takmer 20 % celkovej populácie, avšak vývoj obyvateľov do roku 2030 potvrdzuje nepriaznivé prognózy o poklese pôrodnosti. Do roku 2030 očakávame pokles počtosti spomínanej vekovej skupiny na necelých 15 %, čo v absolútnom vyjadrení predstavuje pokles zhruba o 260 tis. detí.

Očakávame taktiež pokles vekovej skupiny 15-64 ročných, aj keď nie až taký výrazný ako u detskej populácie, ale so značnou diferenciáciou v jednotlivých krajoch SR. V relatívnom vyjadrení tento pokles predstavuje iba 5 %. Výrazné zmeny očakávame vo vekovej kategórii 65 a viac ročných obyvateľov. Tu očakávame nárast najstaršej populácie do roku 2030 až o 10 % čo v absolútnom vyjadrení predstavuje nárast o 530 tis. obyvateľov. Zvlášť treba venovať pozornosť ženskej časti tejto vekovej skupiny, pretože tak ako vo väčšine vyspelých krajín aj u nás sa ženy dožívajú vyššieho veku v porovnaní s mužskou časťou populácie a ich zastúpenie v populácii sa s rastúcim vekom zvyšuje. Čo sa týka jednotlivých krajov Slovenskej republiky v počte obyvateľov do roku 2030 očakávame, že Prešovský kraj si svoje prvenstvo zachová a Trnavský kraj zostane aj naďalej krajom s najnižším počtom obyvateľov.

Zároveň dôjde aj k výrazným zmenám v zložení jednotlivých ekonomických kategórií obyvateľstva. V priebehu sledovaného obdobia očakávame vo všetkých krajoch Slovenskej republiky pokles predproduktívnej skupiny obyvateľstva, nárast poproduktívnej skupiny populácie a pokles produktívnej skupiny obyvateľstva. Tu je potrebné spomenúť, že v Prešovskom kraji, ako jedinom zo všetkých krajov Slovenska prevláda tendencia nárastu produktívnej skupiny obyvateľstva do konca sledovaného obdobia, hoci zloženie produktívnej populácie by si vyžiadalo detailnejšie vyhodnotenie.

4. Literatúra

- [1] INFOSTAT, Výskumné demografické centrum, Populačný vývoj v Slovenskej republike 2004, Boris Vaňo editor a kol., Edícia: Akty, Bratislava, november 2005.
- [2] PALÁT, M.: Analýza populačného vývoje ve vybraných regionech ČR. In: Sborník příspěvku z mezinárodní vědecké konference INPROFORUM 2007, České Budějovice, ISBN, 978-80-7394-016-4.
- [3] POLÁKOVÁ, Z.: Komparácia krajov Slovenskej republiky z hľadiska prirodzeného prírastku obyvateľstva, In: Forum Statisticum Slovaca 4/2007, ISSN 1336-7420, s. 109-115.
- [4] KÁBA, B.: Možnosti využití statistického programového systému SAS v procesu analýzy a prognózování časových řad. Nitra 1999. s.60-64. ISBN 80-7137-659-0.
- [5] SVATOŠOVÁ L.: Význam, zásady a druhy výběrových zjišťování Sborník příspěvků k první etapě výzkumného záměru Zpracování dat a matematické modelování v zemědělství ISBN 80-213-0568-1 PEF ČZU, Praha 1999, s. 12-20, 9
- [6] STEHLÍKOVÁ, B.: Charakteristika demografického potenciálu SR. Zborník vedeckých prác MVD 2001 Nitra ISBN 80-7137-868-2 s.773-778.

Adresa autora (-ov):

Ing. Peter Obtulovič, CSc,
Slovenská poľnohospodárska univerzita,
Katedra štatistiky a operačného výskumu,
FEM,
Tr. A. Hlinku 2,
949 76 Nitra,
Peter.Obtulovic@uniag.sk

Ing. Zuzana Poláková, PhD,
Slovenská poľnohospodárska univerzita,
Katedra štatistiky a operačného výskumu,
FEM,
Tr. A. Hlinku 2,
949 76 Nitra,
Zuzana.Polakova@uniag.sk

Komparatívna analýza demografického vývoja vybraných krajín EÚ Comparative analysis of demographic development in chosen EU countries

Zuzana Poláková, Eva Matejková

Abstract: Main goal of the paper is to analysis demographic development of selected countries of European Union. Analyze was realized on countries of Visegrad group, where transformation process still is in process and adaptation to rules in European Union.

Key words: Demography, development, age structure

Kľúčové slová: demografia, vývoj, veková štruktúra

1. Úvod

Problematika demografického vývoja a rôznosť pohľadov na priebeh, príčiny i následky jednotlivých demografických procesov poukazujú na potrebu analyzovať a porovnávať vývoj obyvateľstva s inými krajinami.

Európa kvôli svojej starnúcej populácii a klesajúcemu počtu produktívneho obyvateľstva čelí veľkým ekonomickým problémom (penzijné systémy a zdravotná starostlivosť). Starnutie populácie zároveň prináša aj spoločenské problémy. Sociálny kontext sa postupne mení (viac žien v pracovnom procese, neúplné rodiny) a starým ľuďom často hrozí sociálne vylúčenie. Rozdiely vo finančných štruktúrach často vedú k nerovnostiam v zdravotnej starostlivosti medzi európskymi krajinami.

Potreba riešenia problémov demografického vývoja a ich dôsledky predstavuje hlavné výzvy súčasného tisícročia. Dôležitosť sledovania demografického správania a vybraných demografických ukazovateľov má vplyv na celú spoločnosť.

Cieľom príspevku je porovnať súčasnú demografickú situáciu, poukázať na existujúce rozdiely vo vybraných štátoch Európskej Únie. Pomocou analýzy časových radov ukázať vývoj stavu populácie. Z pomedzi súčasných 27 štátov Európskej únie sme vybrali štáty Višegrádskej štvorky (Slovensko, Česká republika, Poľsko, Maďarsko).

2. Materiál a metodika

V príspevku sú použité údaje získané z rôznych štatistických prameňov (Eurostat, Štatistický úrad Slovenskej republiky).

Pomocou indexovej analýzy je zhodnotený vývoj v čase. Základom porovnávania bude bázičný rok 1996, s ktorým je porovnávané bežné obdobie.

Pri analýze vývoja je použitá metóda regresnej a korelačnej analýzy. Prezentovaná je analýza ex post. Pre obmedzujúci rozsah príspevku neuvádzame prognózy (ex ante), ktoré sa bežne v demografii realizujú. Sú použité niektoré nelineárne typy funkcií, ktorých významnosť je overená pomocou priemernej absolútnej relatívnej chyby MAPE.

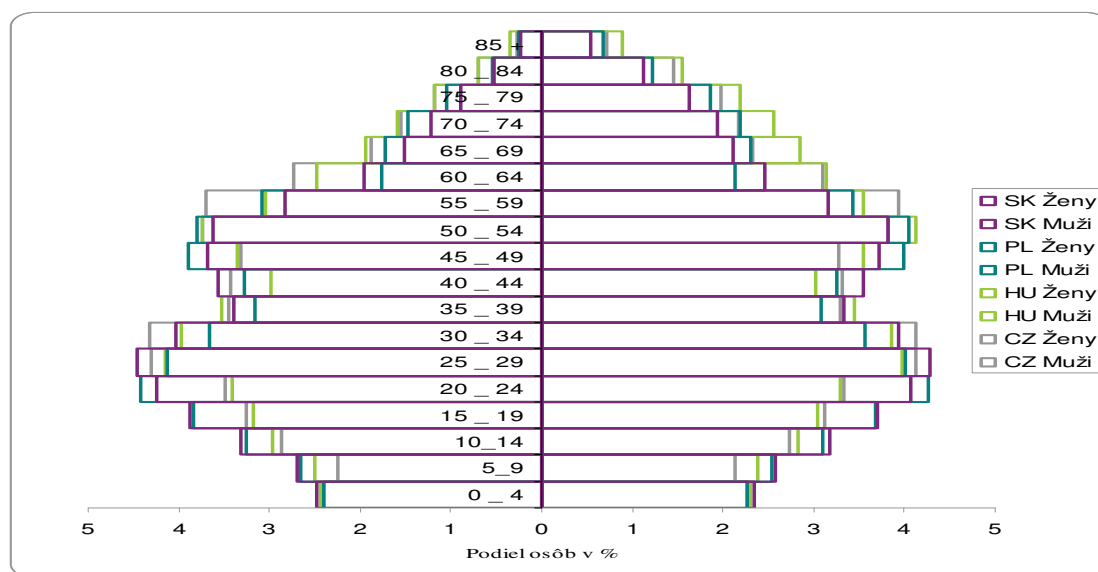
Podľa Stehlíkovej (2004) majú viaceré štatistické metódy obmedzené použitie v prípade modelovania časových radov na základe krátkeho časového úseku. Jednou z využiteľných metód sú neurónové siete.

Podľa Obtuloviča (2006) sú pre praktickú aplikáciu vhodné adaptívne modely, z ktorých získané kvalitné predpovede potvrdzujú vhodnosť týchto modelov pre modelovanie časových radov. V porovnaní s inými metódami dosahujú najkvalitnejšie výsledky. Geografi používajú analýzu, keď chcú odhaliť súvislosti medzi jednotlivými javmi a časom, pretože ani prírodné ani socio-ekonomické javy nie sú vzájomne izolované.

3. Diskusia

V príspevku bola urobená analýza ex post, t.j. hodnotenie minulého vývoja zastúpenia vekových skupín v populáciách v krajinách Višeegrádskej štvorky. Ako súhrnná charakteristika na posúdenie vhodnosti zvolených modelov pri analýze vývoja bola použitá priemerná absolútna percentuálna chyba MAPE. Najvhodnejší bol model, kde hodnota MAPE dosiahla najnižšie hodnoty (najnižšia odchýlka teoretických hodnôt od skutočných).

Napriek tomu, že krajiny Višeegrádskej štvorky majú veľmi podobný charakter či už kultúrny alebo spoločenský, veková pyramída (graf 1) zobrazuje určité rozdiely v štruktúre obyvateľstva jednotlivých krajín. Nepravidelnosti v početnosti jednotlivých vekových kategórií odrážajú udalosti, ktoré ovplyvnili úroveň reprodukcie (najmä pôrodnosť). Najväčší podiel žien aj mužov vo všetkých krajinách V4 predstavuje vekové spektrum 20 – 24, 25 – 29, 30 – 34, 45 – 49, 50 – 54, tzn. produktívna zložka obyvateľstva. Maďarsko vykazuje značný rozdiel v početnosti žien nad 65 rokov a tiež mužská zložka nad 65 zaznamenala najvyššie podiely z pomedzi porovnávaných krajín. Obyvateľstvo vekovej kategórie 0 – 4 je vo všetkých krajinách V4 zastúpené takmer rovnako, hodnoty podielov sa u chlapcov a dievčat pohybujú v intervale 2 – 3 %. Do 24. roku veku mladých mužov a žien zaznamenáva Slovenská republika a Poľsko najvyššie hodnoty podielov. Zobrazená veková pyramída predstavuje regresívny typ vekovej štruktúry, pyramída má zúženú základňu (dôsledkom stáleho znižovania počtu narodených), populácia má spravidla nedostatočnú reprodukciu.



Graf 1 Štruktúra obyvateľov V4 podľa pohlavia a veku za rok 2006 (v %)

Priebeh vývoja vekovej skupiny 0 - 14 v hodnotených krajinách Višeegrádskej štvorky súvisí s poklesom pôrodnosti po 80. rokoch a ešte výraznejším poklesom v období 90. rokov, čo sa zreteľne odrazilo v prudkom znížení početnosti najmladších vekových kategórií za posledných 11 rokov. V roku 2006 najvýraznejšia zmena oproti základnému roku (1996) nastala v Poľsku (tabuľka 1), kde podiel detskej zložky predstavoval pokles o 28%, nasledovalo Slovensko s vyše 25 %, Česká republika s vyše 20 % a Maďarsko, ktorého zmena bola najnižšia, približne 14 %.

Tabuľka 1 Bázické indexy vekových skupín v krajinách V4 v roku 2006 (oproti roku 1996)

krajina	0-14	15-24	25-49	50-64	65-79	80+
CZ	79,78	79,52	103,07	131,25	104,72	114,81
HU	85,56	82,69	102,29	117,54	106,96	125
PL	72	102,53	98,09	131,88	116,48	128,57
SK	74,44	93,53	104,97	130,88	105,68	114,29

Zastúpenie obyvateľov vo veku 15 – 24 v období rokov 1996 – 2006 malo v krajinách V4 rôzny vývoj. Maďarsko, Česká republika a Slovensko vykazujú postupné znižovanie podielu tejto zložky oproti bázickému roku, zatiaľ čo Poľsko zaznamenalo mierny nárast v sledovanom období. Tento nárast bol spôsobený vplyvom staršej generácie narodenej v období natalitnej vlny v rokoch 1974 až 1979.

Vekové spektrum 25 – 49 ročných je generácia obyvateľov narodená v priebehu 50 – 80 rokov a predstavujú skupinu silných populačných ročníkov. Toto obdobie je charakteristické zlepšením socio-ekonomických podmienok, zvýšením pôrodnosti, plodnosti, čo sa prejavilo aj v raste bázických indexov takmer vo všetkých štátoch Višegrádskej štvorky. Zvýšenie počtu obyvateľov produktívnej zložky zaznamenali po roku 1996 krajiny Česká republika, Maďarsko a Slovenská republika.

V Poľsku na rozdiel od ostatných štátov V4, prebieha od roku 1999 paradoxné znižovanie tejto generácie obyvateľov, aj keď Poľsko ako jediná krajina východnej Európy v 50. rokoch delegovalo právo žien na prístup k bezpečným službám umelého prerušenia tehotnosti. Je možné, že tento vývoj bol spôsobený nútenou emigráciou židov na príkaz Gomulku, tiež rôznymi nepokojmi a náhlým zvýšením cien (až o 60%) v roku 1970.

Generácia obyvateľov vekovej skupiny 50 – 64 rokov, predstavuje početné ročníky narodených v období kompenzačnej fázy po 2. svetovej vojne, ako aj ročníky narodených v prvej polovici 50. rokov. V tomto období klesla dojčenská úmrtnosť, znížil sa výskyt infekčných chorôb, čo malo priaznivý vplyv na zvyšovanie populácie. Hodnoty bázických indexov poukazujú na rastúci priebeh sledovanej zložky. Výrazný vzostup týchto vekových kategórií nastal vo všetkých krajinách Višegrádskej štvorky.

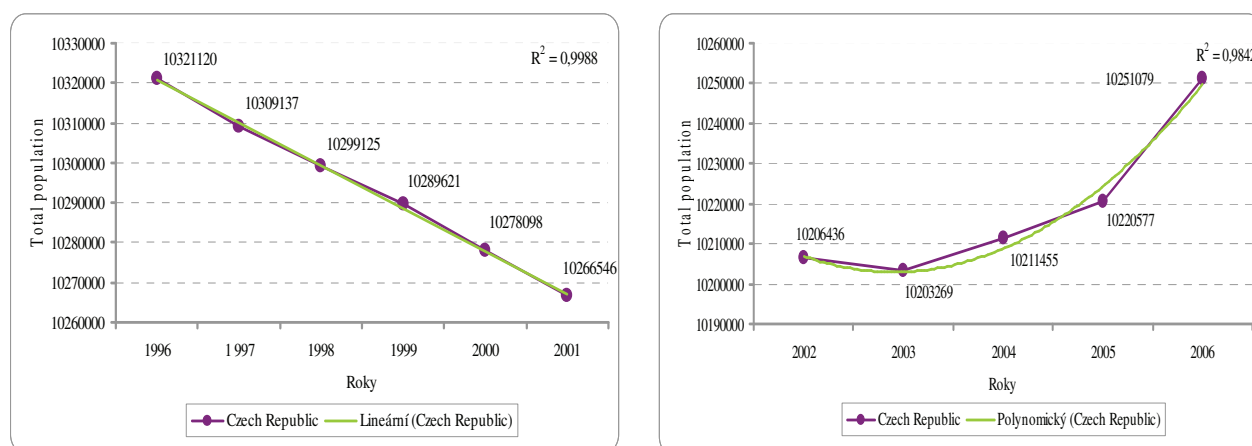
Za analyzované obdobie 11 rokov narástol podiel starších ľudí v Poľsko a to o takmer 32 percentuálnych bodov, podobný vývoj mala Česká republika a Slovensko, keď ku koncu obdobia dosiahli okolo 31 %. V Maďarsku sa vzostup prejavil tiež, ale v menšej miere (viac ako 17 %).

Obyvateľstvo poproduktívneho veku (65 – 79 ročný), je generácia narodená v období rokov 1927 – 1941. Napriek tomu, že proces starnutia pokračuje zrýchleným tempom, počet aj podiel obyvateľov v tomto veku sa zvyšuje len pomaly. Na tento vývoj mal, resp. má vplyv aj priaznivý vývoj úmrtnosti osôb stredného a vyššieho veku. V krajinách V4 bol priebeh nasledovný: Česká republika za 11 rokov zaznamenala nárast sledovanej zložky o takmer 5%, podobný vývoj bol aj v Maďarsku so vzostupom o 7% a na Slovensku o viac ako 5%. Nakoľko viaceré slabšie populačné ročníky tvoria súčasť tejto vekovej skupiny, je zvýšenie počtu obyvateľov vo veku 65 a viac rokov relatívne malé. Odlišný vývoj prebehol v Poľsku, kde od roku 1999 narastá podiel tejto zložky a v roku 2006 nárast presiahol hranicu 16%.

