Očekávané trendy ve vývoji zaměstnanosti. Predikce zaměstnaných osob ve vybraných odvětvích nevýrobní sféry

Ondřej Šimpach, Jitka Langhamrová

V dnešní době je velmi složité odhadovat očekávaný budoucí vývoj zaměstnanosti. Existuje celá řada nepředvídatelných okolností, které mohou mít významný vliv na její vývoj. I přesto je možné odhadnout budoucí vývoj počtu zaměstnaných osob ve vybraných odvětvích. Právě proto, že z důvodu velké administrativní náročnosti získávání příslušných údajů jsou odhady počtů zaměstnaných osob v konkrétních odvětvích publikovány se značným časovým zpožděním, jsme se pokusili pro vybraná odvětví tento počet odhadnout pro roky 2011 až 2015 za jednotlivá čtvrtletí. V současné době jsou k dispozici vybalancované odhady pro všechna čtvrtletí roku 2010 a přesto, že rok 2012 již probíhá, jsou to poslední dostupné hodnoty. Vzhledem k ekonomickému zpomalení, ke kterému došlo v roce 2009, se v národním hospodářství pro rok 2011 očekával mírně rostoucí trend a s tím spojený mírný nárůst počtů zaměstnaných osob v nejdůležitějších oblastech nevýrobní sféry, konkrétně ve veřejné správě, obraně a sociálním zabezpečení, ve vzdělávání, ve zdravotní a sociální péči a v kulturní, zábavní a rekreační činnosti. Na základě dosavadního vývoje ekonomiky lze v predikci očekávat, že skutečný nárůst v roce 2011 byl nepatrný a obdobný trend či dokonce stagnace se dá předpokládat i pro roky 2012 až 2015. Vzhledem k těmto skutečnostem se následná studie pokusí odhadnout dosud neznámé hodnoty počtu zaměstnaných osob v jednotlivých čtvrtletích roku 2011 a též odhadnout jejich vývoj v jednotlivých čtvrtletích pro roky 2012–2015.

Dle příslušných postupů, uvedených Boxem a Jenkinsem (1970), je možno analyzovat sezonní i nesezonní časové řady a odhadnout předpovědi do budoucna (za předpokladu *ceteris paribus)*. Pro následnou studii byly zvoleny ze seznamu ekonomických činností CZ-NACE odvětví, která mají význam pro fungování nevýrobní sféry a sociálního systému v České republice. Konkrétně jde o skupinu „O" – Veřejná správa a obrana; povinné sociální zabezpečení, o skupinu „P" – Vzdělávání, o skupinu „Q" – Zdravotní a sociální péče a také o skupinu „R" – Kulturní, zábavní a rekreační činnosti. Je důležité upozornit, že všechny analyzované řady o počtech zaměstnaných osob jsou publikovány ČSÚ (Českým statistickým úřadem) ve čtvrtletní frekvenci a všechny vykazují sezonnost (na 1% hladině významnosti). Časové řady, které byly k analýze použity, začínají 1. čtvrtletím roku 2000 a končí 4. čtvrtletím roku 2010. Jelikož výpočet publikovaných odhadů je časově náročný, jsou tyto odhady zveřejňovány s velkým zpožděním. Studie poskytuje bodové odhady dosud nezveřejněných hodnot, k nimž jsou dopočteny 95% intervaly spolehlivosti.

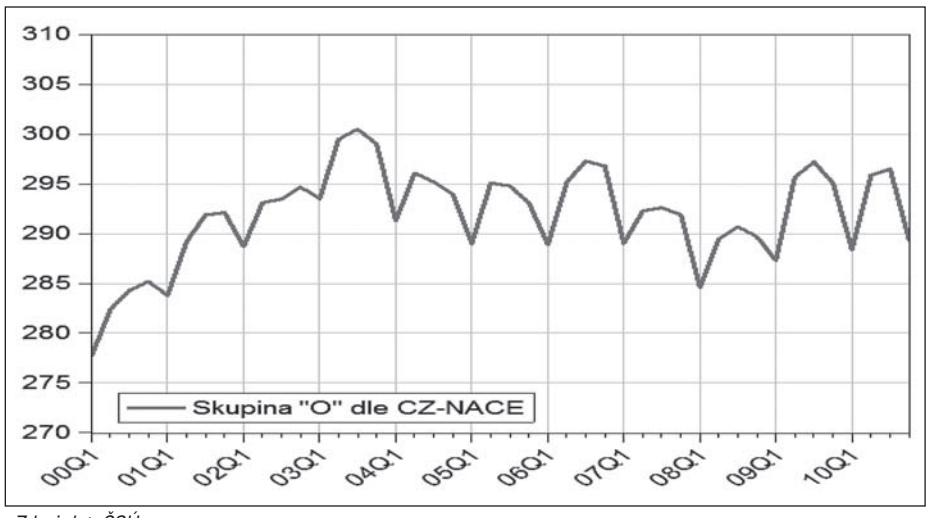
Jelikož se jedná o období 10 let, během kterých procházelo hospodářství České republiky obdobími růstu i poklesu, je variabilita analyzovaných řad vyšší, než bývá obvyklé. Od roku 2011 ekonomové očekávali v národním hospodářství spíše růst. Z diskusí vedených v odborných plénech je však patrné, že tento růst spíše nenastal, nebo byl jen minimální. Nejistota nás může provázet i v celém roce 2012 i v dalších letech. Chystá se řada změn, vládních reforem a úsporných opatření, která mohou mít různé dopady na produkt a spotřebu domácí ekonomiky. V případě minimálních změn na trhu a střednědobé stagnaci se odhadnuté hodnoty prakticky přibližují hodnotám skutečným.

Postup, který v práci bude využit, je vhodný pro krátkodobé až střednědobé předpovědi. V případě tvorby dlouhodobějších předpovědí je potřeba využít zcela jiného přístupu, který by využíval např. aditivní informace a různé techniky z teorie očekávání. V závislosti na různých okolnostech, ať už ekonomických, sociálních, či demografických, je možno zkonstruovat jiný model, kterým by bylo možno střednědobé předpovědi z tohoto příspěvku zkorigovat a případně i modifikovat směr dlouhodobého trendu. Technika, která byla využita, je konzervativnější, proto se ani na dlouhodobější předpovědi nevyužívá. Nevyužívá se zejména z toho důvodu, že v dlouhém období by již byly velmi široké intervaly spolehlivosti, neboť na pozorovaný trend a čas již nestačí jako jediné vysvětlující proměnné, zahrnuté do modelu. V delších obdobích se bez aditivních informací, korigujících budoucí vývoj nedá obejít. Jiný přístup odhadu zaměstnaných osob v různých ekonomických odvětvích poskytuje např. evropská projekce zaměstnanosti zpracovaná Evropským střediskem pro rozvoj odborného vzdělávání a přípravy Cedefop. Z výsledků uvedených např. Lettmayrem a Nehlsem (2012) je výhodné zahrnout do očekávání budoucího vývoje i vývoj národního účetnictví a výsledky výběrového šetření pracovních sil včetně očekávání budoucího vývoje samotnými zaměstnanci v daných odvětvích.

