

## **OBSAH**

EDITORIAL .....	4
ANALÝZA VZÁJOMNÉHO VZŤAHU AKCIOVÝCH TRHOV A HDP – GRANGEROV TEST KAUZALITY	
Eduard Baumöhl .....	5
DOPRAVNÍ SYSTÉM ČESKÉ REPUBLIKY: EFEKTIVITA A PROSTOROVÉ DOPADY	
Stanislav Kraft, Michal Vančura.....	21
STANOVOVÁNÍ IBNR REZERVY S VYUŽITÍM ZOBECNĚNÉHO LINEÁRNÍHO MODELU	
Miroslav Otáhal.....	34
PREHĽAD VÝVOJA PROBLEMATIKY ČASOVEJ KONZISTENCIE EKONOMICKEJ POLITIKY	
Karol Szomolányi, Martin Lukáčik, Adriana Lukáčiková.....	44



**EDITORIAL**

Rokem 2009 vstoupil časopis Národohospodářský obzor do nové éry své existence. Na první pohled je patrná nová grafická úprava výtisků i internetových stránek časopisu, méně viditelná, avšak mnohem důležitější, je nová strategie redakční politiky. Časopis bude vycházet čtyřikrát ročně tak, že vždy v 1. a 3. čísle budou publikovány články spolu jen volně související, zatímco čísla 2. a 4. budou vždy monotematická a budou v nich publikovány články, které se váží k předem vyhlášenému tématu. Všechna čísla s plnými texty jednotlivých příspěvků jsou volně dostupná na internetových stránkách časopisu. K publikaci jsou přijímány zejména delší statě z oblasti ekonomie, hospodářské politiky a ekonometrie i s přesahem do oblasti sociálně politické. Formát časopisu je vhodný také pro mladé autory a umožňuje publikaci výstupů doktorských disertačních prací. Preferovaným jazykem časopisu je angličtina, k publikaci jsou přijímány i texty v českém jazyce. Autory ze Slovenska prosíme, aby s ohledem na oficiální jazyky časopisu i vzhledem k jazykovým korekturám zasílali své příspěvky v angličtině. Na všechny příspěvky nabídnuté k publikaci v Národohospodářském obzoru jsou důsledně zpracovávány dvě oboustranně anonymní recenze, s jejichž výsledkem jsou potom autoři příspěvků seznámeni. V redakci se snažíme maximálně zkrátit recenzní řízení a redakční zpracování příspěvků tak, aby doba od zaslání příspěvku do rozhodnutí o publikaci nebyla delší než 3 až 6 měsíců (s ohledem na periodicitu monotematických čísel). V redakci nyní zpracováváme příspěvky monotematického čísla 2/2009 s tématem „Competitiveness of the Czech economy“, do 11. září 2009 je možno posílat příspěvky do monotematického čísla 4/2009 s tématem „Hospodářské politiky zemí EU v době krize“. V tomto čísle budou také publikovány vybrané příspěvky ze VII. konference „Hospodářská politika v zemích EU: Ekonomická krize – výzvy budoucnosti“ pořádané na Ekonomické fakultě VŠB-TUO v Ostravě. V časopise uvítáme také recenze na knihy a monografie, které Vás zaujaly, a zprávy o zajímavých konferencích, workshopech, letních školách apod.

Děkujeme všem autorům, recenzentům a čtenářům za přízeň v roce 2008 a věříme, že adresa <http://www.econ.muni.cz/nho> se stane stálou oblíbenou položkou Vašich internetových prohlížečů.

Martin Kvizda  
zástupce šéfredaktora



# ANALÝZA VZÁJOMNÉHO VZŤAHU AKCIOVÝCH TRHOV A HDP – GRANGEROV TEST KAUZALITY

Eduard Baumöhl

## Úvod

V rámci makroekonomickej fundamentálnej analýzy akciových trhov je za jeden z hlavných indikátorov považovaný hrubý domáci produkt, ako meradlo výkonnosti ekonomiky. Je zrejme, že ak rastie HDP krajiny, rastie aj akciový trh. Zaujímavé je však skúmanie akciových trhov ako predstihových indikátorov vývoja ekonomiky. Logika tejto skutočnosti je pomerne jednoduchá, keďže súčasné ceny akcií zohľadňujú očakávania investorov o budúcich ziskoch podnikov. A ziskovosť podnikov sa odráža na HDP danej krajiny. Indikátory ekonomického vývoja je možné rozdeliť do troch skupín – predstihové, sprievodné a oneskorené indikátory. V USA existuje tzv. Index predstihových indikátorov, pozostávajúci z 10 ukazovateľov, na základe ktorého je možné odhadnúť budúcu ekonomickú aktivitu a predikovať prípadnú krízu. Jedným z týchto ukazovateľov je aj akciový index S&P 500 (ďalej len SP500).

V ďalšom texte sa zameriame na identifikáciu jednosmernej závislosti medzi akciovými indexmi a HDP. Zaujímať nás nebude vzájomná závislosť týchto premenných, ale kauzálny vzťah medzi nimi. Keďže nedisponujeme kvantitatívnym aparátom, ktorý by umožňoval korektné vyjadrenie o kauzalite, využívať budeme Grangerov test kauzality. Na základe tohto testu vieme povedať, že jedna premenná ovplyvňuje druhú v Grangerovom zmysle kauzality, resp. o niečo presnejšie, že súčasné a historické hodnoty jednej premennej nám poskytujú informácie pre vysvetlenie a predikciu druhej premennej. V ďalšom texte pre zjednodušenie budeme uvádzať pojmy ovplyvňuje alebo zapríčiňuje, prípadne budeme hovoriť o jednosmernej závislosti.

## 1. Empirické výskumy

Fama (1981) pri vysvetľovaní vzťahu inflácie a akciových výnosov dospel k záveru, že tieto dve premenné sú negatívne korelované (čo bolo v tej dobe v rozpore s teóriou). Táto skutočnosť je zapríčinená (a) negatívnou koreláciou medzi infláciou a reálnym výstupom ekonomiky a (b) pozitívnou koreláciou akciových výnosov s výstupom ekonomiky. Mnoho ďalších štúdií je zameraných na analýzu vzťahu inflácie a akciového trhu, ako aj vplyvu fiškálnej a monetárnej politiky na tieto dve premenné (napr. Geske – Roll (1983), Kaul (1987)).

Zrejme prvým (nám dostupným) výskumom, ktorý ponímal akciový trh ako predstihový indikátor HDP sa zaoberal Pearce (1983). V jeho práci sa môžeme stretnúť s myšlienkou, že ceny akcií môžu byť signálom budúceho vývoja v ekonomike, ale môže ho aj priamo ovplyvňovať. Za obdobie rokov 1956 až 1983 ceny akcií začali klesať dva až štyri štvrtroky pred recesiou. Rovnako bol potvrdený aj opačný trend, teda rast akciového trhu skôr, ako došlo k ekonomickej expanzii.

Fama (1990) ukázal, že existuje štatisticky významný vzťah medzi mesačnou mierou rastu produkcie a mesačnou výnosnosťou akciového trhu za obdobie 1953–1987.



V zmysle kauzality, že výnosnosť akcií (mesačná, štvrťročná a ročná) ovplyvňuje rast celkovej produkcie. Na jeho prácu nadviazal Schwert (1990) analyzovaním dlhšieho obdobia (1889–1988). Hlavná kritika tejto hypotézy sa opiera o rok 1987, kedy došlo k prepadu na americkom akciovom trhu, ale ekonomika ďalej rástla. Binswanger (2000) dospel k záveru, že štatisticky významný vzťah medzi výnosnosťou amerického akciového trhu a budúcim rastom HDP absentuje v období od roku 1984 až do roku 1995.

Množstvo ďalších autorov ukázalo, že informácie z finančných trhov pomáhajú predpovedať budúci ekonomický vývoj (napr. Estrella – Hardouvelis (1991), Plosser – Rowenhorst (1994), Haubrich – Dombrosky (1996), Dotsey (1998), Hamilton – Kim (2002), Peña – Rodríguez (2006))<sup>1</sup>. Levine a Zervos (1998) empiricky dokázali, že je to najmä likvidita akciových trhov, ktorá je pozitívne korelovaná s budúcim rastom ekonomiky a stáva sa tak dobrým prediktorom HDP. Množstvo ďalších autorov sa zaoberá skúmaním vzájomnej väzby medzi rozvojom finančných trhov a jeho dopadu na rast ekonomiky. Podľa Rousseau – Sylla (2001) je fungujúca burza cenných papierov jedným z piatich základných komponentov zdravého finančného systému, ktorý podporuje ekonomický rast celého hospodárstva. Do pozornosti sme chceli uviesť aj problematiku prehľbovania a rozširovania finančného trhu a jeho pozitívneho dopadu na celkovú ekonomiku krajiny.

Spomenieme ešte Chovancovú (2006), podľa ktorej kopírovanie vývoja HDP akciovým trhom je pozorovateľné len v dlhodobom horizonte. Spomína tiež predbiehanie jednotlivých fáz ekonomického cyklu akciovým trhom v strednodobom horizonte, tzn. že akciový trh o niekoľko mesiacov predbieha HDP. Kohout (2005) na príklade uvádza, že výnosnosť akciového trhu môže byť vyššia, ako je rast HDP krajiny. Zároveň uvádza, že medzi mierou rastu HDP a výnosnosťou akciových indexov neexistuje žiadny vzťah a v prípade, že analyzujeme kratšie obdobie (do 1 roka), existuje medzi týmito premennými štatisticky nevýznamná záporná korelácia.

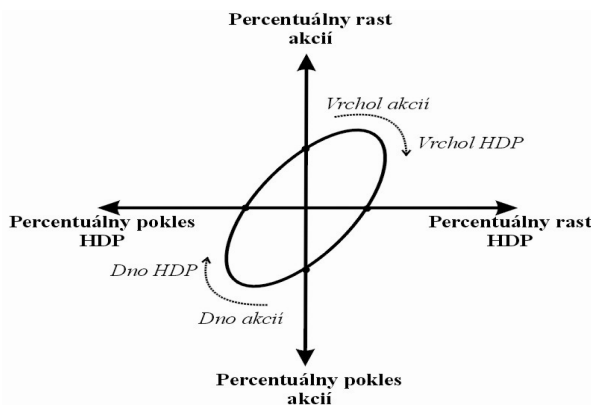
Z hľadiska skúmania vzťahu ekonomického cyklu a akciového trhu je zaujímavé grafické spracovanie, tak ako uvádzame na nasledujúcom obrázku.

---

<sup>1</sup> Z množstva empirických výskumov v tejto oblasti vyberáme samozrejme len niektoré, všetky uvedené boli publikované v karentovaných časopisoch.



Obrázok 1: Cyklus medzi akciovým trhom a ekonomikou



Zdroj: upravené podľa Plummer (2008)

Na uvedenom obrázku môžeme vidieť ľavotočivý sklon, ktorý charakterizuje prebiehanie akciového trhu voči HDP. V prípade priamej závislosti medzi týmito dvoma premennými vyplýva, že čím je ovál užší, tým významnejšie sú výsledky regresnej alebo korelačnej analýzy (zvyšuje sa koeficient determinácie, resp. korelačný koeficient).

## 2. Metodológia

Na overenie jednosmernej závislosti pri analýze časových radov využijeme dynamický regresný model. Dynamika vzťahov medzi premennými je zabezpečená časovými posunmi závislej aj nezávislej premennej.

Konkrétne pôjde o model navrhnutý Grangerom (1969), ktorý predstavuje odklon od ADL<sup>1</sup> v tom, že vysvetľujeme premennú  $y$  ako lineárnu funkciu jej (a) minulých hodnôt a (b) minulých hodnôt vektora premennej  $x$ . Takto zostavený model predstavuje teoretický základ pre testovanie tzv. Grangerovej kauzality. Grangerov model má tvar:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Pri dokazovaní jednosmerného vzťahu testujeme dve pomocné regresie:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_m y_{t-m} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_m x_{t-m} + u_t \quad (2)$$

$$x_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_{t-1} + \dots + \gamma_m x_{t-m} + \delta_1 y_{t-1} + \dots + \delta_m y_{t-m} + u'_t \quad (3)$$

kde  $x, y \in R$ . Regresné parametre  $\alpha_0, \gamma_0, \alpha_i, \beta_i, \gamma_i, \delta_i$  značíme rozdielne, keďže meníme funkčný tvar a dostávame rozdielne odhady parametrov a rozdielne náhodné chyby  $u_t, u'_t$ . Index  $i = 0, 1, 2, \dots, m; i \in N$  nám slúži na vyjadrenie posunutia od času  $t$ . Nulová hypotéza v prvom prípade je, že  $x$  neovplyvňuje v Grangerovom zmysle  $y$ , teda neplatí  $x$

<sup>1</sup> Autoregressive Distributed Lag (autoregressný model s rozloženým oneskorením).

$\Rightarrow y$ . V druhej rovnici potom analogicky, tzn. kauzalita  $y \Rightarrow x$  v Grangerovom zmysle neexistuje. Ak nevieme zamietnuť nulové hypotézy na stanovenej hladine významnosti v oboch rovniciach, potom sú premenné v zmysle Grangerovej kauzality nezávislé<sup>1</sup>.

Pri autoregresných modeloch je zadaný predpoklad, že časové rady (v našom prípade  $x_t$  a  $y_t$ ) sú stacionárne. Hovoríme, že stochastický proces je stacionárny (v slabej forme), ak jeho stredná hodnota a rozptyl sú v čase konštantné a kovariancia medzi dvoma časovými hodnotami závisí len na časovom posune (rozdiel) medzi nimi<sup>2</sup>. Nestacionarita premenných v regresnom modeli môže viesť k nespoľahlivým výsledkom, najmä pri testovacích štatistikách, prípadne k tzv. falošnej regresii (spurious regression)<sup>3</sup>. Na testovanie stacionarity budeme využívať rozšírený Dickey – Fuller test (Augmented Dickey Fuller – ADF), ktorý je využiteľný aj na procesy iné ako AR(1), tzn. aj pre prípady, keď sú korelované oneskorenia vyššieho rádu.

Ďalší problém pri Grangerovom modeli môže predstavovať kointegrácia časových radov. V prípade, že máme k dispozícii nestacionárne časové rady dvoch premenných, stacionaritu môžeme zabezpečiť ich prvou diferenciou. Ich lineárna kombinácia by mala byť potom nestacionárna. Môže sa stať, že ich lineárna kombinácia bude stacionárna. V takom prípade hovoríme, že sú časové rady kointegrované a existuje medzi nimi vzťah dlhodobej rovnováhy. Náhodná chyba vyjadruje odchýlku od tejto rovnováhy, ale pretože nie je pozorovateľná, využívame pri testoch kointegrácie reziduály. Postupovať môžeme rovnako ako pri teste jednotkového koreňa. Na jednej strane kointegrácia dvoch premenných znamená, že ich môžeme využiť v regresnom modeli a nedôjde k falošnej regresii. Na druhej strane však táto skutočnosť predstavuje problém pri autoregresných modeloch. Výskyt kointegrácie môže zapríčiniť skreslenosť Grangerovho testu a musíme využiť ECM (Error Correction Model).

Grangerova veta o reprezentácii hovorí, že ak máme kointegrované dve premenné, ich vzájomný vzťah môžeme vyjadriť ako mechanizmus (model) korekcie chyby, pre ktorý sa ustálilo označenie ECM<sup>4</sup>. Postup vytvorenia modelu je nasledujúci. Uvažujme lineárnu kombináciu dvoch nestacionárnych časových radov  $y_t \sim I(1)$  a  $x_t \sim I(1)$ :

$$u_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t \sim I(0) \quad (4)$$

Už sme spomínali, že pri existencii dlhodobej rovnováhy využívame pozorovateľné reziduá, ktoré nám charakterizujú prípadný odklon od tejto rovnováhy. Pri konštrukcii modelu ECM potom reziduá pridáme k autoregresnému modelu s oneskorením ako ďalšiu premennú:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta x_{t-i} + \phi e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

<sup>1</sup> Bližšie k danej problematike napr. Campbell – Lo – MacKinlay (1997), Mills (1999), Hatrák (2007).

<sup>2</sup> Gujarati (2004).

<sup>3</sup> Bližšie pozri pôvodnú prácu Granger – Newbold (1974) alebo Hatrák (2007).

<sup>4</sup> Hatrák (2007).

Takto zostavený model zahŕňa zmenu premenných  $\Delta y_t, \Delta x_t$ , ale aj úroveň premenných  $y_t, x_t$  prostredníctvom rezíduí  $e_{t-1}$ . Ak je regresný koeficient  $\phi$  rôzny od nuly, zmena premennej  $y_t$  závisí aj od minulej chyby rovnováhy. Z obsahového zamerania predkladanej práce uvádzame len stručný popis využitej metodológie, bližšie k danej problematike napr. Campbell – Lo – MacKinlay (1997), Mills (1999), Greene (2003), Gujarati (2004), Hatrák (2007), Rachev – Mittnik – Fabozzi – Focardi – Jašic (2007).

### 3. Analýza vzťahu HDP a akciových indexov v podmienkach USA

Najprv pristúpime ku kvantifikácii modelu na vzorke z USA. Výber akciových indexov nie je samozrejme samoučelný. Ide o dva najstaršie indexy. DJIA (*Dow Jones Industrial Average*). Index vytvoril Charles H. Dow v roku 1896. Podľa jeho teórie sa indexy vhodne dopĺňajú a fungujú ako indikátor trhového trendu. V súčasnosti DJIA pozostáva z 30 spoločností (napr. American Express, AT&T, Bank of America, Boeing, Coca-Cola, General Electric, General Motors, Intel, IBM, Microsoft, atď.).

Najobchodovanejším indexom je S&P 500 (*Standard & Poor's 500*). Tento index môžeme považovať za štandardné meradlo výkonnosti amerického akciového trhu a je založený na trhovej kapitalizácii firiem, pričom každá z nich má v indexe váhu zodpovedajúcu jej trhovej hodnote. Akcie zahrnuté v tomto indexe tvoria asi 70 % celkovej kapitalizácie amerického akciového trhu. Index S&P 500 vznikol v roku 1957, ale tvorcovia indexu retroaktívne určili jeho hodnotu už od roku 1926. Index neobsahuje 500 najväčších spoločností, ako by mohlo vyplývať z jeho názvu, ale 500 spoločností, ktoré sú vybrané výborom spoločnosti Standard & Poor's.

Využijeme štvrtročné údaje od 1. 1. 1950 do 1. 1. 2008. Celkovo máme k dispozícii 233 pozorovaní. Zo všetkých troch skúmaných premenných – HDP, SP500 a DJIA - vypočítame percentuálnu zmenu, vždy po sebe nasledujúcich štvrtrokoch ( $\% \Delta$ )<sup>1</sup>. Táto transformácia je realizovaná za účelom získania stacionárnych časových radov. Základné charakteristiky polohy, variability a tvaru sú uvedené v nasledujúcej tabuľke. Rovnako uvádzame aj test normality rozdelenia skúmaných premenných.

Z deskriptívnej štatistiky nás zaujíma najmä porovnanie výnosnosti akciových indexov. Môžeme pozorovať len malé rozdiely. Index SP500 dosahuje o niečo vyššiu priemernú výnosnosť, čo vidíme aj na rozpätí medzi maximálnou a minimálnou hodnotou. DJIA vykázal o takmer 2 percentuálne body nižšie maximum aj minimum a vyznačuje sa aj vyššou volatilitou. Dosiahnuté minimálne hodnoty sa vzťahujú k tretiemu kvartálu roku 1987. Z vyšších momentov vyplýva, že výnosnosti oboch indexov sú ľavostranne zošikmené a špicatejšie ako normálne rozdelenie. To implikuje skutočnosť, že nízke kladné a záporné výnosy sa vyskytujú častejšie, ako za predpokladu normálneho rozdelenia<sup>2</sup>. Na testovanie hypotézy o normalite rozdelenia premenných bol použitý test Jarque – Bera, uvedený v posledných dvoch riadkoch tabuľky. Pre oba indexy nie je možné zamietnuť danú hypotézu na hladine významnosti 0,05.

<sup>1</sup> Pri akciových indexoch je bežné vypočítavať spojité výnosy metódou close-to-close, teda prvú diferenciu uzatváracích cien po logaritmickú transformácií. Tento spôsob však v predkladanom príspevku nebol použitý, aby sa nestratila interpretačná schopnosť premenných (najmä HDP).

<sup>2</sup> Normálne rozdelenie má šikmost' 0 a špicatosť 3.

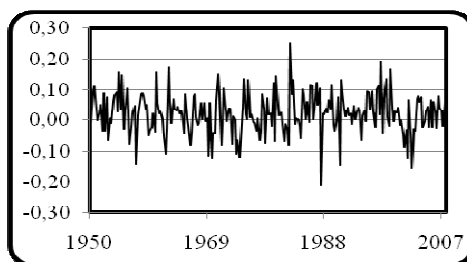
Tabuľka 1: Deskriptívna štatistika a test normality

	%Δ HDP	%Δ DJIA	%Δ SP500
počet pozorovaní	232	232	232
priemer	0,01720	0,02032	0,02133
medián	0,01624	0,02231	0,02097
minimum	-0,01625	-0,22493	-0,20985
maximum	0,06114	0,22647	0,24867
Q1	0,01088	-0,02096	-0,01894
Q3	0,02219	0,05962	0,06323
štand. odchýlka	0,01067	0,06846	0,06702
šikmost'	0,59621	-0,14363	-0,09167
špicatost'	5,39022	3,54099	3,72829
Jarque - Bera	68,9717	3,62685	5,45223
(p - hodnota)	0,00000	0,16309	0,06547

Zdroj: vlastné spracovanie, údaje z *finance.yahoo* a *FRED*

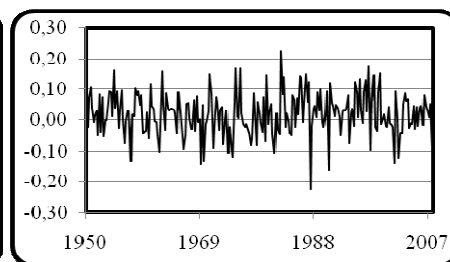
Mali sme možnosť pozorovať len malé rozdiely medzi základnými výberovými charakteristikami vybraných akciových indexov. Je zrejme, že sa ich vývoj pohybuje rovnakým smerom, tzn. existuje medzi nimi pozitívna korelácia. Nás zaujíma najmä index SP500, pretože ten je považovaný za štandardné meradlo akciového trhu v USA. Index DJIA je často kritizovaný kvôli spôsobu jeho výpočtu a kvôli jeho málo meniacej sa štruktúre. Práve z tohto dôvodu sme do vzorky zahrnuli oba indexy. Jednak majú dostatočne dlhú históriu (dostatočný počet pozorovaní), ale bolo by zaujímavé zistiť, že jeden index ovplyvňuje HDP a druhý nie. Uvedieme najprv grafy výnosnosti oboch indexov a následne korelačnú maticu, do ktorej zahrnieme aj HDP.

