Ondřej Šimpach[1]

BLÍZKÁ BUDOUCNOST ZAMĚSTNANÝCH OSOB V ODVĚTVÍ ZDRAVOTNÍ A SOCIÁLNÍ PÉČE

THE EMPLOYMENT IN HEALTH AND SOCIAL CARE IN THE NEAR FUTURE

Klíčová slova: zaměstnanost, zdravotní a sociální péče, SARIMA, předpovědi

Key words: employment, health and social care, SARIMA, forecasts

Nowadays it is very difficult to estimate the expected trends in employment. There are many unexpected situations, which may have a significant impact on the development of employment. Although it is possible to use stochastic models to estimate the future trends in the number of employed persons in selected sectors. Due to the extensive administrative complications in obtaining the relevant information, the estimates of the numbers of employed persons in specific classifications are published with great delay. We tried to estimate these numbers for a time series of numbers of employed persons in health and social care for the years 2011–2015 for each quarter.

Úvodní předpoklady

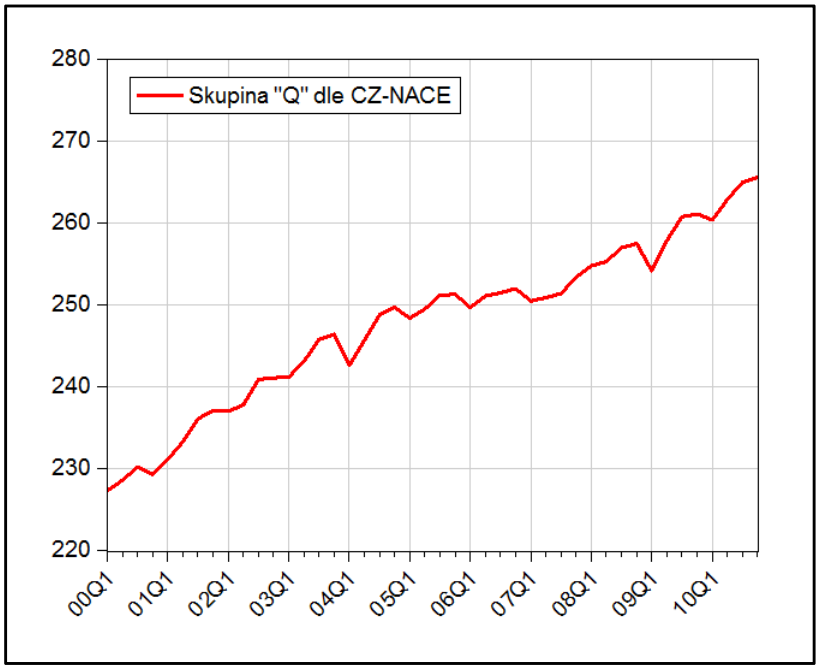
Dle příslušných postupů, uvedených Boxem a Jenkinsem (1970), je možno analyzovat sezónní i nesezónní časové řady a odhadnout předpovědi do budoucna (za předpokladu *ceteris paribus)*. Počty zaměstnaných osob ve vybraných odvětvíchklasifikace ekonomických činností CZ-NACE, mají velký význam pro fungování sociálního systému v České republice, neboť se především jedná o zaměstnané osoby ve veřejném sektoru, nebo částečně či úplně podporované činnosti ze strany veřejného sektoru. Pro potřeby analýzy v této studii byla zvolena časová řada ze skupiny „Q" – Zdravotní a sociální péče. Je důležité upozornit, že analyzovaná řada je publikována ČSÚ (Českým statistickým úřadem) ve čtvrtletní frekvenci a dle příslušných testů sezónnosti (viz Hamilton, 1994) vykazuje sezónnost (na 1% hladině významnosti). Časová řada použitá k analýze začíná 1. čtvrtletím roku 2000 a končí 4. čtvrtletím roku 2010. Jelikož výpočet publikovaných odhadů zabírá úřadu velké množství času, jsou tyto odhady zveřejňovány s velkým zpožděním. Práce poskytuje bodové odhady dosud nezveřejněných hodnot, k nimž jsou dopočteny i 95% intervaly spolehlivosti a dále poskytuje nastínění vývoje trendu do budoucna, s odhady do konce roku 2015. Empirická data byla získána za období 10 let, během kterých procházelo hospodářství České republiky