Vekové spektrum najstarších obyvateľov sú generácie narodené do roku 1926. Dvadsať rokov predstavujú obdobie tzv. natalitnej vlny, čo je aj príčina narastajúcej zložky obyvateľov 80 + ročných po roku 2001. Do roku 2002 bázický index vykazoval zostupy (výnimkou bolo Maďarsko, kde vzostup už začal a to takmer 4 percentuálnymi bodmi) a po roku 2002 to už boli prírastky vo všetkých krajinách V4. V Českej republike a na Slovensku bol nárast osôb starších ako 80 rokov výrazne nižší ako to bolo v krajinách Maďarsko a Poľsko, predstavoval takmer 15%, zatiaľ čo zvyšné dve krajiny Višegrádskej štvorky

zaznamenali za 11 rokov vzostup o 25 – 28 %. V posledných dvoch rokoch analyzovaného obdobia Slovenská republika ako jediná krajina z V4 zaznamenala stagnáciu vo vývoji počtu staršej zložky.

Trend vývoja stavu populácie Českej republiky v priebehu rokov 1996 – 2001 bol nepriaznivý. V grafe 2 je prezentovaný priebeh pomocou lineárnej funkcie, ktorá zobrazuje zostupný trend časového radu. Príčinou poklesu bola stále znižujúca sa početnosť narodených detí resp. miera pôrodnosti. Tento pokles trval až do roku 2001. Potenciálni rodičia si väčšinou zakladajú rodinu až v okamžiku, kedy majú ukončené vzdelanie, ktoré chcú dosiahnuť a keď sú ekonomicky natoľko sebestační, aby boli schopní svojich potomkov hmotne zabezpečiť. Toto je spravidla príčina poklesu sobášnosti, odkladu sobášov do vyššieho veku, resp. vôbec neuzatvorením. Limitujúcim faktorom je tiež situácia na trhu s bytmi.



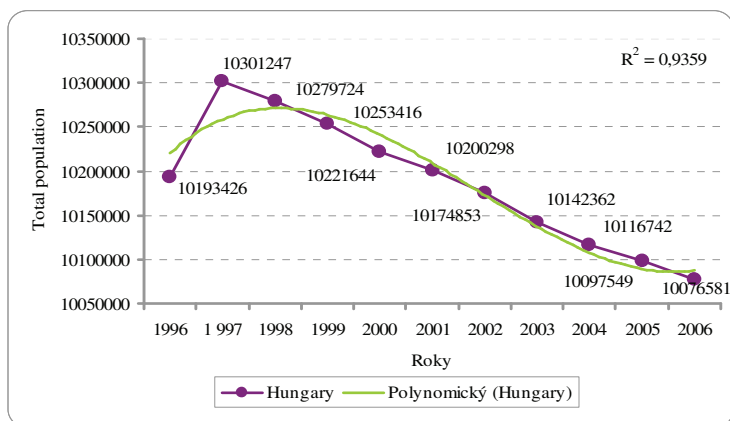
Graf 2 Populačný vývoj v Českej republike za roky 1996 – 2006

Koeficient determinácie 0,998 poukazuje na vhodne zvolenú regresnú funkciu. Taktiež priemerná absolútna relatívna chyba ($5,34E-05$) svedčí o vhodnosti modelu.

Po roku 2001 sa situácia v Českej republike zmenila, nastal pokles populácie (o viac ako 60000) oproti roku 2001. Takýto priebeh bol paradoxný, pretože počet narodených detí po 2001 roku bol vyšší. Úhrnná plodnosť sa zvýšila z 1,14 detí na 1,17 detí na ženu v 2001 roku. Príčinou bolo negatívne migračné saldo v roku 2001. Ďalší vývoj prechádza do fázy rastu populácie. Má to súvis s klesajúcim priebehom úmrtnosti po roku 2002.

Od roku 2002 je priebeh vykreslený polynomickeou funkciou. Koeficient determinácie je 0,98, priemerná absolútna relatívna chyba je 0,00017 a svedčí o vhodnosti modelu.

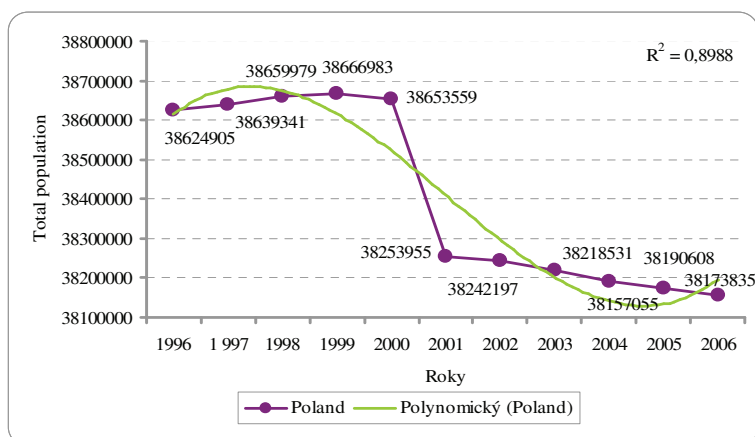
Trend populačnej klímy v Maďarsku mal do 1998 roku rastúci priebeh, pravdepodobne spôsobený zníženou mierou úmrtnosti v roku 1997 a aktívnym migračným saldom.



Graf 3 Populačný vývoj Maďarska za roky 1996 – 2006

Graf 3 naznačuje polynomickejšiu funkciu, ktorá má po 1998 roku klesajúcu tendenciu. Takýto vývoj bol spôsobený zmenou demografického správania žien a zostupom počtu narodených detí pod úroveň 100 000. Ako dobre model opisuje skutočnosť, vyjadruje koeficient determinácie, ktorého hodnota je 0,93. Priemerná absolútna relatívna chyba (0,00136) svedčí o vhodnosti modelu.

Populačný trend Poľska sme vyrovnali pomocou polynomickej funkcie, ktorá umožnila získať súhrnné informácie o charaktere hlavných tendencií populácie za analyzované obdobie rokov 1996 – 2006 (graf 4).



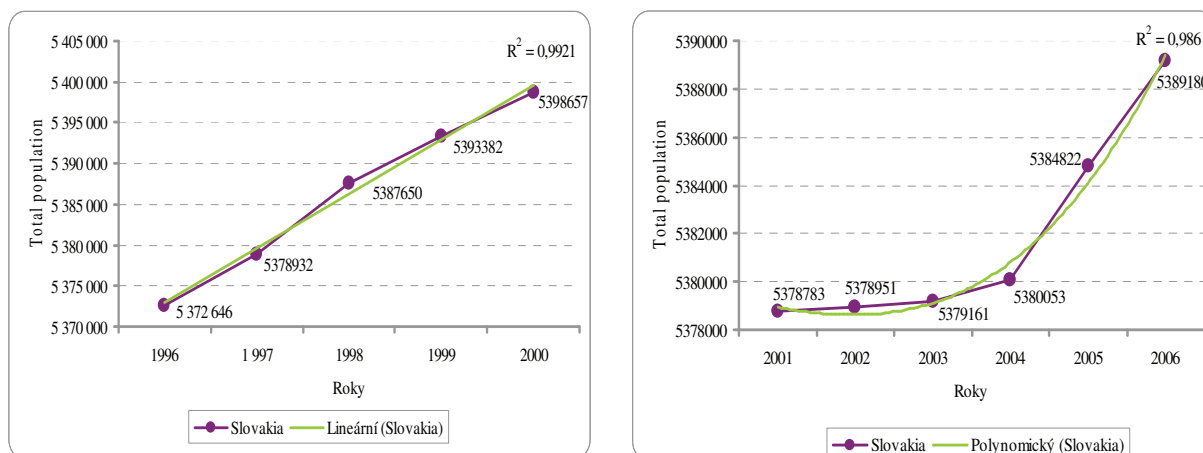
Graf 4 Populačný vývoj Poľska za roky 1996 – 2006

Trend vývoja mal do roku 2000 mierne vzostupný charakter. V roku 2001 nastal zásadný obrat, keď sa veľkosť populácie znížila o takmer 400 000 obyvateľov. Tento nepriaznivý vývoj bol spôsobený masívnym odlivom obyvateľov za prácou do zahraničia. Ďalší populačný priebeh bol sprevádzaný neustálym poklesom až do konca sledovaného obdobia. Je možné, že bol zapríčinený neustálym poklesom pôrodnosti a naďalej pasívnou migračnou aktivitou, ktorá ku koncu roka 2006 dosiahla hodnotu viac ako 100 000. Vývoj pôrodnosti je obdobne ako v Českej republike a Maďarsku spôsobený novými spoločenskými a ekonomickými podmienkami.

O vhodnosti zvolenej polynomickej funkcie svedčí koeficient determinácie, nadobudol hodnotu 0,89. Priemerná absolútna relatívna chyba je 0,001432.

Slovenskú republiku zasahujú zmeny počtu obyvateľov, ktoré sú výsledkom prebiehajúcich reprodukčných procesov v populácii (pôrodnosti, úmrtnosti) a migrácie. Lineárna trendová funkcia (graf 5) opisuje veľmi pozitívny vývoj od roku 1996, keď má

vzostupný charakter ($R^2 = 0,99$, $MAPE = 1,39E-04$). Tento vývoj bol spôsobený tým, že v druhej polovici 90. rokov ešte doznievali vývojové trendy do istej miery progresívnejšieho prirodzeného vývoja z prvej polovice 90. rokov i keď váha migrácie v celkovom prírastku sa postupne zvyšovala.



Graf 5,6 Populačný vývoj Slovenskej republiky za roky 1996 – 2006

Graf 6 zobrazuje polynomicкую funkciu ($R^2 = 0,98$, $MAPE = 6,8E-05$) v sledovanom období rokov 2001 až 2006. Napriek tomu, že funkcia má rastúcu tendenciu, rok 2001 predstavuje významný medzník v počte slovenského obyvateľstva, kedy nastal výrazný pokles obyvateľstva o takmer 200 000 ľudí. V tomto období vzrástol aj počet emigrantov, čo spôsobilo migračné straty v počte viac ako 22 000 obyvateľov. Tiež bol zaznamenaný pokles pôrodnosti, kedy sa hrubá miera znížila o 7 promile (z 10,2 na 9,5 živonarodených na 1 000 obyvateľov¹). Rok 2001 bol pre Slovensko zároveň historický, pretože po prvýkrát zomrelo viacej ľudí ako sa narodilo.

Po roku 2001 nastal mierny zlom v reprodukčnom správaní slovenského obyvateľstva, ktorý indikuje aj nárast miery pôrodnosti z 1,18 detí na 1,2 detí na ženu. Pozitívnemu vývoju napomáha aj aktívne migračné saldo, ktoré sa po vstupe do Európskej únie neustále zvyšuje. O podporu rastu populácie sa snaží aj vláda, ktorá v roku 2006 schválila novelu zákona o príspevku pri narodení prvého dieťaťa vo výške 11 000 Sk².

4. Záver

Cieľom príspevku bolo analyzovať demografický vývoj vybraných krajín Európskej únie. Analýzu sme uskutočnili za krajiny Višegrádskej skupiny, v ktorých ako postkomunistických krajinách prebieha transformačný proces a adaptovanie sa na prostredie Európskej Únie.

Tendencie vývoja boli v spomenutých krajinách v zásade rovnaké, pripomínajúce trendy v celej EÚ, ale vzhľadom na nepatrné odlišnosti v kultúre, spoločenskej, ekonomickej, politickej situácii, sme zaznamenali rôzne disparity. Vo všeobecnosti má demografický vývoj nepriaznivý priebeh, ktorý je charakterizovaný starnutím obyvateľstva, znižovaním miery pôrodnosti a v súčasnosti predstavuje hlavnú výzvu pre krajiny Európskej Únie.

¹ www.statistics.sk

² <http://www.fulsoft.sk/?sekcia=2&uroven=0&cid=23924&PHPSESSID=91bcd1fdb91cabb7bfca9005171da6f1>

Prostredníctvom analýzy vekovej štruktúry sme zistili relatívne vysoký podiel produktívneho obyvateľstva vo vekovej kategórii 20 – 49 (rok 2006) vo všetkých sledovaných krajinách. Je to generácia obyvateľov narodená v období silných populačných ročníkov a zlepšenia socioekonomických podmienok. Maďarsko sa odlišovalo prevahou početnosti žien nad 65 rokov oproti ostatným krajinám V4 a Poľsko a Slovenská republika vynikali s podielom mladého obyvateľstva do 25 roku veku.

5. Literatúra

- [1]OBTULOVIČ, P.: Adaptívne prístupy k modelovaniu nezamestnanosti v SR. In: Zborník príspevkov z medzinárodného vedeckého seminára „Kvantitatívni metody v ekonomii 2006“, Lednice 2006, ISBN 80-7375-005-8
- [2]OBTULOVIČ, P.: Adaptívne prístupy modelovania vývoja ekonomických ukazovateľov. Acta oeconomica et informatica č. 2/2000, roč. 3, vedecký časopis pre ekonomiku a informatiku v poľnohospodárstve, str. 53-56. ISBN 1335-2571
- [3]ALEŠ, M., Šimek, M.: Projekce obyvatelstva České republiky 1995-2020. Demografie, 1996, 38, s. 1-17. ISSN 0011-8265.
- [4]STEHLÍKOVÁ, B., SOJKOVÁ, Z.: Predikcia zamestnanosti v poľnohospodárstve v Slovenskej republike. Zborník zo seminára s medzinárodnou účasťou Kvantitatívni metody v ekonomii 2004, s. 152 -155, České Budějovice 2004, ISBN 80-7040-691-7.

Adresa autora (-ov):

Ing. Zuzana Poláková, PhD.,
Katedra štatistiky a operačného výskumu
FEM SPU v Nitre, Tr. A. Hlinku 2,
949 76 Nitra,
Zuzana.Polakova@uniag.sk

Ing Eva Matejková, PhD.
Katedra štatistiky a operačného výskumu
FEM SPU v Nitre, Tr. A. Hlinku 2,
949 76 Nitra,
Eva.Matejkova@fem.uniag.sk

Analýza vývoje nezaměstnanosti v ČR prostřednictvím rozboru strukturálních zlomů a vývoje HDP

Analysis of unemployment rate in Czech Republic by the structural changes and GDP analysis

Jitka Poměnková

Abstract: The aim of presented paper is to verify hypothesis, that strong short-run fluctuation in the economic growth is the cause of long-run changes at the employment market. Fluctuation moments, denoted for this study as structural changes, are identified by means of economic growth progress estimate in Czech Republic and by its comparison with evolution in Czech Republic. Thus, empirical analysis testing existence of fluctuations moments - structural changes, i.e. changes in unemployment rate trend in Czech republic, is done.

Key words: unemployment rate, structural changes, Chow test, economic grow

Klíčové slová: nezaměstnanost, strukturální zlom, Chow test, ekonomický růst

1. Úvod

Jedním z hlavních ukazatelů vývoje ekonomiky země je její ekonomický růst. V tomto příspěvku bude měřen agregátním ukazatelem HDP (hrubý domácí produkt). Ekonomický růst je přitom tvořen dlouhodobým trendem daným produkčními možnostmi ekonomiky a hospodářským cyklem, periodickým kolísáním reálného ekonomického růstu kolem dlouhodobého trendu. Fáze poklesu a růstu jsou úzce provázány s trhem práce a vývojem nezaměstnanosti. Významné krátkodobé výkyvy v ekonomickém růstu mají vliv na vývoj nezaměstnanosti a na trh práce, kde však tyto krátkodobé výkyvy mají dlouhodobé důsledky v podobě strukturálních zlomů (Seddighi, 2000, s.82).

Důvody lze nalézt v dlouhodobých pracovních dohodách uzavíraných mezi zaměstnavateli a odbory, prostřednictvím kterých dochází k nepružnosti mezd. Dlouhodobý návrat ekonomiky k plné zaměstnanosti a potenciálnímu produktu vysvětluje na mikroekonomických fundamentech nová keynesiánská ekonomie (Mach, 2001). Podle uvedené teorie mohou trhy zůstat po dlouhou dobu nevyčištěny a ekonomika může zůstat ve stavu nerovnováhy po delší období. Typickým příkladem je krize vnější nerovnováhy, která byla v ČR v letech 1997 a 1998 doprovázena krizí bankovního systému. Nárůst úrokových sazeb byl doprovázen nárůstem nedobytných pohledávek a rizikových úvěrů, což mělo za následek ukončení činnosti některých bankovních domů a mnohých firem. Nízká flexibilita na trhu práce (nejen v oblasti mezd, ale i omezeným možnostem rekvalifikace nezaměstnaného práceschopného obyvatelstva) pak přispěla k dlouhodobému nárůstu nezaměstnanosti.

Cílem příspěvku je ověřit hypotézu, zda krátkodobé výrazné výkyvy v ekonomickém růstu způsobují dlouhodobé změny na trhu práce. Momenty výkyvů, označované pro potřeby této studie za strukturální zlomy, budou identifikovány prostřednictvím expertního odhadu vývoje ekonomického růstu v ČR v komparaci s vývojem situace v ČR. Na základě stanovených momentů strukturálních změn bude následně provedena analýza strukturálních zlomů, a tedy změn trendů vývoje nezaměstnanosti v ČR.