Veřejná správa a obrana, povinné sociální zabezpečení

Pod označením „O" je v klasifikaci ekonomických činností CZ-NACE uvedena veřejná správa a obrana. Odhadované hodnoty jsou zjišťovány z výsledků zpracování čtvrtletních statistických výkazů a průběh časové řady od 1. čtvrtletí 2000

Obrázek č. 1: Počty zaměstnaných osob v tisících ve veřejné správě a obraně, povinném sociálním zabezpečení



Zdroj dat: ČSÚ

Tabulka č. 1: Odhady parametrů modelu SARIMA pro skupinu „O" dle CZ-NACE: Veřejná správa a obrana, povinné sociální zabezpečení

	Koeficient	St. chyba	t-statistika	P-hodnota
Konst.	307,5830	124,3676	2,473177	0,0184
AR(1)	0,734320	0,131327	5,591522	0,0000
SAR(4)	1,018030	0,047766	21,31268	0,0000
MA(1)	0,729763	0,121905	5,986328	0,0000

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 2: Odhady počtů zaměstnaných osob v tisících ve veřejné správě a obraně, povinném sociálním zabezpečení

2011Q1 281,2	2012Q1 278,7	2013Q1 277,6	2014Q1 276,9	2015Q1 276,3
2011Q2 290,6	2012Q2 288,9	2013Q2 288,1	2014Q2 287,6	2015Q2 287,2
2011Q3 292,6	2012Q3 291,3	2013Q3 290,6	2014Q3 290,2	2015Q3 289,9
2011Q4 286,4	2012Q4 285,2	2013Q4 284,5	2014Q4 284,1	2015Q4 283,6

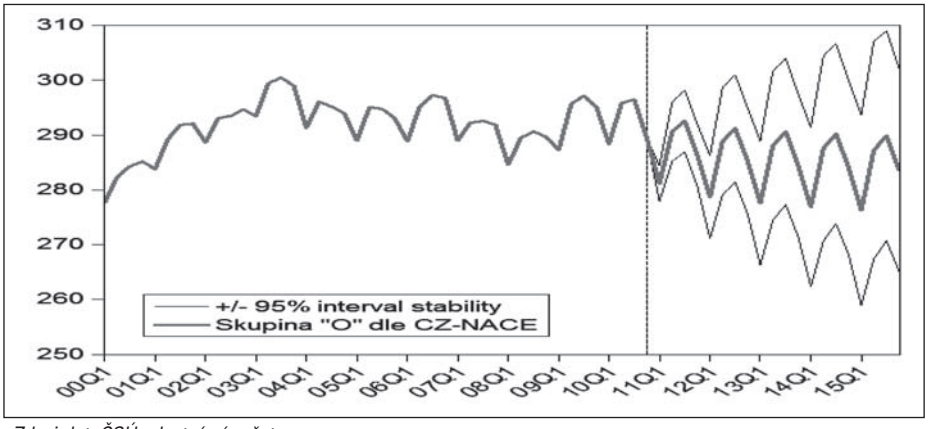
Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 3: Procentní přírůstky / úbytky v počtech zaměstnaných osob ve veřejné správě a obraně, povinném sociálním zabezpečení k bazickému období roku 2010

2011Q1 -2,5%	2012Q1 -3,4%	2013Q1 -4,1%	2014Q1 -4,3%	2015Q1 -4,5%
2011Q2 -1,8%	2012Q2 -2,4%	2013Q2 -0,4%	2014Q2 -0,6%	2015Q2 -0,7%
2011Q3 -1,3%	2012Q3 -1,8%	2013Q3 0,4%	2014Q3 0,3%	2015Q3 0,2%
2011Q4 -1,1%	2012Q4 -1,5%	2013Q4 -1,7%	2014Q4 -1,8%	2015Q4 -2,0%

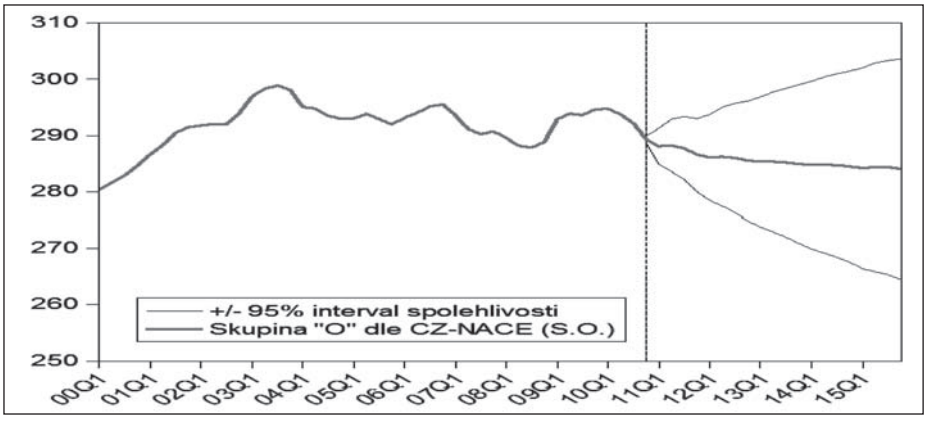
Zdroj: vlastní výpočet

Obrázek č. 2: Počty zaměstnaných osob v tisících ve veřejné správě a obraně, povinném sociálním zabezpečení + předpovědi pro roky 2011–2015



Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

Obrázek č. 3: Vystižení trendu: sezonně očištěné počty zaměstnaných osob v tisících ve veřejné správě a obraně, povinném sociálním zabezpečení + předpovědi pro roky 2011–2015



Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

do 4. čtvrtletí 2010 publikovaný ČSÚ je zobrazen na obrázku č. 1.

Z obr. č. 1 je zřejmé, že sektor veřejné správy a obrany zaměstnával na počátku roku 2000 přibližně 278 tis. zaměstnanců a prakticky až do konce roku 2003 tento počet narůstal. Koncem roku 2003 bylo v tomto sektoru zaměstnáno už více než 302 tis. zaměstnanců, avšak počátkem roku 2004 byla zavedena řada úsporných opatření. Tato hodnota je maximem a více zaměstnanců než na konci roku 2003 v tomto sektoru v posledních 10 letech již zaměstnáno nebylo. Od roku 2004 do počátku roku 2008 probíhalo pomalé snižování počtů zaměstnaných osob v tomto odvětví. Zajímavá situace nastává v roce 2009, kdy naplno Českou republiku zasáhla vlna hospodářského oslabení, způsobená zejména nezdravostí světového finančního trhu a hypoteční a úvěrovou krizí. Mnoho podniků bylo uzavřeno z důvodu, že finanční toky od bank byly přerušeny nebo zcela stornovány, soukromý sektor začal reagovat propouštěním zaměstnanců a snižováním výroby. Právě v tomto období se klesající vývoj zaměstnaných osob v sektoru veřejné správy a obrany otáčí a přechází v rostoucí, který trvá prakticky ve všech čtvrtletích roku 2009 a teprve v průběhu roku 2010 pravděpodobně začíná slábnout.

Pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie (Box, Jenkins, 1970) byl identifikován model *SARIMA (1, 0, 1) (1, 0, 0)c*, jehož parametry jsou v tabulce č. 1.[1]

Diagnostické testy modelu indikují, že nesystematická složka modelu není autokorelovaná, je homoskedastická a má normální rozdělení.[2] Odhadnuté budoucí hodnoty na období od 1. čtvrtletí roku 2011 do 4. čtvrtletí roku 2015 jsou v tabulce č. 2 a na obrázku č. 2. Z předpovědí je možné očekávat klesající vývoj tohoto ukazatele v příštích obdobích. V tabulce č. 3 jsou pak tyto hodnoty přepočteny na procentní přírůstky, respektive úbytky, vztažené k roku 2010.

Vlivem sezonnosti jsou největší úbytky zaměstnaných osob zaznamenány v 1. čtvrtletí roku. Tento pokles by mohl být v 1. čtvrtletí roku 2011 až 2,5% v konfrontaci s 1. čtvrtletím roku 2010 a až 3,4%, 4,1%, 4,3% a 4,5% v 1. čtvrtletí roku 2012–2015 v konfrontaci s 1. čtvrtletím roku 2010.

Vzhledem k tomu, že výrazná sezonnost může zakrývat trend, je na obrázku č. 3 zobrazena i časová řada sezonně očištěná (metodou X12-ARIMA).[3] Výrazný rostoucí trend od počátku časové řady je ukončen jasně patrným vrcholem, nacházejícím se na konci roku 2003. Následuje pokles a posléze lehké oživení počátkem roku 2007, které v původní, sezonně neočištěné řadě nebylo až tak patrné. Znovu pokles až k počátku dopadu finanční krize ze srpna roku 2008 a nárůst přes celé krizové období roku 2009 a počátku roku 2010. S koncem roku 2010 přichází již pokles, který je již zaznamenán v oficiálně publikovaných datech ČSÚ. Předpovědi napovídají pokračování mírně klesající tendence.

Vzdělávání

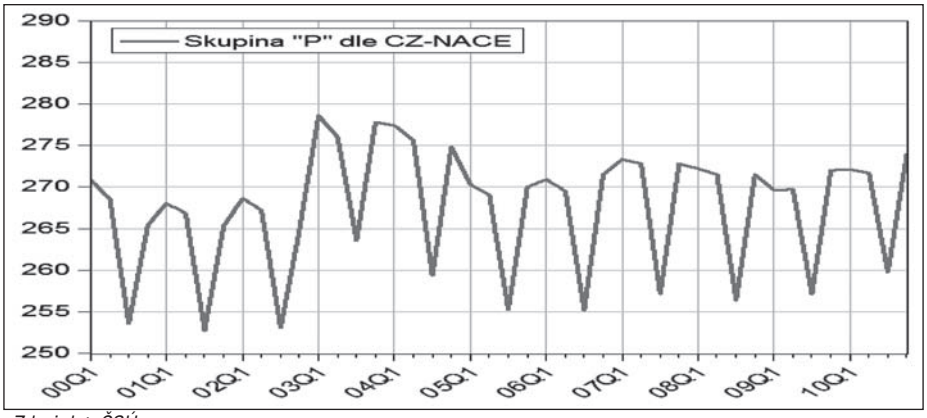
Bezpochyby jednou z důležitých oblastí nevýrobní sféry je vzdělávání, proto v druhé části analýzy je proveden odhad modelu pro předpovědi zaměstnaných osob ve skupině „P" – Vzdělávání, dle klasifikace ekonomických činností CZ-NACE. Při pohledu na průběh časové řady od 1. čtvrtletí roku 2000 do 4. čtvrtletí roku 2010 na obrázku č. 4 je možno tvrdit, že oblast vzdělávání obsahuje nejvýraznější sezonnost vůbec. Dohody s pedagogickými i s nepedagogickými pracovníky na dobu určitou jsou na trhu práce masivně využívány a ve statistikách je tato skutečnost jasně viditelná. Obrovské propady v počtech zaměstnaných osob se periodicky opakují každé 3. čtvrtletí, což je období letních měsíců a prázdnin. Každý rok se sníží počet zaměstnaných během letních prázdnin přibližně o 15–20 tisíc. Trend byl od počátku roku 2000 mírně klesající až konstantní a fluktuace byly skutečně jen nepatrné. Výrazný obrat je patrný z konce roku 2002, kdy k počátku roku 2003 nastoupilo do práce bezmála 280 tisíc zaměstnanců tohoto odvětví. Tento nárůst o necelých 27 tisíc zaměstnanců byl způsoben skutečně zvýšením počtu zaměstnaných osob, nikoli změnou metodiky nebo přesunem k jinému zjišťování či klasifikování. Změna odvětvové klasifikace ekonomických činností (známé jako OKEČ) k nově používané klasifikaci CZ-NACE platí až od 1. 1. 2008.

Následoval pokles, který trval do počátku roku 2005 a ustálil se přibližně na původních hodnotách před tímto nárůstem. Počty zaměstnaných osob se od roku 2005 mírně zvyšovaly. Zatímco v případě počtů zaměstnaných osob ve veřejné správě a obraně byl v době počátku finanční krize nárůst počtu zaměstnaných osob, ve vzdělávání se projevil pokles, který korespondoval s poklesem zaměstnaných osob i v ostatních odvětvích, zejména odvětvích soukromé sféry. Jakoby vzdělávání rychleji a operativně reagovalo na měnící se situaci na trhu a v případě, že nastal ekonomický pokles, ekviproporcionálně nastal i pokles v počtech zaměstnanců. I přes všechno to byl pokles krátkodobý. V průběhu roku 2009 se již situace v zaměstnanosti začala znovu měnit a v 4. čtvrtletí roku 2010 se již zaměstnanost nacházela na srovnatelné úrovni jako na počátku roku 2007.

Vzhledem k sezonnosti v analyzované časové řadě je obdobně jako v předchozím případě využito metodologického přístupu Boxe a Jenkinse (1970). Parametry odhadnutého modelu *SARIMA (1, 0, 0) (1, 0, 0)c* jsou uvedeny v tabulce č. 4.

Diagnostické testy indikují, že nesystematická složka modelu není autokorelována, je homoskedastická a má normální rozdělení. Vzhledem k tomuto mohou být spočteny krátkodobé předpovědi počtů zaměstnaných osob ve vzdělávání. Výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 5 a na obrázku č. 5.