Obrázok 2: Vývoj výnosnosti S&amp;P500



Zdroj: vlastné spracovanie, údaje z *finance.yahoo*

Obrázok 3: Vývoj výnosnosti DJIA



Zdroj: vlastné spracovanie, údaje z *finance.yahoo*



**Tabuľka 2: Vzťah medzi HDP a indexmi**      **Tabuľka 3: Vzťah medzi HDP a indexmi (% $\Delta$ )**

	<i>HDP</i>	<i>SP500</i>
<i>SP500</i>	0,945	
	(0,000)	
<i>DJIA</i>	0,948	0,995
	(0,000)	(0,000)

	<i>%<math>\Delta</math>HDP</i>	<i>%<math>\Delta</math>SP500</i>
<i>%<math>\Delta</math>SP500</i>	0,142	
	(0,030)	
<i>%<math>\Delta</math>DJIA</i>	0,103	0,944
	(0,119)	(0,000)

Zdroj: vlastné spracovanie, údaje z *finance.yahoo* a *FRED*@

Pozn.: korelačné matice pozostávajú z Pearsonovho korelačného koeficientu, v zátvorke sú uvedené *p* – hodnoty.

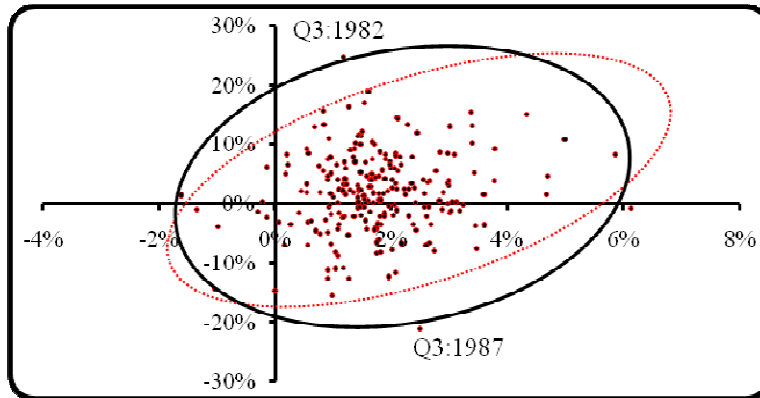
Tabuľka 2 zobrazuje korelačnú maticu medzi HDP v mld. USD a uzatváracími hodnotami indexov (adjusted close). Medzi oboma indexmi existuje takmer dokonalá priama korelácia. O niečo slabšia, ale stále veľmi silná závislosť je medzi celkovým výstupom ekonomiky meraným prostredníctvom HDP a akciovými indexmi. V tabuľke 3 sú zobrazené korelácie medzi percentuálnou zmenou jednotlivých premenných. Zaujímá nás, či výnosnosť indexov je korelovaná s rastom HDP. V tomto prípade môžeme vidieť, že vzťah akciových indexov a HDP nie je taký silný, v prípade DJIA ani štatisticky významný.

Do regresného modelu, v ktorom by HDP vystupovalo ako závislá premenná a akciový index ako nezávislá, by sme na základe korelačných koeficientov mohli zaradiť skúmané premenné v nominálnych hodnotách. Model korektne ošetríme na prítomnosť autokorelácie (prípadne aj heteroskedasticity, aj keď jej výskyt by sa neočakával). Dostali by sme vysoko štatisticky významné regresné koeficienty, vysoký korigovaný koeficient determinácie (90 %) a testovaciu charakteristiku pre Durbin – Watson test 0,05. Takúto regresiu nazvali Granger – Newbold (1974) ako „falošnú regresiu“ (spurious regression). Jej príčina spočíva v nestacionarite časových radov a indikátorom je najmä vyšší koeficient determinácie v porovnaní s testovacou charakteristikou Durbin – Watson testu.

Stacionaritu časových radov sme testovali pomocou testu jednotkového koreňa, rozšíreného Dickey – Fuller testu (ADF), s konštantou a trendom. V prípade, že premenné necháme v nominálnych hodnotách, nevieme zamietnuť hypotézu o existencii jednotkového koreňa. Ak však premenné transformujeme na percentuálnu zmenu, dostávame stacionárne časové rady.

Na nasledujúcom grafe uvidíme závislosť akciového trhu a HDP podľa obrázku uvedeného v teoretických východiskách.



**Obrázok 4: Cyklus medzi akciovým trhom (SP500) a ekonomikou podľa Plummera (2008)**

Zdroj: vlastné spracovanie, údaje z *finance.yahoo* a *FRED*

Môžeme vidieť, že ovál nie je dostatočne úzky na to, aby nám regresná analýza popísala variabilitu dostatočne. Správnejšie by bolo vymeniť osi, keďže vysvetliť sa snažíme rast HDP pomocou akciového indexu. Pre porovnateľnosť s obrázkom uvedeným v teoretických východiskách sme sa rozhodli tak neurobiť. Na obrázku sú znázornené aj dva štvrťroky, v ktorých akciový index SP500 dosiahol najnižšiu a najvyššiu výnosnosť. Užší ovál zachytáva všetky hodnoty okrem týchto dvoch. Je zrejme, že v prípade jednoduchého lineárneho regresného modelu, v ktorom by sme sa snažili vysvetliť zmenu HDP pomocou jednej vysvetľujúcej premennej (indexu), by sme variabilitu nepopísali dostatočne. Ani prognostická aplikácia modelu by nebola opodstatnená. Na rast HDP vplyva množstvo ďalších faktorov, nás však zaujíma smer vzťahu s akciovým trhom.

Korelačná analýza nám neposkytuje informácie o kauzálnych vzťahoch. Väčšinou pri modelovaní ekonomických procesov vychádzame z apriórnej informácie, teda z určitej ekonomickej teórie. Máme k dispozícii empirické výskumy z minulosti, ktoré poukazujú na príčinný vzťah medzi akciovými trhami a reálnym výstupom ekonomiky, pričom akciové trhy by mali predbiehať vývoj HDP o niekoľko mesiacov. Jedným zo spôsobov identifikácie kauzálnej väzby je spomínaný Grangerov model. Pripomenieme, že v takom prípade nehovoríme o kauzalite v pravom slova zmysle, ale že jedna premenná ovplyvňuje druhú v zmysle Grangerovej kauzality. Testujeme dva dynamické regresné modely:

(6)

$$\% \Delta HDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 (\% \Delta HDP)_{t-1} + \dots + \alpha_4 (\% \Delta HDP)_{t-4} + \beta_1 (\% \Delta I)_{t-1} + \dots + \beta_4 (\% \Delta I)_{t-4} + u_t$$

(7)

$$\% \Delta I_t = \gamma_0 + \gamma_1 (\% \Delta I)_{t-1} + \dots + \gamma_4 (\% \Delta I)_{t-4} + \delta_1 (\% \Delta HDP)_{t-1} + \dots + \delta_4 (\% \Delta HDP)_{t-4} + u'_t$$

kde  $\% \Delta I_t$  je percentuálna zmena akciového indexu (SP500 alebo DJIA) a  $\% \Delta HDP$  je percentuálna zmena HDP. Ostatné premenné sú charakterizované vo vyššie uvedených

vzťahoch. V prvej rovnici skúmame, či akciový index ovplyvňuje HDP v zmysle Grangerovej kauzality, tzn.  $\% \Delta I \Rightarrow \% \Delta HDP$ . V druhej rovnici naopak, či HDP ovplyvňuje akciový index v zmysle Grangerovej kauzality, tzn.  $\% \Delta HDP \Rightarrow \% \Delta I$ . Nebudeme uvádzať kvantifikovaný výstup z celého modelu, ale len p – hodnotu vypočítanú na základe Waldovej F štatistiky.

**Tabuľka 4: Výsledok Grangerovho testu**

$H_0^1$			p – hodnota			
			lag 1	lag 2	lag 3	lag 4
$\% \Delta DJIA$	$\nRightarrow$	$\% \Delta HDP$	0,08617	0,13772	0,29172	0,48291
$\% \Delta HDP$	$\nRightarrow$	$\% \Delta DJIA$	0,29676	0,31133	0,07004	0,03197
$\% \Delta SP500$	$\nRightarrow$	$\% \Delta HDP$	<b>0,03558</b>	<b>0,04892</b>	0,10899	0,23438
$\% \Delta HDP$	$\nRightarrow$	$\% \Delta SP500$	0,35917	0,40382	0,19203	0,11323
$\% \Delta SP500$	$\nRightarrow$	$\% \Delta DJIA$	0,07161	0,03487	0,05529	0,12755
$\% \Delta DJIA$	$\nRightarrow$	$\% \Delta SP500$	0,10142	0,08177	0,13714	0,26627

Zdroj: výstup z EViews 5.1, údaje z *finance.yahoo* a *FRED*@

Jediný vzťah, ktorý je štatisticky významný pri prvom posunutí (lag 1), je medzi SP500 a HDP, pričom  $SP500 \Rightarrow HDP$ . Inak povedané, akciový index SP500 ovplyvňuje hrubý domáci produkt krajiny v Grangerovom zmysle kauzality. Presnejšie, že index obsahuje informácie, ktoré vysvetľujú budúci rast HDP v troch a šiestich mesiacoch. Deduktívne by bolo možné túto skutočnosť vysvetliť tým, že na akciovom trhu sa sústreďuje veľká pozornosť aj na makroekonomické veličiny. Ak na základe prognóz investori očakávajú spomalenie ekonomickej aktivity, skôr ako dôjde k poklesu HDP, odrazia sa tieto očakávania vo vývoji akciového trhu.

Test sme realizovali aj s ďalšími posunmi (lagmi), aby sme zistili, či výsledok nie je závislý práve od toho. Na druhom lagu sa nám potvrdil predpoklad o jednosmernej závislosti medzi akciovým trhom a reálnym výstupom ekonomiky opäť len pri indexe SP500. Na treťom lagu už vzťah nebol štatisticky významný. Vzhľadom k tomu, že pracujeme s kvartálnymi údajmi, môžeme potvrdiť len závislosť HDP od SP500 medzi dvoma po sebe nasledujúcimi štvrtrokmi.

Na základe uvedených skutočností môžeme konštatovať, že akciový trh predbieha vývoj v ekonomike o 3 až 6 mesiacov (čo je v súlade s uvedenou teóriou). Zaujímavé je tiež štvrté posunutie vysvetľujúcej premennej v prípade DJIA a HDP. Môžeme povedať, že po roku miera rastu HDP ovplyvňuje výnosnosť DJIA. Tento výsledok je možné zdôvodniť len deduktívne. Zaujímavé je však, že pri indexe SP500 sa preukázala jednosmerná závislosť k HDP a pri indexe DJIA nie. Tieto skutočnosti môžu indikovať významnosť indexu SP500 ako benchmarku amerického akciového trhu.

#### 4. Analýza vzťahu HDP a akciového indexu v podmienkach SR

Za účelom overenia jednostrannej závislosti medzi akciovým indexom a HDP v slovenských podmienkach budeme pracovať so štvrtročnými údajmi od roku 1997 do

<sup>1</sup> Symbol  $\nRightarrow$  čítaj ako „Neovplyvňuje v Grangerovom zmysle kauzality“.

roku 2008. Celkovo výskumná vzorka obsahuje 45 pozorovaní. Postupujeme rovnako ako pri vzorke z USA, tzn. všetky údaje sú transformované na percentuálnu mieru rastu.

**Tabuľka 5: Deskriptívna štatistika a test normality**

	%Δ HDP	%Δ SAX
počet pozorovaní	45	45
priemer	0,02624	0,02676
medián	0,03062	0,02064
minimum	-0,06478	-0,23877
maximum	0,13541	0,39314
štand. odchýlka	0,05873	0,13533
Q1	-0,02764	-0,06703
Q3	0,06620	0,05948
šikmost'	0,17209	0,68054
špicatost'	1,90636	3,80910
Jarque - Bera	2,40992	4,59649
(p - hodnota)	0,29970	0,10044

Zdroj: vlastné spracovanie, údaje z bcpb.sk a Slovstat

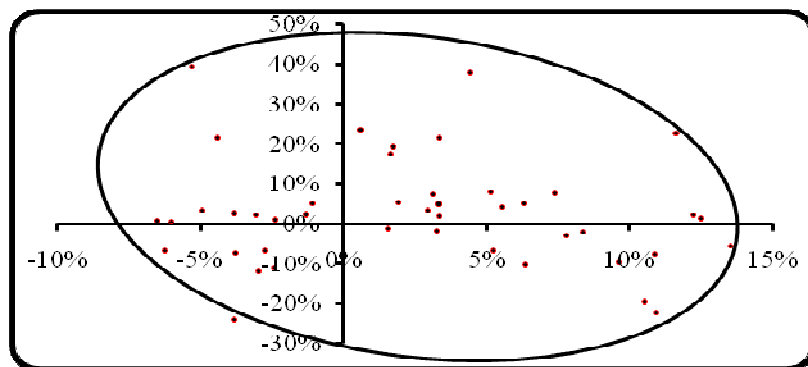
Zaujímavé je porovnanie slovenského akciového indexu SAX s americkými SP500 a DJIA, ktorých výnosnosti boli uvedené vyššie (aj keď pracujeme s rozličným rozsahom časových údajov). V jednotlivých výberových charakteristikách sa výrazne neodlišujú. SAX vykazuje vyššiu volatilitu a vyššiu dosiahnutú maximálnu výnosnosť (až 39,31 %). Podľa šikmosti vidíme, že častejšie dosahuje kladné výnosy. Rovnako ako pri amerických indexoch, ani pri slovenskom nemôžeme zamietnuť hypotézu o normálnom rozdelení výnosnosti. Čo sa týka HDP, tak zaujímavá je hlavne dosiahnutá maximálna hodnota percentuálneho rastu (13,54 %, 2. kvartál roku 2000). V porovnaní s americkým HDP, je slovenský rast HDP menej stabilný, vykazuje vyššie minimálne aj maximálne hodnoty. V tabuľke je v posledných riadkoch uvedený tiež Jarque – Bera test, pomocou ktorého testujeme normalitu rozdelenia skúmaných premenných. Pri oboch časových radoch nie je možné zamietnuť hypotézu, že údaje majú normálne rozdelenie.

Pred skúmaním Grangerovej kauzality, spomenieme ešte korelačné koeficienty medzi HDP a SAX. V prípade, že vezmeme do úvahy absolútne hodnoty, dostávame štatisticky významný korelačný koeficient vo výške 0,862. Ak počítame koreláciu medzi percentuálnymi zmenami premenných, korelačný koeficient je 0,280 a nie je významný na hladine významnosti 0,05. Opäť však z dôvodu nestacionárnych časových radov v prípade nominálneho vyjadrenia premenných, do modelu zahrnieme transformované hodnoty časových radov, tzn. percentuálne zmeny.

Na nasledujúcom obrázku sa pozrieme opäť na obe premenné (ako v prípade vzorky z US) a ich vzájomný vzťah, resp. či by bolo možné modelovanie pomocou regresnej analýzy.



**Obrázok 5: Cyklus medzi akciovým trhom (SP500) a ekonomikou podľa Plummera (2008)**



Zdroj: vlastné spracovanie, údaje z *bcpb.sk* a *Slovstat*

V porovnaní s americkou vzorkou je ovál ešte širší a na prvý pohľad je zrejmé, že tieto dve premenné nie sú silne korelované. Opäť však pripomenieme, že našim cieľom nie je zostaviť regresný model, ktorý by vhodne popisoval dané dáta, ale chceme určiť smer závislosti.

**Tabuľka 6: Výsledok Grangerovho modelu**

$H_0$			$p$ – hodnota			
			lag 1	lag 2	lag 3	lag 4
$\% \Delta$ HDP	$\Rightarrow$	$\% \Delta$ SAX	0,00963	0,03271	0,11099	0,18917
$\% \Delta$ SAX	$\Rightarrow$	$\% \Delta$ HDP	0,09058	0,33580	0,48937	0,46928

Zdroj: výstup z *EViews 5.1*, údaje z *bcpb.sk* a *Slovstat*

Pri skúmaní korelácie sa slovenské podmienky výrazne neodlišovali od amerických, bolo možné pozorovať len nižšiu koreláciu medzi indexom a HDP v absolútnych hodnotách. Výsledky Grangerovho modelu sú však značne odlišné. Zatiaľ čo pri skúmaní americkej vzorky sa nám potvrdila hypotéza o ovplyvňovaní HDP akciovým indexom, pri slovenskej vzorke je výsledok opačný. Pri prvom posunutí (lag 1) zmena HDP Grangerovsky zapríčiňuje zmenu vo výnosnosti indexu. Rovnaký vzťah platí aj pri druhom posunutí. To znamená, že 6 mesiacov trvá, kým zmena v reálnom výstupe z ekonomiky ovplyvní výnosnosť akciového trhu.

Výsledok je síce zaujímavý, ale nie prekvapujúci. Slovenský akciový trh je prakticky nefunkčný, preto nemôžeme predpokladať, že by jeho vývoj ovplyvňoval celú ekonomiku. Na Burze cenných papierov v Bratislave, a. s. (BCPB) sa v roku 2007 uskutočnili obchody v celkovom objeme 352,887 mld. Sk. Objem obchodov s akciami a podielovými listami predstavoval 722,538 mil. Sk, pričom tieto obchody boli realizované v 5 851 transakciách. Objem v akom sa akcie v roku 2007 obchodovali predstavuje 0,2 % z celkového objemu obchodov na BCPB. Podobná situácia bola aj v prvom štvrtroku roku 2008.

Na tomto mieste spomenieme, že z hľadiska ďalšieho výskumu by bolo zaujímavé pridať do vzorky ostatné krajiny V4, ktoré disponujú vyspelejším kapitálovým trhom. Otázkou ostáva do akej miery sú tieto trhy efektívne a či je možné skúmanie akciových indexov PX, WIG a BUX ako predstihových indikátorov reálneho výstupu z ekonomiky.

### 5. Kointegrácia a ECM model

Pre korektnosť musíme zistiť, či skúmané časové rady nie sú kointegrované. V takom prípade môžu byť vyššie uvedené výsledky nesprávne (najmä pri prvom posune). Ak sa potvrdí výskyt kointegrácie, kvantifikujeme model s korekčným členom (ECM). Engle a Granger (1987) navrhli niekoľko testov na zisťovanie kointegrácie a následného zostavenia ECM. Využijeme ADF (Augmented Dickey – Fuller) test. Z kointegračnej rovnice vyjadríme rezíduá:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + u_t, \quad (8)$$

kde  $X_t$  a  $Y_t$  nominálna hodnota premennej (HDP alebo akciového indexu) v čase  $t$ ,  $\alpha_0, \alpha_1$  sú regresné koeficienty a  $u_t$  je náhodná chyba. Následne kvantifikujeme pomocnú regresiu:

$$e_t - e_{t-1} = \beta_1 e_{t-1} + \mu_t, \quad (9)$$

kde  $e_t, e_{t-1}$  sú rezíduá zo vzťahu (8) a  $\mu_t$  je náhodná chyba. Nulová hypotéza pre regresný koeficient je v tvare  $\beta_1 = 0$ , teda že časové rady premenných nie sú kointegrované.

**Tabuľka 7: Zisťovanie kointegrácie**

Smer závislosti			$\beta_1$	<i>p - hodnota</i>
DJIA	=>	HDP	-0,02766	0,05063
HDP	=>	DJIA	-0,02940	0,11859
SP500	=>	HDP	-0,02538	0,22073
HDP	=>	SP500	-0,02980	0,30525
SP500	=>	DJIA	-0,06933	0,20934
DJIA	=>	SP500	-0,07189	0,20428
SAX	=>	HDP	-0,23713	0,00006
HDP	=>	SAX	-0,21967	0,00010

Zdroj: výstup z Gretl, údaje z finance.yahoo a FRED@

(Pozn.: OLS s využitím HAC)

Výsledky v uvedenej tabuľke nám nepotvrdili existenciu dlhodobej rovnováhy medzi skúmanými premennými v prípade vzorky z USA. Odhadnuté regresné koeficienty zo vzťahu (9) sú blízke nule a sú štatisticky nevýznamné (t – test). Grangerov test môžeme považovať za opodstatnený, keďže sa nepreukázala kointegrácia časových radov. Naopak vo vzorke zo SR sa potvrdil výskyt kointegrácie časových radov.

Pre porovnanie a korektnosť uvidíme aj kvantifikáciu ECM modelu, pretože výsledky testu kointegrácie v prípade americkej vzorky nie sú jednoznačné. Zaujímať nás bude

slovenská vzorka, keďže v tomto prípade sme vyhodnotili premenné ako kointegrované, tzn. mohli by sme očakávať zmenu vo výstupe.

Rezíduá zo vzťahu (8) zakomponujeme do Grangerovho modelu ako ďalšiu premennú:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \beta_1 Y_{t-1} + \theta_1 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_{t-1} + \delta_1 X_{t-1} + \varphi_1 e'_{t-1} + \varepsilon'_t, \quad (11)$$

kde  $X_t$  a  $Y_t$  je percentuálna zmena premennej (HDP alebo akciového indexu) v čase  $t$ . Výrazy  $e_{t-1}, e'_{t-1}$  predstavujú oneskorenú chybu rovnováhy. Čiarka ako horný index naznačuje, že nejde o rovnaké hodnoty. Keďže funkčný tvar kointegračnej rovnice obrátíme, dostávame aj rozdielne rezíduá. Rovnako značíme aj náhodnú chybu  $\varepsilon_t$ .