2. Metodika

Výskyt strukturálních změn prostřednictvím stability parametrů lze testovat Chow testem (Gregory Chow, 1960). Tento test je vhodný pro identifikaci náhlých zlomů v úrovních, trendu a variabilitě, přičemž předpokládáme znalost okamžiku strukturální změny.

Je navržen tak, že testuje, zda parametry navrženého modelu jsou konstantní pro celé posuzované období.

Nechť strukturální změna rozdělí časovou řadu o n pozorování na n_1 pozorování před změnou a n_2 pozorování po změně. Potom na základě odhadu regresního modelu jsou vypočteny součty čtverců reziduí pro jednotlivé modely a jednotlivé části časové řady RSS_1 , RSS_2 a celou časovou řadu RSS . V případě neexistence strukturální změny předpokládáme platnost $RSS \cong RSS_1 + RSS_2$, a tedy test bude založen na vztahu $RSS - (RSS_1 + RSS_2)$. Chow ukázal (Seddighi – Lawler – Katos, 2000), že testová statistika má pro formulaci hypotéz

H_0 : „parametry jsou neměnné“, nezamítáme, jestliže $F_{ch} \leq F_{\alpha}(K, n-2K)$,

H_1 : „hypotéza H_0 neplatí“, jestliže $F_{ch} > F_{\alpha}(K, n-2K)$,

tvar

$$F_{ch} = \frac{(RSS - (RSS_1 + RSS_2)) / K}{(RSS_1 + RSS_2) / (n - 2K)} \sim F(K, n - 2K), \quad (1)$$

K je počet parametrů modelu včetně absolutního členu, n počet pozorování.

Základním předpokladem Chow testu je neměnná variabilita v časové řadě, kde jsou rezidua normálně rozdělená, vzájemně nezávislá se stejným, homoskedastickým, rozptylem. Proto je nejprve vhodné testovat hypotézu o shodě rozptylů reziduí $e_{1t} \sim N(0, \sigma_1^2)$ a $e_{2t} \sim N(0, \sigma_2^2)$

H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, nezamítáme, jestliže $F_{\alpha/2}(n_2-1, n_1-1) \leq F \leq F_{1-\alpha/2}(n_2-1, n_1-1)$,

H_1 : $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, nezamítáme, jestliže $F < F_{\alpha/2}(n_2-1, n_1-1)$, $F > F_{1-\alpha/2}(n_2-1, n_1-1)$,

pomocí testové statistiky

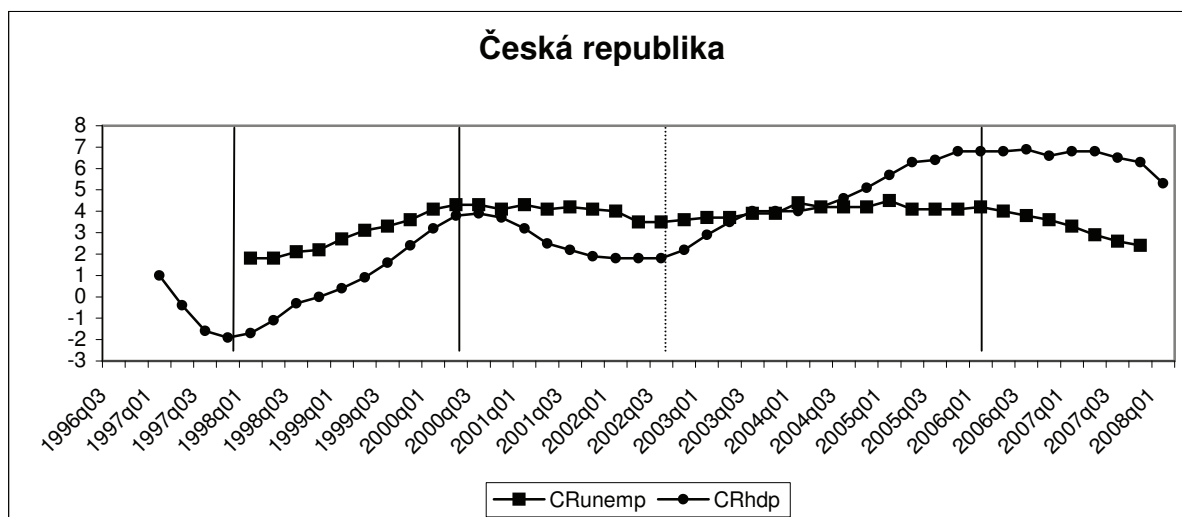
$$F = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \sim F(n_2 - 1, n_1 - 1), \quad (2)$$

e_2 jsou rezidua OLS odhadu regresního modelu po strukturální změně, tj. v období $n_{1+1}, \dots, n$ (n_2 období), e_1 jsou rezidua OLS odhadu regresního modelu před strukturální změně, tj. v období $t = 1, \dots, n_1$ (n_1 období). Okamžik strukturální změny je přitom stanoven na základě ekonomických předpokladů. Dále předpokládáme, že $\sigma_2^2 > \sigma_1^2$. V případě neznalosti okamžiku zlomu je možné použít Perronův test strukturálních změn (Wooldridge, 2003; Green, 1997).

3. Empirická analýza

Pro empirickou analýzu byly zvoleny meziroční změny čtvrtletních absolutních hodnot HDP v konstantních cenách, sezónně očištěné a to pro ČR v období 1997/1 – 2008/1, pro US (Spojené státy americké) a EA (Eurozóna)¹ v období 1996/1 – 2008/1. A dále hodnoty čtvrtletní hodnoty harmonizované dlouhodobé nezaměstnanosti v % aktivního obyvatelstva pro ČR v období 1997/1 – 2007/4.

¹ Mezi členské státy Eurozóny patří od 1.1.1999 Belgie, Německo, Irsko, Španělsko, Francie, Itálie, Lucembursko, Nizozemí, Rakousko, Portugalsko a Finsko. V roce 2001 se do Eurozóny začlenilo Řecko, v roce 2007 Slovinsko a v roce 2008 rozšířila členské státy Malta a Kypr.



Obrázek 1: Vývoj nezaměstnanosti a ekonomického růstu v ČR.

Na základě expertního odhadu byly pro období 1998/1 – 2008/1 stanoveny následující potenciální okamžiky strukturálních zlomů nezaměstnanosti: 2000/2, 2002/3, 2006/1.

Tabuľka 1: Výsledky testu strukturálních zlomů(s.z.) a homoskedasticity rozptylů

s.z.	homosked.	období před s.z.	období po s.z.	s.z.	n_1	n_2
2000/2	ano	1998/1 - 2000/2	2000/3 – 2002/3	ano	10	9
2002/3	ano	2002/2 – 2006/1	2006/2 – 2007/4	ano	10	14
2006/1	ne	2002/4 – 2006/1	2006/2 – 2007/4	ano	14	7
2006/1	ano	2004/3 – 2006/1	2006/2 – 2007/4	ano	7	7

Tabuľka 2: Výsledky testu strukturálních zlomů(s.z.) a homoskedasticity rozptylů

s.z.	Fch	n_1	n_2	$F_{0,95}(n_1-1, n_2-1)$	$F_{0,99}(n_1-1, n_2-1)$	s.z.
2000/2	$0,0791 \cdot 10^3$	10	9	4,4513	8,3997	ano
2002/3	$1,7306 \cdot 10^3$	10	14	4,3009	7,9454	ano
2006/1	$4,9333 \cdot 10^3$	7	7	4,7472	9,3302	ano

Poznamenejme, že rozsahy souborů jednotlivých období před a po strukturální změně jsou malé (od sedmi do čtrnácti hodnot). Výsledky empirické analýzy budou proto interpretovány s ohledem na tuto skutečnost.

Na počátku 90. let započala transformace české ekonomiky z ekonomiky centrálně řízené v ekonomiku tržní. V první fázi reforem souvisejících s transformací hospodářství nedošlo v České republice k velkému vzestupu nezaměstnanosti (Židek, 2007 s349). Do roku 1996 přetrvávalo období silného ekonomického růstu. Ke konci tohoto růstového období dochází zejména k růstu vnější nerovnováhy, především jako důsledek systému fixního devizového kurzu CZK. Po propuknutí asijské měnové krize v roce 1996 se vnější nerovnováha v České republice dále prohloubila. Prudký odliv kapitálu se Česká národní banka rozhodla řešit zvýšením úrokových sazeb. Díky zpřísnění měnové politiky došlo v druhé polovině roku 1997 a období následujícímu k poklesu ekonomického růstu. V důsledku uvedeného vývoje došlo k výrazné akceleraci nezaměstnanosti. Zpoždění mezi

zpřísněním měnové politiky v důsledku krize a následného růstu nezaměstnanosti lze přitom vysvětlit zpožděním dopadu zvýšení úrokových sazeb na sektor firem. Skutečnosti roku 1997 a měnové krize objasňuje například Žídek (2007), Žídek (2006).

Přestože ekonomika po roce 1997 začíná opět růst, nezaměstnanost roste také, až do momentu strukturální změny v roce 2002. Tato situace je způsobena několika důvody. Primárním důvodem je setrvačná reakce ekonomiky, kdy krize v jednom období se následně promítá do několika následujících období a také do bankovního sektoru. K obnovení ekonomického růstu dochází až v roce 1999. Přetrvávající růst nezaměstnanosti je pak způsoben rigiditou na trhu práce.

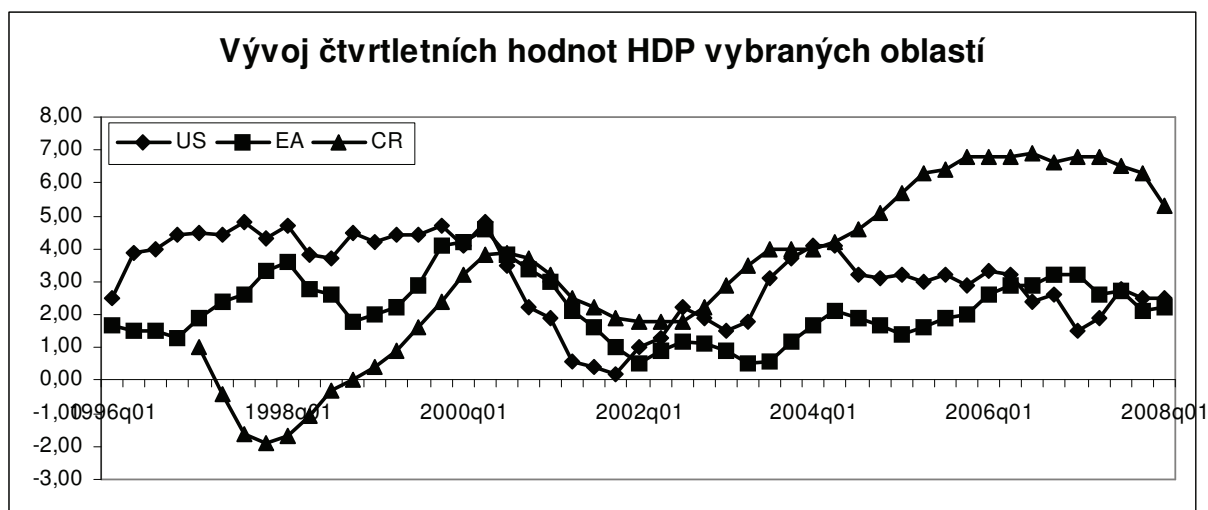
Můžeme tedy konstatovat, že krátkodobý výkyv, kterým byla měnová krize v roce 1997 měla za následek dlouhodobou změnu trendu vývoje, v našem případě trendu vývoje nezaměstnanosti. Lze také říci, že uvedená událost významným způsobem změnila trh práce a míru nezaměstnanosti, která se v dalších letech již nevrátila na hodnoty před rokem 1997.

Žídek (2006) rozděluje vývoj české ekonomiky na fáze transformační recese (1990 - 1992), obnova a boom (1993 - 1996), recese (1997 - 1999), obnova a růst (1999 - 2003). Při bližším rozboru obrázků 1 můžeme vývoj ekonomiky České republiky z pohledu ekonomického růstu označit v mezidobí 2000 – 2002 za klesající.

Důvodem ekonomiky v roce 2002 je pravděpodobně následek celosvětové situace a vývoje v letech 2001 a 2002. Z vývoje v US vidíme, že na přelomu století došlo k pádu americké burzy. Kolaps burzy přispěl k recesi, která ekonomiku zasáhla v roce 2001. Po 11. září 2001 se významně změnila mezinárodněpolitická situace. Spojené státy vyhlásily v reakci na útoky tzv. válku terorismu. Tato válka znamenala ve svém důsledku zvýšení veřejných výdajů na obranu. Oslabení ekonomického růstu, růst výdajů na obranu a snaha prezidenta G. W. Bushe o snížení daní vedou společně k růstu fiskálních tlaků a tím ke vzniku a nárůstu deficitu veřejných financí US po roce 2001 (Žídek, 2007; Poměnková, 2007). Vzhledem k rostoucí globalizaci a provázanosti ekonomik zejména z pozice finančních trhů (Rolný, Lacina; 2004) se tedy lze domnívat, že následkem výše uvedených skutečností dochází k poklesu ekonomického růstu i v České republice. Ve vývoji nezaměstnanosti provedená empirická analýza identifikovala (Tabulka 1) následující strukturální zlom ve druhém čtvrtletí roku 2002.

Po následcích krize na kapitálových trzích v US následovala dlouhodobější akcelerace ekonomického růstu až do roku 2006. Po roce 2006 lze označit tento vývoj za stagnující s tendencí k poklesu v závěru zobrazeného období, tedy 2007/4. Uvedenému rozdělení odpovídá také empirická analýza dopadů fází hospodářského cyklu na dlouhodobé změny v nezaměstnanosti, které z důvodu rigidity trhu práce lze označit za strukturální.

Dodejme, že při analýze potenciálního strukturálního zlomu v prvním čtvrtletí roku 2006 bylo za výchozí období uvažováno období 2002/4 – 2007/4. Při rozdělení na období před strukturální změnou 2002/4 – 2006/1, $n_1=14$, a po strukturální změně 2006/2 – 2007/4, $n_2=7$, nebyl splněn předpoklad Chow testu, a to podmínka homoskedasticity rozptylu reziduí. Tento fakt by bylo možné přičítat za následek rozsahu souboru po očekávaném momentu strukturální změny, který byl poloviční ve vztahu před strukturální změnou. Proto byl rozsah souboru, období před strukturální změnou, zkrácen na dobu 2004/3 – 2006/1. Třetí čtvrtletí roku 2004 bylo vybráno jednak z důvodu srovnatelného rozsahu počtu období před a po očekávané strukturální změně. A také, že v roce 2004 Česká republika přistoupila do Evropské unie, což mohlo mít prostřednictvím vývoje ve společnosti vliv na vývoj volatility nezaměstnanosti České republiky.



Obrázek 2: Vývoj ekonomického růstu v US, EA a ČR.

Po roce 2006/1 dochází opět k poklesu nezaměstnanosti. Tento pokles je způsoben právě rostoucím ekonomickým růstem v předchozím období. Příčinu ekonomického růstu můžeme spatřovat v období okolo roku 2004, kdy česká republika vstoupila do EU. Proces vstupu a před vstupem do EU znamenal pro Českou republiku změnu v několika oblastech. Z pohledu nezaměstnanosti uveďme možnost pracovních příležitostí v období po vstupu ať již ihned nebo s časovým odstupem, odstranění bariér zahraničního obchodu a rozvoj mezinárodního obchodu. Nejen tyto zmíněné faktory přispěly růstu ekonomiky, která následně znamenala pokles nezaměstnanosti a to od roku 2006/1. Domněnku o změně trendu vývoje nezaměstnanosti opět potvrzuje výsledek empirické analýzy o existenci strukturálního zlomu ve výše zmiňovaném období.

4. Závěr

Cílem předkládaného příspěvku bylo ověřit hypotézu, zda krátkodobé výrazné výkyvy v ekonomickém růstu způsobují dlouhodobé změny na trhu práce. Tento cíl byl zkoumán z pohledu analýzy strukturálních změn vývoje nezaměstnanosti stanovených na základě rozboru vývoje ekonomického růstu ČR.

Na základě výše provedené empirické analýzy bylo zjištěno, že strukturální změna, kterou byla měnová krize v roce 1997 v ČR významně ovlivnila vývoj HDP a v následujících obdobích způsobila růst nezaměstnanosti. Za další strukturální změnu ve vývoji HDP, která ovlivnila vývoj nezaměstnanosti ve smyslu mírného nárůstu lze považovat rok 2002. Situace poklesu vývoje ekonomického růstu v ČR v tomto roce lze shledávat v celosvětové krizi a ve vývoji US, kdy v souvislosti s rostoucí globalizací dochází k ovlivnění i na evropském kontinentě. Poslední strukturální zlom ovlivňující vývoj nezaměstnanosti, a to ve smyslu jejího poklesu, lze spatřovat v roce 2006. Podíváme-li se na vývoj ekonomického růstu v období kolem roku 2006, můžeme jako významný okamžik identifikovat rok 2004. Zda byla příčina v začlenění ČR do Evropské unie a s ní spojené mikroekonomické dopady na trhy se lze pouze domnívat.

Dlouhodobý charakter vlivu významných i když krátkodobých poklesů ekonomického růstu na nezaměstnanost, podpořený mikroekonomickými fundamenty nové keynesiánské ekonomie, byl prokázán.

Předkládaný příspěvek vznikl za podpory výzkumného záměru „Česká ekonomika v procesech integrace a globalizace a vývoj agrárního sektoru a sektoru služeb v nových podmínkách evropského integrovaného trhu“.