Obrázek č. 4: Počty zaměstnaných osob v oblasti vzdělávání v tisících



Zdroj dat: ČSÚ

Tabulka č. 4: Odhady parametrů modelu SARIMA pro skupinu "P" dle CZ-NACE: Vzdělávání

	Koeficient	St. chyba	t-statistika	P-hodnota
Konst.	281,0981	28,68242	9,800361	0,0000
AR(1)	0,676790	0,121530	5,568913	0,0000
SAR(4)	0,940649	0,054634	17,21732	0,0000

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 5: Odhady počtů zaměstnaných osob v tisících v oblasti vzdělávání

2011Q1 273,6	2012Q1 274,2	2013Q1 274,6	2014Q1 275,0	2015Q1 275,4
2011Q2 272,9	2012Q2 273,5	2013Q2 274,0	2014Q2 274,4	2015Q2 274,8
2011Q3 261,5	2012Q3 262,7	2013Q3 263,8	2014Q3 264,9	2015Q3 265,8
2011Q4 274,6	2012Q4 275,1	2013Q4 275,4	2014Q4 275,8	2015Q4 276,1

Zdroj: vlastní výpočet

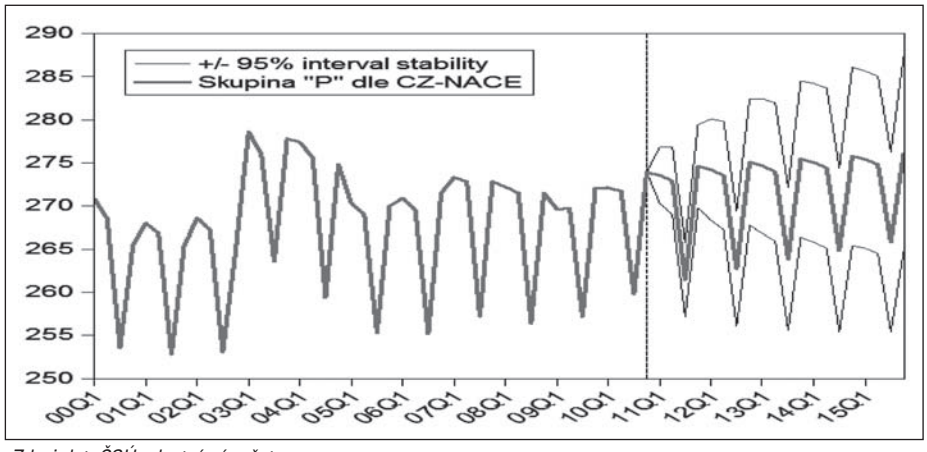
Tabulka č. 6: Procentní přírůstky / úbytky v počtech zaměstnaných osob v oblasti vzdělávání k bazickému období roku 2010

2011Q1 0,5%	2012Q1 0,8%	2013Q1 0,3%	2014Q1 0,4%	2015Q1 0,5%
2011Q2 0,4%	2012Q2 0,7%	2013Q2 0,0%	2014Q2 0,2%	2015Q2 0,3%
2011Q3 0,6%	2012Q3 1,1%	2013Q3 -3,7%	2014Q3 -3,3%	2015Q3 -2,9%
2011Q4 0,3%	2012Q4 0,4%	2013Q4 0,6%	2014Q4 0,7%	2015Q4 0,8%

Zdroj: vlastní výpočet

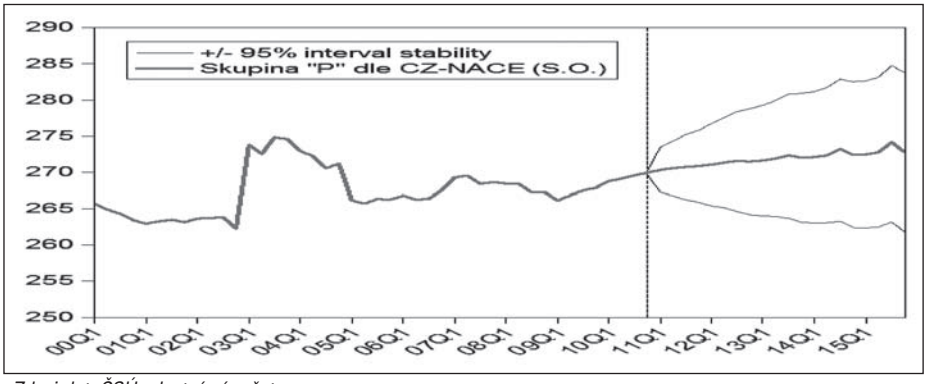
Z tabulky č. 6 je patrné, že se podle predikce očekává do budoucna spíše mírně rostoucí trend. V roce 2011 mohla růst zaměstnanost ve vzdělávání v rozpětí 0,3–0,5 %. Opět jde o přírůstky, vztažené k bazickému období roku 2010. O něco vyšší přírůstky ve vztahu k roku 2010 jsou očekávány na rok 2012. V 1. čtvrtletí je očekáván přírůstek o 0,8 % ve vztahu k 1. čtvrtletí roku 2010, ve 2. čtvrtletí o 0,7 %, ve

Obrázek č. 5: Počty zaměstnaných osob v tisících v oblasti vzdělávání + předpovědi pro roky 2011–2015



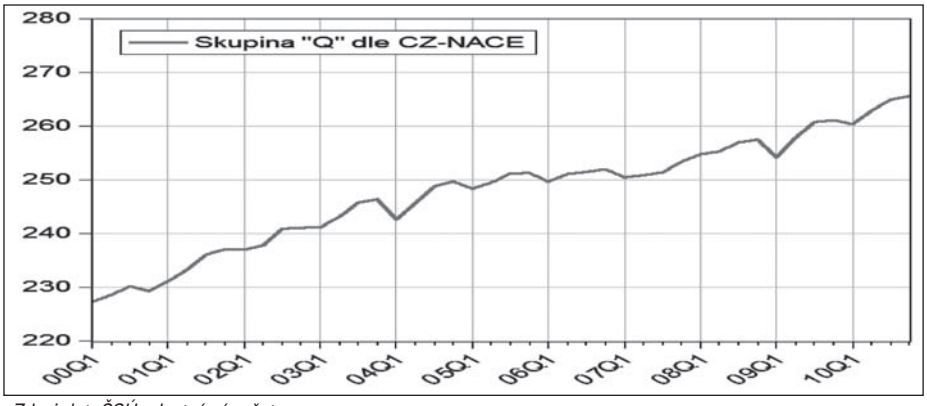
Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

Obrázek č. 6: Vystižení trendu: sezonně očištěné počty zaměstnaných osob v tisících oblasti vzdělávání + předpovědi pro roky 2011–2015



Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

Obrázek č. 7: Počty zaměstnaných osob v tisících v oblasti zdravotní a sociální péče



Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

Tabulka č. 7: Odhady parametrů modelu SARIMA pro skupinu "Q" dle CZ-NACE: Zdravotní a sociální péče (první model)

	Koeficient	St. chyba	t-statistika	P-hodnota
Konst.	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