**Tabuľka 8: Výsledok ECM modelu (lag 1)**

$H_0$			$p$ – hodnota
%Δ DJIA	≠>	%Δ HDP	0,08661
%Δ HDP	≠>	%Δ DJIA	0,22267
%Δ SP500	≠>	%Δ HDP	<b>0,03598</b>
%Δ HDP	≠>	%Δ SP500	0,28072
%Δ SP500	≠>	%Δ DJIA	0,11136
%Δ DJIA	≠>	%Δ SP500	0,11715
%Δ HDP	≠>	%Δ SAX	<b>0,02172</b>
%Δ SAX	≠>	%Δ HDP	0,12702

Zdroj: výstup z Gretl, údaje z finance.yahoo a FRED@

Vo vyššie uvedenej tabuľke môžeme vidieť, že hoci sa v modeli s korekčným členom  $p$  – hodnoty počítané na základe Waldovej  $F$  – štatistiky zmenili, výsledky dosiahnuté z Grangerovho modelu sa nám potvrdili aj po zohľadnení výskytu dlhodobej rovnováhy medzi časovými radami premenných. Zistené skutočnosti preto považujeme za relevantné.

### Záver

V predkladanej práci sme na základe dynamických regresných modelov časových radov ukázali, že existuje jednostranná závislosť od amerického akciového indexu SP500 smerom k HDP krajiny. Presnejšie, že index obsahuje informácie, ktoré vysvetľujú budúci rast HDP v troch a šiestich mesiacoch. V podmienkach SR je tento vzťah opačný. Empirické výskumy spomenuté vyššie sa zaoberali aj meraním kauzálnych vzťahov počas finančných kríz, najmä počas krachu v roku 1987. V našej výskumnej vzorke je možné identifikovať technologickú bublinu (rok 2000) a hypotekárnu krízu (leto 2007), ktorá doznieva aj v súčasnosti (leto 2008). Aj keď vzorku rozdelíme na parciálne časti, obdobie pred krízami, počas nich a po krízach, dospejeme k rovnakým výsledkom. Tieto čiastkové výsledky sme z rozsahového obmedzenia predkladanej práce neuviedli.

Z vyššie uvedeného vyplýva, že skúmanie vyspelého akciového trhu ako predstihového indikátora celkového ekonomického vývoja je opodstatnené. Do vzorky sme zahrnuli

dva indexy, ale len v prípade indexu SP500 sa potvrdila štatisticky významná jednosmerná závislosť. Z hľadiska ďalšieho výskumu by bolo zaujímavé zahrnúť do vzorky viac akciových indexov, napr. S&P 1500, Wilshire 5000, prípadne ešte aj rozdeliť indexy do štyroch skupín podľa kapitalizácie (celotrhové, s veľkou, strednou a malou kapitalizáciou).

Poslednú skutočnosť, ktorú je nutné zdôrazniť, je nízky koeficient determinácie vo využitých regresných modeloch. Tým, že z dôvodu korektného metodologického hľadiska sme neskúmali indexy v nominálnych hodnotách (nestacionárne časové rady), ale vo forme percentuálnej zmeny (stacionárne časové rady), použité modely popisovali približne 10 % celkovej variability. Pre účely zistenia jednostrannej závislosti to nepredstavovalo problém, pri prognostickej aplikácii by bolo nutné pridať ďalšie vysvetľujúce premenné.

#### **Použitá literatúra:**

BINSWANGER, M. 2000. Stock Returns and Real Activity: Is There Still a Connection? In: *Applied Financial Economics*, 2000, vol. 10, no. 4, p. 379-387. ISSN 0960-3107.

CAMPBELL, J. – LO, A. – MACKINLAY, C. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. New Jersey: Princeton University Press, 1997. ISBN 0-691-04301-9.

ESTRELLA, A. – HARDOUVELIS, G. A. 1991. The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. In: *The Journal of Finance*, 1991, vol. 46, no. 2, p. 555-576. ISSN 0022-1082.

FAMA, E. F. 1981. Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. In: *The American Economic Review*, 1981, vol. 71, no. 4, p. 545-565. ISSN 0022-8282.

FAMA, E. F. 1990. Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity. In: *The Journal of Finance*, 1990, vol. 45, no. 4, p. 1089-1108. ISSN 0022-1082.

GESKE, R. – ROLL, R. 1983. The Monetary and Fiscal Linkage Between Stock Returns and Inflation. In: *The Journal of Finance*, 1983, vol. 38, no. 1, p. 1-33. ISSN 0022-1082

GRANGER, C. W. – NEWBOLD, P. 1974. Spurious Regressions in Econometrics. In: *Journal of Econometrics*, 1974, vol. 2, no. 2, p. 111-120. ISSN 0304-4076.

GRANGER, C. W. 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods. In: *Econometrica*, 1969, vol. 37, no. 3, p. 424-438. ISSN 0012-9682.

GREENE, W. H. 2003. *Econometric Analysis. Fifth Edition*. New Jersey: Prentice Hall, 2003. ISBN 0-13-066189-9.

GUJARATI, D. N. 2004. *Basic Econometrics. 4th Economy Edition*. New York: McGraw - Hill, 2004. ISBN 0-070-59793-6.

HAMILTON, J. D. – KIM, D. H. 2002. Re-examination of the Predictability of Economic Activity Using the Yield Spread, In: *Journal of Money Credit and Banking*, 2002, vol. 34, no. 2, p. 340-60. ISSN 0022-2879.





- HATRÁK, M. 2007. *Ekonometria*. Bratislava: IURA EDITION, 2007. ISBN 978-80-8078-150-7.
- HAUBRICH, J. G. - DOMBROSKY A. M. 1996. Predicting Real Growth Using the Yield Curve. In: *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1996, vol. 32, no. 1, p. 26-35. ISSN 0014-9187.
- CHOVANCOVÁ, B. 2006. *Finančný trh. Nástroje, transakcie, inštitúcie*. Bratislava: Iura Edition, 2006. ISBN 80-8078-089-7.
- KAUL, G. 1987. Stock Returns and Inflation: The Role of the Monetary Sector. In: *The Journal of Financial Economics*, 1987, vol. 18, no. 2, p. 253-276. ISSN 0304-405X.
- KOHOUT, P. 2005. *Investiční strategie pro třetí tisíciletí*. Praha: Grada Publishing, 2005. ISBN 80-247-1438-8.
- LEVINE, R. – ZERVOS, P. 1998. Stock Markets, Banks, and Economic Growth. In: *The American Economic Review*, 1998, vol. 88, no. 3, p. 537-558. ISSN 0002-8282
- MAHDAVI, P. – SOHRABAIN, A. 1991. The Link Between the Rate of Growth of Stock Prices and the Rate of Growth of GNP in the United States. In: *American Economist*, 1991, vol. 35, no. 2, p. 41-48. ISSN 0569-4345.
- MILLS, T. C. 1999. *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999. ISBN 0-521-62413-4.
- PEARCE, D. K. 1983. Stock Prices and the Economy. In: *Economic Review*, 1983, no. 9, p. 7-22. ISSN 0161-2387.
- PEŇA, J. – RODRÍGUEZ, R. 2006. On the Economic Link Between Asset Prices and Real Activity. In: *Journal of Business Finance and Accounting*, 2006, vol. 34, no. 5/6, p. 889-916. ISSN 0306-686X.
- PLOSSER, CH. – ROWENHORST, K. G. 1994. International Term Structures and Real Economic Growth. In: *Journal of Monetary Economics*, 1994, vol. 33, no. 1, p. 133-155. ISSN 0304-3932.
- RACHEV, P. – MITTNIK, P. – FABOZZI, F. – FOCARDI, P. – JAŠIĆ, T. 2007. *Financial Econometrics*. New Jersey: John Wiley & Sons, 2007. ISBN 0-471-78450-8.
- ROUSSEAU, P. L. – SYLLA, R. 2001. *Financial Systems, Economic Growth, and Globalization*. NBER Working Paper 8323, 2001.
- SCHWERT, W. 1990. Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence. In: *The Journal of Finance*, 1990, vol. 45, no. 4, p. 1237-1257. ISSN 0022-1082.
- STOCK, J. H. – WATSON, M. W. 1990. *New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators*. NBER Working paper, 1990.



## THE RELATIONSHIP BETWEEN STOCK MARKETS AND GDP – GRANGER CAUSALITY TEST

**Eduard Baumöhl**

Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach, Ekonomická univerzita v Bratislave, Tajovského 13, 041 30 Košice (eduard.baumohl@euke.sk)

**Abstrakt:** V predkladanom príspevku sme sa zaoberali skúmaním vzťahu medzi akciovým trhom a reálnym výstupom ekonomiky, meraným hrubým domácim produktom (HDP). Ako benchmark amerického akciového trhu sme zvolili dva indexy - S&P 500 (Standard and Poor's 500) a DJIA (Dow Jones Industrial Average). Za účelom overenia vzájomného vzťahu medzi akciovým trhom a HDP v slovenských podmienkach bol využitý akciový index SAX. Cieľom bolo zistiť výskyt jednosmernej závislosti pomocou Grangerovho modelu a v prípade kointegrácie premenných pomocou modelu ECM. Zistili sme, že akciový index S&P 500 predbieha HDP v USA o 3 až 6 mesiacov. V podmienkach Slovenskej republiky je tento vzťah opačný.

**Kľúčové slová:** analýza akciových trhov, akciový index, predstihový indikátor, HDP, Grangerov model, kointegrácia, ECM

**Abstract:** In this paper we analyze the lead – lag relationship between stock market indices and gross domestic product (GDP). As a benchmark of US stock market we decided to choose two indices – S&P 500 (Standard and Poor's 500) a DJIA (Dow Jones Industrial Average). To estimate the lead – lag relationship in Slovak conditions we applied SAX. The aim of this paper was to determine the existence of unidirectional impact using Granger Causality Test, and ECM in the case of time series cointegration. We found out that S&P 500 lead GDP in 3 to 6 months. In Slovak Republic is this relation exactly opposite.

**Key words:** Stock Markets Analysis, Stock Indices, Leading Indicator, GDP, Granger Causality Test, Cointegration, ECM



# DOPRAVNÍ SYSTÉM ČESKÉ REPUBLIKY: EFEKTIVITA A PROSTOROVÉ DOPADY

Stanislav Kraft, Michal Vančura

## 1. Úvod

Možnosti rozvoje jednotlivých regionů jsou výrazně determinovány jejich postavením v dopravním systému (síti). Výhodná dopravní poloha určitého regionu může přispívat k jeho rozvoji, zatímco periferní poloha se z tohoto hlediska může jevit jako problematická. Přestože v ekonomických teoriích došlo všeobecně k poklesu významu dopravních faktorů (zejména dopravních nákladů), doprava stále platí za jeden z velmi významných lokalizačních faktorů v regionálním rozvoji (viz např. Viturka a kol., 2003; Vančura 2007).

Doprava svým působením umožňuje překonání bariéry prostoru (Rodrigue et al., 2006), ty však mohou být chápány jako fyzické (vzdálenost, topografie) či jako společenské překážky (administrativní členění, rozdílná kvalita dopravní infrastruktury apod.). Nerovnoměrné rozmístění dopravní infrastruktury však přispívá ke vzniku relativních nerovnoměrností v prostorové struktuře dopravního systému a tím i jeho efektivity. Budování kvalitní dopravní infrastruktury (dálnice, železniční koridory) přispívá ke vzniku relativních nerovnoměrností v postavení jednotlivých regionů v dopravním systému. Regiony napojené na kvalitní dopravní infrastrukturu mohou být integrovány do širších socioekonomických celků, zatímco regiony s horší dopravní polohou mohou být tímto způsobem marginalizovány. Postavení jednotlivých regionů v dopravním systému tak do jisté míry odráží výkon, resp. efektivitu, celého dopravního systému.

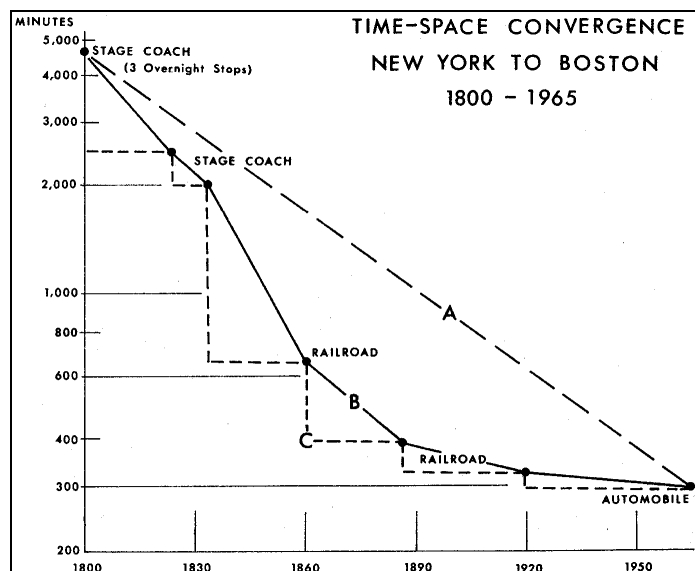
Zásadní otázkou pro toto hodnocení je stanovení „měřítek“ efektivity dopravního systému. Smyslem výstavby kvalitní dopravní infrastruktury je propojení jádrových aglomerací a tím i zlepšení jejich vzájemné *časové dostupnosti*. Rychlejší vzájemná časová dostupnost mezi geografickými lokalitami je tak jedním ze základních požadavků kladených na současný dopravní systém na všech hierarchických / řádovostních úrovních. V duchu hesla „time is money“ se rychlost pohybu v prostoru stává velmi významnou charakteristikou, která odráží funkci dopravního systému (obdobně např. v Tolley, Turton 1995, Hanson 2000). Metodika použitá v tomto příspěvku tak na základě regionálního vyhodnocení úrovně časové dostupnosti jako jedné z možností pro měření efektivity dopravního systému umožňuje zároveň vymežit regiony, které jsou svou dopravní polohou zvýhodněny či znevýhodněny.

Adekvátním grafickým vyjádřením vztahů založených na časové dostupnosti dvou a více různých lokalit jsou časoprostorové mapy (*time-space maps*). Jejich podstata spočívá v relativizaci umístění a vzdálenosti geografických lokalit, jímž se podstatně liší od běžných geografických, resp. topografických map. Časoprostorové mapy poskytují synoptické vizuální vyjádření časových a prostorových vztahů generovaných dopravním systémem (Ahmed, Miller, 2007). Výstupem časoprostorové mapy je zdeformovaný obraz původní geografické mapy, kde vzdálenosti neodpovídají skutečným fyzickým vzdálenostem, ale hodnotám časové dostupnosti, resp. rychlosti pohybu, mezi sledovanými lokalitami. Přestože *time-space* mapování není u nás zatím obvyklé, má



zejména v USA relativně dlouhou tradici (viz např.: Janelle 1968, Giddens 1984, Harvey 1989, Hanson 2000, van Schaick 2006). Jejich počátky jsou spjaty se vznikem konceptu časoprostorové komprese (*time-space compression*), která předpokládá „smršťování“ geografického prostoru při inovaci v dopravních technologiích a dopravních prostředcích a tím zvýšení rychlosti dopravy. D.G. Janelle (1968) poukázal na význam časoprostorové komprese při změnách v časové dostupnosti mezi New Yorkem a Bostonem mezi léty 1800–1965 (obrázek č. 1). Obdobně prokázal P. Vickerman (1999) smršťování prostoru Evropy vlivem rozvoje vysokorychlostních železnic.

Obrázek č. 1. Cestovní doba mezi New Yorkem a Bostonem 1800–1965



Zdroj: Janelle 1968

## 2. Metodika výzkumu

Základními jednotkami, ke kterým je výzkum vztažen, jsou správní obvody obcí s rozšířenou působností (ORP), které vznikly ve II. fázi reformy územně správního členění v roce 2003 („malé okresy“). V současné době tyto jednotky (celkem 205) plní mikroregionální funkce veřejné správy v České republice. Sledována byla časová dostupnost všech středisek ORP do hlavního města Prahy<sup>1</sup> pro individuální automobilovou i veřejnou hromadnou dopravu. Zároveň byla u obou druhů dopravy sledována kilometrická vzdálenost od Prahy.<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Praha je v současné době stále nejvýznamnější koncentrací obyvatel, pracovních příležitostí, služeb atd. v rámci České republiky. Význam Prahy dokazuje i výrazná denní i nedenní dojíždka za prací i vzestup významu v regionální i sídelní hierarchii České republiky (HAMPL 2005).

<sup>2</sup> Pro zřetelnější kartografickou interpretaci byla střediska obvodů ORP ztotožněna s celým správním obvodem.

Časová dostupnost středisek ORP do Prahy individuální automobilovou dopravou byla vypočtena modelem dostupnosti převzatým z disertační práce T. Hudečka (2008). Model dostupnosti<sup>1</sup> zohledňuje nejrychlejší spojení realizované pomocí průměrných rychlostí po různých druzích komunikací (dálnice; rychlostní silnice; silnice I., II. a III třídy), počtu jízdních pruhů komunikací, sklonitosti komunikací a rozlišuje komunikace v obci a mimo obec. Model vypočítává hodnoty průměrné časové dostupnosti ze středů obcí s rozšířenou působností (výchozí bod) do centra Prahy (cílový bod), které je vymezeno jako kruh o poloměru 5 km se středem v centru města. Na základě těchto hodnot byla graficky vyjádřena diferenciací zkoumaných regionů podle hodnoty průměrné časové dostupnosti (obrázek č. 2). Data pro zjištění časové dostupnosti ze středisek ORP do Prahy pro veřejnou hromadnou dopravu byla zjišťována z elektronické databáze jízdních řádů IDOS 2007/2008 v běžný pracovní den. Byly započítávány autobusové i vlakové spoje a povoleny maximálně 2 přestupy s možností kombinace obou druhů dopravy navzájem. Započítáno bylo vždy nejrychlejší spojení, které však muselo být, z důvodu větší reprezentativnosti, realizováno alespoň třikrát denně. Časová dostupnost středisek ORP do hlavního města je znázorněna na obrázku č. 3.

Vypočtené hodnoty časové dostupnosti středisek ORP do Prahy pro oba dva druhy dopravy byly použity i pro výpočet průměrných rychlostí každého střediska ORP při dostupnosti Prahy. Tento ukazatel umožňuje základní srovnání všech sledovaných regionů a vymezení regionů s kvalitním /nekvalitním napojením na dopravní systém České republiky. Vybavenost kvalitní dopravní infrastrukturou, resp. vzdálenost od „rychlostních“ os, daleko lépe vystihuje postavení jednotlivých regionů v dopravním systému a poukazuje tak na celkovou diferenciaci regionů podle této charakteristiky.

Na základě vypočtených hodnot o průměrné rychlosti obou druhů dopravy mohl být soubor středisek dále rozdělen podle hodnot průměrných rychlostí obou druhů dopravy. Relativizací těchto údajů mohly být vymezeny ORP s nadprůměrnými, průměrnými a podprůměrnými hodnotami rychlostí při dostupnosti Prahy, které později posloužily jako podklad pro vytváření *time-space* map (obrázek č. 6 a 7). Pro jejich tvorbu bylo potřeba zjistit novou „transformovanou“ polohu střediska ORP vůči Praze, která nebude odpovídat jejich skutečné fyzické vzdálenosti, ale hodnotě časové dostupnosti, resp. rychlosti. Transformovaná poloha bodu byla vypočtena podle vzorce pro váženou časovou dostupnost (Kraft 2008) ve tvaru:

$$Vcd_j = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{d_i}{t_i}}{\frac{d_j}{t_j}} * 100,$$

<sup>1</sup> Použitý model dostupnosti pro individuální automobilovou dopravu pracuje se silniční sítí k roku 2005, zatímco hodnoty o časové dostupnosti pro veřejnou hromadnou dopravu se vztahují k roku 2008.



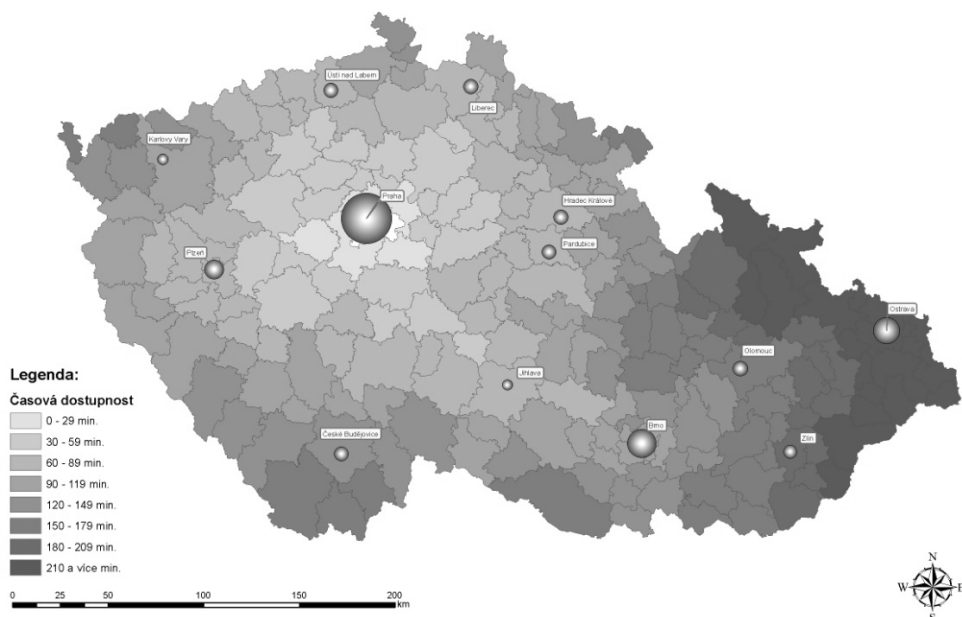
kde  $V_{cdj}$  = vážená časová dostupnost středisek;  $d_i$  = vzdálenost střediska ORP od Prahy (po dopravní síti);  $t_i$  = časová dostupnost Prahy,  $n$  = počet středisek ORP. Hodnoty vážené časové dostupnosti jsou vyjádřeny v %. Střediska vykazující hodnoty  $V_{cdj}$  nižší než 100 % mají nadprůměrnou časovou dostupnost a jejich vzdálenost je v *time-space* mapách redukována na příslušnou vzdálenost, odpovídající hodnotě vážené časové dostupnosti (časoprostorová konvergence). Střediska s hodnotou vyšší než 100 % mají podprůměrnou časovou dostupnost a jejich vzdálenost je „prodloužena“ na příslušnou vzdálenost odpovídající hodnotě vážené časové dostupnosti (časoprostorová divergence).