[1]Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, katedra demografie,
nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3. Tel. +420 224 095 273, +420 737 665 461, ondrej.simpach@vse.cz

obdobími růstu i poklesu. Od roku 2011 ekonomové očekávali v národním hospodářství spíše růst. Z diskusí vedených v odborných plénech je však patrné, že tento růst spíše nenastal, nebo byl jen minimální. Nejistota nás může provázet i v celém roce 2012, neboť stejně jako loni tak i letos se chystá velká řada změn, vládních reforem a úsporných opatření, která mohou mít různé dopady na produkt a spotřebu domácí ekonomiky. Tato očekávání příznivě nahrávají předpovědím, neboť v případě minimálních změn na trhu se odhadnuté hodnoty prakticky přibližují hodnotám skutečným.

Modelování trendu

Vzhledem k stárnutí populace České republiky, zvyšujícím se nárokům na zdravotní a ambulantní péči, asi příliš nepřekvapí, že vývoj zaměstnaných osob v oblasti zdravotní a sociální péče má parabolicky rostoucí trend, bez žádných statisticky významných poklesů. Česká republika má svůj daný fyzický potenciál populační základny, která se v absolutních počtech pozvolna mění. Dříve nebo později se však ustálí na nové úrovni, typické pro vyspělejší typy populací a tento potenciál bude naplněn. Jak se bude tento potenciál pozvolna plnit, bude klesat rychlost v růstu počtů zaměstnaných osob ve zdravotní a sociální péči, až se pozvolna zastaví a ustálí na úrovni rovnováhy. Časová řada počtů zaměstnaných osob ve zdravotní a sociální péči je zobrazena v obr. 1.



Obr. 1 – Počty zaměstnaných osob v tisících v oblasti zdravotní a sociální péče

Zdroj dat: ČSÚ

Je možno si povšimnout, že od roku 2000 se stavem přibližně 228 tisíc zaměstnanců tento počet narostl na přibližnou hodnotu 265 tisíc na konci roku 2010, kdy máme poslední dostupná publikovaná data. Přestože trend vypadá na první pohled parabolicky, sezónnost je v časové řadě skryta (viz Arlt a Arltová, 2007). Parabolickým trendem bychom mohli nastínit pouze možný vývoj do budoucna, s největší pravděpodobností by však odhady nebyly o ničem vypovídající a reprezentativní, neboť rezidua modelu by byla silně autokorelována a nebylo by ani možno spočítat intervaly stability. Na sezónní časovou řadu byl použit Boxův

a Jenkinsův přístup (Box, Jenkins, 1970), který poskytl relevantní odhady neznámých parametrů. Tyto odhady jsou uvedeny v tab. 1, model je ve tvaru *SARIMA (2, 0, 0) (0, 0, 0)c*.[2]

	Koeficient	St. chyba	t-statistika	p-hodnota
C	289,6974	24,53642	11,80683	0,0000
AR(1)	0,579161	0,113867	5,086287	0,0000
AR(4)	0,375397	0,108306	3,466062	0,0014

Tab. 1 – Odhady parametrů modelu SARIMA pro skupinu „Q“ dle CZ-NACE: Zdravotní a sociální péče (první model).

Zdroj: vlastní výpočet

Diagnostické testy[3], které uvádí např. Hušek (2007), indikují, že nesystematická složka modelu není autokorelována, je homoskedastická a má normální rozdělení. Toto však není jediná podoba modelu, kterou lze aplikovat na časovou řadu zdravotní a sociální péče. V případě, že z modelu vyřadíme složku AR(4) a nahradíme ji SAR(4), získáme obdobně kvalitní model. Odhady jeho parametrů jsou uvedeny v tab. 2.

	Koeficient	St. chyba	t-statistika	p-hodnota
C	264,0214	10,02568	26,33450	0,0000
AR(1)	0,912728	0,071248	12,81056	0,0000
SAR(4)	0,567060	0,149376	3,796192	0,0005

Tab. 2 – Odhady parametrů modelu SARIMA pro skupinu „Q“ dle CZ-NACE: Zdravotní a sociální péče (druhý model).