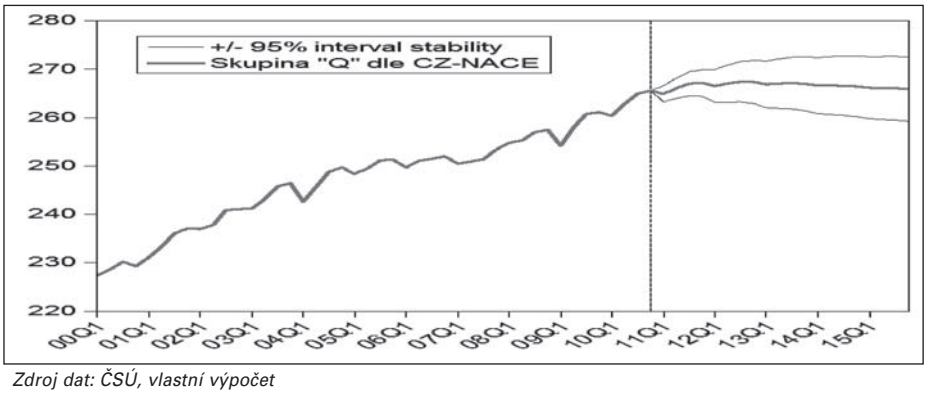
Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 8: Odhady parametrů modelu SARIMA pro skupinu "Q" dle CZ-NACE: Zdravotní a sociální péče (druhý model)

	Koeficient	St. chyba	t-statistika	P-hodnota
Konst.	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

Zdroj: vlastní výpočet

Obrázek č. 8: Počty zaměstnaných osob v tisících v oblasti zdravotní a sociální péče + předpovědi pro roky 2011–2015



Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

3. čtvrtletí dokonce o 1,1 %. Na konci roku 2012 předpověď očekává přibližně 275 100 zaměstnaných osob, což je 0,4% nárůst 4. čtvrtletí ve srovnání s 4. čtvrtletím roku 2010.

V letech 2013–2015 jsou očekávány výraznější úbytky zaměstnaných osob vždy ve 3. čtvrtletí konkrétního roku. Pro rok 2013 je odhadován 3,7% pokles, pro rok 2014 3,3% pokles a nakonec pro rok 2015 2,9% pokles. Vzhledem k tomu, že časová řada počtů zaměstnaných osob ve vzdělávání je na první pohled nejvíce rozkolísaná ze všech uvažovaných časových řad, je nezbytné ji také prezentovat po sezonním očištění metodou X-12 ARIMA. Takto očištěná časová řada včetně předpovědí na roky 2011–2015 je zobrazena na obrázku č. 6. Značný nárůst zaměstnaných osob k počátku roku 2003 mohl být způsoben skutečností, že v té době bylo uvedeno do provozu velké množství nových soukromých a vysokých škol. Kdyby tento nenadálý skok v řadě nebyl, mohla by mít řada od roku 2001 až do roku 2007 téměř lineární průběh.

Nenadálý skok mezi lety 2002 až 2003 způsobuje vyšší variabilitu časové řady, a proto jsou výsledné intervaly spolehlivosti poměrně široké.

Zdravotní a sociální péče

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. Časová řada počtů zaměstnaných osob ve zdravotní a sociální péči je zobrazena v obrázku č. 7.

Od roku 2000 vzrostl počet zaměstnaných osob v oblasti zdravotní a sociální péče z hodnoty 228 tis. na 265 tisíc na konci roku 2010. Přestože trend vypadá na první pohled parabolicky, sezonnost 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. Rezidua modelu by byla silně autokorelována a nebylo by ani možno spočítat intervaly stability. Na sezonní časovou řadu byl tedy stejně jako v předchozích případech použit Boxův a Jenkinsův (1970) přístup, který poskytl relevantní odhady neznámých parametrů. Tyto odhady jsou uvedeny v tabulce č. 7 a je patrné, že model je ve tvaru *SARIMA (2, 0, 0) (0, 0, 0)c.*

Diagnostické testy 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) – nesezonní autoregrese 4. řádu (viz pozn. [1]) a nahradíme ji SAR(4) – sezonní autore-

grese 4. řádu, získáme obdobně kvalitní model. Odhady jeho parametrů jsou uvedeny v tabulce č. 8.

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 informačních kritérií Akaikeho, Schwarzovo či Hannanovo–Quinnovo[4], 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 tabulky č. 7.

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 dolů, spočtené předpovědi *ceteris paribus* budou s největší pravděpodobností kvalitní. Spočtené předpovědi, založené na prvním modelu, uvedeném v tabulce č. 7 jsou graficky zobrazeny v obrázku č. 8 za svislou přerušovanou čarou. Dá se předpokládat, že počet zaměstnaných osob ve zdravotní a sociální péči poroste s největší pravděpodobností ještě v roce 2013.

Česká populace stárne, stává se populací regresivního typu. Jak budou přibývat staří lidé a pacienti vyžadující intenzivní zdravotní a asistenční péči, pracovníků ve zdravotnictví bude potřeba více.

Z obrázku č. 8 je vidět, že počet zaměstnanců v odvětví zdravotní a sociální péče roste velmi mírně, ke konci odhadovaného období růst zpomaluje. Konkrétní hodnoty bodových odhadů počtů zaměstnaných osob jsou zobrazeny v tabulce č. 9 v tisících. Z tabulky č. 10 je patrné, že největší procentní přírůstky zaznamenává tento sektor v 1. čtvrtletí každého roku.

I když se časová řada počtů zaměstnaných osob ve zdravotní a sociální péči na první pohled nejevila sezonně, byla sezonnost skutečně skryta. Pro vystižení trendu, který je v časové řadě zaznamenán, bylo provedeno sezonní očištění metodou X-12 ARIMA a výsledná (na první pohled téměř identická) časová řada je zobrazena v obrázku č. 9.

Kulturní, zábavní a rekreační činnosti

Poslední analyzovaná skupina zaměstnaných osob, skupina „R" dle klasifikace ekonomických činností CZ-NACE, je pravděpodobně ekonomickými výkyvy nejovlivněnější časovou řadou. Při pohledu na zobrazený průběh, který ukazuje obrázek č. 10, je jasně patrný vliv finanční krize, který se projevoval celý rok 2009. Sezonnost je v časové řadě rovněž přítomna, příslušné testy prokázaly přítomnost na kterékoliv hladině významnosti. Z průběhu časové řady je patrné, že od počátku sledovaného období až do roku 2005 byl

Tabulka č. 9: Odhady počtů zaměstnaných osob v tisících v oblasti zdravotní a sociální péče

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

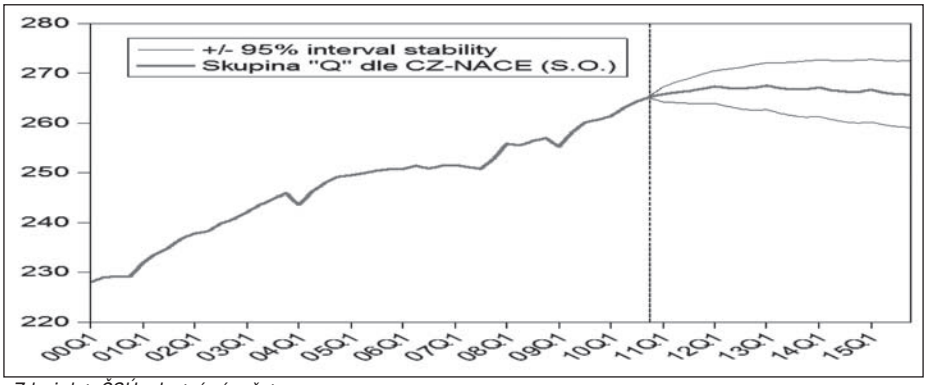
Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 10: Procentní přírůstky / úbytky v počtech zaměstnaných osob v oblasti zdravotní a sociální péče k bazickému období roku 2010