5. Literatura

- [1] GREEN, W. H. 1997. *Econometric Analyses*. London: Prentice – Hall, 1997. 1076 s. ISBN 0-13-7246659-5.
- [2] MACH, M. 2007. *Makroekonomie II pro magisterské (inženýrské) studium 1. a 2. část*, 3. vyd., Slaný, Melandrium 2001, 367 s., ISBN 80-86175-18-9.
- [3] POMĚNKOVÁ, J. 2007. USA business cycle identification – a comparative study of chosen methods. *Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun.*, 2007, v. LV, č. 6, s. 125-132. ISSN 1211-8516.
- [4] ROLNÝ, I., LACINA, L. 2004. *Globalizace etika ekonomika*, Praha 2004, 298 s., ISBN 80-86768-04-X.
- [5] SEDIGGI, H. R. - LAWLER, K. A. - KATOS., A. V. 2000. *Econometrics. A practical approach*. New York 2000, s. 262 – 287.
- [6] WOOLDRIDGE, J. M. 2003. *Introductory Econometrics: A modern approach*. Ohio 2003, s. 863, ISBN 0-324-11364-1.
- [7] ŽÍDEK, L. 2007. *Dějiny světového hospodářství*, Plzeň, 2007, s. 391 s., ISBN 978-80-7380-035-2.
- [8] ŽÍDEK, L. 2006. *Transformace české ekonomiky 1989 – 2004*, C. H. Beck, Praha 2006, 304 s., ISBN 80-7179-922-X
- [9] http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=1090,30070682,1090_33076576&_dad=portal&_schema=PORTAL

Adresa autora:

Jitka Poměnková, Ph.D., RNDr.

Ústav financí

Mendelova zemědělská a lesnická univerzita
v Brně

Zemědělská I

Česká republika

613 00 Brno

pomenka@mendelu.cz

Asociačné pravidlá Associations rules

Iveta Stankovičová

Abstract: Market basket analysis is applied to undirected data mining problems that consist of well-defined items that group together in interesting ways. These problems occur commonly in the retail industry where point-of-sale transactions are the basis for the analysis. Similar problems can be found in other industries. Association and sequence analyses are handled in SAS Enterprise Miner by the Association tool. This tool transforms transaction data sets into rules. The value of the generated rules is gauged by support, confidence and lift.

Key words: market basket analysis, associations rules, undirected data mining.

Kľúčové slová: analýza nákupného koša, asociačné pravidlá, nepriamy data mining.

1. Úvod

Analýza nákupného koša nie je jednoduchá technika. Tento pojem zahŕňa skupinu techník a metód analýzy transakčných dát o predaji produktov v sledovanej oblasti (*point-of-sale transaction data*). Najčastejšie používanou technikou v praxi sú asociačné pravidlá. Automatické generovanie asociačných pravidiel z transakčných dát je možné robiť pomocou data miningových softvérov. Asociačné pravidlá reprezentujú schémy (vzory, pravidlá) v dátach bez toho, aby bola definovaná cieľová (modelovaná, závislá, *target*) premenná, preto sa táto technika zaraďuje medzi techniky nepriameho data miningu (*undirected data mining*).

2. Dáta pre analýzu nákupného koša

Údaje pre techniky analýzy nákupného koša majú povahu transakčných dát. Je pre ne typické, že sa skladajú zo štyroch základných častí, resp. dátových tabuliek:

- Dátová tabuľka o zákazníkoch obsahuje ID zákazníka (*customer*), meno, adresu a pod..
- Dátová tabuľka o zákazkách (objednávkach, nákupoch) obsahuje ID zákazky (*order*), ID zákazníka, dátum objednávky (nákupu), typ platby, celkovú cenu, dátum zaslania, náklady na dopravu a pod..
- Dátová tabuľka o položkách zákazky (účtovných položkách, *line items*) obsahuje ID účtovnej položky, ID zákazky, ID produktu (tovaru, služby), množstvo, jednotkovú cenu, jednotkové náklady a pod..
- Dátová tabuľka o produktoch môže obsahovať ID produktu, produktovú kategóriu, produktovú subkategóriu, popis produktu a pod..

Dátové tabuľky predstavujú relačnú databázovú štruktúru, v ktorej základným prvkom je zákazka (*order*). Zákazka predstavuje transakciu a skladá sa z jednotlivých položiek (*items*). Položky sú zvyčajne napojené na tabuľku charakteristík produktov. Zákazka sa viaže na určitého zákazníka (ID zákazníka), ktorý môže mať aj niekoľko zákaziek a preto sa ID zákazníka v transakčných dátach opakuje na viacerých riadkoch dátovej tabuľky.

3. Asociačné pravidlá

Asociačné pravidlá sú pôvodne odvodené z nákupných dát a vyjadrujú, ktoré tovary si zákazník kúpil, resp. kupuje spolu v obchode, čiže dáva si ich zvyčajne spolu do nákupného košíka (*basket*). Dnes sa však táto technika aplikuje aj v iných oblastiach, napr.:

- Analýza položiek kúpených cez kreditnú kartu (napr. ako je prenájom auta a potom zaplataenie hotelovej izby) nám umožnia zistiť, ktorý nasledujúci produkt si zákazník s najvyššou pravdepodobnosťou kúpi.
- Analýza zakúpených voliteľných (nepovinných) služieb zákazníkmi telekomunikačnej spoločnosti (napr. DSL, rýchle volanie a iné) nám pomôžu určiť balík služieb, ktoré treba ponúkať spolu, aby sme maximalizovali tržby.
- Analýza bankových služieb používaných retailovými zákazníkmi (napr. investičné služby, pôžička na auto, nákup vkladových certifikátov (CD) a iné) nám pomôže identifikovať zákazníkov, ktorí si s najvyššou pravdepodobnosťou želajú kúpiť tieto iné služby.
- Analýza nezvyčajných kombinácií poistných nárokov môže dať signál, že sa jedná o podvod a dať podnet na vyšetrovanie.
- Analýza histórie lekárskej starostlivosti o pacienta môže indikovať možné komplikácie založené na určitej kombinácii postupov ošetrovania.

Výsledkom asociačnej analýzy sú asociačné pravidlá (*association rules*), ktoré hovoria o tendencii zoskupovania sa nakupovaných produktov alebo služieb a sú dobre zrozumiteľné. Napríklad pravidlo „*ak si zákazník kúpil pomarančový džús, tak si kúpi aj sódu*“, je každému hneď jasné. Od asociačných pravidiel požadujeme aby boli nielen jasné ale aj užitočné. Asociačná analýza produkuje tri základné druhy pravidiel: 1. *použiteľné (osožné, prospešné)*, 2. *triviálne* a 3. *nevysvetliteľné*.

Použiteľné asociačné pravidlá obsahujú informáciu vysokej kvality. Napríklad pravidlo „*ak zákazník kúpi bábiku Barbie, tak si kúpi aj čokoládu*“ vedie obchodníka k tomu, aby tieto tovary umiestnil blízko seba v obchode a zvýši tým svoje tržby.

Triviálne asociačné pravidlá obsahujú výsledok, ktorý je všeobecne známy pre danú oblasť podnikania. Napríklad pravidlo „*ak zákazník kúpi počítač, tak si kúpi aj monitor*“ patrí medzi triviálne zistenia a zbytočne sme mrhali prostriedky na výskum.

Nevysvetliteľné asociačné pravidlá sa nedajú objasniť a nevedú k nejakému prospešnému činu. Napríklad pravidlo „*keď sa otvorilo nové oddelenie hardvéru, tak sa stal jedným z najpredávanejších tovarov WC čistič*“ patrí medzi takéto výsledky. Vysvetlenie môže byť rôzne, napr. že zľava na tento WC čistič v sledovanom období bola taká vysoká, že zákazníci kupovali tento produkt vo zvýšenej miere.

Podľa originálnej definície Agrawala [3] pre definovanie asociačných pravidiel je potrebné zaviesť nasledujúce pojmy. Nech $I = \{i_1, i_2, \dots, i_n\}$ je súbor binárnych atribútov o rozsahu n , ktoré nazývame položkami (*items*) a nech $D = \{t_1, t_2, \dots, t_m\}$ je súborom transakcií o rozsahu m , nazývaným databáza. Každá transakcia v D má pridelené jedinečné identifikačné číslo ID a obsahuje podmnožinu položiek z I . Príklad databázy D je uvedený v tabuľke 1.

Tabuľka 1: Príklad databázy D pre 4 položky

ID transakcie (zákazníka)	Názov produktu (položka)			
	A	B	C	D
1	1	1	0	0
2	0	1	1	0
3	0	0	0	1
4	1	1	1	0
5	0	1	0	0

Asociačné pravidlo je definované ako implikácia $A \Rightarrow B$, kde A, B sú z I a sú to disjunktné položky (prvky), čiže $A \cap B = \emptyset$. Každé asociačné pravidlo sa teda skladá z dvoch častí, z podmienky A (*condition*) a výsledku B (*result*) a zvyčajne predstavuje výrok:

Ak podmienka, tak výsledok (ak A potom B, resp. $A \Rightarrow B$).

Asociačné pravidlá môžu byť aj zložitejšie, čiže môžu obsahovať aj viac prvkov ako dva (prvky A, B). Napríklad medzi trojprvkové pravidlá (prvky A, B, C) patrí výrok:

Ak A a B, tak potom C (resp. $A \& B \Rightarrow C$).

Kvalita asociačných pravidiel sa posudzuje tromi ukazovateľmi: *support*, *confidence* a *lift*. Vzorce a charakteristiky týchto ukazovateľov pre dvojprvkové asociačné pravidlá typu $A \Rightarrow B$ sú nasledujúce:

- *Support* udáva pravdepodobnosť, že dve položky (A a B) sa vyskytnú súčasne u zákazníka. Je mierou dôležitosti (*significance, importance*) pravidla $A \Rightarrow B$. Je to symetrický ukazovateľ.

$$\text{support} = \frac{\text{počet transakcií obsahom položiek } A \text{ a } B}{\text{počet všetkých transakcií v databáze } |D|} \quad (1)$$

- *Confidence* (*strenght*) udáva podmienenú pravdepodobnosť, že ak má zákazník položku A , tak má aj položku B . Nie je to už symetrický ukazovateľ a je veľmi citlivý na výskyt položky B (výsledku pravidla) v databáze.

$$\text{confidence} = \frac{\text{transakcie obsahom položiek } A \text{ a } B}{\text{transakcie s obsahom položiek } A} = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = P(B/A) \quad (2)$$

- *Lift* (*improvement, interest*) vypočítame ako podiel dvoch pravdepodobností. Očakávaná pravdepodobnosť (*expected confidence*) vyjadruje teoretickú pravdepodobnosť za predpokladu nezávislosti položiek A a B , čiže pre pravidlo $A \Rightarrow B$ vyjadruje pravdepodobnosť, že zákazník má produkt B . Ukazovateľ liftu je tiež symetrický.

$$\text{lift} = \frac{\text{confidence}}{\text{expected confidence}} = \frac{P(\text{podmienka a výsledok})}{P(\text{podmienka})P(\text{výsledok})} = \frac{P(A \cap B)}{P(A)P(B)} \quad (3)$$

Lift interpretujeme ako všeobecnú mieru závislosti (asociácie) medzi dvoma prvkami. Hodnoty vyššie ako 1 indikujú pozitívnu závislosť, hodnoty nižšie ako 1 indikujú negatívnu závislosť a hodnoty rovné 0 indikujú nezávislosť. Napr. ak je $\text{lift}=2$ pre pravidlo $A \Rightarrow B$, tak zákazník, ktorý má produkt A , má produkt B s dvojnásobnou pravdepodobnosťou v porovnaní s náhodne vybratým zákazníkom.

Pre pravidlo s *liftom* nižším ako 1, je lepšie využitelná negácia tohto pravidla. Napr. pravidlo „ak B a C , tak A “ má *lift* len 0,74 a *confidence* 0,33. Položka A sa objavuje u zákazníkov napr. s pravdepodobnosťou 0,45 a teda jej negácia ($\text{non } A$) má pravdepodobnosť 0,55. Negácia tohto pravidla má tvar „ak B a C , tak $\text{non } A$ “ a má *confidence* 0,67 ($1-0,33$). *Lift* tohto nového pravidla je už 1,22 ($0,67/0,55$), čo je v praxi lepšie použiteľné.

Generovanie asociačných pravidiel je viackrový proces. Algoritmus môžeme všeobecne popísať takto:

1. Generovanie matice výskytu (*co-occurrence matrix*) pre jednotlivé prvky.
2. Generovanie matice výskytu (*co-occurrence matrix*) pre dva prvky. Jej použitie pre hľadanie dvojprvkových asociačných pravidiel.
3. Generovanie matice výskytu (*co-occurrence matrix*) pre tri prvky. Jej použitie pre hľadanie trojprvkových asociačných pravidiel.
4. Atd'.

Výsledkom sú asociačné pravidlá vytvorené kombináciami prvkov (produktov). Už napríklad pre 5 prvkov je to veľký počet pravidiel, lebo ich počet rastie exponenciálnym radom. Je potrebné tento proces niekde zastaviť a riešením je tzv. orezanie (*pruning*). Na orezanie sa používa najčastejšie určenie *minimálnej hodnoty supportu*.

5. Využitie asociačnej analýzy v poisťovni

Máme k dispozícii transakčné dáta o nákupe štyroch poisťných produktov za sledované obdobie zákazníkmi nemenovanej poisťovne, teda $I=\{CA, MT, PP, LI\}$. Dátový súbor *ASOC_DATA.sas7bdat* obsahuje 4913 riadkov len pre dve premenné (stĺpce):

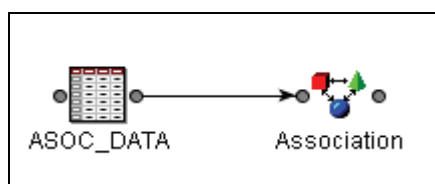
- **CUSTOMER_ID** je identifikačná premenná nominálneho typu, v ktorej je uvedené ID zákazníka. Počet rôznych ID zákazníkov v transakčnej databáze je 2835 (*t.j. |D| = 2835*) a zistíme to až vo výstupe softvérového riešenia.

- **PRODUCT_REF** je cieľová (*target*) premenná nominálneho typu, ktorá obsahuje kód poisťného produktu, ktorý si zákazník kúpil v sledovanom období. Z dát sme zistili, že jeden zákazník si kúpil viacero produktov a ten istý produkt si kúpil aj viackrát (Porovnaj v tabuľke 2 stĺpce počet transakcií a počet zákazníkov). Hodnoty kódov poisťných produktov, ktoré sa v transakciách vyskytovali, ich popis a výskyt je v uvedený tabuľke 2.

Tabuľka 2: Poisťné produkty a ich výskyt v transakčných dátach

Kód produktu (PRODUCT_REF)	Popis produktu	Počet transakcií	Počet zákazníkov s produktom ¹
CA	Havarijné poistenie	118	113
MT	Povinné zmluvné poistenie motorového vozidla	658	550
PP	Poistenie domácnosti	1882	1425
LI	Životné poistenie	2255	1709
Počet transakcií	Celkový počet riadkov v dátovej tabuľke	4913	
Počet zákazníkov	Počet rôznych CUSTOMER_ID	2835	

Na uskutočnenie asociačnej analýzy sme použili data minigový nástroj SAS Enterprise Miner 5.2 (ďalej len SAS EM). Vytvorili sme pracovný diagram (Obrázok 1), ktorý vyjadruje postup analýzy a skladá sa z dvoch uzlov (*nodes*). Pre uzol *Association* sme použili preddefinované nastavenia systémom (Obrázok 2). Softvér bude vytvárať maximálne štvorprvkové pravidlá (Obrázok 2: *Maximum Items=4*), ktorých *support* bude vyšší ako 5% (Obrázok 2: *Support Type=Percent* a *Support Percentage=5.0*).



Obrázok 1: Postup asociačnej analýzy v SAS Enterprise Miner 5.2

Association	
Maximum Items	4
Minimum Confidence Level	10
Support Type	Percent
Support Count	2
Support Percentage	5.0

Obrázok 2: Nastavenie uzla Association v SAS Enterprise Miner 5.2

Z asociačnej analýzy v SAS EM s týmito nastaveniami sme získali 10 výsledných asociačných pravidiel (Tabuľka 3), ktoré sú usporiadané podľa hodnoty *liftu* a ktorých *support* je blízko k hodnote 5% a vyšší. Najvyššiu hodnotu *liftu* 1,36 má 3-prvkové pravidlo

¹ Počet zákazníkov s daným produktom softvér SAS EM vo výstupoch z uzla *Association* priamo neudáva. Pre ilustráciu výpočtov sme si tieto čísla zistili pomocou softvéru EXCEL.

PP&LI ==> MT. *Support* tohto pravidla 4,66% ($132/2835=0,0466$) znamená, že zákazníkov ktorí si kúpili poistenie domácnosti, životné poistenie a aj povinné zmluvné poistenie motorového vozidla je v súbore 4,66%. *Confidence* je 26,4% ($132/500=0,264$) a vyjadruje pravdepodobnosť, že ak si zákazník kúpil poistenie domácnosti a životné poistenie, tak si kúpi aj povinné zmluvné poistenie motorového vozidla. Očakávaná pravdepodobnosť (*expected confidence*) pre toto pravidlo je 19,4% ($550/2835=0,194$) a vyjadruje pravdepodobnosť výskytu povinného zmluvného poistenia motorového vozidla u zákazníka za predpokladu nezávislosti od zakúpenia produktov poistenie domácnosti a životné poistenie. *Lift* 1,36 ($0,264/0,194=1,36$) znamená, že u zákazníka ktorý si kúpil poistenie domácnosti a životné poistenie, je šanca 1,36 ku 1, že si kúpi aj povinné zmluvné poistenie motorového vozidla v porovnaní s náhodne vybratým zákazníkom.