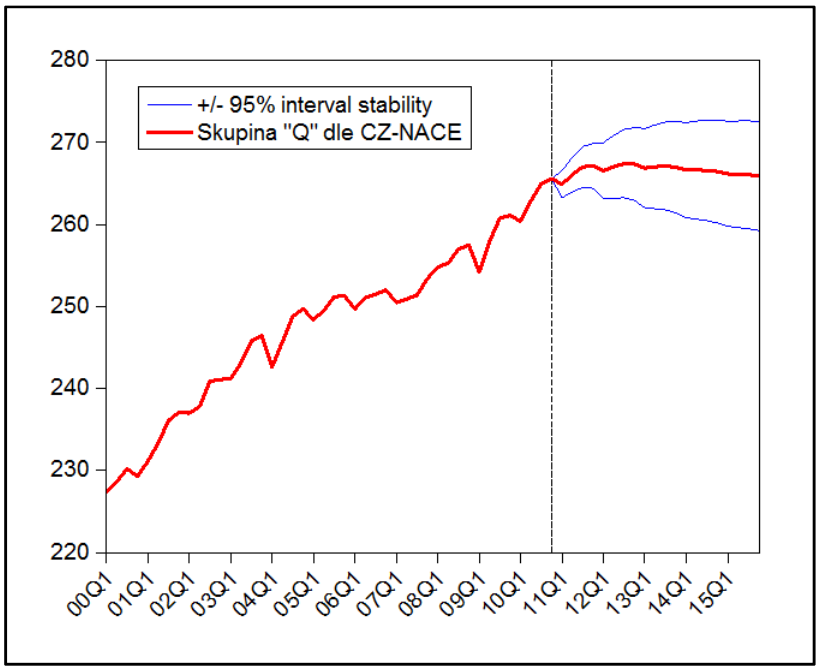
Zdroj: vlastní výpočet

Tento druhý model má podobu *SARIMA (1, 0, 0) (1, 0, 0)c* a i zde příslušné diagnostické testy indikují, že nesystematická složka modelu není autokorelována, je homoskedastická a má normální rozdělení.

Na základě nejznámějších informačních kritérií, jako Akaikeho, Schwarzovo či Hannanovo–Quinnovo, která uvádí např. Hušek (2007), nelze jednoznačně rozhodnout o výběru modelu, neboť všechna kritéria vychází mezi sebou prakticky srovnatelně. Pro další část, tj. pro předpovědi, bude použit odhadnutý model z tab. 1.

[2] *SARIMA (P, D, Q) (p, d, q)* je zkratka, používaná pro označení výsledných tvarů modelů, sestavených za účelem modelování nesezónních či sezónních časových řad (viz Hamilton, 1994). Význam znaků je: *S* = Seasonal – [sezónní], *AR* = Auto Regressive – [autoregresivní], *I* = Integrated – [integrovaný], *MA* = Moving Averages – [klouzavéprůměry]. Znaky *P*, *D* a *Q* jsou parametry modelu ARIMA, kde *P* je parametr autoregresivní komponenty *AR*, *D* je parametr nesezónních diferencí a *Q* je parametr komponenty klouzavých průměrů *MA*. Hodnoty přiřazené místo znaků v první závorce tedy určují řády parametrů modelu *ARIMA*, tj. modelu pro nesezónní řady. Znaky *p*, *d* a *q* jsou parametry modelu *SARIMA*, kde *p* je parametr sezónní autoregresivní komponenty *SAR*, *d* je parametr sezónních diferencí a *q* je parametr komponenty sezónních klouzavých průměrů *SMA*. Hodnoty přiřazené místo znaků ve druhé závorce, určují řády parametrů modelu *SARIMA*, tj. modelu pro sezónní řady. Za poslední závorkou je nebo není napsán znak *c*. V případě, že je, v modelu je zařazena úrovňová konstanta. V případě že napsán není, konstanta je statisticky nevýznamná a do modelu nebyla zahrnuta.