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

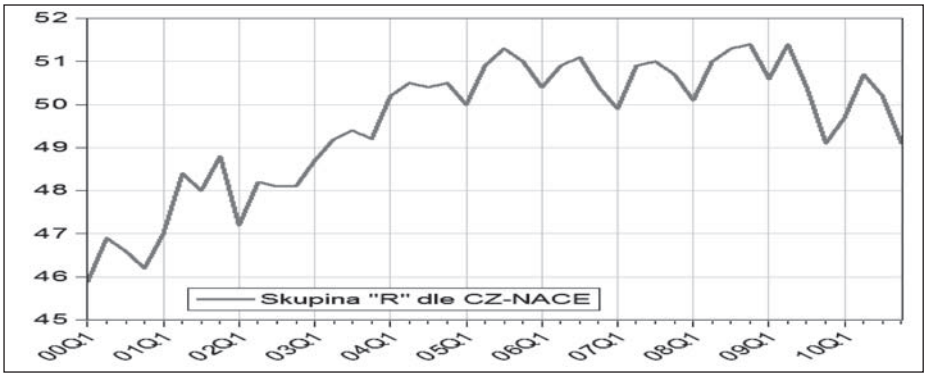
Zdroj: vlastní výpočet

Obr. č. 9: Vystižení trendu: sezonně očištěné počty zaměstnaných osob v tisících v oblasti zdravotní a sociální péče + předpovědi pro roky 2011–2015



Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

Obrázek č. 10: Počty zaměstnaných osob v tisících v oblasti kulturní, zábavní a rekreační činnosti



Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

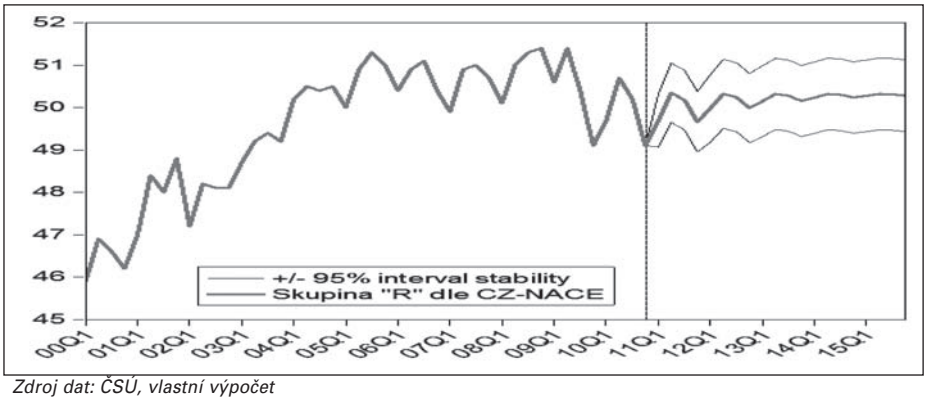
Tabulka č. 11: Odhady parametrů modelu SARIMA pro skupinu „R" dle CZ-NACE: Kulturní, zábavní a rekreační činnosti

	Koeficient	St. chyba	t-statistika	P-hodnota
Konst.	50,32166	0,422621	119,0705	0,0000
AR(1)	0,516776	0,145879	3,542510	0,0011
SAR(4)	0,501586	0,122621	4,090548	0,0002

Zdroj: vlastní výpočet

trend prakticky rostoucí, pouze s malými a nenadálými výkyvy. Od poloviny roku 2005 začala v zaměstnanosti této skupiny osob stagnace a tato stagnační situace trvala až prakticky do začátku krize. Je možné, že období mezi roky 2005 a 2009 znamenalo, že trh s kulturní, zábavní a rekreační činností byl nasycen a více zaměstnanců v této oblasti nebylo potřeba. Vzhledem k tomu, že kultura, zábava a rekreace je pro spotřebitele statek zbytný (viz Holman, 2002), v období poklesu agregátní poptávky zaznamenává sektor, nabízející zbytné statky, obrovskou restrikci.

Obrázek č. 11: Počty zaměstnaných osob v tisících v oblasti kulturní, zábavní a rekreační činnosti + předpovědi pro roky 2011–2015



Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

Tabulka č. 12: Odhady počtů zaměstnaných osob v tisících v oblasti kulturní, zábavní a rekreační činnosti

2011Q1	49,7	2012Q1	50,0	2013Q1	50,2	2014Q1	50,2	2015Q1	50,3
2011Q2	50,3	2012Q2	50,3	2013Q2	50,3	2014Q2	50,3	2015Q2	50,3
2011Q3	50,2	2012Q3	50,2	2013Q3	50,3	2014Q3	50,3	2015Q3	50,3
2011Q4	49,7	2012Q4	50,0	2013Q4	50,2	2014Q4	50,2	2015Q4	50,3

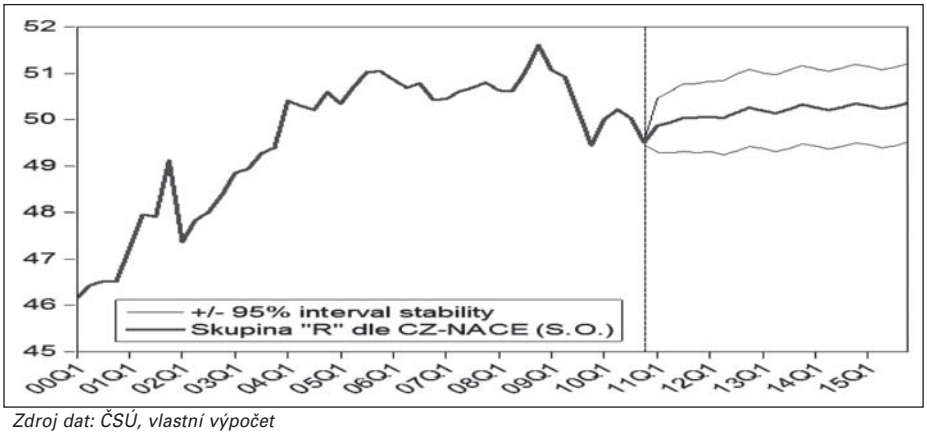
Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka č. 13: Procentní přírůstky / úbytky v počtech zaměstnaných osob v oblasti kulturní, zábavní a rekreační činnosti k bazickému období roku 2010