Tabuľka 3: 10 výsledných pravidiel z uzla Association

index	SET_SIZE	EXP_CONF	CONF	SUPPORT	LIFT	COUNT	RULE
1	3	19.40	26.40	4.66	1.36	132	PP & LI ==> MT
2	3	17.64	24.00	4.66	1.36	132	MT ==> PP & LI
3	3	50.26	52.59	4.66	1.05	132	MT & LI ==> PP
4	3	60.28	54.77	4.66	0.91	132	PP & MT ==> LI
5	2	19.40	16.91	8.50	0.87	241	PP ==> MT
6	2	50.26	43.82	8.50	0.87	241	MT ==> PP
7	2	19.40	14.69	8.85	0.76	251	LI ==> MT
8	2	60.28	45.64	8.85	0.76	251	MT ==> LI
9	2	60.28	35.09	17.64	0.58	500	PP ==> LI
10	2	50.26	29.26	17.64	0.58	500	LI ==> PP

6. Záver

Analýza nákupného koša patrí medzi techniky nepriameho data miningu a jej výsledkom sú jasné a pochopiteľné pravidlá. Nevýhodou je hlavne vysoká výpočtová náročnosť pri veľkom objeme transakcií a pri veľkom počte produktov. Je potrebné si stanoviť limit *supportu*, aby sme znížili nároky na výpočty. Táto metóda má však tiež problémy, keď sa niektoré produkty vyskytujú v databáze zriedkavo. Analýza nákupného koša pracuje dobre, keď sa všetky produkty (položky) vyskytujú približne s rovnakou frekvenciou a to nebol náš prípad.

7. Literatúra

- [1]http://en.wikipedia.org/wiki/Association_rule_learning#cite_ref-lift_10-0
- [2]http://michael.hahsler.net/research/association_rules/measures.html#support
- [3]R. AGRAWAL; T. IMIELINSKI; A. SWAMI: Mining Association Rules Between Sets of Items in Large Databases", SIGMOD Conference 1993: 207-216
- [4]SAS ONLINE DOC 9.1.3. Dostupné na internete:
<http://support.sas.com/onlinedoc/913/docMainpage.jsp>

Adresa autora (-ov):

Ing. Iveta Stankovičová, PhD.
Fakulta managementu UK v Bratislave
Katedra informačných systémov
Odbojárov 10
820 05 Bratislava, SR
iveta.stankovicova@fm.uniba.sk

Využitie metód fuzzy množín v kriminalistike The use of fuzzy methods in the criminalistics

Beáta Stehlíková, Anna Tirpáková, Jaroslav Ivor

Abstract: In this paper we introduce one effective method for biometrical personal identification by face. This method is based on the principle of identification of persons via recognition of main face features. The mutual position of eyes, nose, mouth, ears, shuteyes, eyebrows etc. is important for the identification. The foundation of the recognition is the algorithm by fuzzy method.

Key words: biometrical personal identification of face, fuzzy sets, criminalistics

Kľúčové slová: biometrická identifikácia tváre osôb, fuzzy množiny, kriminalistika

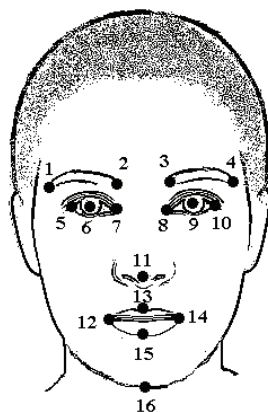
1. Úvod

Forezná identifikácia je proces počas ktorého sa stanoví, kto resp. čo vytvára špecifickú časť forezného kľúča. Jednou z teórií foreznej vedy je, že každý objekt je jedinečný a neopakovateľný. Rozmanitosť objektov v prírode je tak široká, že je vylúčené aby dva objekty boli absolútne identické. Identifikácia osôb pomocou portréту sa zaoberá štúdiom vonkajších črt osôb a metódami ktoré by mohli tieto osoby identifikovať. Z hľadiska antropologického pohľadu je každý človek charakterizovaný množinou trvalých morfológických a metrických znakov a súhrn týchto znakov je tak jedinečný, že žiadny ďalší človek nie je charakterizovaný tými istými znakmi.

Cieľom nášho príspevku je ukázať novú biometrickú metódu pre porovnávanie portrétov resp. obrázkov tváři osôb, ktorá je založená na princípe identifikácie osôb prostredníctvom rozpoznávania hlavných črt ľudskej tváři. Na identifikáciu osôb sme v našom prípade použili vzájomnú polohu očí, úst, obočia, nosa a pod. Nová biometrická metóda resp. algoritmus umožňuje na základe pozorovaných znakov (črty tváři) porovnať portréty a nájsť tie, ktoré sú s vybraným portrétom najpodobnejšie.

2. Charakteristika sledovaných súborov a použité metódy

Východiskom nového algoritmu pre porovnávanie portrétov bol algoritmus čínskych autorov [1] a [2] pre rozpoznávanie písaných čínskych znakov. Náš algoritmus je založený na princípe identifikácie osôb prostredníctvom rozpoznávania vybraných črt ľudskej tváři, ktoré sú určené vybranými významnými resp. orientačnými bodmi na ľudskej tvári. Významné body na ľudskej tvári sú znázornené na Obrázku 1. a popísané v Tabuľke 1. Súradnice významných bodov získame pomocou softvéru ImageJ. Výhodou tohto programu je, že namerané súradnice sú priamym vstupom pre následné spracovanie v programe Mathematica.



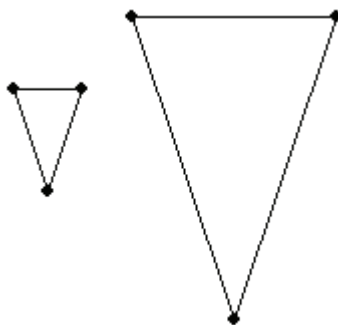
Obrázok 1: Významné body na tvári

Tabuľka 1: Významné body na tvári

- | |
|---|
| <ol style="list-style-type: none"> 1. vonkajší koniec pravého obočia 2. vnútorný koniec pravého obočia 3. vnútorný koniec ľavého obočia 4. vonkajší koniec ľavého obočia 5. vonkajší kútik pravého oka 6. zornička pravého oka 7. vnútorný kútik pravého oka 8. vnútorný kútik ľavého oka 9. zornička ľavého oka 10. vonkajší kútik ľavého oka 11. špička nosa 12. pravý kútik úst 13. stred hornej pery 14. ľavý kútik úst 15. stred spodnej pery 16. špička brady |
|---|

Podobnosť portrétov resp. fotografií ľudí budeme hodnotiť z hľadiska polohy, smeru a vzťahu medzi úsečkami a a p , ktoré spájajú vybrané významné body na tvári. Celková strata informácie C , ktorú vypočítame podľa vzťahu $C = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m C_{a_i p_i}$, nadobúda hodnoty z intervalu $\langle 0, 1 \rangle$. Vypočítané hodnoty celkovej straty informácie interpretujeme nasledovne: čím sú dva objekty podobnejšie, tým je celková strata informácie C nižšia. Identické objekty (obrázky) majú nulovú stratu informácie. Podrobný popis metódy aj postup jej použitia je uvedený v príspevku [3].

Ďalšou výhodou tejto metódy je invariantnosť vzhľadom na veľkosť obrázku. Inými slovami môžeme povedať, že miera nepodobnosti toho istého obrázku ale rozdielnej veľkosti je rovná nule. Túto skutočnosť názorne ilustruje obr. 2. Uvedená vlastnosť je veľmi dôležitá z toho dôvodu, že uvedený algoritmus umožňuje porovnávať obrázky tváre resp. fotografie napríklad aj s fotografiami vystrihnutými z davu a tieto môžeme podľa potreby zväčšiť bez toho, že by sme pri porovnávaní dostali skreslené výsledky.



Obrázok 2: Miera nepodobnosti toho istého obrázku v rozdielnych veľkostiach je rovná nule

3. Vyhodnotenie výsledkov pozorovania

V ďalšom uvedieme príklady použitia algoritmu pre biometrickú identifikáciu osôb použitím fuzzy metód. Použitý algoritmus je popísaný v [3]. Databázu pre porovnávanie tvorí náhodný výber 101 fotografií hľadaných osôb Interpolom [4] zo dňa 6. 6. 2008. Pre ukážku použitia algoritmu využijeme situáciu, že hľadaná osoba – obrázok č. 101 má v tomto náhodnom výbere ešte jednu fotografiu – obrázok č. 69.

Na základe nami vybranej kombinácie významných bodov na tvári: **6, 11, 12, 15, 14, 11, 9** z Tabuľky 1. a použitím algoritmu pre biometrickú identifikáciu osôb sme dostali nasledujúci výsledok. Obrázky osôb, ktoré sú najpodobnejšie s hľadanou osobou číslo 101 sú osoby, uvedené pod číslami 101, **69**, 37, 22, 55, 56, 76, 10, 38, 23, 100. Príslušné vypočítané miery nepodobnosti sú uvedené v Tabuľke 2.

Tabuľka 2: Čísla obrázkov a miery nepodobností pre kombináciu významných bodov na tvári **6, 11, 12, 15, 14, 11, 9**

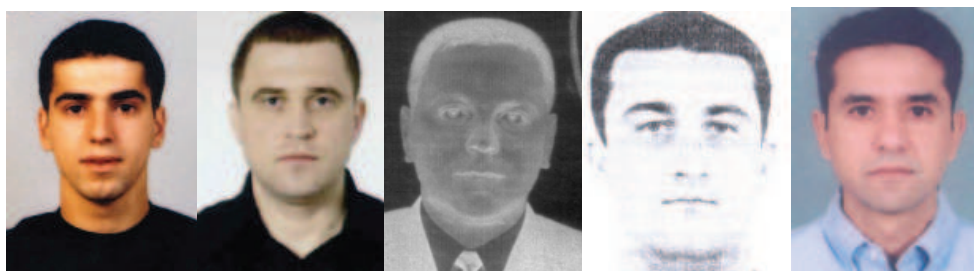
Numbers of pictures	101	69	37	22	55	56	76	10	38	23	100
Measures of dissimilarity	0	0,0065	0,3561	0,3744	0,3813	0,3833	0,3859	0,3906	0,3929	0,3967	0,3986

Z tabuľky vidíme, že miera nepodobnosti, ktorá prislúcha hľadanej osobe, uvedenej v zozname pod číslom 69 je 0,0065 a nasledujúca miera nepodobnosti osoby pod číslom 37 je až 0,3561, čo je značný rozdiel a svedčí to o citlivosti a presnosti vytvoreného algoritmu.

Ďalej na základe vypočítaných hodnôt mier nepodobnosti vidíme, že s osobou uvedenou pod číslom 101 je najpodobnejšia osoba, ktorá je uvedená v zozname pod číslom 69. Ukázalo sa, pomocou algoritmu sme našli k osobe pod číslom 101 najpodobnejšiu osobu – č. 69, čo sú v skutočnosti dve fotografie tej istej osoby (Obrázok 3).



101



69

37

22

55

56



76

10

38

23

100

Obrázok 3: Hľadaná osoba (101) a osoby, ktoré sú najpodobnejšie s ňou na základe významných bodov na tvári 6, 11, 12, 15, 14, 11, 9

V ďalšom sme pomocou nášho algoritmu hľadali k osobe pod číslom 101 osoby, ktoré sú s ňou najpodobnejšie na základe vybranej kombinácie významných bodov na tvári: **5, 10, 11** (Tabuľka 1). Dostali nasledujúci výsledok. Obrázky osôb, ktoré sú najpodobnejšie s hľadanou osobou č. 101 sú osoby, uvedené pod číslami 101, **69**, 99, 5, 38, 51, 22, 14, 21, 24, 92. Príslušné vypočítané miery nepodobnosti sú uvedené v Tabuľke 3 a príslušné fotografie najpodobnejších osôb sú na Obrázku 4.

Tabuľka 3: Čísla obrázkov a miery nepodobnosti pre kombináciu významných bodov na tvári 5, 10, 11

Numbers of pictures	101	69	99	5	38	51	22	14	21	24	92
Measures of dissimilarity	0	0.0037	0.3302	0.3303	0.3304	0.3320	0.3323	0.3324	0.3325	0.3326	0.3326



101



69

99

5

38

51



22

14

21

24

92

Obrázok 4: Hľadaná osoba (101) a osoby, ktoré sú najpodobnejšie s ňou na základe významných bodov na tvári 5, 10, 11

Na základe kombinácie významných bodov na tvári: **6, 12, 15, 14, 9** z Tabuľky 1. a použitím nášho algoritmu sme dostali nasledujúci výsledok. Obrázky osôb, ktoré sú najpodobnejšie s hľadanou osobou č. 101 sú osoby, uvedené v zozname hľadaných osôb pod číslami 101, **69**, 15, 39, 91, 51, 92, 46, 40, 24, 67, 36 a ich miery nepodobnosti sú: 0, 0.0015, 0.3333, 0.3333, 0.3333, 0.3333, 0.3333, 0.3333, 0.3333, 0.3333, 0.3334, 0.3334, 0.3334 a 0.3334.

Na základe kombinácie významných bodov na tvári: **6, 13, 9** z Tabuľky 1. a použitím nášho algoritmu sme dostali nasledujúci výsledok. Obrázky osôb, ktoré sú najpodobnejšie s hľadanou osobou č. 101 sú osoby, uvedené pod číslami 101, **69**, 94, 67, 78, 45, 82, 18, 55, 39, 52, 79 a ich miery nepodobnosti sú: 0, 0.0011, 0.3138, 0.3154, 0.3175, 0.3175, 0.3175, 0.3179, 0.3180 a 0.3187.

4. Záver

Jedna z najefektívnejších metód ako zabrániť zločinu alebo tiež vyšetriť zločin je monitorovanie osôb pomocou videotechniky. Vzhľadom na to, že takéto nahrávanie predstavuje vážne narušenie súkromia jednotlivca, monitorovanie je povolené iba vo verejných priestranstvách, pričom monitorovanie musí byť v súlade so zákonom. Monitorovanie mimo verejných budov môže byť povolené iba za týchto podmienok: ak ide o ochranu verejného poriadku a bezpečnosti, vyšetrovanie resp. odhaľovanie aktivity zločincov alebo ochrana bezpečnosti štátu. Ak sú splnené uvedené podmienky, potom nahrávka môže byť poskytnutá súdu ako prijateľný dôkazový materiál. V niektorých prípadoch sa však môžu vyskytnúť problémy, zvlášť ak podozrivý nahrávku odmietne s tvrdením, že v tom čase nebol na inkriminovanom mieste. V takýchto prípadoch na overenie podobnosti portrétov a tým aj na usvedčenie páchatel'a je vhodné použiť metódu biometrickej identifikácie tváre.

Uvedená metóda sa môže využívať aj pri iných foréznych identifikačných metódach osôb. Napríklad úlohu významných bodov tváre môžu nahradiť body priesečníkov úsečiek Gunnovej metódy pre porovnanie stopy resp. šľapaje. Metóda je vhodná aj pre porovnanie obrysu tela - siluety na obrázku. Touto metódou sa budem zaoberať v nasledujúcom príspevku.

5. Literatúra

- [1] OGAWA, H.: Labeled point pattern matching by fuzzy relaxation. PATTERN RECOGNITION Vol. 17, no. 5, pp. 569-574, 1984 Ogawa, H.: A fuzzy relaxation technique for partial shape matching. Pattern Recognition Letters Vol. 15 No. 4, pp. 349-355, 1993
- [2] CHENG, F.H., HSU, W.H., CHEN, C.A.: Fuzzy approach to solve the recognition problem of handwritten Chinese characters. PATTERN RECOGNITION Vol. 22, no. 2, pp. 133-141, 1989
- [3] B. STEHLÍKOVÁ, A.TIRPÁKOVÁ, J.IVOR: Biometrical personal identification of face by methods of fuzzy sets, (sent for publication 2008)
- [4] Interpol: <http://www.interpol.int/Public/Wanted/Default.asp>

Adresa autora (-ov):

Beáta Stehlíková, Doc. RNDr., CSc.
Fakulta ekonómie a podnikania BVŠP
Tematínska 10
851 05 Bratislava
biostateduca2003@yahoo.com

Anna Tirpáková, Doc. RNDr., CSc.
Katedra Matematiky UKF
Tr. A. Hlinku 1
949 01 Nitra
atirpakova@ukf.sk

Jaroslav Ivor, Prof. JUDr., CSc.
Fakulta práva BVŠP
821 02 Tomášikova 20
Dekan.fp@uninova.sk

Disparity v rozvoji regiónov Slovenska na úrovni NUTS III **Disparities in development of Slovak regions at the level NUST III**

Maroš Valach

Abstract: The paper deals with the regional disparities in Slovakia at the level NUTS III. As object of analyses were chosen social-economics indicators witch characterize the development in given territorial units. The results of the analysis confirm the existence as well as lingering of regional disparities in surveyed regions.

Key words: NUTS III, Gini index, index of localization, regional disparities.