### 3. Časová dostupnost Prahy ze středisek ORP

Časovou dostupnost Prahy ze středisek ORP pro individuální automobilovou i veřejnou hromadnou dopravu logicky nejvíce ovlivňuje rozložení dálnic, rychlostních silnic a železničních koridorů na území České republiky. Nejpříznivějšími hodnotami časové dostupnosti se u obou druhů dopravy vyznačují střediska ORP v zázemí Prahy, zatímco nejméně příznivé hodnoty vykazují ORP nejvzdálenější. V případě individuální automobilové dopravy je patrná existence rychlostních os (dálnice D1, D5, D8 a rychlostní silnice R10), které významně ovlivňují časovou dostupnost všech dotčených regionů, resp. středisek ORP. Příznivé hodnoty časové dostupnosti tak vykazují i vzdálenější regiony, které jsou však dobře napojeny na síť dálnic a rychlostních silnic (např.: Mladá Boleslav, Rokycany, Příbram, Humpolec, Lovosice). Nejhorší časovou dostupností se podle očekávání vyznačují oblasti Jesenícka a celého Moravskoslezského kraje. I v tomto případě jsou patrné regiony s menší vzdáleností od Prahy a s horšími hodnotami časové dostupnosti, které jsou dány především absencí silničních komunikací vyššího řádu (Sedlčany, Blatná, Podbořany apod.). Již z této základní prostorové analýzy hodnot časové dostupnosti jsou intuitivně patrné relativní nerovnoměrnosti v prostorové struktuře dopravního systému České republiky, které jsou primárně podmíněny absencí či špatnou kvalitou silničních komunikací. Prostorová diferenciací hodnot průměrné časové dostupnosti Prahy ze sledovaných středisek ORP pro individuální automobilovou dopravu je znázorněna na obrázku č. 2.



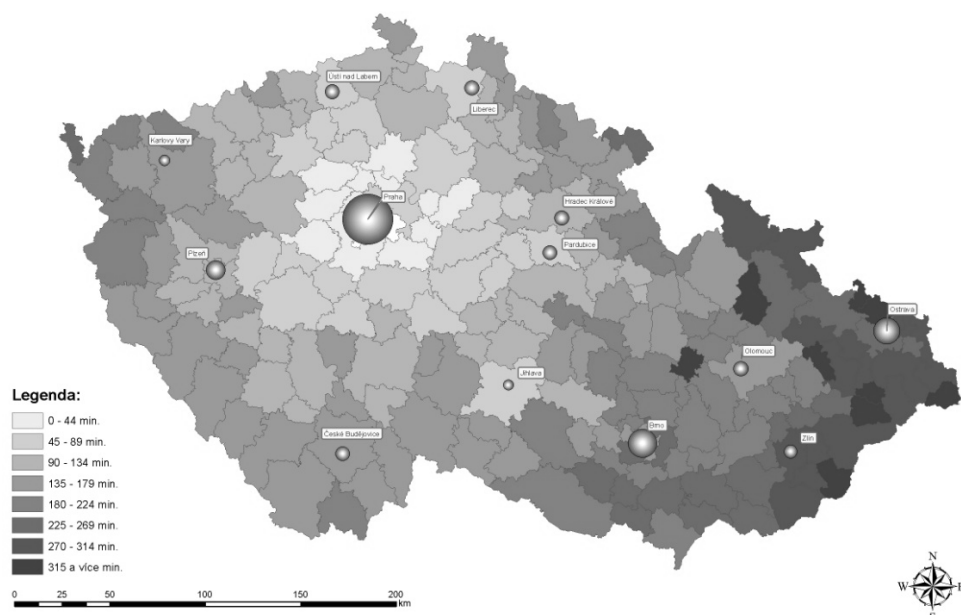
**Obrázek č. 2. Časová dostupnost Prahy ze středisek ORP individuální automobilovou dopravou**



*Zdroj: Hudeček 2008, vlastní zpracování*

V případě veřejné hromadné dopravy je zřetelná výraznější diference celého souboru regionů a méně patrné „difúzní“ šíření hodnot časové dostupnosti, které je způsobeno nejen modelovým vyjádřením časové dostupnosti jako v případě předchozího hodnocení, ale zejména nabídkou, organizací a provázaností spojů veřejné hromadné dopravy. Opět se zde velmi výrazně projevuje existence či neexistence dopravní infrastruktury vyšší kvality, zejména železničních koridorů a dálnic. Nejpříznivější hodnoty časové dostupnosti opět vykazují střediska ležící v těsném zázemí Prahy, ale i u těch je patrná výraznější diference podmíněná zejména mikroregionálními dopravními vazbami (počet zastávek mezi výchozí a cílovou stanicí, provázanost obou subsystémů veřejné dopravy apod.) Vliv železničních koridorů lze sledovat zejména u středisek s výhodnou polohou v železniční síti (Kolín, Přebouč, Ústí nad Labem, Moravská Třebová). Vliv dálnic a rychlostních silnic je patrný rovněž např. u Liberce, Hradce Králové a Vlašimi, což jsou regiony výrazně orientované na autobusovou dopravu. Nejméně příznivé hodnoty průměrné časové dostupnosti vykazují opět střediska v pohraničních regionech západní a východní části České republiky. Některá střediska však opět vlivem špatně provázaného systému veřejné hromadné dopravy a absencí odpovídající kvalitní dopravní infrastruktury vykazují výrazně horší hodnoty, než by „měly odpovídat“ jejich skutečným vzdálenostem (Rýmařov, Konice, Tachov apod.). Prostorová diference hodnot průměrné časové dostupnosti Prahy ze středisek ORP pro veřejnou hromadnou dopravu je znázorněna na obrázku č. 3.

**Obrázek č. 3. Časová dostupnost Prahy ze středisek ORP veřejnou hromadnou dopravou**



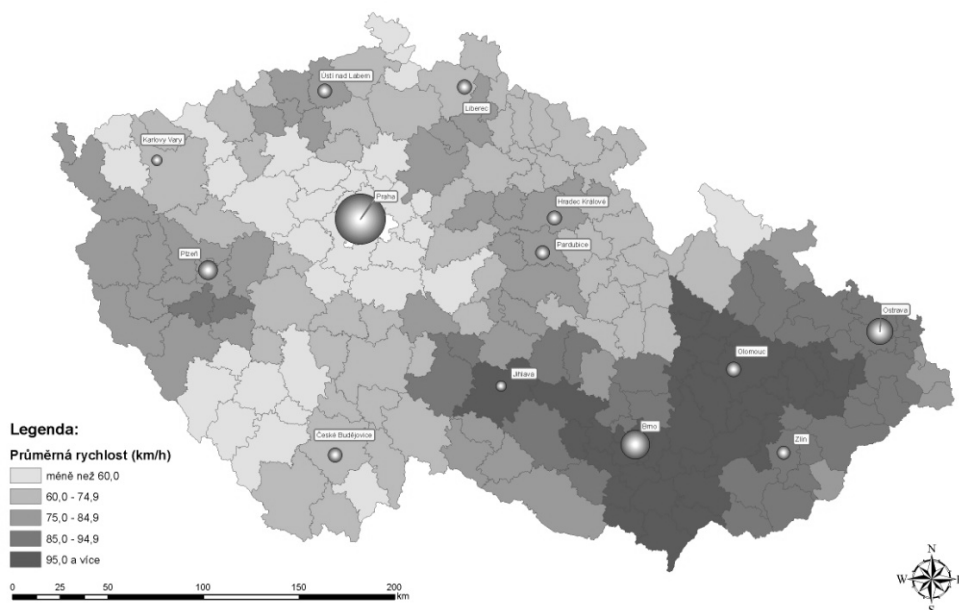
Zdroj: IDOS 2007/2008, vlastní zpracování

Reprezentativnějším ukazatelem pro ilustraci relativních nerovnoměrností v hodnocení průměrné časové dostupnosti jednotlivých regionů ORP je pak analýza průměrné rychlosti při dostupnosti Prahy, vyplývající z hodnot časové dostupnosti a kilometrické vzdálenosti šetřených regionů. Ta podává plastickou představu o kvalitě dopravních vazeb generovaných oběma druhy dopravy na území České republiky (obrázek č. 4. a 5.).

Průměrná rychlost prostředků individuální automobilové dopravy při dostupnosti Prahy prokazatelně odráží relativní nerovnoměrnosti v územním rozložení kvalitativně vyšší dopravní infrastruktury na území České republiky. Nejpříznivějšími hodnotami se opět vyznačují střediska v blízkosti dálnic a rychlostních silnic. Nejvýraznější koncentrace těchto středisek je podél hlavního silničního tahu ČR dálnice D1 a D2 (hodnoty průměrné rychlosti 95,0 a více km/h). Absolutně nejvyšší hodnoty průměrné rychlosti generuje model u Břeclavi (106,4 km/h), Prostějova (104,8 km/h) a Mohelnice (104,7 km/h). Naopak střediska s relativně nevýhodnou polohou vůči dopravní infrastruktuře vyšší kvality jsou koncentrována v samotném zázemí Prahy (Černošice, Neratovice), v oblasti jižních a západních Čech (Sušice, Horažďovice, Kraslice, Kadaň) a v příhraničních regionech východních Čech (Broumov, Jilemnice, Vrchlabí, Rychnov n. Kněžnou). Tyto regiony jsou oproti ostatním nejvíce dopravně znevýhodněny, což může být dalším impulzem pro regionální politiku.



**Obrázek č. 4. Regionální diferenciace průměrné rychlosti prostředků individuální automobilové dopravy při dostupnosti Prahy**

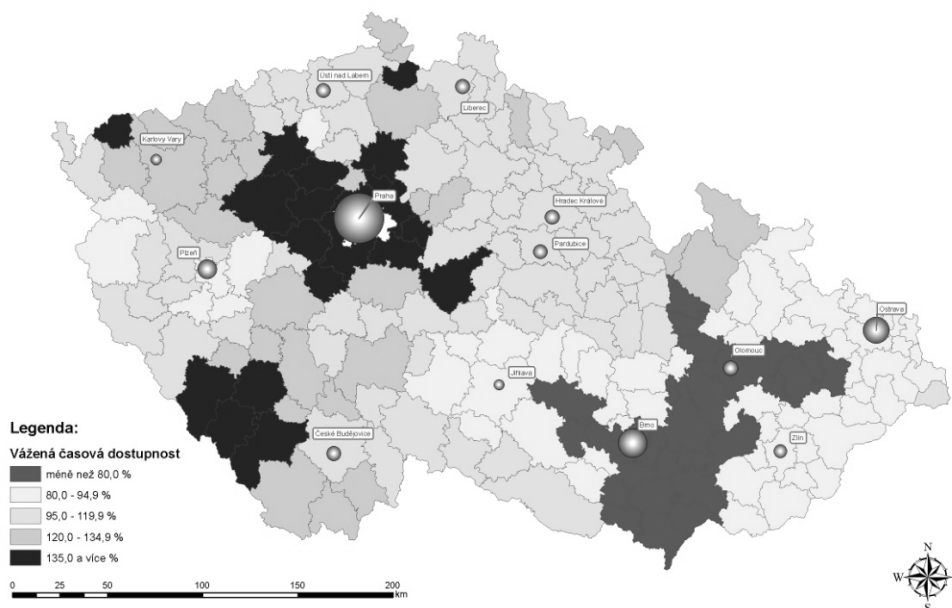


*Zdroj: Hudeček 2008, vlastní zpracování*

Regionální diferenciace hodnot průměrné rychlosti při dostupnosti Prahy veřejnou hromadnou dopravou je silně závislá nejen na územním rozložení dopravní infrastruktury, ale zároveň na efektivní provázanosti a organizaci jednotlivých subsystémů hromadné dopravy. Nejvyšších hodnot (75 km/h a více) dosahují střediska na významných silničních (Jihlava, Plzeň) a železničních tratích (Pardubice, Ústí nad Labem, Břeclav). Absolutně nejvyšší hodnoty průměrné rychlosti dosahují regiony Olomouce (100 km/h), Břeclavi (98,1 km/h) a České Třebové (97,7 km/h) v případě železniční dopravy a regiony Brna (87,2 km/h), Jihlavy (86,8 km/h) a Liberce (82,8 km/h) v případě dopravy autobusové. Železniční doprava je v některých regionech dokonce konkurentem dopravy automobilové (Česká Třebová, Pardubice, Kralupy n. Vltavou). Detailnější analýza poměru hodnot časové dostupnosti z hlediska konkurence mezi automobilovou, autobusovou a železniční dopravou je uvedena v článku Kraft, Vančura (2008). Střediska s nejnižšími hodnotami průměrné rychlosti se opět nacházejí v těsném zázemí Prahy, což je ovlivněno především větším počtem zastávek a tudíž nižším průměrným rychlostem prostředků veřejné hromadné dopravy a v periferních oblastech středních (Dobříš, Sedlčany, Rakovník), jižních (Milevsko, Týn nad Vltavou) a západních Čech (Tachov). Regiony s nízkou průměrnou rychlostí veřejné hromadné dopravy by se opět měly stát předmětem regionální politiky.



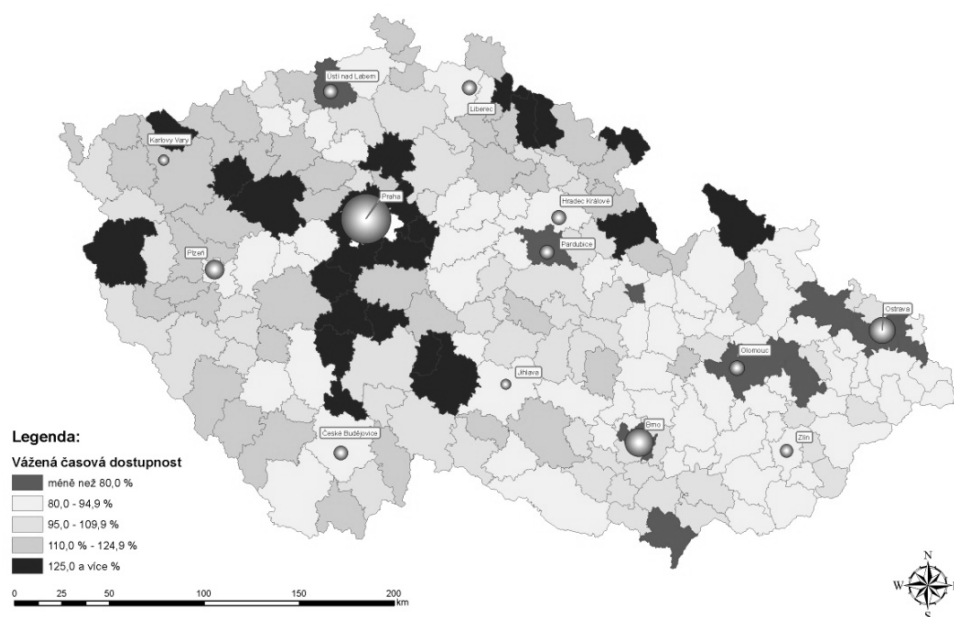
**Obrázek č. 6. Regionální diferenciace hodnot vážené časové dostupnosti pro individuální automobilovou dopravu**



*Zdroj: Hudeček 2008, vlastní zpracování*

U veřejné hromadné dopravy žádná výše zmíněná koncentrace regionů s nejpříznivějšími hodnotami Vcd není. Nadprůměrné hodnoty vykazují zejména regiony, které jsou napojeny na železniční koridory a jsou zpravidla obsluhovány expresními vlakovými a autobusovými spoji (Olomouc, Pardubice, Ústí n. Labem, Brno, Ostrava). Podprůměrné hodnoty sledované charakteristiky pak opět vykazují periferní regiony středních (Sedlčany, Votice, Milevsko), západních (Tachov, Ostrov, Kraslice) a východních Čech (Broumov, Jilemnice, Vrchlabí). Patrné jsou zde také plošné dopady existence/neexistence rychlostních komunikací, takže všechny regiony Moravy vykazují vlivem dálnice D1 a D2 a železničních koridorů nadprůměrné hodnoty Vcd. Vliv těchto rychlostních os se tak dále přenáší na regiony sousední. Opakem může být prostor severozápadních Čech, kde výrazně absentují rychlostní komunikace směrem na Karlovy Vary a prostor na pomezí středních a jižních Čech, kde chybí nedostavěná dálnice D3 a IV. železniční koridor. Regionální diferenciace hodnot vážené časové dostupnosti pro individuální automobilovou dopravu je znázorněna na obrázku č. 7.

**Obrázek č. 7. Regionální diferenciace hodnot vážené časové dostupnosti pro veřejnou hromadnou dopravu**



Zdroj: IDOS 2007/2008, vlastní zpracování

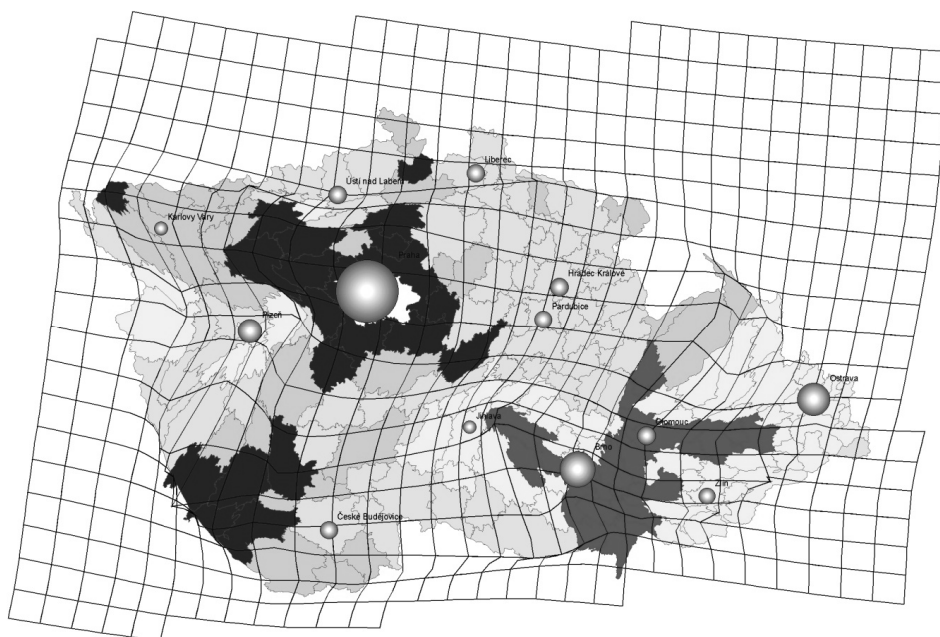
### 5. Aplikace v time-space mapách

Použitá metodika pro výpočet vážené časové dostupnosti byla aplikována v prostředí time-space map (obrázek č. 8), které explicitně vyjadřují časové a prostorové vztahy generované dopravním systémem, a tím tak odrážejí efektivitu celého dopravního systému. Hodnoty vážené časové dostupnosti u jednotlivých regionů zároveň udávají jejich transformovanou polohu v časoprostorové mapě. Je-li hodnota  $V_{cd}$  rovna 100, poloha bodu se nemění. Nižší hodnoty znamenají, že středisko vykazuje hodnoty nadprůměrné časové dostupnosti a vzdálenost na časoprostorové mapě je pak příslušně redukována. Naopak hodnoty vyšší než 100 znamenají „prodloužení“ vzdálenosti výchozího bodu od Prahy. Tímto způsobem byla v prostředí ArcView vygenerována časoprostorová mapa pro dostupnost Prahy individuální automobilovou dopravou, která byla pro větší přehlednost doplněna referenční mřížkou (obrázek č. 8).

Časoprostorová mapa pro individuální automobilovou dopravu jasně naznačuje nejzávažnější prostorové dopady existence či absence silniční dopravní infrastruktury. Nejvýraznější pozitivní „deformace“ původní topografické mapy se projevuje u všech regionů ležících poblíž dálnic a rychlostních silnic, které vykazují nejnižší hodnoty vážené časové dostupnosti. Dálnice D1, D2, D5 a D8 se nejvýrazněji podílí na smršťování prostoru České republiky. Prostorový vliv těchto rychlostních os je tedy jasně patrný. Naopak nejvýraznější divergence (oddálení) oproti skutečné fyzické

vzdálenosti je zřetelná ve směru na Karlovy Vary (absence rychlostní silnice R6), ve směru na Písek a Prachatice (nedostavěná rychlostní silnice R4), a v oblasti Jesenicka.

**Obrázek č. 8. Time-space mapa pro dostupnost Prahy individuální automobilovou dopravou**



Zdroj: Hudeček 2008, vlastní zpracování

## 6. Závěr

Závěrem lze poznamenat, že provedené analýzy prokázaly relativně silnou diferenciaci středisek (regionů) podle jejich postavení v dopravním systému. Výraznější diferenciaci hodnot časové dostupnosti a průměrných rychlostí byla prokázána u veřejné hromadné dopravy, která je závislá nejen na existenci dopravní infrastruktury, ale i provázanosti dopravních spojů. Na základě výpočtu vážené časové dostupnosti byla zkoumaná problematika aplikována v time-space mapách, které objektivně odrážejí časové a prostorové vztahy generované dopravním systémem.

### Použitá literatura:

AHMED, N., MILLER, H. J. (2007): Time-space transformations of geographic space for exploring, analyzing and visualizing transportation systems. *Journal of Transport Geography*, 15, s. 2-17.