[3] Diagnostické testy musí na 5 % hladině významnosti nezamítnout testovanou hypotézu o neexistenci autokorelace, dále nezamítnout testovanou hypotézu o neexistenci heteroskedasticity a v poslední řadě i nezamítnout testovanou hypotézu normálního rozdělení nesystematické složky modelu (viz Hušek, 2007). Ve zbytkové složce totiž nesmí zbýt žádný systém. Většina rozptylu musí být vysvětlena modelem a zbylé rozptyly zbytkových složek musí mít rozptyl konstantní. Přítomnost normality navíc zajistí, že pro výpočet intervalů stability lze využít kvantilů z normálního rozdělení a jsou tak platné předpoklady matematické statistiky.



Obr. 2 – Počty zaměstnaných osob v tisících v oblasti zdravotní a sociální péče + předpovědi pro roky 2011–2015.

Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

Vzhledem k téměř hladkému vývoji časové řady počtů zaměstnaných osob ve zdravotní a sociální péči, která ve své minulosti nezaznamenala žádné výraznější a neočekávané výkyvy nahoru či dolu, spočtené předpovědi *ceteris paribus* budou s největší pravděpodobností kvalitní. Spočtené předpovědi, založené na prvním modelu, uvedeném v tab. 1 jsou graficky zobrazeny v obr. 2 za svislou přerušovanou čarou. Dá se předpokládat, že potřebný počet zaměstnaných osob ve zdravotní a sociální péči poroste s největší pravděpodobností ještě v roce 2013, neboť potenciál české republiky ještě není naplněn.

2011Q1	264,7	2014Q1	266,6
2011Q2	265,2	2014Q2	266,6
2011Q3	266,2	2014Q3	266,6
2011Q4	267,1	2014Q4	266,5
2012Q1	267,2	2015Q1	266,2
2012Q2	267,5	2015Q2	266,1
2012Q3	268,0	2015Q3	266,1
2012Q4	268,6	2015Q4	265,9
2013Q1	266,9		
2013Q2	267,0		
2013Q3	267,1		
2013Q4	267,0		

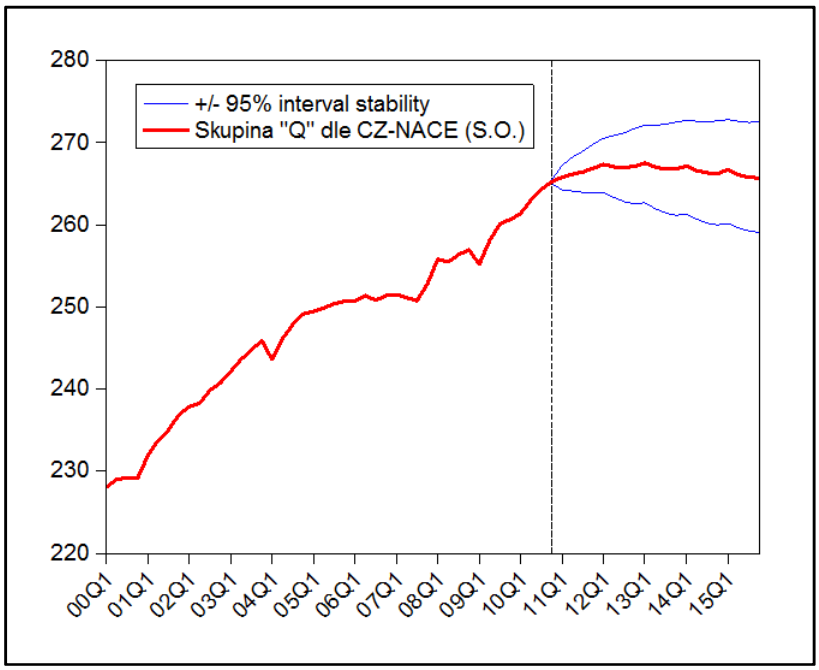
Tab. 4 – Odhady počtů zaměstnaných osob v tisícíchv oblasti zdravotní a sociální péče