Kľúčové slová: NUTS III, Gini koeficient, index lokalizácie, regionálne disparity.

1. Úvod

Pod regionálnymi disparitami rozumieme rozdiely v stupni sociálno-ekonomického rozvoja regiónov, ktoré sú dôsledkom jeho nerovnomernosti. Regionálne disparity existovali a existujú vo všetkých krajinách. Rozdielny je však ich rozmer, v ktorom sa prejavujú.

Špecifickým znakom regionálnej štruktúry Slovenska je výrazná a neustále sa prehĺbujúca, priestorová diferenciácia ekonomickej a sociálnej úrovne regiónov. Vo všeobecnosti regionálne disparity sú na území Slovenska výsledkom spolupôsobenia viacerých skupín podmienok a faktorov, ktoré vyplývajú jednak zo *systemových* a *vecných* podmienok. Spolu s regionálne silne diferencovanou lokalizáciou, v porovnaní s okolitými krajinami, výrazne nižšieho objemu zahraničných investícií, ich možno považovať za determinujúce faktory regionálnych disparít v podmienkach Slovenska, ktoré sú umocnené aj regionálnymi špecifikami.

Cieľom príspevku je analyzovať vývoj regionálnych disparít na Slovensku pomocou vybranej skupiny ukazovateľov na úrovni NUTS III.

2. Metodika

Pri analýze regionálnych disparít je potrebné vyriešiť niekoľko metodologických problémov. Ide o výber vhodných observačných územných jednotiek, výber vhodných ukazovateľov a výber vhodných štatistických nástrojov a mier umožňujúcich časopriestorové komparácie.

V príspevku boli ako observačné jednotky použité kraje SR (úroveň NUTS III).

Pri selekcii vhodných ukazovateľov sa ako limitujúci faktor javí obmedzená dostupnosť vhodných dát. Ďalší problém je meniac sa metodika konštrukcie niektorých ukazovateľov, čo znižuje ich aplikabilitu v časových komparatívnych analýzach. Do analýzy boli zahrnuté nasledujúce ukazovatele:

- priemerná miera nezamestnanosti,
- priemerná hrubá mesačná mzda,
- tvorba HDP na obyvateľa,
- príjmy domácností,
- výdavky domácností,
- priame zahraničné investície.

Väčšina ukazovateľov bola sledovaná za obdobie rokov 2001 – 2006. V literatúre sa možno stretnúť s aplikáciou viacerých štatistických nástrojov a mier na meranie disparít. Sú

to štandardná (smerodajná) odchýlka, variačný koeficient, Lorenzova krivka, Theilov index, Giniho index, fuzzy c zhluková analýza, index lokalizácie.

Variačný koeficient je relatívnou mierou disperzie odvodenou od štandardnej odchýlky (podiel štandardnej odchýlky a priemeru). Je vhodným nástrojom pre komparatívne analýzy, pretože nie je závislý od nameraných hodnôt vstupných ukazovateľov. Vypočítame ho podľa nasledujúceho vzťahu:

$$v_k = \frac{s}{\bar{x}} \quad (1)$$

s je smerodajná odchýlka sledovaného ukazovateľa,

$\bar{x}$ je aritmetický priemer sledovaného ukazovateľa.

Giniho koeficient vznikol ako nástroj na meranie dôchodkovej nerovnosti. Pohybuje sa od 0 (absolútna rovnosť) po 1 (absolútna nerovnosť). Vypočítať ho možno viacerými spôsobmi. Je to dvojnásobok plochy medzi ideálnou a skutočnou Lorenzovou krivkou. Pri jeho výpočte bol použitý nasledujúci vzťah:

$$G_{ini} = \frac{1}{2n^2 \bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \quad (2)$$

n je celkový počet observačných (územných) jednotiek,

y_i je hodnota sledovaného ukazovateľa v i -tej územnej jednotke,

y_j je hodnota sledovaného ukazovateľa v j -tej územnej jednotke,

$\bar{y}$ je aritmetický priemer sledovaného ukazovateľa y .

Index lokalizácie (LQ) meria pomer zastúpenia sledovaného ukazovateľa v regióne k počtu obyvateľov. Slúži pre porovnanie rôznych javov vo viacerých územných jednotkách.

$$LQ = \frac{\frac{A_i}{\sum_{i=1}^n A_i}}{\frac{B_i}{\sum_{i=1}^n B_i}}, \quad (3)$$

n je celkový počet observačných (územných) jednotiek,

A_i je hodnota sledovaného ukazovateľa v i -tej územnej jednotke,

B_i je počet obyvateľov v i -tej územnej jednotke.

3. Výsledky regionálnych disparít v SR vo svetle vybraných sociálno-ekonomických indikátorov

3.1. Miera nezamestnanosti

Prvým z použitých indikátorov je miera nezamestnanosti. Je vhodným ukazovateľom sociálno-ekonomického vývoja v regiónoch. Je vypočítaná ako podiel disponibilného evidovaného počtu nezamestnaných k počtu ekonomicky aktívnych obyvateľov.

Vývoj miery nezamestnanosti v krajoch Slovenskej republiky za roky 2001 – 2006 je uvedený v tabuľke 1.

Tabuľka 1 Vývoj evidovanej miery nezamestnanosti v krajoch SR v r. 2001 – 2006 (v %)

kraj / rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Bratislavský kraj	5,79	5,18	3,97	3,39	2,6	2,29
Trnavský kraj	15,51	12,99	11,05	8,83	7,15	5,22
Trenčiansky kraj	12,7	10,91	9,87	8,09	6,8	5,19
Nitriansky kraj	23,12	21,51	19,07	14,8	11,39	9,09
Žilinský kraj	16,38	14,74	13,23	11,12	9,33	7,03
Banskobystrický kraj	23,59	23,77	22,75	19,5	18,32	16,12
Prešovský kraj	23,96	23	19,57	17,5	15,77	13,68
Košický kraj	25,55	24,26	22,16	18,89	17,5	15,18
Slovenská republika	18,325	17,045	15,20875	12,765	11,1075	9,225
V_K	0,35	0,39	0,41	0,43	0,48	0,53

Zdroj: Štatistický úrad SR databáza RegDat a vlastné výpočty

Za sledované obdobie môžeme konštatovať pokles evidovanej miery nezamestnanosti. Tento vývoj je však regionálne diferencovaný, na čo poukazujú hodnoty variačného koeficientu, ktorý stúpol z úrovne 0,35 v r. 2001 na 0,53 v r. 2006. Medzikrajské rozdiely v miere nezamestnanosti sa teda zvýšili a sú najvyššie v rámci sledovaného obdobia.

Najvýraznejšie poklesla miera nezamestnanosti v Trnavskom kraji (v r. 2006 mala 33,66 % z úrovne r. 2001). Nasledovali Nitriansky kraj (39,32 % úrovne r. 2001), Bratislavský kraj (39,55 % úrovne r. 2001), Trenčiansky kraj (40,87 % úrovne r. 2001) a Žilinský kraj (42,92 % úrovne r. 2001). Pomalšie sa darilo znižovať nezamestnanosť na východe Slovenska. Prešovský kraj dosiahol v r. 2006 57,10 % úrovne r. 2001 a Košický kraj dosiahol 59,41 % úrovne r. 2001. najmenej poklesla nezamestnanosť v Banskobystrickom kraji, kde dosiahla v r. 2006 až 68,33 % úrovne r. 2001.

Uvedené skutočnosti poukazujú na nerovnomerný regionálny rozvoj Slovenska, ktorého výsledkom je prehľbovanie regionálnych rozdielov v úrovni nezamestnanosti.

3.2. Priemerná hrubá mesačná mzda

Priemerná mesačná mzda patrí k základným ekonomickým ukazovateľom, ktorými môžeme dokumentovať diferencovaný vývoj regiónov. Hodnoty tohto ukazovateľa za roky 2002 – 2006 sú uvedené v tabuľke 2.

Tabuľka 2 Vývoj priemernej hrubej mesačnej mzdy (Sk) v krajoch SR v r. 2002 – 2006

kraj/rok	2002	2003	2004	2005	2006
Bratislavský kraj	19475	20256	22589	24479	26910
Trnavský kraj	13977	14870	17141	18218	18637
Trenčiansky kraj	13086	14054	15539	16607	18194
Nitriansky kraj	13067	13576	14912	15957	17444
Žilinský kraj	13885	13695	15744	16766	17723
Banskobystrický kraj	13184	13721	14923	16183	17049
Prešovský kraj	12248	12696	13497	14600	16253
Košický kraj	14297	15796	17146	17948	19951
Slovenská republika	14597	15359	17042	18504	19774
V_K	0,154	0,155	0,162	0,162	0,171

Zdroj: Štatistický úrad SR databáza RegDat a vlastné výpočty

Priemerná mesačná mzda stúpala počas celého sledovaného obdobia. S uvedeným rastom bol spätý aj nárast regionálnych disparít v tomto ukazovateli, čo potvrdzuje nárast variačného koeficientu z 0,154 v r. 2002 na 0,171 v r. 2006.

Hoci najvyššiu priemernú mesačnú mzdu za celé sledované obdobie vykazuje Bratislavský kraj najväčší nárast priemernej mesačnej mzdy bol zaznamenaný v Košickom

kraji (39,55 %), za ním nasleduje Trenčiansky kraj (nárast o 39,03 %). Bratislavský kraj zaznamenal nárast priemernej mzdy o 38,18 %. Najnižší nárast priemernej hrubej mesačnej mzdy za sledované obdobie bol v Žilinskom kraji 27,64 %. V roku 2006 mali na Slovensku dva kraje priemernú mzdu nad úrovňou celoslovenského priemeru – Bratislavský (136,09 % úrovne priemeru) a Košický (100,90 % úrovne priemeru). Ostatné kraje vykazujú priemernú mesačnú mzdu pod úrovňou celoslovenského priemeru, pričom najnižšia priemerná mzda je v Prešovskom kraji (82,19 % úrovne priemeru).

3.3. Tvorba HDP na obyvateľa

Tvorba hrubého domáceho produktu (HDP) na obyvateľa patrí medzi indikátory ekonomickej výkonnosti regiónov. Regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa je podielom dvoch ukazovateľov – regionálneho hrubého domáceho produktu (v ktorom sa uplatňuje kritérium zostavovania podľa miesta pracoviska) a priemerného počtu obyvateľstva trvalo bývajúceho v danom regióne (založeného na princípe trvalého bydliska). Vývoj tvorby HDP na obyvateľa v krajoch SR za roky 2001–2005 je uvedený v tabuľke 3.

Tabuľka 3 Vývoj tvorby HDP (Sk) na obyvateľa v krajoch SR v r. 2001 – 2005

kraj / rok	2001	2002	2003	2004	2005	LQ (2001)	LQ (2005)
Bratislavský kraj	430888	474805	520982	576696	673374	2,485	2,640
Trnavský kraj	189869	203372	236061	259611	296871	1,190	1,268
Trenčiansky kraj	174905	186790	205399	231421	243274	0,999	0,959
Nitriansky kraj	159168	171109	196029	219266	244801	0,772	0,818
Žilinský kraj	154142	165257	180988	205923	226464	0,769	0,772
Banskobystrický kraj	159136	176886	193965	210518	197850	0,831	0,713
Prešovský kraj	114186	126384	137094	153510	161844	0,498	0,480
Košický kraj	174908	186342	201230	225327	232206	0,788	0,712
Slovenská republika	189299	206008	227270	253007	275720		
V _K	0,518	0,528	0,525	0,519	0,587		

Zdroj: Štatistický úrad SR databáza RegDat a vlastné výpočty

Tvorba HDP na obyvateľa je výrazne diferencovaná. V sledovanom období sa regionálne disparity prehlbovali, čo potvrdzuje vývoj variačného koeficientu (nárast z 0,518 v r. 2001 na 0,587 v r. 2005). Na základe indexu lokalizácie možno konštatovať, že v rokoch 2001 a 2005 bolo len v Bratislavskom (2,485 v r. 2001 a 2,640 v r. 2005) a Trnavskom kraji (1,19 v r. 2001 a 1,268 v r. 2005) zastúpenie tvorby HDP na obyvateľa nadproporcionálne. V ostatných krajoch bolo podproporcionálne.

V roku 2005 bola najvyššia tvorba HDP na obyvateľa v Bratislavskom kraji (dosiahla úroveň 244,22 % celoslovenského priemeru). Najnižšiu hodnotu tohto ukazovateľa dosiahli v roku 2005 Banskobystrický (82,14 % celoslovenského priemeru) a Prešovský kraj (71,76 % celoslovenského priemeru).

3.4. Čisté mesačné príjmy na osobu

Tento ukazovateľ v sebe zahŕňa príjmy zo zamestnania, súkromného podnikania (sú to príjmy bez daní z príjmu a povinných odvodov), sociálne príjmy (t.j. dávky sociálneho zabezpečenia, dávky nemocenského poistenia, štátne sociálne dávky, dávky sociálnej starostlivosti a podpora v nezamestnanosti) a ostatné príjmy (napr. príjmy z majetku, vybrané pôžičky, naturálne príjmy, príjmy z predaja poľnohospodárskej produkcie). Hodnoty tohto ukazovateľa sú uvedené v tabuľke 4.

Tabuľka 4 Vývoj čistých mesačných príjmov na osobu (Sk) v krajoch SR v r. 2001 – 2006

kraj / rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	LQ (2001)	LQ (2006)
Bratislavský kraj	8145	8451	8872	10257	9828	11487	1,43	1,47
Trnavský kraj	6062	6392	6902	7205	7640	8615	1,16	1,21
Trenčiansky kraj	6095	6410	7019	6660	7296	8521	1,06	1,10
Nitriansky kraj	6206	6382	6830	6938	7653	8594	0,91	0,94
Žilinský kraj	6076	6454	6615	7088	7265	8349	0,92	0,93
Banskobystrický kraj	6365	6523	6904	6907	7290	8316	1,01	0,98
Prešovský kraj	5875	6175	6318	6669	6713	7457	0,78	0,72
Košický kraj	6396	7041	7410	7093	7342	8121	0,88	0,82
Slovenská republika	6389	6714	7089	7279	7567	8615		
V _K	0,113	0,110	0,110	0,163	0,124	0,139		
Gini	0,0452	0,0456	0,0492	0,0516	0,0521	0,0536		

Zdroj: Štatistický úrad SR databáza RegDat a vlastné výpočty

Za roky 2001 – 2006 došlo k postupnému zvyšovaniu čistých mesačných príjmov na osobu. Toto zvyšovanie nebolo výrazne priestorovo diferencované, pričom došlo len k miernemu prehĺbeniu regionálnych rozdielov. Potvrďuje to malý nárast variačného koeficientu z 0,113 v r. 2001 na 0,139 v r. 2006 a Giniho koeficientu z 0,04524 v r. 2001 na 0,0536 v r. 2006. Regionálne rozdiely v čistých mesačných príjmoch sú menej výrazné ako rozdiely v priemernej mesačnej mzde.

Podľa indexu lokalizácie v roku 2001 bolo zastúpenie čistých mesačných príjmov nadproporcionálne v nasledujúcich krajoch: Bratislavský kraj (1,43), Trnavský kraj (1,16), Trenčiansky kraj (1,06) a Banskobystrický kraj (1,01). V roku 2006 zastúpenie tohto ukazovateľa bolo nadproporcionálne len v Bratislavskom (1,47), Trnavskom (1,21) a Trenčianskom kraji (1,10). Najnižšie čisté mesačné príjmy na osobu za celé sledované obdobie vykazuje Prešovský kraj (86,56 % celoslovenského priemeru v r. 2006).

Regionálne rozdiely v tomto ukazovateli sú okrem iného podmienené vekovou štruktúrou obyvateľstva. Regióny s výraznejším zastúpením detskej zložky obyvateľstva sú najviac znevýhodnené, pretože na túto skupinu obyvateľov sú viazané nízke resp. žiadne príjmy.

3.5. Čisté mesačné výdavky na osobu

Čisté mesačné výdavky na osobu patria podobne ako ostatné ukazovatele k ekonomickým indikátorom regionálnych disparít. Vývoj čistých mesačných výdavkov na osobu v krajoch SR za roky 2001 – 2006 je uvedený v tabuľke 5.

Tabuľka 5 Vývoj čistých mesačných výdavkov na osobu (Sk) v krajoch SR v r. 2001 – 2006

kraj / rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	LQ (2001)	LQ (2006)
Bratislavský kraj	7903	7960	8390	9559	9450	10564	1,41	1,38
Trnavský kraj	5778	6167	6690	7339	7289	8577	1,12	1,22
Trenčiansky kraj	6162	6342	7064	6373	6720	8534	1,09	1,13
Nitriansky kraj	6257	6397	6801	6766	7584	8314	0,94	0,93
Žilinský kraj	6004	6340	6487	6800	7490	8342	0,93	0,95
Banskobystrický kraj	6245	6168	6688	7752	7001	8120	1,01	0,98
Prešovský kraj	5860	5925	6167	6185	6333	7713	0,79	0,76
Košický kraj	6123	6602	7061	6478	7431	7910	0,85	0,81
Slovenská republika	6281	6474	6899	7072	7368	8454		
V _K	0,107	0,097	0,096	0,155	0,126	0,104		
Gini	0,04376	0,04121	0,04089	0,05261	0,04954	0,04254		

Zdroj: Štatistický úrad SR databáza RegDat a vlastné výpočty

Čisté mesačné výdavky sa postupne zvyšovali, ale toto zvyšovanie nebolo výrazne priestorovo diferencované a teda nedošlo k prehĺbeniu regionálnych rozdielov. Potvrdzujú to hodnoty variačného koeficientu ako aj hodnoty Giniho koeficientu, ktoré sa veľmi nemenili.