GIDDENS, A. (1984): *The Constitution of Society. Outline of the Theory of Structuration*. Cambridge.

- HAMPL, M. (2005): *Geografická organizace společnosti v České republice: transformační procesy a jejich obecný kontext*. Praha, Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje, 147 s.
- HANSON, S., 2000. Transportation: Hooked on speed, eying sustainability. In: Sheppard, E., Barnes, T., (eds): *A Companion to Economic Geography*, Blackwell Publisher, s. 468 -483.
- HARVEY, D. (1989): *The Condition of Postmodernity*. Blackwell. London.
- HUDEČEK, T. (2008): *Akcesibilita a dopady její změny v Česku v transformačním období: vztah k systému osídlení*. Disertační práce, KSGRR, PřF, UK, Praha, 119 s.
- JANELLE, D. G. (1968): Central Place Development in a Time-space Framework. *The Professional Geographer*, 20, s. 5-10.
- KRAFT, S. (2008a): "Time accessibility" - příklad deformace prostoru generované dopravou. *Miscellanea geographica*, 14, Plzeň, s. 77-84.
- KRAFT, S. (2008b): Doprava, rychlost a časoprostorová komprese. Sborník z konference „*Geodny Liberec 2008*“, TU Liberec. (v tisku)
- KRAFT, S., VANČURA, M. (2008): Prostorová analýza konkurenceschopnosti železniční dopravy v České republice z hlediska časové efektivity. In: Kvizda, M., Tomeš, Z., (eds.): *Konkurenceschopnost a konkurence v železniční dopravě - ekonomické a regionální aspekty regulace konkurenčního prostředí*. ESF MU, Brno, s. 108-122.
- SCHAICK, van, J. (2006): Changing time – changing cities. *Atlantis 2006–2007*. 13 pp.
- SEIDENGLANZ, D. (2004): Vysokorychlostní železniční doprava v evropské dopravní politice. In *Geografické informácie 8. Stredoeurópsky priestor, geografie v kontexte nového regionálneho rozvoja*. Nitra, Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre, s. 513-519.
- TOLLEY, R., TURTON, B. (1995): *Transport Systems, Policy and Planning – a geographical approach*. Longman Scientific & Technical, England, 404 s.
- VANČURA, M. (2007): Direkte Auslandsinvestitionen, Investitionsanreize und Zielregionen in der Tschechischen Republik. In: Jurczek, P. (ed.): *Beiträge zur Kommunal - und Regionalentwicklung, Sachsen und Tschechien - zwischen Konkurrenz und Zusammenarbeit aus geographischer Sicht*, Heft 45, Chemnitz, Technische Universität Chemnitz, s. 131-146.
- VICKERMAN, R., SPIEKERMANN, K. and WEGENER, M. (1999): Accessibility and economic development in Europe, *Regional Studies*, 33(1), s. 1-15.
- VITURKA, M. a kol. (2003): *Regionální vyhodnocení kvality podnikatelského prostředí v České republice*. MU, Brno, 141 s.
- IDOS 2007/2008 – elektronická verze jízdních řádů veřejné dopravy, CHAPS, Brno.



## TRANSPORT SYSTEM OF CZECH REPUBLIC - EFFECTIVENESS AND GEOGRAPHY

Stanislav Kraft – Michal Vančura

Pedagogická fakulta, Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Jeronýmova 10, 371 15 České Budějovice; (kraft@pf.jcu.cz , vancura@pf.jcu.cz)

**Abstrakt:** Článek se zabývá hodnocením postavení jednotlivých regionů České republiky (ORP) v dopravním systému a prostorovými dopady existence dopravní infrastruktury vyššího řádu. Na základě údajů o časové dostupnosti Prahy ze středisek ORP je celkový soubor sledovaných regionů diferencován podle absolutních (časová dostupnost, průměrná rychlost) a relativních charakteristik (vážená časová dostupnost). Sledovány jsou údaje časové dostupnosti pro individuální automobilovou i veřejnou hromadnou dopravu. Pomocí nástrojů ArcView jsou pak následně vyjádřeny časové a prostorové vztahy generované dopravním systémem. Tím vzniká časoprostorová (time-space) mapa pro dostupnost Prahy individuální automobilovou dopravou.

**Klíčová slova:** dopravní systém, časová dostupnost, regionální rozvoj, time-space mapy

**Abstract:** This paper deals with an evaluation of transport location of particular regions of the Czech Republic (ORP) in transport system and spatial impacts of high - quality transport infrastructure existence. With the use of data about time accessibility of Prague from ORP centres, the overall set of monitored regions was differentiated according to absolute (time accessibility) and relative characteristics (average speed, weighted time accessibility). There were monitored data for individual automobile and public collective transport. Temporal and spatial terms generated by transport system were subsequently expressed by using ArcView tools. Time accessibility of geographical localities causes geographical

**Key words:** transport system, time accessibility, regional development, time-space maps



# STANOVOVÁNÍ IBNR REZERVY S VYUŽITÍM ZOBECNĚNÉHO LINEÁRNÍHO MODELU<sup>1</sup>

Miroslav Otáhal

## Úvod

Důležitou součástí ekonomiky každé země je finanční sektor. Ten je kromě burz, bank a jim podobných institucí tvořen také pojišťovny. Pojišťovnictví má ve finančním sektoru svoji nezastupitelnou úlohu zejména jako instituce, která snižuje rizika spojená s každodenním životem tím, že v případě vzniku pojistných událostí (PU) vyplácí svým klientům pojistné plnění. Nemusí se nutně jednat pouze o škody na zdraví a životě lidí, resp. jejich hmotném nebo nehmotném majetku. Předmětem pojištění mohou být i různá rizika spojená s operacemi na finančním trhu. Pojišťovny operují ve finanční sféře také jako důležití investoři, kteří do aktiv alokují část svého přijatého pojistného.

Výše uvedené příklady podtrhují značný význam pojišťovnictví pro hladké fungování finančního sektoru. Předkládaný text si klade za cíl stručně nastínit problematiku tvorby rezerv v pojišťovnictví. Snahou autora bylo kombinací dosavadních přístupů navrhnout novou alternativní metodu tvorby IBNR rezervy, která je založena na aplikaci zobecněného lineárního modelu (Generalized Linear Model - GLM) pro modelování náhodných veličin tvořících run-off trojúhelník. Představovaná metoda je rozšířením metod odvozených v 0. Vychází z podobného pohledu na zkoumaná data, ale díky GLM je ji možné aplikovat na větší počet pojistných kmenů. GLM je svou univerzálností schopen zvládnout specifika jednotlivých typů pojištění a je schopen se vyrovnat s reálnými podmínkami dané pojišťovny. Je však důležité zkoumat splnění předpokladů metody a aplikovat ji jenom v situaci, kdy nedochází k jejich závažnému porušení. Představovaná metoda tvoří společně s PTF (Probability Trend Family) metodami (viz. 0) ve stanovování IBNR rezerv alternativu ke standardně používaným a rozšířeným metodám typu chain ladder (viz. 0 a 0).

## Rezervy v pojišťovnictví

Každá pojišťovna si jako racionální subjekt finančního trhu tvoří rezervy na předpokládané budoucí výdaje. V neživotním pojištění se rozlišují dva typy nároků:

- RBNS (Reported But Not Settled) - nároky vzniklé a již nahlášené, ale dosud nevyřízené.
- IBNR (Incurred But Not Reported) - nároky vzniklé, ale dosud nehlášené.

Celková rezerva na nároky typu RBNS je tvořena součtem rezerv na jednotlivé PU, které jsou stanovovány likvidátorem na základě expertního odhadu. Rezerva na nároky typu IBNR je naopak stanovována pojistně-matematickými metodami na základě historických informací o vývoji škod.

---

<sup>1</sup> Článek vznikl s podporou výzkumného záměru MSM 0021622418.





### Pojistné události

U každé PU lze rozlišit čtyři stavy:

- doposud nevzniklá,
- vzniklá, ale nenahlášená,
- nahlášená, ale nezlikvidovaná,
- zlikvidovaná.

Má smysl analyzovat pouze ty události, které již byly nebo někdy v budoucnu budou vyřízeny.

### Matematický model neživotního pojištění

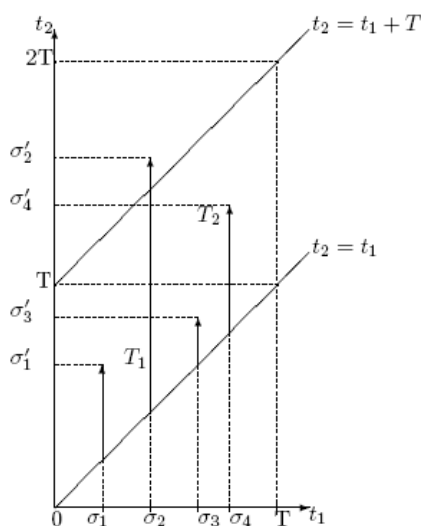
Počátek působení pojišťovny na trhu považujeme za čas  $t = 0$ . Úkolem pojistných matematiků je stanovit rezervu v čase  $t = T > 0$ . Doba  $T$  v praxi představuje zpravidla poslední den v kalendářním kvartálu nebo roku. Stanovená IBNR je pak součástí měsíčních, resp. kvartálních nebo ročních uzávěrek.

Proces generující PU je složen ze tří nedílných součástí:

- procesu generujícího okamžiky vzniku PU,
- procesu generujícího okamžiky hlášení (resp. vyřízení) PU,
- procesu generujícího výše škod.

Proces vzniku PU schématicky znázorňuje obrázek č. 1.

**Obrázek č. 1: Proces vzniku a hlášení PU**



Tabulka č. 1: Inkrementální run-off trojúhelník

		vývojové kvartály					
		1	2	3		I-1	I
pojistné kvartály	1	$S_{11}$	$S_{12}$	$S_{13}$		$S_{1(I-1)}$	$S_{1I}$
	2	$S_{21}$	$S_{22}$	$S_{23}$			
	3	$S_{31}$	$S_{32}$	$S_{33}$			$\vdots$
	$\vdots$				$\ddots$		
	I-1	$S_{(I-1)1}$				$S_{(I-1)(I-1)}$	$S_{(I-1)I}$
	I	$S_{I1}$		$\dots$		$S_{I(I-1)}$	$S_{II}$

Osu  $t_1$  je možné označit jako pojistnou osu a vynásíme na ni okamžiky vzniku  $i$ -té PU ( $\sigma_i$ ). Osu  $t_2$  můžeme označit jako vývojovou osu a vynásíme na ní okamžiky nahlášení  $i$ -té PU ( $\sigma_i'$ ). Pokud osy  $t_1$  a  $t_2$  rozdělíme na kvartály, tak o kvartálech na ose  $t_1$  mluvíme jako o pojistných kvartálech a o kvartálech na ose  $t_2$  mluvíme jako o vývojových kvartálech. Označme I jako počet kvartálů, během nichž máme zaznamenané PU.

### Run-off trojúhelníky

Než aby pracovaly s konkrétními PU, většina metod stanovujících IBNR pracuje s tzv. run-off trojúhelníkem, který vznikne kumulací výší jednotlivých škod podle kvartálu vzniku a kvartálu hlášení. Rozlišujeme dva typy run-off trojúhelníků:

- nekumulativní (inkrementální). Tento trojúhelník vznikne sumací všech škod podle pojistného a vývojového kvartálu. Prvek  $S_{ij}$  na  $[i,j]$ -té pozici (tabulka 1) dostaneme sečtením výší všech škod z  $i$ -tého pojistného kvartálu hlášených v  $j$ -tém vývojovém kvartálu;
- kumulativní. Tento trojúhelník vznikne z nekumulativního postupným načítáním, tj. na  $[i,j]$ -té pozici je součet  $r = 1, \dots, j$  buněk z  $i$ -tého řádku nekumulativního trojúhelníku.

Již hlášené škody tvoří horní trojúhelníkové matice run-off trojúhelníků (viz. tučně zobrazená část na obrázku 1). Úkolem pojistných matematiků je doplnění horních trojúhelníkových matic na čtvercová schémata a z dolních trojúhelníkových matic (tj. z odhadů vzniklých, ale dosud nenahlášených škod) stanovit výši IBNR rezervy.

Náhodná veličina  $S_{ij}$  je určena jako náhodný součet náhodných veličin. Určení jejího rozdělení je tedy značně komplikované. Před použitím GLM pro modelování  $S_{ij}$  je nutné prokázat, že toto rozdělení je exponenciálního typu. V 0 je odvozeno, že Poissonovský součet veličin s gama rozdělením je náhodná veličina s rozdělením exponenciálního typu.

Jsou-li okamžiky hlášení PU generované Poissonovým procesem (tj. počet hlášených PU má pro každé uvažované období Poissonovo rozdělení) a mají-li jejich výše gama rozdělení, pak rozdělení  $S_{ij}$  je exponenciálním typem. Za těchto předpokladů tedy Pro modelování  $S_{ij}$  můžeme GLM použít.



**Analýza run-off trojúhelníku pomocí zobecněných lineárních modelů**

Nejprve zavedme vektor  $S = [S_{11}, S_{21}, \dots, S_{11}, S_{12}, S_{22}, \dots, S_{21}, \dots, S_{11}]$ . Tento vektor vznikne přeskládáním sloupečků run-off trojúhelníku pod sebe. Teorie zobecněných lineárních modelů pracuje s pojmem lineární prediktor, který má obecný tvar  $\eta = X_1\beta_1 + \dots + X_k\beta_k$ .  $X_1, \dots, X_k$  jsou regresory, pomocí nichž modelujeme vysvětlovanou proměnnou.  $\beta_1, \dots, \beta_k$  jsou odhadované regresní parametry. Podstatou zobecněného lineárního modelu je vysvětlit chování zkoumané proměnné  $Y$  v závislosti na lineárním prediktoru  $\eta$ .

Zobecněný lineární model vychází z předpokladu, že střední hodnota  $\mu = EY$  závisí na  $\eta$  přes linkovací funkci  $g(\cdot)$ . Platí tedy  $EY = \mu = g^{-1}(\eta)$ .

Při práci se zobecněným lineárním modelem předpokládáme, že rozdělení každé ze složek vysvětlované proměnné  $Y$  je dané hustotou pravděpodobnosti (resp. pravděpodobnostní funkcí) ve tvaru

$$(1) \quad f_Y(y; \theta, \phi) = \exp\{(y\theta - b(\theta)) / a(\phi) + c(y, \phi)\}$$

pro dané funkce  $a(\cdot)$ ,  $b(\cdot)$  a  $c(\cdot)$  a parametry  $\theta$  a  $\phi$ . Pokud na hustotu pravděpodobnosti  $f_Y(y; \theta, \phi)$  pohlédneme jako na funkci parametrů  $\theta$  a  $\phi$ , tak mluvíme o věrohodnostní funkci proměnné  $Y$ , kterou značíme jako  $l(\theta, \phi; y)$ . Často se místo věrohodnostní funkce pracuje s jejím logaritmem. Mluvíme pak o logaritmické věrohodnostní funkci.

Odhady parametrů v případě zobecněných lineárních modelů provádíme na rozdíl od klasických modelů lineární regrese metodou maximální věrohodnosti. Podrobné zavedení zobecněného lineárního modelu najdeme ve specializované literatuře. Jednou ze základních knih věnovaných této problematice je práce 0.

Naší snahou je modelovat střední hodnotu  $ES = \mu_S$  náhodného vektoru  $S$  pomocí závislosti na řádkovém a sloupcovém indexu v run-off trojúhelníku. Tuto závislost budeme modelovat modelem dvojného třídění bez iterací za použití kovariát. Tato technika je jednou z metod používaných v analýze rozptylu a pro klasický model lineární regrese je popsána v 0. Vektor  $S$  musí přirozeně splňovat předpoklady kladené na vysvětlovanou proměnnou ve zobecněném lineárním modelu (viz. strana 36).

Pro modelování  $\mu_S = ES$  použijeme model dvojného třídění bez iterací ve tvaru

$$(2) \quad g(\mu_{S_{ij}}) = \mu + \alpha_i + \beta_j, \quad i, j = 1, \dots, I$$

s reparametrizačními podmínkami

$$\sum_i \alpha_i = \sum_j \beta_j = 0$$

Zkoumání reálných run-off trojúhelníků komplikuje skutečnost, že s několikakvartálním zpožděním je nahlášeno již jen velmi malé množství škod. Na základě rozdělení doby do nahlášení PU můžeme s předem danou pravděpodobností určit okamžik, od kterého již dochází k ukončení hlášení škod. Od tohoto okamžiku již příslušné řádky run-off trojúhelníku obsahují pouze nuly. V našem modelu budou tyto řádky ze zkoumání vynechány.



Jako velmi dobrý přístup k potlačení nulových škod z vyšších vývojových kvartálů se ukazuje omezit rozsah sloupcového indexu  $j$  ve vzorci (2) na nějaké předem dané číslo  $M < I$ .

Klíčovým místem při hledání kvalitního modelu je výběr vhodné linkovací funkce. Zpravidla se jedná o kanonickou linkovací funkci, ale v každém konkrétním případě je nutné zvážit, zda použití některé alternativní linkovací funkce nepovede ke kvalitnějšímu proložení zkoumaných dat a k lepším výsledkům.

Vektory parametrů  $\alpha = [\alpha_i], i = 1, \dots, I$  a  $\beta = [\beta_j], j = 1, \dots, M$  modelují lineární trendy v pojistných a vývojových kvartálech, které zavádíme pomocí aditivního přírůstku

$$g(\mu_{Sij}) - g(\mu_{S(i-1)j}), \text{ resp. } g(\mu_{Sij}) - g(\mu_{S(i-1)j}).$$

Jednotlivé složky obou vektorů můžeme ekonomicky interpretovat a na základě jejich odhadů můžeme určit, k čemu ve vlastněném pojistném kmeni dochází.

### Redukce počtu parametrů

Model (2) obsahuje  $2I+1$  (resp.  $2I-1$  nezávislých) odhadovaných parametrů a je vzhledem k maximálně  $I(I+1)/2$  pozorování silně přeparametrizovaný. Je tedy nutné vhodným způsobem zavést redukci počtu parametrů. Toho je možné docílit zavedením předpokladu lineárních trendů v pojistných a vývojových kvartálech. Redukce počtu parametrů je založena na předpokladu existence stejného trendu v několika po sobě následujících kvartálech. Vektor  $\alpha$  bude po reparametrizaci možné zkonstruovat pouze na základě vektoru  $a$ , který obsahuje menší množství parametrů (analogicky je možné uvažovat i o vektoru  $\beta$ ). Úkolem analýzy run-off schématu je identifikace okamžiků změn trendů a následný odhad parametrů potřebných pro konstrukci po částech lineárních trendů.

Reparametrizaci lze zavést na základě vztahu:

$$\alpha_k = \alpha_1 + (r_1 - 1)a_1 + (r_2 - r_1)a_1 + \dots + (r_s - r_{(s-1)})a_s, k = 1, \dots, I, \text{ kde } r_s = k$$

$\alpha_1$  je počáteční úroveň trendu,  $a_i$  je parametr modelující trend po  $i$ -té změně trendu,  $r_1, \dots, r_s$  jsou okamžiky změn trendu. Za nultou změnu trendu považujeme počátek pozorování. Za poslední změnu trendu považujeme poslední kvartál, v němž jsou zaznamenána pozorování. Rozdíl  $r_v - r_{(v-1)}$  udává délku období po  $v$ -té změně trendu, během něhož k žádné další změně trendu nedošlo. Zcela analogicky zavádíme redukci parametrů ve směru vývojových kvartálů.

Okamžiky změn trendu určujeme zejména analýzou reziduálních grafů a uplatněním informací získaných analýzou procesu generujícího PU.

### Postup při analýze run-off trojúhelníku pomocí GLM

Při vlastní analýze vyjdeme nejprve z modelu s kanonickou linkovací funkcí, který bude předpokládat pouze neměnné lineární trendy v pojistných a vývojových kvartálech. Po reparametrizaci bude model ve tvaru

$$(3) \quad g(\mu_{Sij}) = \mu + \alpha_1 + (i-1)a + \beta_1 + (j-1)b, \quad i = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, M$$

s reparametrizačními podmínkami



$$(4) \quad \sum_i \alpha_i = \alpha_1 + a \sum_i (i-1) = \sum_i \beta_i = \beta_1 + b \sum_i (j-1) = 0$$

Parametry modelu (3) odhadneme metodou maximální věrohodnosti a spočteme rezidua. Tato rezidua vykreslíme postupně proti indexu pojistných a vývojových kvartálů a indexu kvartálů placení. Pokud rezidua v některém směru vykazují nějaký zbytkový trend, je vhodné zavést dodatečný parametr, pomocí něhož budeme schopni modelovat příslušnou změnu trendu. Takto získáme nový model, který opět odhadneme a analyzujeme jeho rezidua. Stejným způsobem postupujeme tak dlouho, až se z reziduí odstraní všechny zbytkové trendy. Pokud se nám ani zavedením většího počtu dodatečných parametrů nedaří ze zkoumaných dat odstranit zbytkové trendy, nabízí se možnost přejít k jinému typu linkovací funkce a celý postup opakovat.

Zaváděním dodatečných regresních parametrů, které modelují identifikované změny trendů, získáváme nové modely pro  $\mu_S$ . Konstruujeme tak celé posloupnosti modelů, ve kterých platí, že původní modely jsou submodely modelů nových.