2011Q1	0,0%	2012Q1	0,6%	2013Q1	2,1%	2014Q1	2,3%	2015Q1	2,4%
2011Q2	-0,7%	2012Q2	-0,7%	2013Q2	2,5%	2014Q2	2,5%	2015Q2	2,5%
2011Q3	0,0%	2012Q3	0,1%	2013Q3	2,4%	2014Q3	2,4%	2015Q3	2,5%
2011Q4	1,2%	2012Q4	1,8%	2013Q4	2,1%	2014Q4	2,3%	2015Q4	2,4%

Zdroj: vlastní výpočet

Obrázek č. 12: Vystižení trendu: sezonně očištěné počty zaměstnaných osob v tisících v oblasti kulturní, zábavní a rekreační činnosti + předpovědi pro roky 2011–2015



Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet

Počet zaměstnaných osob v kulturní, zábavní a rekreační činnosti vykazuje obdobný průběh sezonnosti jako ve veřejné správě a obraně. Hluboký pokles zaměstnanosti v zimních měsících je způsoben zejména sníženou poptávkou po rekreačních službách a nedostatkem příležitostí pro volnočasové aktivity. Zábavní centra, hrady, zámky, památky, koupaliště a spousta dalších míst, kde lze trávit volný čas, v zimních měsících není v provozu.

Minimální počet zaměstnanců v odvětví kulturní, zábavní a rekreační činnosti byl přibližně 46 tis. na počátku roku 2000. Před nástupem krize na konci roku 2008 byl počet nejvyšší, a to 51,4 tisíc zaměstnanců. Model, který byl využit pro analýzu této časové řady, je stejného tvaru jako v předchozích případech a zahrnuje jeden faktor nesezonních autoregresí prvního řádu a jeden faktor sezonních autoregresí prvního řádu. Odhadnuté parametry modelu jsou zobrazeny včetně svých standardních chyb v tabulce č. 11.

Model, který byl zkonstruován, má podobu *SARIMA (1, 0, 0) (1, 0, 0)*c a příslušné diagnostické testy indikují, že nesystematická složka modelu není autokorelována, je homoskedastická a má normální rozdělení.

Vypočtené předpovědi jsou na obrázku č. 11., absolutní hodnoty shrnuje tabulka č. 12. Předpovídaná fluktuace v zaměstnanosti těchto osob je předpokládána s rozpětím přibližně 500 zaměstnanců na celé národní hospodářství po dobu predikovaných let. I vzhledem k relativně malému trhu ve srovnání se zdravotní a sociální péčí nebo se vzděláváním, je toto hodnota relativně nízká. Do počtu 500 zaměstnanců se poměrně snadno vejdou zaměstnanci přijímaní na práce čistě sezonního charakteru.

I když jsou v grafu patrné lehké výkyvy, v reálu nastane spíše stagnace, nebo dokonce malý růst. Ke konci roku 2011 již předpověď očekává až 1,2% růst. Tento růst v trendu, který má sílu se zotavovat po příchodu ekonomické krize na konci roku 2008, je dobře zobrazen v obrázku č. 12. V obrázku č. 12 je totiž zobrazena sezonně očištěná časová řada, již bez sezonních variací, které trend zakrývají.

Shrnutí

Cílem předloženého příspěvku je nastínit, jak by se vyvíjely hodnoty počtů zaměstnaných osob ve vybraných odvětvích nevýrobní sféry v České republice v jednotlivých čtvrtletích roku 2011–2015 na základě jejich předchozího vývoje. Vzhledem k tomu, že z ekonomického hlediska se očekává spíše stagnace většiny národohospodářských ukazatelů, významné vybočení ze spočtených intervalů spolehlivosti hrozí minimálně.

Využití stochastických modelů se jeví jako zajímavý nástroj v předpovídání. Jakmile bude možné porovnat tyto předpovězené hodnoty a hodnoty skutečné, které budou publikovány Českým statistickým úřadem, lze očekávat, že tyto hodnoty budou spolu silně korelovat. Pro doplnění je uvedena tabulka č. 14, kde jsou vypočteny bazické indexy, které ukazují, jak se liší jednotlivá odvětví oproti čtvrtletím roku 2010.

Je možno předpokládat, že k určitým úbytkům pracovních míst v sektorech nevýrobní sféry dojde z důvodu ekonomického, sociálně-ekonomického a demografického vývoje až po roce 2015. Technika, kterou byly odhady v příspěvku provázeny, však není vhodná k predikcím na dlouhodobé horizonty, je čistě statistická a využívá se maximálně na horizont *n*/2, kde *n* je počet pozorování v uvažovaných časových řadách. (Pozn.: I takto stanovené omezení se někdy nedoporučuje použít, zvláště když je uvažovaná časová řada velmi rozkolísaná. Hrozí pak velké riziko vychýlení se z očekávaných intervalů spolehlivosti). V případě potřeby predikce na dlouhodobý horizont by se muselo využít zcela jiného přístupu, který by uvažoval i např. aditivní informace a různé druhy informačních očekávání. Cílem příspěvku bylo poskytnout sofistikovanou technikou předpovědi pracovních míst jiným způsobem než za pomoci metod demografických. Model, který zkombinuje přístup statistický a demografický, je v současné době ve fázi přípravy a bude konfrontovat

Tabulka č. 14: Bazické indexy pro jednotlivá období [zobrazeny v %] se zvoleným základem 2010