Podľa indexu lokalizácie v roku 2001 bolo zastúpenie čistých mesačných výdavkov nadproporcionálne v štyroch krajoch: Bratislavský kraj (1,41), Trnavský kraj (1,12), Trenčiansky kraj (1,09) a Banskobystrický kraj (1,01). V roku 2006 zastúpenie tohto ukazovateľa bolo nadproporcionálne len v Bratislavskom (1,38), Trnavskom (1,22) a Trenčianskom kraji (1,13). Najnižšie čisté mesačné výdavky na osobu za rok 2006 vykazuje Prešovský kraj (91,23 % celoslovenského priemeru).

3.6. Stav priamych zahraničných investícií

Stav priamych zahraničných investícií dobre dokumentuje investičnú atraktivitu jednotlivých regiónov Slovenskej republiky a ich rozvojovú dynamiku. Hodnoty tohto ukazovateľa sú uvedené v tabuľke 6.

Tabuľka 6 Vývoj stavu priamych zahraničných investícií (mil. Sk) v krajoch SR v r. 2001 – 2006

kraj / rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	LQ (2001)	LQ (2006)
Bratislavský kraj	146484	226523	239476	269762	279441	323042	5,61	5,94
Trnavský kraj	11569	13652	17877	23939	24806	25752	0,48	0,52
Trenčiansky kraj	7099	9579	14272	17533	21213	23250	0,27	0,43
Nitriansky kraj	7626	9363	11627	12999	13790	17891	0,25	0,28
Žilinský kraj	10316	12584	15421	20134	26222	35597	0,34	0,57
Banskobystrický kraj	8180	8492	9557	10677	11454	12492	0,28	0,21
Prešovský kraj	5532	5891	6020	7114	7398	7769	0,16	0,11
Košický kraj	37590	33162	34250	34434	36087	37774	1,13	0,54
Slovenská republika	234396	319246	348500	396592	420411	483567		
V _K	1,65	1,90	1,83	1,80	1,75	1,76		

Zdroj: Štatistický úrad SR databáza RegDat a vlastné výpočty

Na základe uvedených hodnôt možno konštatovať, že objem priamych zahraničných investícií sa v sledovanom období postupne zvyšoval. Ich priestorové rozmiestnenie je však veľmi nerovnomerné, čo dokazujú hodnoty indexu lokalizácie, podľa ktorého nadproporcionálne zastúpenie priamych zahraničných investícií bolo v roku 2006 len v Bratislavskom kraji, v ktorom index lokalizácie nadobudol hodnotu 5,94.

Bratislavský kraj sústreďoval v roku 2006 až 66,8 % všetkých zahraničných investícií SR. Nasledovali Košický kraj (7,81 %), Žilinský kraj (7,36 %) a Trnavský kraj (5,33%). Najmenej zahraničných investícií v roku 2006 sústreďoval Prešovský kraj, v ktorom bolo len 1,61 % všetkých zahraničných investícií v SR. Na predposlednom mieste bol Banskobystrický kraj s podielom 2,58 %.

3. Záver

Analýza regionálnych disparít vybraných ukazovateľov na úrovni krajov SR poukázala na diferencovaný vývoj v jednotlivých oblastiach. Potvrdil to vývoj hodnôt variačných koeficientov, Giniho koeficientu ako aj indexu lokalizácie, týkajúcich sa jednotlivých indikátorov.

Najväčšie rozdiely existujú medzi Bratislavským krajom a ostatným územím Slovenska. Dôvodov je niekoľko. Jedným z najvýznamnejších je skutočnosť, že Bratislavský kraj predstavuje úroveň NUTS II a zároveň aj NUTS III a ostatné kraje reprezentujú len úroveň NUTS III, čo je prvým náznakom výrazných odlišností. Ďalším dôvodom je, že Bratislavský kraj zahŕňa aj hlavné mesto s dobrou geografickou polohou, rozvinutou technickou

a sociálnou infraštruktúrou, predstavujúce administratívne, politické, ekonomické centrum, čo zlepšuje pozíciu tohto kraja a zvýhodňuje ho pred ostatnými.

4. Použitá literatúra

[1] AUM, S. – WEINGARTEN, P. Interregionale Disparitäten und Entwicklung ländlicher Räume als regionalpolitische Herausforderung für die neuen EU-Mitgliedstaaten [online]. [cit. 2008-05-06]. Dostupné na internete:

<http://www.iamo.de/gewisola/files/Schriften_der_GEWISOLA_Bd%2040_2005.pdf#page=481>.

[2] FREY, R. Regionale Disparitäten: von der Analyse zur Politik [online]. [cit. 2008-02-06]. Dostupné na internete:

<[http://www.unifr.ch/wipol/publikationen/Frey%20\(2005\)%20_%20Regionale%20Disparitaeten.pdf](http://www.unifr.ch/wipol/publikationen/Frey%20(2005)%20_%20Regionale%20Disparitaeten.pdf)>.

[3] GAJDOŠ, P. – PAŠIAK, J. 2006. Regionálny rozvoj Slovenska z pohľadu priestorovej sociológie. 1. vyd. Bratislava : Interlingua, 2006. 252 s. ISBN 80-85544-46-6.

[4] GEPPERT, K. – HAPPISCH, M. – STENHAN, A. Regional disparities in the European Union: Convergence and Agglomeration [online]. [cit. 2008-02-06]. Dostupné na internete:

<<http://www.diw.de/deutsch/produkte/publikationen/diskussionspapiere/docs/papers/dp525.pdf>>.

[5] LESSMANN, CH. Regionale Disparitäten in Deutschland und ausgesuchten OECD-Staaten im Vergleich [online]. [cit. 2008-02-06]. Dostupné na internete:

<http://www.cesifo-group.de/portal/page/portal/ifoContent/N/publ/Zeitschriften/zs-ifodr/ZS-IFODR-container/IFO_DRESDEN_BERICHTET_2005/ifodb_2005_3_25-33.pdf>.

[6] SOJKOVÁ, Z. – STEHLÍKOVÁ, B. 2005. Socio-ekonomická komparácia krajín EÚ. 1. vyd. Nitra : SPU, 2005. 106 s. ISBN 80-8069-520-2.

[7] STEHLÍKOVÁ, B. 2005. Neparametrické štatistické metódy : učebné texty pre všetky formy vzdelávania. 1. vyd. Nitra : Slovenská poľnohospodárska univerzita, 2005. 70 s. ISBN 80-8069-496-6.

Adresa autora

Maroš Valach, Ing.
KŠOV, FEM
Trieda A. Hlinku 2
949 76 Nitra
maros.valach@uniag.sk

Sekvenčný test pre opraviteľné systémy v závislosti na čase The sequential test for repaired systems with regard to the time

Božena Viktorínová

Abstract: In sequential testing the quality of products is being tested with regard to the time, that means, that we assume, that for example during 1000 hours one defect product will occur in the collection of control products (the criterion will be $1/1000 = 0,001$ failures /hour), and shall this criterion be overstepped, the test shall fail and the defect products shall be replaced or repaired.

Key words: Sequential testing, failure rate, truncation lines, continue test, pass test, fail test.

Kľúčové slová: Sekvenčné testovanie, zamietnutie dávky, prerušenie čiar, pokračovanie testu, prejdienie testu, padnutie testu.

1. Úvod

Na kontrolu kvality produktov sa už dnes využívajú rôzne prepracované metódy, použitie ktorých závisí od typu produktu, množstva sledovaných parametrov produktu, požiadaviek dodávateľa, požiadaviek odberateľa, atď. Tradičný sekvenčný postup kontroly kvality, kedy sa vykonávalo rozhodnutie o prijatí alebo zamietnutí súboru produktov podľa rozhodovacieho pravidla K_1 , ktoré v závislosti na tom, či produkt je dobrý, alebo chybný povie, že 1.súbor možno prijať, alebo 2.súbor nemožno prijať, alebo 3.,že sa s dostatočnou spoľahlivosťou nemožno správne rozhodnúť a preto sa náhodne vyberie ďalší produkt (kontrola pokračuje) je v rôznych podobách všeobecne známy. V tomto článku sme sa zamerali na sekvenčný test v závislosti na čase, pričom kritériom pokračovania, prejdienia resp. padnutia testu bolo prekročenie maximálneho povoleného počtu nezhodných produktov za jednotku času s dopredu daným rizikom odberateľa β .

2. Metodika sekvenčného testu (spracované podľa [1], str. 571 – 576).

Definujme si pojem systém, ako množinu prvkov, ktoré prichádzajú ku kontrole, a ak sa kontrolou zistí nezhodný prvok, tento je nahradený dobrým, resp. opraveným. Kritériom, kedy je systém považovaný za chybný, je zistenie nezhodných prvkov za jednotku času ρ_a , alebo priemerný čas zistený medzi výskytom chybných prvkov podľa kritéria systému, ktoré označíme ako MTBF (mean time between failures criterion of a system). Napríklad, ak MTBF je 1000 hodín, potom kritériom zamietnutia je presiahnutie 0,001 nezhodných prvkov za hodinu (t.j. $1/1000$). V ďalšom budeme uvažovať dávky (počet kontrolovaných produktov), ktorých zamietnutie závisí od času, a zisťovať, či test opraviteľného systému podľa kritéria zamietnutia treba ukončiť. Test je vykonávaný, buď v časových úsekoch (sekvenčne), alebo počas pevne stanovenej časovej dĺžky. Ak je vykonávaný sekvenčne, a testujeme či dávka prejde s rizikom chyby β , test ukončíme, ak sa v určitom časovom okamihu vyskytlo niekoľko nezhodných výrobkov, alebo sa vyskytol dostatočný počet nezhodných výrobkov, aby sme sa rozhodli, že test „padol“ (s rizikom α).

Pri sekvenčnom teste považujeme za najlepšiu alternatívu, ak buď prijmeme alebo zamietneme dopredu dané hodnoty zamietnutia dávky ρ_0 a ρ_1 s dopredu danými rizikami α

a β , kde ρ_0 je najnižší povolený počet nezhodných prvkov a ρ_1 je najvyšší povolený počet nezhodných prvkov.

3. Sekvenčný test : Poissonovo rozdelenie

Pri tomto teste do modelu vstupujú hodnoty $\rho_0, \rho_1, \alpha, \beta$. Ak je ale dané iba kritérium ρ_a s rizikom odberateľa β , potom ρ_1 (najvyšší počet povolených nezhodných prvkov) sa rovná približne ρ_a . Najjednoduchší spôsob ako stanoviť ρ_0 , s rizikom α (riziko dodávateľa) je rozlišovací podiel d , ktorý je daný ako podiel dvoch extrémov zamietnutia dávky:

$$d = \frac{\rho_1}{\rho_0} \text{ ak } \rho_1 > \rho_0 \quad (1)$$

Pred testom všetky zúčastnené skupiny musia mať rovnaké vstupné parametre.

Sekvenčný test pre opraviteľné systémy môžeme potom vyjadriť ako dve rovnobežné čiary so súradnicami : kumulatívny čas testu T , a počet zlých dávok (nezhodných jednotiek) r :

$$\frac{\ln\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)}{\ln\left(\frac{\rho_1}{\rho_0}\right)} + \frac{\rho_1 - \rho_0}{\ln\left(\frac{\rho_1}{\rho_0}\right)} T < r < \frac{\ln\left(\frac{C(1-\beta)}{\alpha}\right)}{\ln\left(\frac{\rho_1}{\rho_0}\right)} + \frac{\rho_1 - \rho_0}{\ln\left(\frac{\rho_1}{\rho_0}\right)} T \quad (2)$$

Pričom $C = 1$, ak sa test časom nepreruší. Vtedy sú zobrazené na osi y skutočné počty nezhodných jednotiek a na osi x je vynesенý čas testu. Test je ukončený hocikedy, keď tento diagram pretne čiaru zamietnutia, alebo prijatia. Tieto čiary sú vypočítané z rovnice (2).

Faktor C v (2) nadobúda aj hodnotu:

$$C = \frac{1 + 2d}{2d}, \quad (3)$$

keď je použitý nasledovný postup prerušenia testu. V tomto postupe paralelné čiary, ktoré sme dostali z rovnice (2) sú prerušené v bode T_0, r_0 (kde T_0 je prerušenie času testu a r_0 je počet zamietnutých prvkov (nezhodných jednotiek). Aby sme určili r_0 (primeranú hodnotu k r), budeme vychádzať z nerovnosti:

$$\frac{\chi^2_{(1-\alpha), 2r}}{\chi^2_{\beta, 2r}} \geq \frac{\rho_0}{\rho_1} \quad (4)$$

Čitateľa a menovateľa ľavej strany rovnice (4) budeme hľadať simultánne v tabuľke χ^2 hodnôt (priložená tabuľka G), až kým podiel čitateľa a menovateľa nebude väčší alebo rovný ako $\frac{\rho_0}{\rho_1}$. Počet stupňov voľnosti r_0 určíme ako polovicu hodnoty $2r$ ($r_0 = \frac{2r}{2}$), ktorú sme našli v tabuľke G. (Hodnoty r_0 budeme zaokrúhľovať k najbližšiemu vyššiemu celému číslu).

Čas prerušenia testu T_0 potom určíme z rovnice:

$$T_0 = \frac{\chi_{(1-\alpha), 2r_0}^2}{2\rho_0} \quad (5)$$

4. Príklad

Sekvenčný test má odhadnúť, či kritérium 1000 hodín MTBF (priemerný čas zistený medzi výskytom nezhodných prvkov systému, t. j. $1/1000=0,001$ nezhodných za hodinu) je splnené, a systém je daný nasledovne:

$\beta = 0,1$ (riziko odberateľa) pre ρ_1 (najvyšší počet nezhodných prvkov), ktorý nepoznáme a preto ho položíme rovný kritériu ρ_a , čo sú zistené nezhodné prvky za jednotku času a to je hodnota 0,001. Čiže $\rho_1 = \rho_a = 0,001$.

Stanovíme si hodnotu podielu $d = \frac{\rho_1}{\rho_0} = 1,6$.

Ďalej je dané $\alpha = 0,05$ (riziko dodávateľa).

Teraz môžeme určiť z rovnice (1) hodnotu ρ_0 : $\rho_0 = \frac{\rho_1}{d} = \frac{0,001}{1,6} = 0,000625$.

Určíme aj faktor C z rovnice (3), lebo chceme vypočítať prerušenie testu v bode T_0, r_0 .

$$C = \frac{1+1,6}{2 \cdot 1,6} = 0,8125$$

Ďalej nezhodné produkty, ktoré sme určili po určitom počte hodín, sú uvedené v nasledovnej tabuľke

Tabuľka 1: Zistené nezhodné produkty

Zistené nezhodné produkty r	Kumulovaný počet nezhodných produktov	Počet hodín, po ktorých sa objavil nezhodný produkt	Kumul. počet hodín T
1	1	2 006	2 006
1	2	1 014	3 020
1	3	2 988	6 008
1	4	2 022	8 030
1	5	980	9 010

Čiže napríklad, po 9010 hodinách sme zistili 5 nezhodných produktov.

Ďalej bol zadáný celkový čas testu 12 268 hodín a bolo nutné určiť, či má test pokračovať, či prešiel, alebo padol.

Riešenie:

Substitúciou do rovnice (2) dostaneme:

$$\frac{\ln\left(\frac{0,1}{1-0,05}\right)}{\ln\left(\frac{0,001}{0,000625}\right)} + \frac{0,001 - 0,000625}{\ln\left(\frac{0,001}{0,000625}\right)} \cdot T < r < \frac{\ln\left(\frac{0,8125(1-0,1)}{0,05}\right)}{\ln\left(\frac{0,001}{0,000625}\right)} + \frac{(0,001 - 0,000625)}{\ln\left(\frac{0,001}{0,000625}\right)} \cdot T \quad (6)$$

Výpočtom rovnice (6) dostaneme:

$$-4,790 + 0,000798 \cdot T < r < 5,708 + 0,000798 \cdot T \quad (7)$$

Ďalej, aby sme určili čas prerušenia testu T_0 , musíme určiť najprv hodnoty pravej strany rovnice (4), t.j. $\frac{\rho_0}{\rho_1} = \frac{0,000625}{0,001} = 0,625$. Teraz v Tab. G [3] budeme hľadať skusmo také hodnoty $\chi^2_{0,95,2r}$ a $\chi^2_{0,1,2r}$, aby ich podiel bol väčší alebo rovný ako 0,625. V stĺpci 0,950 a súčasne v stĺpci 0,100 tabuľky G, nájdeme pre počet stupňov voľnosti $2r = 80$, čísla 60,39 a 96,58, ktorých podiel je: $\frac{\chi^2_{0,95,80}}{\chi^2_{0,1,80}} = \frac{60,39}{96,58} = 0,6253$ (lebo pre nasledujúce ďalšie $2r = 90$ je podiel $\frac{69,13}{107,56} = 0,6427$ síce väčší ako 0,625, ale my si vyberieme vždy takú hodnotu podielu, ktorá je čo najbližšie k číslu 0,625 a súčasne je väčšia ako 0,625 a tou hodnotou je 0,6253). Keďže $r_0 = \frac{2r}{r} = \frac{80}{2} = 40$, číslo $40 = r_0$ bude počet nezhodných jednotiek, pri ktorom sa preruší test pri T_0 , ktoré vypočítame z rovnice (5):

$$T_0 = \frac{\chi^2_{0,95,80}}{2,000625} = \frac{60,39}{0,00125} = 48312. \text{ Čiže môžeme povedať, že po 48 312 hodinách}$$

a pri zistení 40 nepodarkov sa test preruší.