Cílem analýzy run-off trojúhelníku je najít vhodnou volbou linkovací funkce a použitím adekvátních regresorů nejlepší z množiny použitelných modelů. Nejjednodušším modelem by byl model s pouze jedním odhadovaným parametrem. Za předpokladu, že máme k dispozici  $n$  pozorování vysvětlované proměnné  $Y$ , lze zkonstruovat tzv. saturevaný model, který má  $n$  odhadovaných parametrů a přesně vysvětluje zkoumaná data. Jeho odhadované hodnoty se shodují s vektorem pozorovaných hodnot a mají nulovou variabilitu. Saturevaný model ale nemá dobré statistické vlastnosti a v praxi je třeba volit nějaký model, který se pohybuje někde mezi modelem saturevaným modelem a modelem s pouze jedním parametrem. Jedním z kritérií kvality modelu je deviance modelu, jež předpokládá, že neshoda modelu se zkoumanými daty je přímo úměrná dvojnásobku rozdílu logaritmicke věrohodnostní funkce zvoleného modelu a logaritmicke funkce saturevaného modelu. U každého konstruovaného modelu je možné na základě deviance testovat hypotézu o vhodnosti daného modelu. Je též možno zkoumat statistickou významnost jednotlivých regresních parametrů a v případě zamítnutí hypotézy o statistické významnosti přejít k submodelu s menším počtem regresorů.

Na závěr analýzy je vhodné testovat hypotézu o možnosti redukce výsledného modelu na některý z dílčích submodelů. Popis testování je popsán v 0.

### Závěr - příklad analýzy na simulovaných datech

Jako příklad použití modelu nám poslouží simulované portfolio, které vznikne dodržením následujících předpokladů:

- doby vzniku PU jsou generované Poissonovým procesem s konstantní intenzitou  $a = 6$ . Tento předpoklad znamená, že očekávaná střední doba mezi nahlášením dvou po sobě nahlášených PU je  $1/6$  časové jednotky (např. dne), tj. v průměru je hlášeno šest PU denně;
- doba do nahlášení PU, definovaná jako rozdíl okamžiku vzniku a okamžiku hlášení PU, má  $G(0,00759; 0,07409856)$ . Odpovídající střední hodnota dob do nahlášení škody je zhruba 10 dní;
- výše škody PU má  $G(0,00002621; 0,58433)$ . Odpovídající střední hodnota výše škody je přibližně 22 300 Kč.



Předpoklady byly na základě zkušeností autora voleny tak, aby výsledky byly názorné a dobře demonstrovaly vlastnosti použití zobecněného lineárního modelu. Zvolené předpoklady současně odpovídají reálné situaci v pojištění motorových vozidel (u malých pojišťoven působících na českém trhu).

Simulovány byly škody v pojistném kmeni starém pět let. Simulace byla opakovaná stokrát a průměrná IBNR rezerva byla ve výši 1 336 025 Kč. Jako zkoumaný run-off trojúhelník byl zvolen trojúhelník z první simulace. Jeho prvních 8 řádků obsahuje tabulka 2. Ostatní sloupečky tohoto trojúhelníku již obsahovaly samé nuly. Netučně vyznačené buňky odpovídají budoucím odhadovaným škodám.

**Tabulka č. 2: Simulovaný zkoumaný run-off trojúhelník**

<b>11151373</b>	<b>1029493</b>	<b>107054</b>	<b>59539</b>	<b>18166</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>
<b>9714656</b>	<b>365678</b>	<b>392983</b>	<b>155120</b>	<b>45550</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>
<b>11029204</b>	<b>825682</b>	<b>283885</b>	<b>28742</b>	<b>0</b>	<b>21626</b>	<b>0</b>	<b>0</b>
<b>11141467</b>	<b>589920</b>	<b>131058</b>	<b>45712</b>	<b>29939</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>
<b>12822301</b>	<b>695586</b>	<b>251611</b>	<b>44454</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>
<b>9903379</b>	<b>750306</b>	<b>115441</b>	<b>1144</b>	<b>0</b>	1764	0	0
<b>11875481</b>	<b>742966</b>	<b>137806</b>	<b>36524</b>	0	0	0	0
<b>11843272</b>	<b>803075</b>	<b>93934</b>	39866	0	1320	199	0
<b>11139543</b>	<b>722036</b>	3881	23226	0	0	0	0
<b>11652703</b>	829289	37415	73869	0	0	22307	0

Při vlastní analýze byla jako první použita linkovací funkce  $1/\mu$ . Tato funkce je kanonickou linkovací funkcí gama rozdělení. Základní model s linkovací funkcí  $1/\mu$  označme jako  $MB_{\text{recip}}$ . Jeho reziduální grafy obsahuje obrázek č. 2. Při použití logaritmické linkovací funkce na základní model (38) nebyl výpočet numericky stabilní.

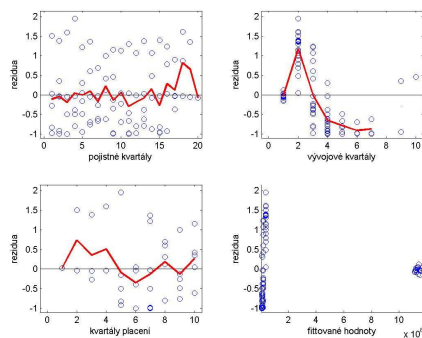
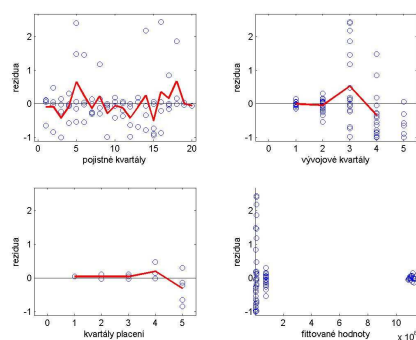
Rezidua modelu  $MB_{\text{recip}}$  vykazují ve směru pojistných kvartálů vysokou stabilitu. Neexistence jakéhokoliv trendu v tomto směru je důsledkem konstantní intenzity Poissonova procesu generujícího okamžiky vzniku PU.

Ve směru vývojových kvartálů je patrná výrazná změna trendu mezi prvním a druhým vývojovým kvartálem. Je třeba přistoupit k modelu  $M1_{\text{recip}}$ , který bude právě tuto změnu předpokládat. Model je tvaru

$$(5) \quad g(\mu_{s_{ij}}) = \begin{cases} \mu + \alpha_1 + (i-1)a + \beta_1 + (j-1)b_1, & i = 1, \dots, I, j = 1, 2 \\ \mu + \alpha_1 + (i-1)a + \beta_1 + b_1 + (j-1)b_2, & i = 1, \dots, I, j = 3, \dots, M \end{cases}$$

s reparametrizační podmínkou analogickou podmínce (4) a linkovací funkcí  $1/\mu$ .

Jeho reziduální grafy zobrazuje obrázek 3.

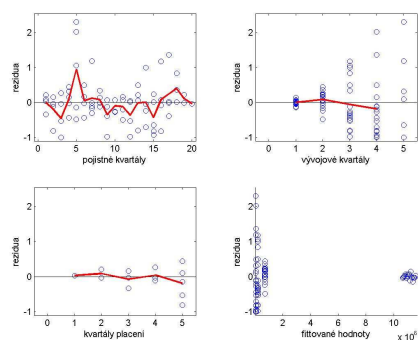
**Obrázek č. 2: Reziduální grafy základního modelu s linkovací funkcí  $1/\mu$ .****Obrázek č. 3: Reziduální grafy modelu předpokládajícího jednu změnu trendu ve vývojových kvartálech s linkovací funkcí  $1/\mu$ .**

Vidíme, že po zavedení dodatečného parametru došlo k odstranění zbytkového trendu ve směru vývojových kvartálů. Počet parametrů, které bude potřeba na odstranění trendů ve vývojových kvartálech, je určen vlastnostmi rozdělení doby do nahlášení PU. Zavádění dodatečných parametrů do modelu provádíme tak dlouho, dokud se nám nepodaří odstranit všechny zbytkové trendy. Je též možné použít nějakou alternativní linkovací funkci. Reziduální grafy modelu  $M1_{\log}$ , kde byla místo linkovací funkce  $1/\mu$  použita logaritmická linkovací funkce, obsahuje obrázek č. 4.. Rezidua opět žádné zbytkové trendy nevykazují. Graf reziduí vykreslený proti indexu vývojových kvartálů ovšem vykazuje značný nárůst variability. Porovnání výsledků modelů  $M1_{\log}$  a  $M1_{\text{recip}}$  obsahuje tabulka 3.

Tabulka č. 3: Srovnání výsledků modelů  $M1_{\text{recip}}$  a  $M1_{\text{log}}$ 

	$M1_{\text{recip}}$	$M1_{\text{log}}$
Odhad IBNR	1 374 879	1 221 456
deviace	73	65
$\chi_{0.95}(75)$	96,2167	96,2167
$\mu'$	0.00000990	12.42795961
$\alpha_1'$	0.00000000	0.04131092
$a'$	0.00000000	-0.00434852
$\beta_1'$	0.00000000	3.79436985
$b_1'$	0.00000118	-2.77237003
$b_2'$	0.00000739	-1.31372819

Obrázek č. 4: Reziduální grafy modelu předpokládajícího jednu změnu trendu ve vývojových kvartálech s logaritmickou linkovací funkcí.



Pro model  $M1_{\text{recip}}$  ani pro model  $M1_{\text{log}}$  nezamítáme hypotézu, že tyto modely jsou pro vysvětlovaná data vhodné. Na základě deviace modelu je též možné testovat hypotézu o možnosti redukce výsledného modelu na jeho submodel (v našem případě by se jednalo o redukci modelu  $M1_{\text{recip}}$ , resp.  $M1_{\text{log}}$  na základní model  $MB_{\text{recip}}$ , resp.  $MB_{\text{log}}$ ). Příslušná testovací statistika vyšla 67. Odpovídající 95% kvantil  $\chi^2(1)$  rozdělení má hodnotu 3,8415. V souladu s očekáváním tedy hypotézu o možnosti redukce modelu  $M1_{\text{recip}}$  na základní model  $MB$  zamítáme a při stanovení IBNR pro zkoumaný run-off trojúhelník bychom vycházeli z jeho výsledků. IBNR by se tedy stanovila ve výši 1 374 879 Kč.

#### Použitá literatura:

ANDĚL, J.: „Matematická statistika,“ SNTL/ALFA, Praha, 1978.

BARNETT, G., ZEHNWIRTH, B.: „Best Estimates for Reserves,“ In *Proceedings of the CAS*, ročník LXXXVII, číslo 166 a 167, 2000.

CIPRA, T.: „Pojistná matematika - Teorie a praxe,“ EKOPRESS, s. r. o., Praha, 1999.

DOPSON, J.: „An Introduction to Generalized Linear Models,“ Chapman and hall, 2002.



- DUPAČ, DUPAČOVÁ, : „*Markovovy procesy I.*“, Státní pedagogické nakladatelství, Praha, 1975.
- HRDLIČKOVÁ, Z.: „*Log-lineární modely s Poissonovskými proměnnými*“, Diplomová práce MU, 2002.
- MACK, T.: „Distribution-free Calculation of the Standard Error of Chain Ladder Reserve Estimates“, *ASTIN Bulletin*, ročník 23, č. 2, 1993.
- MANDL, P.: „*Pravděpodobnostní dynamické modely*“, Academia, Praha, 1985.
- McCULLAGH, P., NELDER, J. A.: „*Generalized Linear Models*“, Chapman and Hall, London, 1997.
- MICHÁLEK, J.: „Lineární a zobecněný lineární model“, In *Proceedings ANALÝZA DAT 2003/II*, Pardubice, 2004.
- OTÁHAL, M.: „Stanovování IBNR rezervy s využitím zobecněného lineárního modelu“, In *Sborník k XVII. letní škole biometriky*, Lednice, 2006.
- SMITH, G. K.: „Regression Analysis of Quantity data with exact zeroes“, In *Proceedings of the Second Australia-Japan Workshop on Stochastic Models in Engineering, Technology and Management*. Technology Management Centre, University of Queensland, 1996, p. 572-580.

## RESERVING PROCESS IN NON-LIFE INSURANCE BY GENERALIZED LINEAR MODEL

**Miroslav Otáhal**

Český statistický úřad, Na padesátém 81, 100 82 Praha 10, miroslav.(otahal@czso.cz)

**Abstrakt:** Předkládaný článek se zabývá aplikacemi zobecněného lineárního modelu v procesu stanovování IBNR rezervy v neživotním pojištění. Stručně popisuje úlohu pojišťovnictví v národním hospodářství, nastiňuje procesy, ke kterým dochází v neživotním pojištění, a plynule přechází k významu pojistných rezerv a k metodám jejich stanovování. Podrobně se věnuje aplikaci zobecněného lineárního modelu při analýze run-off trojúhelníku. Na závěr je celý postup stanovování IBNR rezervy demonstrován na příkladu se simulovanými daty.

**Klíčová slova:** neživotní pojištění, run-off trojúhelník, IBNR, zobecněný lineární model

**Abstract:** This paper deals with claims reserving in non-life insurance. The main focus is on IBNR (Incurred But Not Reported) reserve. A brief framework of mathematical model of non-life insurance is introduced. A derivation of the properties of run-off triangles is outlined. The most important part of the text is the application of generalized linear model to run-off triangle analysis. A short overview of its properties is provided and a special 2-way ANOVA model is illustrated. The whole procedure is presented on a simulated data example.

**Key words:** non-life insurance, run-off triangle, IBNR, generalized linear model



# PREHLAD VÝVOJA PROBLEMATIKY ČASOVEJ KONZISTENCIE EKONOMICKEJ POLITIKY<sup>1</sup>

Karol Szomolányi, Martin Lukáčik, Adriana Lukáčiková

## Úvod

Dôvody pre vznik a existenciu centrálnych bánk sú obsiahnuté v ich úlohe a cieľoch, ktoré majú v hospodárstve, a ktorými sú napríklad známe úlohy: emisia meny, správa štátnych rezerv, regulácia platobnej bilancie, bankový dohľad nad finančným trhom, ale najmä zabezpečenie stability meny a voľba správnej monetárnej politiky. A práve prehľad vývoja problematiky časovej konzistencie monetárnej politiky je predmetom našej práce. Zaoberáme sa ňou v širšom kontexte časovej konzistencie ekonomickej politiky, lebo monetárna politika nie je izolovanou v rámci jej pôsobenia na hospodárstvo. Túto oblasť považujeme v súčasnom období za jednu z kľúčových oblastí skúmania postavenia a možností centrálnej banky v ekonomike a chceme ňou doplniť a poukázať na posun, ku ktorému došlo od čias vzniku týchto inštitúcií.

Otázky ekonomickej politiky sú stavané do základnej pozície voľby politiky *raz a navždy* alebo voľby politických pravidiel. Problém pozitívnej politiky je, ako súkromný sektor odpovedá na alternatívne politické voľby tvorcov politiky. Problém normatívnej politiky je, ktorý konkrétny výber politiky dáva najlepší výsledok z hľadiska hypotetickej osvietenej spoločenskej autority s kritériami vo forme nejakej funkcie užitočnosti.

Takýto prístup neprislúcha realistickým rozhodnutiam ekonomickej politiky v praxi. V skutočnosti tvorba politiky je lepšie charakterizovaná ako spojený proces rozhodnutí, v ktorom tvorcovia politiky postupne stanovujú a revidujú nástroje politiky. Takýmto rozhodnutiam hovoríme, že sú *postupne racionálne*. Navyše politici sú skôr ľudia ovplyvnení politickou klímou spoločnosti – ich rozhodnutia sú determinované politickými ambíciami a zodpovednosťami – ako osvietené spoločenské autority.

Ak vezmeme do úvahy uvedené aspekty skutočnej tvorby politiky, ďalší logický krok je zájsť ďalej, a uvažovať o pozitívnej politike nie ako o exogénnej množine parametrov, ale ako o rovnovážnom dôsledku procesu tvorby politiky. Takýto rozsah mení aj pohľad na normatívne analýzy: ak rovnovážna politika závisí od inštitúcií v procese tvorby politiky, niektoré inštitúcie sú viac prospešné z pohľadu spoločnosti ako iné.

Na tejto všeobecnej úrovni existuje stále sa zväčšujúce množstvo vedeckých prác, ktoré možno charakterizovať ako rozšírenie tradičného pohľadu o uvedenú filozofiu. Proces tvorby politiky možno charakterizovať ako riešenie úlohy tvorca politiky, ktorý maximalizuje blaho spoločnosti vzhľadom na štruktúru ekonomiky. Čo robí analýzy bohatšie je ohraničenie uvedenej úlohy o ďalšie podmienky charakterizujúce *pohnútky* a *sklony* tvorca politiky (*tendenčné ohraničenia*), ktoré odrážajú špecifickú povahu procesu tvorby politiky.

---

<sup>1</sup> Práca vznikla v rámci projektu VEGA 1/4652/07 – Analýza aktuálnych problémov vývoja slovenskej ekonomiky pred vstupom do Európskej menovej únie – ekonometrický prístup.

Predmetom nášho záujmu je prezentácia prác, v ktorých dodatočné podmienky vyplývajú z povahy prostredia tvorby politiky ako postupného procesu, v ktorom politik má možnosť zmeniť vlastné politické plány, alebo ohlásené pravidlá politiky. Ak raz účastníci súkromného sektora zistia, že vláda disponuje týmto „stupňom voľnosti“, môže sa zmeniť povaha ich správania spôsobom, že uvedený *sklon* tvorcu politiky k zmenám vlastnej politiky budú očakávať. Persson a Tabellini [52] nazývajú takýto problém ako problém *dôveryhodnosti* vlády, vo vedeckých statiach označovaný aj ako problém *časovej (ne)konzistencie* politiky<sup>1</sup>.

Naša práca sa zaoberá historickým vývojom teoretických poznatkov a diskusií vo svetovej vedeckej literatúre týkajúcej sa problému časovej konzistencie ekonomickej politiky a v rámci nej aj monetárnej politiky. Uvedené práce možno roztriediť do piatich sekcií, problém dôveryhodnosti, reputácie, delegovaní a štruktúry verejných financií. My tieto okruhy rozšírime o okruh, ktorý nazveme Markovova udržateľná rovnováha.

Uvažujme o tvorcovi politiky, ktorý má ambíciu skonštruovať pravidlo optimálnej politiky v období  $t$ . Maximalizuje funkciu užitočnosti vzhľadom na požiadavku rovnováhy v súkromnom sektore (*konkurenčnej rovnováhy*). Dôležitá úvaha pri voľbe takejto politiky pre nejaké budúce obdobie  $t + s$  vyplýva z otázky: ako očakávaná politika v období  $t + s$  vplýva na rozhodnutia súkromného sektora v časovom intervale  $(t, t + s)$ .

Teraz sa zamyslíme nad rozhodovaním tvorcu politiky v období  $t + s$ . Bude politika, ktorá v úlohe bez dodatočných podmienok bola v období  $t$  optimálna, optimálnou v rovnako formulovanej úlohe v období  $t + s$ ? Odpoveď je nie. Je to preto, že rozhodnutia súkromného sektora v obdobiach medzi  $t$  a  $t + s$  sú už minulosťou v období  $t + s$ , takže politika ich nemôže ovplyvniť. Inými slovami, tvorca politiky čelí iným ohraničeniam ex post, ako čelil ex ante a to spôsobuje, že uprednostňuje inú politiku: originálny plán je časovo nekonzistentný.

Napriek tomu môže existovať prostredie, kde nie je prítomný problém časovej konzistencie. Predpokladajme, že tvorca politiky má akýsi *záväzok* neodkloniť sa od pôvodnej politiky. Podľa uvedenej koncepcii dokáže ovplyvniť správanie tvorcu politiky v období  $t + s$  a problém časovej konzistencie je irelevantný. Rozlišujeme medzi prostredím, v ktorom tvorca politiky má *záväzok*, *prostredie so záväzkom* a *prostredím bez záväzku*. Tvorcovia politiky majú zriedka podobný záväzok. V tomto rámci súkromný sektor očakáva budúce sklony tvorcu politiky zmeniť politické rozhodnutia.

Tvorca politiky, ktorý má voľnosť postupne revidovať svoju politiku, teda čelí aj dodatočným ohraničeniam, vplývajúcich z budúcich pohnútok a tendencií v období  $t$  a jeho úloha je, aby skutočná a očakávaná politika v období  $t + s$  bola optimálna. Iba takáto politika bude pre dopredu hľadiaci súkromný sektor s racionálnymi očakávaniami dôveryhodná. Politiky nezohľadňujúce tendenčné ohraničenia sú dlhodobo charakterizované ako nerovnovážne a sú nedôveryhodné.

<sup>1</sup> Poznamenávame, že ako prvý definoval pojem problém časovej konzistencie Strotz [61]. Časová inkonzistencia politiky v Strotzovom poňatí vyplýva zo zmien preferencií a nie z prítomnosti dodatočných podmienok.



Skôr než sa budeme venovať prácam publikovaných v tejto oblasti, vysvetlíme ďalšie pojmy. V ekonomike pôsobia *účastníci ekonomiky*, ktorí tvoria dva *sektory*: *verejný* a *súkromný*. Za verejný sektor rozhodujú *tvorcovia politiky* a to buď *fiskálni*, alebo *monetárni*. V ďalšom texte ich môžeme nazývať aj *politické authority*, resp. fiskálne a monetárne authority. Inštitúcia, v ktorej pôsobí monetárna autorita, alebo monetárny tvorca politiky je *centrálna banka*. Netradične, *vládu* nebudeme nazývať, ako je v slovenskej literatúre zaužívané, inštitúciou pôsobnosti fiskálnej politickej authority, ale vládu definujeme v širšom zmysle slova ako verejný sektor. Vládny dlh v našom poňatí napríklad je verejný dlh. Jednotlivcov v súkromnom sektore môžeme nazývať pojmom *súkromný účastník*, alebo aj *spotrebiteľ*. Táto rôznorodosť pojmov vyplýva zo snahy zachovať autentickú pojmológiu jednotlivých autorov.