	Sk. O	Sk. P	Sk. Q	Sk. R		Sk. O	Sk. P	Sk. Q	Sk. R
2000Q1	96,3%	99,5%	87,3%	92,4%	2008Q1	98,7%	100,0%	97,8%	100,8%
2000Q2	95,4%	98,8%	87,0%	92,5%	2008Q2	97,8%	99,9%	97,1%	100,6%
2000Q3	95,9%	97,6%	86,9%	92,8%	2008Q3	98,0%	98,7%	97,0%	102,2%
2000Q4	98,5%	96,9%	86,3%	94,1%	2008Q4	100,1%	99,1%	97,0%	104,7%
2001Q1	98,4%	98,5%	88,7%	94,6%	2009Q1	99,6%	99,1%	97,6%	101,8%
2001Q2	97,7%	98,2%	88,7%	95,5%	2009Q2	99,9%	99,3%	98,1%	101,4%
2001Q3	98,4%	97,3%	89,1%	95,6%	2009Q3	100,2%	99,0%	98,4%	100,4%
2001Q4	100,9%	96,9%	89,3%	99,4%	2009Q4	102,0%	99,3%	98,3%	100,0%
2002Q1	100,1%	98,7%	91,0%	95,0%	**2010Q1**	**100,0%**	**100,0%**	**100,0%**	**100,0%**
2002Q2	99,1%	98,3%	90,5%	95,1%	**2010Q2**	**100,0%**	**100,0%**	**100,0%**	**100,0%**
2002Q3	99,0%	97,4%	90,9%	95,8%	**2010Q3**	**100,0%**	**100,0%**	**100,0%**	**100,0%**
2002Q4	101,8%	96,7%	90,8%	98,0%	**2010Q4**	**100,0%**	**100,0%**	**100,0%**	**100,0%**
2003Q1	101,8%	102,4%	92,6%	98,0%	2011Q1*	97,5%	100,5%	101,7%	100,0%
2003Q2	101,2%	101,6%	92,5%	97,0%	2011Q2*	98,2%	100,4%	100,9%	99,3%
2003Q3	101,3%	101,5%	92,8%	98,4%	2011Q3*	98,7%	100,6%	100,5%	100,0%
2003Q4	103,3%	101,4%	92,8%	100,2%	2011Q4*	98,9%	100,3%	100,5%	101,2%
2004Q1	101,0%	101,9%	93,2%	101,0%	2012Q1*	96,6%	100,8%	102,6%	100,6%
2004Q2	100,1%	101,4%	93,5%	99,6%	2012Q2*	97,6%	100,7%	101,7%	99,3%
2004Q3	99,6%	99,8%	93,9%	100,4%	2012Q3*	98,2%	101,1%	101,1%	100,1%
2004Q4	101,6%	100,3%	94,0%	102,9%	2012Q4*	98,5%	100,4%	101,1%	101,8%
2005Q1	100,2%	99,3%	95,4%	100,6%	2013Q1*	95,9%	100,3%	100,5%	102,1%
2005Q2	99,7%	99,0%	94,9%	100,4%	2013Q2*	99,6%	100,0%	100,5%	102,5%
2005Q3	99,4%	98,3%	94,8%	102,2%	2013Q3*	100,4%	96,3%	100,6%	102,4%
2005Q4	101,3%	98,6%	94,6%	103,9%	2013Q4*	98,3%	100,6%	100,5%	102,1%
2006Q1	100,2%	99,6%	95,9%	101,4%	2014Q1*	95,7%	100,4%	100,4%	102,3%
2006Q2	99,8%	99,2%	95,5%	100,4%	2014Q2*	99,4%	100,2%	100,4%	102,5%
2006Q3	100,3%	98,2%	94,9%	101,8%	2014Q3*	100,3%	96,7%	100,4%	102,4%
2006Q4	102,6%	99,1%	94,9%	102,6%	2014Q4*	98,2%	100,7%	100,3%	102,3%
2007Q1	100,2%	100,4%	96,2%	100,4%	2015Q1*	95,5%	100,5%	100,2%	102,4%
2007Q2	98,8%	100,4%	95,4%	100,4%	2015Q2*	99,3%	100,3%	100,2%	102,5%
2007Q3	98,7%	99,0%	94,9%	101,6%	2015Q3*	100,2%	97,1%	100,2%	102,5%
2007Q4	100,9%	99,6%	95,4%	103,3%	2015Q4*	98,0%	100,8%	100,1%	102,4%

Zdroj dat: ČSÚ, vlastní výpočet
Vysvětlivky:
- *Sk. O: Veřejná správa a obrana, povinné sociální zabezpečení,*
- *Sk. P: Vzdělávání*
- *Sk. Q: Zdravotní a sociální péče*
- *Sk. R: Kulturní, zábavní a rekreační činnost*

Bazické indexy pro jednotlivá období [· 100 %]
Období 1Q2010 - 4Q2010 (tučně) je bazické
*Období s * jsou predikované hodnoty*

i např. přístupy uvedené Lettmayrem a Nehlsem (2012).

Co se týče spočtených odhadů pro roky 2011–2015 na základě předložených stochastických modelů, pouze odvětví veřejné správy a obrany, povinného sociálního zabezpečení, je ve většině čtvrtletí pod úrovní roku 2010. Naopak všechna ostatní sledovaná odvětví jsou mírně nad úrovní roku 2010 s výjimkou 2. čtvrtletí roku 2011 a 2012 pro odvětví kulturní, zábavní a rekreační činnosti a dále 3. čtvrtletí roku 2013–2015 pro odvětví vzdělávání.

Predikce zaměstnaných osob ve vybraných odvětvích, založená na metodách modelování stochastického trendu, je alternativním způsobem, jak lze na základě znalostí předchozího vývoje získat v celku věrohodné údaje o počtu zaměstnaných v daném odvětví v určitém časovém předstihu. Případné další modely, které by mohly na tento příspěvek navázat a dále ho rozvinout, již budou mnohem složitější, neboť budou muset kombinovat minimálně 2–3 různé přístupy dohromady a budou muset uvažovat mnohem více vysvětlujících proměnných. Dále také budou muset stát na více předpokladech, které někdy je možné splnit, někdy však není.

Příspěvek byl zpracován v rámci projektu VŠE IGA 29/2011 „Analýza stárnutí obyvatelstva a dopad na trh práce a ekonomickou aktivitu“.

1 *SARIMA (P, D, Q) (p, d, q)* je zkratka, používaná pro označení výsledných tvarů modelů, sestavených za účelem modelování nesezonních či sezonních časových řad (viz Hamilton, 1994). Význam znaků je: *S* = Seasonal – [sezonní], *AR* = Auto Regressive – [autoregresivní], *I* = Integrated – [integrovaný], *MA* = Moving Averages – [klouzavé průměry]. Znaky *P*, *D* a *Q* jsou parametry modelu ARIMA, kde *P* je parametr autoregresivní komponenty *AR*, *D* je parametr nesezonních 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 nesezonní řady. Znaky *p, d* a *q* jsou parametry modelu *SARIMA*, kde *p* je parametr sezonní autoregresivní komponenty *SAR*, *d* je parametr sezonních diferencí a *q* je parametr komponenty sezonních klouzavých průměrů *SMA*. Hodnoty přiřazené místo znaků ve druhé závorce určují řády parametrů modelu *SARIMA*, tj. modelu pro sezonní 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.

2 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.

3 Metoda X-12 ARIMA (viz Bruce a Simon, 1992) slouží k očišťování sezonních časových řad od sezonních variací, aby byl lépe vystižen trend, který bývá často sezonními 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.

4 Informační kritéria slouží k porovnávání modelů, vysvětlujících stejnou vysvětlovanou proměnnou mezi sebou. Informační kritéria penalizují model za množství vysvětlujících proměnných a za množství redundantních proměnných. Kvalitní model dokáže vysvětlit proměnnou s minimálním množstvím informací. Obecně platí, že dáváme přednost modelům s nižšími hodnotami informačních kritérií.

Literatura:

Arlt, J., Arltová, M. (2007): *„Ekonomické časové řady“*, Grada Publishing.

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.

Holman, R. (2002): *Mikroekonomie středně pokročilý kurz*. Praha: C.H.Beck, 591 s.

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

Lettmayer, CH. F., Nehls, H. (2012): *Sectoral perspectives on the benefits of vocational education and training*, European Centre for the Development of Vocational Training (Cedefop), Publications Office of the European Union, Luxembourg. dostupné z: http://www.cedefop.europa.eu/EN/publications/19891.aspx

Smrčka, L., Arltová, M. (2012): Ekonomické aspekty stárnutí populace ve vyspělých zemích. *Politická ekonomie*, roč. 60, č. 1, s. 113–132.

Jitka Langhamrová působí na katedře demografie Fakulty informatiky a statistiky VŠE Praha.

Ondřej Šimpach působí tamtéž.