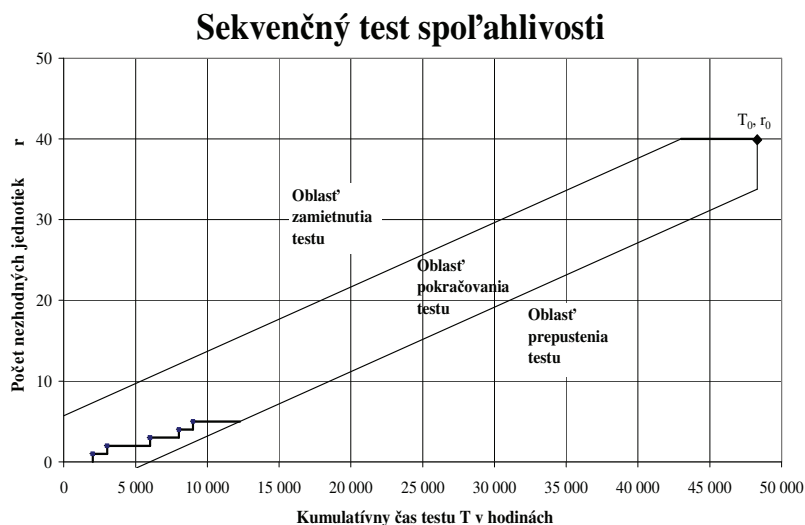
Celý test si zobrazíme graficky (Obr.1) na základe údajov z Tab. 1 a nasledujúcich výpočtov. Do rovnice (7) budeme postupne dosadzovať za T , hodnoty zo štvrtého stĺpca Tab. 1 (stačili by iba dve, pretože sa jedná o priamku):

Ak $T = 0$, dostaneme $-4,790 < r < 5,705$,

ak $T = 2006$ $-3,192 < r < 7,303$,

ak $T = 9010$ $2,399 < r < 12,894$,

ak $T = 48312$ $33,763 < r < 44,258$. Na základe týchto údajov si nakreslíme nasledovný obrázok:



Obrázok 1: Sekvenčný test spoľahlivosti

Z Obr.1 vidieť, že testované systémy prešli po 12 268 hodinách, ktorý sme vypočítali z ľavej strany rovnice (7):

$$T = \frac{r + 4,790}{0,000798}, \text{ kde } r \text{ bol celkový počet nezhodných produktov} = 5. \text{ Potom } T =$$

$$\frac{5 + 4,790}{0,000798} = 12\,268. \text{ Čiže po } 12\,268 \text{ hodinách sme zistili, že iba } 5 \text{ produktov bolo}$$

nezhodných, teda $5/12268 = 0,00041$, čo je iba 41% skutočného zadaného kritéria $\rho_a = 0,001$. Kritérium nebolo prekročené a test po 12 268 má pokračovať.

Z Obr.1 ďalej môžeme vyčítať, že ak po 20 000 hodinách zistíme 25 nezhodných produktov, test padne, ak po 20 000 hodinách zistíme 15 nezhodných produktov test pokračuje a ak po 20 000 hodinách zistíme 7 nezhodných produktov test prejde (bude prepustený).

4. Záver

Sekvenčný test uvedený vyššie spočíva v kontrole kvality produktov v závislosti na čase a to podľa kritéria $\rho_1 = \rho_a = \text{maximálny prípustný počet nezhodných produktov za } 1\,000 \text{ hodín}$. Napríklad ak jeden produkt je nezhodný, potom $1/1000 = 0,001$ je kritériom. Ale súčasne nie je známe ρ_0 . Zo vzťahu (1) a z uvedeného príkladu sa dá usúdiť, že hodnota podielu $d = 1,6$ je určená skusmo. Ak túto hodnotu d budeme zvyšovať, napr. $d=3$, $d=5$, pri nezmenených zadaniach iných parametrov, zistíme, že hodnota ρ_0 sa bude znižovať, podobne ako aj hodnota faktora C , interval daný rovnicou (2) sa zúži, čas prerušenia testu T_0 sa zníži, podobne ako aj r_0 . Nebude to mať však vplyv na stanovenie času T , ktorý udáva, že testované systémy prešli po T hodinách. Porovnanie uvedených charakteristík je v Tab.2.:

Tabuľka 2: Vplyv hodnoty podielu d na hodnotu ρ_0

$\alpha = 0,05$		$\beta = 0,1$
$d = 1,6$	$d = 3$	$d = 5$
$\rho_1 = 0,001$	$\rho_1 = 0,001$	$\rho_1 = 0,001$
$\rho_0 = 0,000625$	$\rho_0 = 0,00033$	$\rho_0 = 0,0002$
$C = 0,8125$	$C = 0,6667$	$C = 0,6$
$T_0 = 48312$	$T_0 = 12060$	$T_0 = 6825$
$r_0 = 40$	$r_0 = 8$	$r_0 = 4$
Ak $T=0$ $-4,790 < r < 5,705$	$-2,0306 < r < 2,2418$	$-1,3988 < r < 1,4785$
Ak $T=9010$ $-3,192 < r < 7,303$	$3,4114 < r < 7,6838$	$3,08007 < r < 5,95737$
Ale $T = 12268$	$T = 11640$	$T = 12872$

Musí platiť, že $T_0 > T$, lebo ináč by sme prerušili test skôr, ako by sme sa dozvedeli po koľkých hodinách by test prešiel a má pokračovať, čo je prípad pre $d = 5$.

Za najlepšiu alternatívu by sme mohli považovať alternatívu pre $d = 3$, pretože ρ_0 je nízke a čas prerušenia testu T_0 , r_0 je tiež prijateľnejšie ako 48312 hodín, čo je cca 5,5 roka

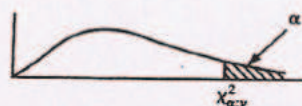
(pri $d = 1,6$). Ak by sme zvolili $d = 5$, test by sme ukončili už po treťom nevyhovujúcom výrobku.

Tabuľka 3 :Distrib. funkcia χ^2 rozdelenia

TABLE G Cumulative Distribution of Chi-Square

Degrees of Freedom	Probability of a Greater Value												
	0.995	0.990	0.975	0.950	0.900	0.750	0.500	0.250	0.100	0.050	0.025	0.010	0.005
1	...	...	...	...	0.02	0.10	0.45	1.32	2.71	3.84	5.02	6.63	7.88
2	0.01	0.02	0.05	0.10	0.21	0.58	1.39	2.77	4.61	5.99	7.38	9.21	10.60
3	0.07	0.11	0.22	0.35	0.58	1.21	2.37	4.11	6.25	7.81	9.35	11.34	12.84
4	0.21	0.30	0.48	0.71	1.06	1.92	3.36	5.39	7.78	9.49	11.14	13.28	14.86
5	0.41	0.55	0.83	1.15	1.61	2.67	4.35	6.63	9.24	11.07	12.83	15.09	16.75
6	0.68	0.87	1.24	1.64	2.20	3.45	5.35	7.84	10.64	12.59	14.45	16.81	18.55
7	0.99	1.24	1.69	2.17	2.83	4.25	6.35	9.04	12.02	14.07	16.01	18.48	20.28
8	1.34	1.65	2.18	2.73	3.49	5.07	7.34	10.22	13.36	15.51	17.53	20.09	21.96
9	1.73	2.09	2.70	3.33	4.17	5.90	8.34	11.39	14.68	16.92	19.02	21.67	23.59
10	2.16	2.56	3.25	3.94	4.87	6.74	9.34	12.55	15.99	18.31	20.48	23.21	25.19
11	2.60	3.05	3.82	4.57	5.58	7.58	10.34	13.70	17.28	19.68	21.92	24.72	26.76
12	3.07	3.57	4.40	5.23	6.30	8.44	11.34	14.85	18.55	21.03	23.34	26.22	28.30
13	3.57	4.11	5.01	5.89	7.04	9.30	12.34	15.98	19.81	22.36	24.74	27.69	29.82
14	4.07	4.66	5.63	6.57	7.79	10.17	13.34	17.12	21.06	23.68	26.12	29.14	31.32
15	4.60	5.23	6.27	7.26	8.55	11.04	14.34	18.25	22.31	25.00	27.49	30.58	32.80
16	5.14	5.81	6.91	7.96	9.31	11.91	15.34	19.37	23.54	26.30	28.85	32.00	34.27
17	5.70	6.41	7.56	8.67	10.09	12.79	16.34	20.49	24.77	27.59	30.19	33.41	35.72
18	6.26	7.01	8.23	9.39	10.86	13.68	17.34	21.60	25.99	28.87	31.53	34.81	37.16
19	6.84	7.63	8.91	10.12	11.65	14.56	18.34	22.72	27.20	30.14	32.85	36.19	38.58
20	7.43	8.26	9.59	10.85	12.44	15.45	19.34	23.83	28.41	31.41	34.17	37.57	40.00
21	8.03	8.90	10.28	11.59	13.24	16.34	20.34	24.93	29.62	32.67	35.48	38.93	41.40
22	8.64	9.54	10.98	12.34	14.04	17.24	21.34	26.04	30.81	33.92	36.78	40.29	42.80
23	9.26	10.20	11.69	13.09	14.85	18.14	22.34	27.14	32.01	35.17	38.08	41.64	44.18
24	9.89	10.86	12.40	13.85	15.66	19.04	23.34	28.24	33.20	36.42	39.36	42.98	45.56
25	10.52	11.52	13.12	14.61	16.47	19.94	24.34	29.34	34.38	37.65	40.65	44.31	46.93
26	11.16	12.20	13.84	15.38	17.29	20.84	25.34	30.43	35.56	38.89	41.92	45.64	48.29
27	11.81	12.88	14.57	16.15	18.11	21.75	26.34	31.53	36.74	40.11	43.19	46.96	49.64
28	12.46	13.56	15.31	16.93	18.94	22.66	27.34	32.62	37.92	41.34	44.46	48.28	50.99
29	13.12	14.26	16.05	17.71	19.77	23.57	28.34	33.71	39.09	42.56	45.72	49.59	52.34
30	13.79	14.95	16.79	18.49	20.60	24.48	29.34	34.80	40.26	43.77	46.98	50.89	53.67
40	20.71	22.16	24.43	26.51	29.05	33.66	39.34	45.62	51.80	55.76	59.34	63.69	66.77
50	27.99	29.71	32.36	34.76	37.69	42.94	49.33	56.33	63.17	67.50	71.42	76.15	79.49
60	35.53	37.48	40.48	43.19	46.46	52.29	59.33	66.98	74.40	79.08	83.30	88.38	91.95
70	43.28	45.44	48.76	51.74	55.33	61.70	69.33	77.58	85.53	90.53	95.02	100.42	104.22
80	51.17	53.54	57.15	60.39	64.28	71.14	79.33	88.13	96.58	101.88	106.63	112.33	116.32
90	59.20	61.75	65.65	69.13	73.29	80.62	89.33	98.64	107.56	113.14	118.14	124.12	128.30
100	67.33	70.06	74.22	77.93	82.36	90.13	99.33	109.14	118.50	124.34	129.56	135.81	140.17

Note: In this text the tabular value corresponds to $\chi^2_{\alpha, \nu}$, where ν is the number of degrees of freedom and α is the value of probability associated with the distribution area pictorially represented as



Source: Snedecor and Cochran (1989), with permission.

5. Literatúra

- [1] Forrest, W., Breyfogle, III.: Implementing six sigma, John Wiley & sons, inc, Toronto, 2003, ISBN 978-0-471-26572-6
- [2] Terek, M., Hrnčiarová, Ľ : Štatistické riadenie kvality, IURA EDITION, Bratislava, 2004, ISBN 80-89047-97-1.

[3] Tabuľka G, kumulatívne rozdelenie χ^2 , prevzaté z [1].

Adresa autora:

Božena Viktorínová, Mgr., CSc.,
Ekonomická univerzita, Dolnozemska 1,
852 35 Bratislava,
FHI, KŠ, e-mail: viktorin@euba.sk

Tento článok vznikol s príspevkom grantovej agentúry VEGA, v rámci projektu číslo 1/0437/08: Kvantitatívne metódy v stratégii šesť sigma.

Pokyny pre autorov

Jednotlivé čísla vedeckého časopisu FORUM STATISTICUM SLOVACUM sú prevažne tematicky zamerané zhodne s tematickým zameraním akcií SŠDS. Príspevky v elektronickej podobe prijíma zástupca redakčnej rady na elektronickej adrese uvedenej v pozvánke na konkrétne odborné podujatie Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti. Názov word-súboru uvádzajte a posielajte v tvare: **priezvisko_nazovakcie.doc**

Forma: Príspevky písané výlučne len v textovom editore MS WORD, verzia 6 a vyššia do verzie 2003, písmo Times New Roman CE 12, riadkovanie jednoduché (1), formát strany A4, všetky okraje 2,5 cm, strany nečíslovať. Tabuľky a grafy v čierno-bielom prevedení zaradiť priamo do textu článku a označiť podľa šablony. Bibliografické odkazy uvádzať v súlade s normou STN ISO 690 a v súlade s medzinárodnými štandardami. Citácie s poradovým číslom z bibliografického zoznamu uvádzať priamo v texte.

Rozsah: Maximálny rozsah príspevku je 6 strán.

Príspevky sú recenzované. Redakčná rada zabezpečí posúdenie príspevku členom redakčnej rady alebo externým oponentom.

Štruktúra príspevku: (Pri písaní príspevku využite elektronickú šablónu: <http://www.ssds.sk/> v časti Vedecký časopis, Pokyny pre autorov.)

Názov príspevku v slovenskom jazyku (štýl Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovať)

Názov príspevku v anglickom jazyku (štýl Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovať)

Vynechať riadok

Meno1 Priezvisko1, Meno2 Priezvisko2 (štýl normálny: Time New Roman 12, centrovať)

Vynechať riadok

Abstract: Text abstraktu v anglickom jazyku, max. 10 riadkov (štýl normálny: Time New Roman 12).

Vynechať riadok

Key words: Kľúčové slová v anglickom jazyku, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

Vynechať riadok

Kľúčové slová: Kľúčové slová v jazyku v akom je napísaný príspevok, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

Vynechať riadok

Vlastný text príspevku v členení:

1. **Úvod** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)
2. **Názov časti 1** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)
3. **Názov časti 1. . .**
4. **Záver** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)

Vlastný text jednotlivých častí je písaný štýlom Normal: písmo Time New Roman 12, prvý riadok odseku je odsadený vždy na 1 cm, odsek je zarovnaný s pevným okrajom. Riadky medzi časťami nevynechávajú.

5. **Literatúra** (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať)

[1] Písať podľa normy STN ISO 690

[2] GRANGER, C.W. – NEWBOLD, P. 1974. Spurious Regression in Econometrics. In: Journal of Econometrics, č. 2, 1974, s. 111 – 120.

Adresa autora (-ov) (štýl Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, adresy vpísať do tabuľky bez orámovania s potrebným počtom stĺpcov a s 1 riadkom):

Meno1 Priezvisko1, tituly1
Ulica1
970 00 Mesto1
meno1.priezvisko1@mail.sk

Meno2 Priezvisko2, tituly2
Ulica2
970 00 Mesto2
meno2.priezvisko2@mail.sk

FORUM STATISTICUM SLOVACUM

vedecký časopis Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

Vydavateľ

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3
824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

Redakcia

Miletičova 3
824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

Fax

02/63812565

e-mail

chajdiak@statis.biz
Jan.Luha@statistics.sk

Registráciu vykonalo

Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky

Registračné číslo

3416/2005

Tematická skupina

B1

Dátum registrácie

22. 7. 2005

Objednávky

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3, 824 67 Bratislava 24
Slovenská republika
IČO: 178764
Číslo účtu: 0011469672/0900

ISSN 1336-7420

Redakčná rada

RNDr. Peter Mach – *predseda*

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – *šéfredaktor*

RNDr. Ján Luha, CSc. – *tajomník*

členovia:

Ing. Mikuláš Cár, CSc.
Ing. Ján Cuper
Ing. Pavel Flák, DrSc.
Ing. Edita Holíčková
Doc. RNDr. Ivan Janiga, CSc.
Ing. Anna Janusová
RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.
Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.
RNDr. Samuel Koróny
Doc. Ing. Milan Kovačka, CSc.
Doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc.
Prof. RNDr. Jozef Mládek, DrSc.
Doc. RNDr. Oľga Nánásiová, CSc.
Doc. RNDr. Karol Pastor, CSc.
Prof. RNDr. Rastislav Potocký, CSc.
Doc. RNDr. Viliam Páleník, PhD.
Ing. Iveta Stankovičová, PhD.
Doc. RNDr. Beata Stehlíková, CSc.
Prof. RNDr. Michal Tkáč, CSc.
Ing. Vladimír Úradníček, PhD.
Ing. Boris Vaňo
Doc. MUDr Anna Volná, CSc., MBA.
Ing. Mária Vojtková, PhD.
Prof. RNDr. Gejza Wimmer, DrSc.
Mgr. Milan Žirko

Ročník

IV.

Číslo

4/2008

Cena výtlačku 500 SKK / 20 EUR
Ročné predplatné 1500 SKK / 60 EUR