### 1. Problém dôveryhodnosti

Najcitovanejšia práca zaoberajúca sa problémom časovej konzistencie je od Kydlanda a Prescottta [40], vďaka ktorému dostali v roku 2004 cenu Švédskej banky na pamiatku Alfréda Nobela za ekonómiu. Ich teória je odrazovým mostíkom pre ďalšie práce v niekoľkých bodoch. Predovšetkým jasne definuje problém časovej konzistencie a jej nepriaznivé dôsledky. Obsahuje aj niekoľko príkladov. Jeden z príkladov sa zaoberá riadením agregátneho dopytu. Politik s dobre špecifikovanými preferenciami o inflácii a nezamestnanosti riadi infláciu ovplyvňovaním agregátneho dopytu. Miera nezamestnanosti je daná Philipsovou krivkou rozšírenou o očakávania, v ktorej prekvapujúca inflácia generuje nezamestnanosť pod prirodzenou mierou, lebo ceny a mzdy sú stanovené ešte pred tým, ako vláda ovplyvní agregátny dopyt. Keďže ale v ekonomike nie je neurčitnosť a súkromný sektor má racionálne očakávania, rovnovážna nezamestnanosť sa vždy rovná prirodzenej. Výsledkom je, že ak politik chce bojovať ovplyvňovaním agregátneho dopytu proti nezamestnanosti, spôsobí vyššiu infláciu, ale nezmenenú mieru nezamestnanosti.

Problémom dynamického optimálneho zdanenia kapitálu sa zaoberal Fischer [30]. Predpokladajme, že vláda má príjmové požiadavky v každom období, ktoré naplňuje proporcionálnymi daňami, jedna z ktorých je daň z kapitálu. Vláda nevyužíva paušálne dane. Súkromný sektor sa rozhoduje, koľko z prostriedkov ušetrí a koľko spotrebuje. Keďže očakáva, že vláda zdanením kapitálu môže znížiť ostatné sadzby daní a tým zvýšiť preferencie spoločnosti, rozhodne sa ušetriť iba málo. Zdanenie kapitálu potom spôsobí malé príjmy vlády a vyššie ostatné dane. Fischer využíva model s dvoma obdobiami s daňou práce a kapitálu. Predpokladá, že vláda volí daňové sadzby, aby maximalizovala blaho reprezentatívneho účastníka ekonomiky a teda problémy s časovou konzistenciou nemajú nič spoločné s nezhodami tvorca politiky a súkromného účastníka.

Podobný problém dôveryhodnosti nastane pri expanzívnej monetárnej politike. Pre vládu sa môže stať atraktívne získať zdroje od súkromného sektora vo forme okamžitého neočakávaného zvýšenia cenovej hladiny využitím monetárnych nástrojov. Uvedený problém spracoval Calvo [12] využitím modelu s dokonalými očakávaniami, s nekonečným horizontom období. Rovnako ako Fischer, predpokladá, že vláda maximalizuje blaho reprezentatívneho spotrebiteľa, a kým Fischerov prostriedok bola daň z kapitálu, Calvovým je „*efektívna inflačná daň*“. Bez paušálnej dani spotrebiteľ očakáva uvedené sklony vlády a zvyšuje svoje inflačné očakávania. Výsledok je



dynamická nekonzistencia politiky, vyššia inflácia, ale nezmenená hodnota funkcie užitočnosti vlády.

Možno konštatovať, že horeuvedení autori vo svojich prácach poukazujú na to, že v prostredí bez záväzku sa politika môže dostať do vážnych problémov dôveryhodnosti, pretože súkromný sektor odhalí sklony tvorcov politiky odkloniť sa od pôvodnej politiky. Tento záver ale nie je v konfrontácii s realitou zrejмый: Je známych mnoho prípadov vysokej inflácie a niekedy vysokej dane z majetku takáto situácia však nevzniká vo všetkých ekonomikách a v každom období. Napriek tomu uvedené state demonštrujú, že nedostatok dôveryhodnosti je spoločná črta v mnoho fiskálnych a monetárnych problémoch.

Ak je to tak, dôvodom prečo existujú krajiny s relatívne nízkou infláciou a nízkymi daňovými sadzbami z majetku musí byť, že majú schopnosť vyvinúť mechanizmy, vďaka ktorým nie je potrebné sformulovať tendenčné podmienky a problém dôveryhodnosti má nízky význam. Potom je zaujímavé exaktne študovať, aké tie mechanizmy sú, hlavne preto, že – ako to vyplýva z pozorovania – efektívnosť týchto mechanizmov sa zdá byť rôzna v rôznych krajinách a v rôznom čase.

Rovnakou logikou sa vyvíjali aj teoretické poznatky, v ktoré sa zaoberajú množstvom pohľadov na problém so spoločným cieľom: aká žiaduca politika môže byť udržateľná v prítomnosti trvalého problému dôveryhodnosti.

Jeden z dôvodov, prečo uvedené varovania problému makroekonomickej politiky mohli byť prehnané je, že táto politika je spojitý proces. To znamená, že tvorca politiky je v opakovanom vzájomnom vzťahu so súkromným sektorom a možno s inými tvorcami politiky. Jediní, ktorí spozorujú povedzme vysokú infláciu alebo vysoké dane z majetkov dnes, môžu očakávať podobnú politiku v budúcnosti. Keď prispôbia jej charakteristiky do svojich očakávaní, výsledok budúcej makroekonomickej politiky môže byť žalostný. Tvorca politiky čelí potrebe zmeniť pohľad na politiku ako prostriedok, ktorý prinesie nielen okamžitý prínos – podobne, ako je uvedené v predchádzajúcich príspevkoch – ale aj budúce náklady. Tieto budúce náklady pomáhajú politikom dosiahnuť dôveryhodnosť.

V súčasnosti existuje veľké množstvo publikovaných prác, štúdií, ktoré sa odvolávajú na takéto myšlienky ako na teóriu *hrozby trestu* a *reputácie* v makroekonomickej politike. Teórie vychádzajú z posledných poznatkov z teórie hier a teórie priemyselných organizácií. Súčasťou štúdií je monetárna aj fiskálna politika.

## 2. Hrozba trestu

Podľa teórie možno udržať nízku infláciu, ak všetci účastníci ekonomiky veria, že súkromný sektor „potrestá“ tvorca politiky svojimi čakávaniami, ak sa odkloní od pôvodných politických plánov.

Prvými autormi, ktorí sa vo svojej práci zaoberali problémom hrozby trestu v monetárnej politike boli Barro a Gordon [9]. Pre svoju analýzu naformulovali jednoduchý model monetárnej politiky. Zjednodušená parametrická verzia Kydlandovho a Prescottovho [40] príkladu inflačného odklonu im dovolila odvodiť jednoduché riešenia pre hru medzi tvorcom politiky a súkromným sektorom s jedným krokom v ľubovoľne danom období: konkrétne krátkodobá optimálna miera inflácie je



konštanta, ktorá závisí negatívne na (relatívnej) váhe, ktorú tvorca politiky prisudzuje inflácii v jeho funkcii užitočnosti. Jednoduché algebraické riešenia sú vhodné, keďže monetárny politik je vo vzťahu so súkromným sektorom v neurčitom horizonte období. Tvorca politiky má úlohu minimalizovať súčasnú diskontovanú hodnotu jeho funkcie straty v každom období v celom horizonte.

V modeli nie je prítomná dynamika – chýbajú ekonomické stavové premenné – takže analýzy sa môžu realizovať pomocou opakovaných hier. Barro a Gordon predpokladajú, že kedykoľvek súkromný sektor spozoruje, že skutočná miera inflácie sa líši od očakávanej, očakáva že politici budú istý čas v budúcnosti ďalej konať iba v zhode s ich krátkodobými sklonmi.<sup>2</sup> Tvorca politiky má okamžitý úžitok z neočakávaného zvýšenia miery inflácie, ten ale je konfrontovaný s cenou vyššej očakávanej a skutočnej inflácie v budúcnosti. Táto budúca cena pomáha zmierniť krátkodobé dodatočné podmienky tak, že rovnováha s nízkym inflačným odklonom môže byť udržateľná. Rozsah vierohodnej inflačnej miery závisí na tom, akou váhou tvorca politiky diskontuje budúcnosť a ako dlho trvá zvrät k vysokým inflačným očakávaniam.

Existuje obrovské množstvo prác zaoberajúcich sa hrozbou trestu v monetárnej politike. Podobných prác v oblasti fiskálnej politiky je menej. Jedno z vysvetlení, prečo je to tak, je technického charakteru: vierohodné modely fiskálnej politiky – minimálne ak v nich je zahrnuté zdanenie majetku v ľubovoľnej forme – musia byť formulované dynamicky. Nájsť riešenie takého modelu obohateného o tendenčné podmienky analyticky je nesmierne náročné. Tendenčné podmienky spôsobujú vzájomné vzťahy medzi stavovými veličinami a strategickými stimulmi hráčov. Práce Chariho, Kehoeho a Prescottta [24] a Chariho a Kehoeho [21] vychádzajú z Fischerovho modelu kapitálového zdanenia a [22] zas z Lucasovo a Stokeyho [41] modelu časovo konzistentnej reštrukturalizácie dlhu. Ich závery sú podobné, ako závery Barra a Gordona, pri dostatočne vysokom diskontnom faktore, rovnováha v prostredí bez záväzku je udržateľná.

Podobne ako Chari a Kehoe, aj Kotlikoff, Persson a Svensson [39] študovali Fischerov model zdanenia kapitálu s niekoľkými obdobiami. Model je obohatený o generačnú štruktúru súkromného sektora, kde každá generácia čelí vlastnému problému kapitálového zdanenia. Spomenuté analytické problémy autori vyriešili predpokladom linearity. Autori ukázali, že spoločenská zhoda medzi generáciami spôsobuje, že v spoločnosti sú nízke dane z majetku a transfery prostriedkov smerom od mladých generácií k starším. Stratégie, ktoré spôsobujú udržateľnú rovnováhu sú podobné spúšťacím stratégiám v príspevku Barra a Gordona a v ďalšej literatúre monetárnej politiky.

Medzinárodné krízy vyvolané vysokým verejným dlhom v osemdesiatych rokoch stimulovali k vzniku značnému množstvu vedeckých statí, zaoberajúcich sa verejným dlhom. Ako sme už poznamenali, problém ktorému čelí vláda s vysokým verejným dlhom je podobný s problémom zdaňovania kapitálu. Niektorí autori argumentujú, že hrozba trestu pravdepodobne hrá kľúčovú rolu pri rozhodnutiach zadĺženej krajiny uznať, alebo neuznať svoj dlh. Dôležitá je skutočnosť, že krajina nemá prístup na medzinárodné dlhové trhy, po rozhodnutí jej výkonnej moci nesplatiť dlh.

<sup>2</sup> Formálne toto pravidlo revidujúcich inflačných očakávaní je presne ako predpoklad „spúšťacej stratégie“ v opakovaných hrách, ktorú prvý predstavil Friedman [31].



Bulow a Rogoff [11] popreli túto myšlienku. Ukázali, že hrozba zamietnutia na medzinárodné dlhové trhy dlžníka, ktorý nesplatí svoje záväzky nie je dostatočná na to, aby sa k tomu neodhodlal v prípade, ak krajine zostane možnosť investovať v zahraničí. Ukázali, že zásadne vždy sa nájde štát vo svete, ktorého splátky sú tak vysoké, že uprednostní ich nesplatenie a investuje prostriedky do málo rizikových aktív v zahraničí. Bulow a Rogoff ukázali, že jediný spôsob, akým môžu veritelia dlžníckej krajiny získať svoje splátky je hrozba priamych zákonných sankcií v prípade nesplatenia.

Charakteristickou črtou teórie hrozby trestu, je že pripúšťa viac rovnovážnych riešení a teda teória, ako ukázali Stokey [60], či Ireland [34] a [35], má slabú vypovedaciu schopnosť v pozitívnej teórii monetárnej politiky a inflácie. Každá z možných rovnováh vyžaduje, že súkromný sektor koná koordinovane pri tvorbe stratégie revidovania inflačných očakávaní, ak tvorca politiky odkloní infláciu od očakávaní. Teória definuje hodnotu udržania nízkej inflácie, už nehovorí ale nič o tom, ako reputáciu získať. Tieto problematické črty nie sú pripisované zjednodušujúcim predpokladom teórie, ale vlastnostiam modelov opakovaných hier s úplnými informáciami s neurčeným horizontom.

Ireland [35] ponúka normatívny pohľad a považuje viacnásobnosť rovnováh za problém pre modely časovo konzistentných monetárnych politík. Tento problém pramení z predpokladu racionálnych očakávaní spotrebiteľov, ktorý je náležitý podľa literatúry zaoberajúcej sa časovou konzistenciou Kydlandom a Prescottom [40] počnúc. V reputačných modeloch časovej konzistencie monetárnej politiky však inflačné očakávania nemusia byť primerané. V modeli spúšťacej stratégie Barra a Gordona napríklad predpoklad racionálnych očakávaní dovoľuje vyššie inflačné očakávania nielen, keď monetárna autorita prekvapí spotrebiteľov nadmerným zvýšením cien, ale aj keď ich prekvapí pokusom znížiť infláciu; takto formulované racionálne očakávania nedávajú priestor monetárnej autorite znížiť inflačné očakávania prijatím a budovaním dôveryhodnosti pre antiinflačný program.

Preto Ireland vytvoril tri predpoklady racionálnych očakávaní. Po prvé, jeho analýzy vyžadujú spoločný vývoj očakávanej a skutočnej inflácie, inflačné očakávania môžu rásť, ak sa monetárna autorita pokúša o prekvapivú infláciu, ale musia sa uvoľňovať ak sa monetárna autorita pokúša znížiť infláciu. Po druhé, analýzy vyžadujú, aby očakávaná miera inflácie konvergovala ku skutočnej miere, čo poskytne monetárnej autorite udržať infláciu konštantnú na dostatočne dlhý čas. Tieto dva predpoklady dovoľia monetárnej autorite vybudovať si dôveryhodnosť protiinflačnej politiky. Po tretie, analýzy vyžadujú, aby inflačné očakávania boli spojitou diferencovateľnou funkciou minulých mier inflácie. Rogoff [57] ukázal, že ohraničením, podľa ktorého očakávaná inflácia môže reflektovať zmeny skutočnej inflácie môže eliminovať viacnásobnosť rovnováh v modeloch časovej konzistencie monetárnej politiky. Ireland odvodil podmienky, ktoré zaručia jediný rovnovážny rast v modeli charakterizovaný konštantnou defláciou obhajovanou Friedmanom [32]. Uviedol pár numerických príkladov, v ktorých ukázal, že ak ekonomika začína v odlišnom, ako ustálenom raste s kladnou infláciou, monetárna autorita môže úspešne realizovať antiinflačný program, podľa ktorého monetárna politika je ultimatívne daná Friedmanovým pravidlom. V oboch prípadoch však produkcia aj zamestnanosť krátkodobo klesnú, kým si monetárna autorita buduje dôveryhodnosť; v druhom prípade monetárna autorita túto krátkodobu ujmu vyrovnáva postupným znižovaním inflácie.



Chari a Kehoe v už spomínanej práci [22] využili Markovovú rovnováhu. Hlavný dôvod, prečo sa množstvo literatúry zaoberá Markovovou rovnováhou je, ako píše Klein a Ríos-Rull [38], že Markovove ohraničenia politických stratégií ponúkajú vylepšený pohľad na problém tvorby politiky. Markovove ohraničenia totiž umožňujú výber rovnováh, ktoré kladú najmenšie požiadavky na schopnosti spotrebiteľov spracovať informáciu. Model Markovovej úlohy je zjednodušený, pretože v takomto rámci sa spotrebiteľ nezaujíma o históriu minulých rozhodnutí. Takýto pohľad viac korešponduje s reálnym vnímaním sveta spotrebiteľa v zmysle „čo sa stalo, stalo sa“. Filozofii spúšťacích stratégií čelia zas vlády. V dnešnom ekonomickom prostredí, väčšina vlád zohľadňuje hrozbu spustenia budúcich inflačných odklonov. Postupnosti vlád čelia rovnakým cieľom. Jediný dôvod k odklonu je efekt sklonov k zmene politiky. Abstrahuje sa potom od možnosti odklonu motivovaného potrestaním minulých vlád súčasnou vládou.

Ak má hrozba trestu takú silu, aká je vážnosť problému časovej konzistencie? Túto otázku si kládli Albanesi, Chari a Christiano [2]. Analyzovali dva modely. Spotrebiteľia, na rozdiel od modelu Lucasa a Stokeyho [41], financujú svoj dopyt po tovaroch zvyšujúcimi peniazmi z predchádzajúceho obdobia. V prvom modeli nadmerný rast peňazí zapríčiňuje zvýšenie cien a nižšiu spotrebu. Takýto mechanizmus zabezpečuje zníženie blaha, ak sa zvýši miera rastu peňazí. Monetárna autorita sa rozhoduje medzi úžitkom zvyšovania produkcie a ujmou zapríčinenou nižšou spotrebou. Trocha prekvapujúci výsledok je, že existuje veľká podmnožina hodnôt parametrov, keď ujma z inflácie dominuje úžitkom a teda pre tieto hodnoty politika je časovo konzistentná. V ďalšom modeli zvýšenie miery rastu peňazí stimuluje zamestnanosť znižovaním úrokovkej miery. Výsledok je, že neexistuje rovnováha, pri ktorej je úroková miera kladná. Ak úroková miera sa rovná práve nule, rast peňazí je optimálny. Jediná Markovova rovnováha v modeli má nulovú úrokovú mieru a teda zas nie je problém časovej konzistencie a inflačný odklon. Autori uvádzajú, že existuje trieda modelov, pri ktorých problém časovej konzistencie je relevantný a výsledok je vysoká a volatilná inflácia. Jeden z kritických faktorov, či v modeli je alebo nie je prítomný problém časovej konzistencie závisí podľa nich od spôsobu modelovania dopytu po peniazoch. Svoju štúdiu uzatvárajú poznamenaním, že výskum problému časovej konzistencie ešte nedospel tak ďaleko, aby sme boli schopní identifikovať všetky takéto kritické faktory.

### 3. Reputácia

Úradníci centrálnych bánk a vlád sa v úradoch sriedajú, takže súkromný sektor nie vždy rozpozná, aký typ tvorca politiky zaujme rozhodovaciu pozíciu. Je preto zaujímavé študovať tvorbu politiky, keď súkromný sektor nemá úplné informácie o preferenciách tvorca politiky a o jeho schopnosti zaviazat' vlastné konanie, a namiesto toho sa snaží vypozerovať správanie tvorca politiky. Barro [7]<sup>1</sup> študoval hry s nestrategickým súkromným sektorom, podobným spôsobom ako Barro s Gordonom, ale s neurčeným horizontom. Jedinci sú presvedčení, že existujú dva druhy tvorcov politiky: slabý, ktorý má sklon neočakávane zvýšiť ceny, ako v predchádzajúcich príspevkoch a silný, ktorý sa snaží o stabilné ceny. Barro charakterizoval silného tvorca politiky tým, že má prístup k technológii spätnej väzby. Ukázal, že novozvolený slabý politik môže mať silné sklony udržať ceny stabilné, aby dosiahol reputáciu silného

<sup>1</sup> Romer [58] uvádza za obhajcov reputácie aj Backusa a Driffilla [6].



politika. Súkromný sektor racionálne očakáva takúto tvorbu reputácie, takže namiesto neurčitosti vyplývajúcej z nedostatku informácií o súčasnom úradníkovi racionálne očakávajú, že výsledkom rovnováhy bude aspoň istý čas nulová inflácia. Dĺžka takého času závisí od dĺžky volebného obdobia, ale ku koncu obdobia sa prejaví skutočná charakteristika tvorcu politiky, ktorá sa na ekonomike prejaví buď prekvapivou infláciou a expanziou (v prípade slabého politika) alebo prekvapivou defláciou (v prípade silného politika) a depresiou. Barro sa týmto modelom pokúsil riešiť niektoré uvedené problematické črty z modelu Barra a Gordona.

Teórie hrozby trestu a reputácie v monetárnej a fiskálnej politike poskytujú dôležité nové poznatky. Demonštrujú, ako dobré výsledky politiky môžu byť udržateľné v rovnováhe napriek vážnym problémom dôveryhodnosti, ak pri tvorbe politiky je prítomná obava hrozieb, ktoré môže spustiť problémy využitím prekvapivej prítomnej politiky. Avšak táto myšlienka nie je bez problémov.

Nejde iba o problémy, ktoré sa objavili v súvislosti s príspevkom Barra a Gordona. Teórie neuvažujú o ekonomických inštitúciách. Môže sa to zdať ako výhoda, keďže výsledky môžu byť všeobecne využiteľné. Ale bez modelovania inštitúcií je ťažké pristúpiť k vysvetleniu pozorovateľných rozdielov vo výsledkoch v politike v rôznych krajinách a v rôznom čase. Absencia inštitúcií je problematická tiež z pohľadu normatívnej otázky, do akej miery možno vylepšiť neblahé politické výsledky. Ako vieme z práce Bulowa a Rogoffa [11], inštitučné detaily v ekonomickom prostredí môžu mať dôležitý vplyv na motívy tvorcov politiky. Preto by mali byť jasne formulované inštitúcie tvorby politiky, ktoré formujú tieto motívy. Modely, ktoré zahrňujú zobrazenie inštitúcií do politických rozhodnutí sú nutné pre normatívnu teóriu tvorby inštitúcií.

#### 4. Delegovanie a monetárne únie

Doteraz spomenuté state (okrem príspevku Bulowa a Rogoffa) abstrahujú od exogénnej neurčitosti. Nie je to vždy vhodné zjednodušenie, keďže sa dá očakávať, že exogénne šoky majú vplyv na dodatočné sklony k prekvapeniam netriviálnym spôsobom. Ak hry monetárnej politiky, predstavené Kydlandom a Prescottom, Barrom a Gordonom a Barrom, sú odvodené od Phillipsovej krivky založenej na cenových a mzdových zmluvách na dobu jedného obdobia, potom monetárna politika potenciálne hrá rolu pri stabilizovaní ekonomiky, ktorá podlieha exogénnym šokom, tak ako to ukázal Fischer [30]. Podobne, ak existujú dočasné šoky v požiadavkách na verejné príjmy, vláda reaguje zmenou daní z majetku.

Z nášho pohľadu nie je rozdiel medzi tvorcom politiky a inštitúciou, ktorá tvorí politiku, rovnako, ako nie je rozdiel medzi vládou a spoločnosťou. Vo väčšine krajín západných demokracií procesy tvorby a vykonávania rozhodnutí v monetárnej a fiskálnej politike zahrňujú niekoľko vrstiev *delegovania*. Fakt, že väčšina krajín delegovala exekúciu – a niekedy aj rozhodovací proces – monetárnej politiky centrálnej banke zasluhuje pozornosť.