2011Q1	1,7%	2014Q1	0,4%
2011Q2	0,9%	2014Q2	0,4%
2011Q3	0,5%	2014Q3	0,4%
2011Q4	0,5%	2014Q4	0,3%
2012Q1	2,6%	2015Q1	0,2%
2012Q2	1,7%	2015Q2	0,2%
2012Q3	1,1%	2015Q3	0,2%
2012Q4	1,1%	2015Q4	0,1%
2013Q1	0,5%		
2013Q2	0,5%		
2013Q3	0,6%		
2013Q4	0,5%		

Tab. 5 – Procentní přírůstky / úbytky v počtech zaměstnaných osob v oblasti zdravotní a sociální péče k bazickému období roku 2010

Zdroj: vlastní výpočet

Česká republika postupně stárne, populace se postupně stává populací regresivního typu. Jak budou přibývat staří lidé a pacienti vyžadující intenzivní zdravotní a asistenční péči, pracovníků ve zdravotnictví bude potřeba více. Z grafické interpretace odhadů, které jsou v obr. 2, vyplývá, že rychlost tohoto vtahování zaměstnanců do odvětví zdravotní a sociální péče postupně zpomaluje a klesá. Konkrétní hodnoty bodových odhadů počtů zaměstnaných osob jsou zobrazeny v tab. 4 v tisících. Z tab. 5 je patrné, že největší procentní přírůstky zaznamenává tento sektor v 1. čtvrtletí každého roku. Jedná o zimní měsíce, kdy úrazy jsou častější a starší lidé jsou častěji nemocní.



Obr. 3 – Vystižení trendu: sezónně očištěné počty zaměstnaných osob v tisících v oblasti zdravotní a sociální péče + předpovědi pro roky 2011–2015

Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

I když se časová řada počtů zaměstnaných osob ve zdravotní a sociální péči na první pohled nejevila sezónně, byla sezónnost skutečně skryta. Pro vystižení trendu, který je v časové řadě zaznamenán, bylo provedeno sezónní očištění metodou X-12 ARIMA[4] a výsledná (na první pohled téměř identická) časová řada je zobrazena v obr. 3.

Shrnutí

Cílem předloženého příspěvku je nastínit, jak by se vyvíjely hodnoty počtů zaměstnaných osob v odvětví zdravotní a sociální péče v jednotlivých čtvrtletích roku 2011–2015. Vzhledem k tomu, že z ekonomického hlediska se očekává spíše stagnace většiny národohospodářských ukazatelů a neočekávané vlivy nemohou být předem do modelu zahrnovány, vybočení ze spočtených intervalů spolehlivosti hrozí minimálně.

Využití stochastickýchmodelů se jeví jako zajímavý nástroj v předpovídání. Jakmile bude možné, porovnat tyto předpovězené hodnoty a hodnoty skutečné, které budou

[4]Metoda X-12 ARIMA (viz Bruce a Simon, 1992) slouží k očišťování sezónních časových řad od sezónních variací, aby byl lépe vystižen trend, který bývá často sezónními variacemi zakryt. Tato metoda je široce využívána a její algoritmus je zakomponován téměř ve všech statistických a ekonometrických software na trhu. Dříve se využívala metoda X-11, z důvodu jejích nedostatků byla po roce 1992 nahrazena touto, která se využívá doposud.

publikovány Českým statistickým úřadem, lze očekávat, že tyto hodnoty budou spolu silně korelovat. Predikce zaměstnaných osob ve vybraných odvětvích, založená na metodách modelování stochastického trendu, je alternativním způsobem, jak lze získat v celku věrohodné údaje o počtu zaměstnaných v daném odvětví v určitém časovém předstihu.

Reference

BOX, G.E.P., JENKINS, G. (1970): „*Time series analysis: Forecasting and control*“, San Francisco, Holden-Day.

BRUCE, A.G., SIMON, R.J. (1992): „Non-Gaussian Season Adjustment: X-12 ARIMA Versus Robust Structural Models“, *Bureau of the Census Statistical Research Division, Statistical Research Report Series*, November 16, 1992, Seattle.

HAMILTON, J. (1994): „*Time Series Analysis*“, Princeton University Press.

HUŠEK, R. (2007): „*Ekonometrická analýza*“, Oeconomica VŠE, Praha.