Tento druh delegovania je zaujímavý vzhľadom na spomenuté problémy dôveryhodnosti v monetárnej politike. Z iných odvetví ekonómie vieme, že delegovanie môže spôsobiť stimuly odklonu od tendenčných ohraničení pri riešení niektorých strategických otázok. Zamestnanci môžu dosiahnuť vysoké mzdy delegovaním jednaní



s vlastnou firmou na nekompromisných odborárskych šéfov. Rovnako ziskuchtiví majitelia firmy zapojenej v oligopolistickej súťaži môžu dosiahnuť vyššie zisky delegovaním rozhodnutí o tvorbe cien a veľkosti produkcie firmy na manažerov, ktorí nie sú zmluvne viazaní maximalizovať zisky, ale dosiahnuť vysoký predaj, alebo veľký podiel na trhu.

Rogoffa [56] načrtnol príklad delegovania v monetárnej politike. Rogoff naformuloval jednoduchý makroekonomický model podobný s Kydlandovým a Prescottovým redukovaným príkladom inflačného odklonu. Do modelu pridal exogénne ponukové šoky, takže monetárna politika môže mať stabilizujúci charakter (existujú tiež dopytové šoky, ale tie nie sú pre účely modelu dôležité).

Dôležitý záver je, že pre spoločnosť je lepšie menovať do centrálnej banky „konzervatívneho úradníka“, ktorý dáva väčšiu váhu na infláciu (v porovnaní s nezamestnanosťou) v jeho funkcii straty, ako je skutočná váha vlády. Taký tvorca politiky v porovnaní s vládou podceňuje inflačné prekvapenia, ktoré nevyhovujú tendenčným podmienkam. Ale menovanie niekoho, kto sa zaujíma iba o výslednú infláciu – silný politik v terminológii Barra – by zašlo príďaleko, keďže by sa monetárna politika nemohla využiť na stabilizáciu ponukových šokov, ktoré sú v modeli nákladné. Správny úradník preto vyváži dôveryhodnosť a flexibilitu. Poznnamenávame, že tento druh delegovania vyžaduje istý stupeň nezávislosti centrálnej banky. Ak úradník, centrálnej banky nemá dosah na rozhodnutia monetárnej politiky, jeho politické preferencie sú samozrejme irelevantné.

Aj keď osobné vlastnosti guvernéra centrálnej banky sú dôležité, poznatky z predchádzajúceho odstavca by sa nemali interpretovať presne v uvedenom kontexte. Podstatné je, aby centrálna banka pri tvorbe politiky precenila boj s infláciou. Rogoff zdôraznil nutnosť cielenia inflácie a legislatívne zakotvených pravidiel monetárnej politiky stabilnej cenovej hladiny.

Veľa krajín z času na čas viažu výmenný kurz ich meny na vzácne kovy, na tvrdšiu menu, alebo na kôš viac mien. Toto je považované za dôveryhodnú monetárnu politiku nízkej inflácie. Ale ak je takáto väzba meny prijatá *jednostranne*, stabilný výmenný kurz je v skutočnosti len jeden z niekoľkých možných cieľov. Výmenný kurz má niektoré zvláštne vlastnosti. Jeho vývoj je ľahko pozorovateľný a súkromný sektor rýchlo spozoruje, ak centrálna banka poruší svoj sľub. Ale nepoznáme presvedčivé dôvody, prečo by mala byť efektívna metóda dosiahnutia dôveryhodnosti cielením výmenného kurzu.

Ak však je výmenný kurz viazaný po *viacstrannej* dohode, situácia je potenciálne iná. Predpokladajme, že domáca centrálna banka nesmie meniť paritu kúpnej sily jednostranne, ale každá zmena parity musí byť predmetom dohody s inými monetárnymi autoritami. Potom ostatné centrálny banky sa postavia proti devalvovaniu domácej meny s účelom dosiahnutia konkurencieschopnosti krajiny; čo je zisk pre jednu krajinu je strata pre iné. Toto robí inflačnú politiku v prostredí viacstrannej dohody centrálnych bánk o vzájomných výmenných kurzoch zložitejšou. Odovzdaním kontroly nad výmenným kurzom, centrálna banka môže opustiť svoje dodatočné podmienky a znížiť svoju dôveryhodnosť v inflačnej politike. Kritický bod je akt delegovania monetárnej politiky.



Giavazzi a Pagano [33] skúmali Európsky Menový Systém (EMS, dnes Európska Menová Únia) z uvedeného hľadiska. Študovali spojitú nastavbu modelu Barra a Gordona, v ktorom objektívna funkcia centrálnej banky je determinovaná nielen infláciou a prekvapivou infláciou, ale aj reálnym výmenným kurzom (konkurencieschopnosťou) voči iným členom EMS. Hlavný predpoklad je, že existujú vyrovnávacia výmenných kurzov, ale časový interval medzi nimi a ich rozsah nedosahujú parametre menových rozhodnutí v krajine. Všeobecne povedané, čím dlhšie sú tieto intervaly a čím je menší ich rozsah, tým vierohodnejšie centrálné banky sú. Dôvod je, že oba faktory generujú nákladnejšie obdobie nadhodnotenej meny (nízkej konkurencieschopnosti). V modeli EMS členstvo jednoznačne zlepšuje blaho v porovnaní s alternatívou plávajúceho výmenného kurzu. Tento záver možno zovšeobecniť aj keď centrálna banka ocení právo razby očakávanou infláciou (ktorá je nižšia v prípade členstva v EMS) a rovnako aj keď sa predpokladá, že EMS sa rozpustí po istom čase.

Maastrichtská zmluva ponúka ekonomickú a menovú úniu v Európe s jednotnou menou. Prijatie spoločnej meny a jednotnej monetárnej politiky so spoločnou centrálnou bankou je nezvratnou formou delegovania monetárnej politiky. To môže priniesť výhody nižšej inflácie pre krajiny, ktoré čelia domácim problémom dôveryhodnosti, ale aj cenu zo zrieknutia sa nezávislej monetárnej politiky. Alesina a Grilli [3] modelovali túto Maastrichtskú ponuku. Teoretická časť ich príspevku vychádza z Rogoffovho modelu v zúženej forme. Ako ukázali, napriek tomu, že menovanie guvernéra Európskej Centrálnej Banky je predmetom politických procesov, v rovnováhe by sa naňho malo vždy hľadieť ako na „konzervatívneho politika“ v terminológii Rogoffa. Konkrétne, menovanie väčšinovým hlasovaním by endogénne generovalo takýto druh strategickú delegácie. Členstvo teda so sebou prináša výhody spojené s dôveryhodnosťou pre krajiny s veľkými inflačnými problémami. Ale tiež to so sebou prináša ujmy spojené s flexibilitou (stabilitou), keďže sa predpokladá, že ECB prispôsobuje svoju monetárnu politiku európskemu priemeru. Stabilizačné náklady krajiny sú tým vyššie, čím väčšie sú jej šoky produkcie a nižšia je ich korelácia s európskym priemerom. Model je teda príklad ďalšej voľby medzi dôveryhodnosťou a flexibilitou.

V praktickej časti Alesina a Grilli najprv hodnotili vtedy navrhované legislatívne štatúty ECB. Porovnaním so stanovami existujúcich centrálnych bánk ukázali, že ECB by mala mať nezávislý štatút. Usúdením z dostupnej evidencie by bola pravdepodobnosť nízkej inflácie vysoká. Tiež sa pokúsili odhadnúť straty zo stability pre vtedajšie členské štáty praktickým testovaním záverov teoreticky podložených modelom. Zaujímavý záver je, že krajiny s najväčšími predpokladanými stratami stability majú aj najväčšie predpokladané zisky z dôveryhodnosti.

Monetárnu úniu definujeme ako skupinu politických jednotiek, ktoré majú významnú slobodu v tvorbe fiskálnej a inej nemonetárnej politiky, ale zdieľajú spoločnú monetárnu autoritu, ktorá sa realizuje v tvorbe spoločnej monetárnej ekonomiky. Sme svedkami toho, že rozličné menové únie rozlične fungujú. Argentína je príklad neúspešnej únie, USA úspešnej a ešte nevieme rozhodnúť o úspešnosti Európskej Únie. Prečo niektoré menové únie fungujú a iné nie? Vo vedeckej literatúre zaoberajúcej sa touto otázkou sa udomácnil pojem „jazda na čierno“ v menovej únii. Ide pomenovanie činnosti členov menovej únie, ktorí sledujú neefektívne neviazanú nemonetárnu politiku, ktorá prináša blaho iba im. Prislúchajúci členovia sa nazývajú „jazdci na čierno“.



Chari a Kehoe [23] ukázali, že problém jazdy načierno je úzko spätý s problémom časovej konzistencie monetárnej politiky monetárnej autority. Ich článok možno rozdeliť do troch častí. V prvej časti sa problémom zaoberali najskôr z teoretického aspektu, v ktorom existujú nekooperatívne vlády s nemonetárnymi nástrojmi politiky, súťaživý súkromný sektor a benevolentná monetárna autorita so sklonmi k vyššej inflácii. Voľba miery inflácie monetárnou autoritou závisí od rozhodnutí členov súkromného sektora a nemonetárnych autorít. Vlády pri voľbe svojej nemonetárnej politiky očakávajú rozhodnutia členov súkromného sektora aj monetárnej autority. Vďaka takejto formulácii môžu vlády nemonetárnou politikou ovplyvniť spoločnú mieru inflácie a teda nepriamo môžu ovplyvniť ich vlastné výťažky. Mohlo by sa zdať, že tento nepriamy vplyv spôsobuje jazdu načierno. Nie je to tak, pretože monetárna autorita volí mieru inflácie racionálne, takže relatívna zmena inflácie nemá žiaden pozitívny vplyv na blaho. Keď potom vláda uvažuje o odklone nemonetárnej politiky od spolupráce s ostatnými vládami, indukovaný efekt takejto politiky na blaho sa rovná nule.

Vo formulácii Chariho a Kehoeho sú zdrojom problému jazdy načierno dopredu hľadiaci súkromní účastníci. Zmena vládnej politiky v niektorej z krajín spôsobí zmenu inflačných očakávaní všetkých súkromných účastníkov, ktoré ich stimulujú k zmene svojich rozhodnutí. Keďže každá vláda sa stará o vlastný súkromný sektor, zmena vládnej politiky v ľubovoľnej krajine vplýva na blaho ostatných krajín. Tento nepriamy vplyv spôsobuje problém jazdy načierno. Monetárna politika so záväzkom neindukuje zmeny v miere inflácie a teda nie je prítomný problém jazdy načierno. Prítomnosť (absencia) problému jazdy načierno nemonetárnej politiky je potom úzko spätá s prítomnosťou (absenciou) problému časovej konzistencie. Jeden zo spôsobov, ako vyriešiť problém spojený s jazdou načierno je priamo vyriešiť problém časovej konzistencie monetárnej politiky. Problém jazdy načierno možno riešiť uvalením ohraničení pre nemonetárnu politiku, ako celouňivé pravidlá pre politiku na trhoch práce, ohraničenia verejných dlhov a celouňiové regulácie bánk.

V ďalšej časti sa autori zamýšľali na realizácii troch typov nemonetárnej politiky: politiky na trhoch práce, fiskálnej politiky a politiky bankových regulácií. V prvej aplikácii modifikovaním modelov Kydlanda a Prescottta a Barra a Gordona ukázali, že problém jazdy načierno vedie vlády k osvojeniu si politiky, ktorej výsledok sú vysoké miery nezamestnanosti a inflácie.

V aplikácii fiskálnej politiky uvažovali o dynamickom modeli s veľa krajinami spojenými v menovej únii. Fiskálna autorita každej krajiny emituje nominálny dlh. Potom monetárna autorita únie volí spoločnú mieru inflácie. Monetárna autorita pri tejto voľbe zvažuje výhody (znehodnotený nominálny dlh) a nevýhody (nižšia produkcia) inflácie. Čím vyšší dlh zanechajú fiskálne autority, tým vyššiu mieru inflácie zvolí monetárna autorita. Fiskálne autority zvažujú výhody – spojené s možnosťou vyrovnat' výkyvy vládneho dopytu – a nevýhody – spojené s vyššou infláciou a nižšou produkciou vo vlastnej krajine – z verejného dlhu. Fiskálne autority každej krajiny ignorujú neblahé efekty indukované na produkcii ostatných krajín. Každá krajina potom emituje príliš veľký dlh, čo zapríčiňuje, že monetárna autorita volí príliš vysokú infláciu a nakoniec sa realizuje príliš nízka produkcia v každej z členských krajín. Ak existuje mechanizmus, pomocou ktorého si môže monetárna autorita efektívne zaviazat' vlastnú politiku, nie je prítomný problém jazdy načierno. V praxi takýto mechanizmus nie je



k dispozícii a menové únie musia bojovať proti jazde načierno priamymi prostriedkami. Jeden z nich je možnosť uvalenia ohraničení na dlh vydávaný členskými krajinami. V prípade Chariho a Kehoeho vhodná voľba takýchto ohraničení rieši problém jazdy načierno.

V aplikácii bankovej regulácie nakoniec autori formulovali dynamický bankový model s viac krajinami zjednotenými v menovej únii. Vláda každej krajiny riadi rizikové bankové portfólia. Ak banky nie sú schopné vyplatiť svojich vkladateľov, centrálna banka vytlačí zvyšné peniaze a teda zvyšuje mieru inflácie. Každá vláda zvažuje nevýhody bankových regulácií s výhodami spojenými s nízkou infláciou a teda vyššou produkciou vo vlastnej krajine. Ignoruje však pritom výhody nízkej inflácie oproti iným členským krajinám a to spôsobuje problém jazdy načierno, v ktorom regulácia bánk je laxná, výpomoci centrálnej banky sú časté a miera inflácie vysoká. Ak potom nie je dostupný mechanizmus na riešenie problému časovej konzistencie, problém jazdy načierno môže byť eliminovaný ohraničeniami na bankové regulácie.

Prečo teda niektoré menové únie sú úspešné a iné nie? Na základe uvedenej teórie menová únia zlyhá, ak je prítomný problém časovej konzistencie a zároveň neexistujú, alebo nie sú efektívne, ohraničenia na nemonetárnu politiku.

V poslednej časti článku sa autori zamýšľajú nad empirickými skúsenosťami Argentíny, USA a EMÚ. Argentína je príklad menovej únie, ktorá má vážny problém s časovou konzistenciou monetárnej politiky, nie je schopná uložiť efektívne ohraničenia na svojich členov. Argentínske provinčné vlády rutinne vyrábajú deficity rozpočtov, ktoré v konečnom dôsledku musí financovať centrálna banka. USA je príkladom úspešnej menovej únie. Zdá sa, že táto únia štátov vyriešila problém časovej konzistencie monetárnej politiky, takže v nej nie je prítomný problém jazdy načierno.

Ešte nie je jasné, nakoľko je úspešná Európska menová únia. Teória Chariho a Kehoeho zdôvodňuje reštrikcie fiskálnej politiky v základnej zmluve únie (Maastrichtská zmluva) a v nedávno zriadenom Pakte stability a rastu. Z textu Maastrichtskej zmluvy možno dedukovať, že monetárna politika sa má stanovovať postupne väčšinovým hlasovaním. Podľa tohoto textu problém časovej konzistencie monetárnej politiky je potenciálne vážny. Podľa Chariho a Kehoeho potom sú žiadúce dlhové obmedzenia. Ich analýzy sú konzistentné s názorom, že tvorcovia Maastrichtskej zmluvy považujú za problematické dosiahnutie záväzku a preto správne zahrnuli do textu časť o obmedzeniach verejných dlhov. Tento záver možno podporiť aj empirickými závermi Surica [63], podľa ktorých Európska centrálna banka má problém časovej konzistencie monetárnej politiky. Avšak v inej časti textu zmluvy možno nájsť vyjadrenia, že prevaha cenovej stability a nezávislosti v cieľoch centrálnej banky zaručuje záväzok monetárnej politiky a teda rieši problém časovej konzistencie. Podľa tohoto textu, využívajúc analýz Chariho a Kehoeho, dlhové obmedzenia nie sú nutné.

Ďalší zaujímavý spôsob vysvetlenia modelov s dodatočnými podmienkami koncepciou tvorby inštitúcií je štúdia historického vývoja inštitúcií zameraných na tvorbu politiky. North a Weingast [47] poskytli vysvetlenie jedného konkrétneho obdobia Anglickej sedemnásteho storočia. Ukázali, že dôležité okolnosti v pozadí zmien Anglickej Konštitúcie, ktoré sa uskutočnili po slávnej revolúcii 1688 môžu byť práve problémy časovej konzistencie a dôveryhodnosti fiskálnej politiky. Konkrétne, predchádzajúce konfiškačné oprávnenia a sklony neuzať záväzky z obligácií spôsobilo ťažkosť vo



výbere príjmov od súkromného sektora a vo financovaní dočasných vojnových výdavkov vypožičiavaním. Inštitučné zmeny po revolúcii viedli k vytvoreniu reprezentatívnej vlády vo forme Parlamentu a delegovaniu väčšiny moci nad rozhodnutiami fiskálnej politiky, konkrétne dlhovej politiky, Parlamentu. Parlament limitoval sklony Koruny neuzať obligácie. Tieto udalosti odstránili predošlé dodatočné podmienky a zvýšili vládnú dôveryhodnosť v splácaní. North a Weingast využili historické údaje k podpore záverov. Počas dekády po inštitučných zmenách sa verejný dlh zvýšil o málo percent, kým hrubý domáci produkt narástol o 40 percent a úroková miera klesla.

Vyššie uvedené práce diskutovali o delegovaní vyplývajúcom z problému dôveryhodnosti. Teoretické práce študovali problémy makroekonomickej politiky, ale historická práca Northa a Weingasta ilustruje podobné myšlienky z hľadiska problémov fiskálnej politiky. V prípade rozhodnutí fiskálnej politiky, je možno menej vierohodné dôvodenie, že *domáce* delegovanie, okrem legislatívy, by bolo prípustné.

## 5. Tendенčná dohoda

Doteraz spomenuté práce zaoberajúce sa delegovaním a tvorbou inštitúcií využili v analýzach rozšírenie lineárno-kvadratických príkladov z príspevkov Kydlanda a Prescottta, Barra a Gordona a Rogoffa. Prekvapujúci prvok je, že existuje celá škála mikroekonomických prác zaoberajúcich sa riešeniami problémov s tendенčnými ohraničeniami: hlavne moderné teórie o dohodách, základných vzťahoch medzi účastníkmi ekonomiky a o tvorbe regulácií. Prvý kto aplikuje uvedené črty v teórii monetárnej politiky je Walsh [66]. Ukázal, ako možno teóriu optimálnej dohody riešiť v rámci úlohy inflačného odklonu v rámci lineárno-kvadratického príkladu, ktorý je podobný s Rogoffovým.

Persson a Tabellini [51] sledovali podobný prístup analyzovali jednoduchý model monetárnej politiky, ktorý je predmetom analýz v literatúre zaoberajúcou sa teóriou hier v monetárnej politike. Realizovaním jednoduchej dohody o inflačných pokutách s centrálnou bankou realizovaných lineárnou penalizačnou funkciou možno úplne vyriešiť problém časovej konzistencie monetárnej politiky. Takáto dohoda núti tvorcov politiky správne ohodnotiť jeho politické rozhodnutia o inflačných očakávaniach. Táto dohoda je účinná aj v prípadoch nedokonalého riadenia monetárnej politiky a nedokonalého sledovania monetárnej politiky.

Hlavná otázka je, pre aké reálne inštitúcie možno realizovať optimálnu dohodu. Model kontraktu Perssona a Tabelliniho, rovnako ako model Rogoffa poukazujú, že je vhodné preceniť infláciu v cieľoch centrálnych bánk a nezávislosť centrálnych bánk (dohoda musí byť napísaná nezávislou osobou). Príspevok okrem toho poukázal na mnoho dovtedy ešte nevyriešených bodov, ale pokúsil sa včleniť teoretické výsledky v rámci aktuálnej legislatívy centrálnych bánk a praxi monetárnej politiky.

Na všeobecnej úrovni Persson a Tabellini veria, že takýto druh zmluvno-regulačného prístupu je sľubný spôsob budúceho formovania inštitúcií v monetárnej politike a v makroekonómii vôbec. Napríklad ako vhodná diskusia o centrálnych bankách sa zdá byť diskusia o utajovacích praktikách centrálnych bánk. Podobný prístup ako prístup Perssona a Tabelliniho v oblasti informácií a sklonov vlády môže byť správny spôsob



analyzovania podobných praktík. Romer [58] však uvádza, že neexistujú empirické skúsenosti podporujúce tendenčné dohody.

Persson a Tabellini ukázali, že delegovanie od obyvateľov k legislatíve môže hrať podobnú úlohu v reprezentatívnej demokracii. Ukázali, že voliči endogénne riešia Fischerov problém zdanenia kapitálu výberom zástupcov, ktorí majú silnejší záujem ochrániť príjem z kapitálu ako väčšina. Okrem toho existujú príklady *zahraničného* delegovania fiskálnej politiky, napríklad formovanie fiskálnych federácií, ktoré asistujú domácim tvorcom politiky za účelom odstránenia tendenčných podmienok.

## 6. Štruktúra verejných financií

Nasledujúce práce sa zaoberajú problémom časovej konzistencie vyplývajúcom zo štruktúry verejných financií. Za základnú prácu o probléme štruktúry verejných financií možno považovať Lucasa a Stokeyho [41]. V prvej časti uvedení autori formulovali dynamický model s proporcionálnym zdanením príjmu bez kapitálu, v ktorom exogénne nároky vlády na príjmy môžu byť rozličné v rozličných časových obdobiach a v rozličných krajinách sveta. Predpokladá sa, že vláda má robiť dlhy so všetkými štruktúrami splatnosti. Vo všeobecnosti ukázali, že v modeli je prítomný problém časovej konzistencie. Napriek tomu existuje jediná štruktúra splatnosti verejného dlhu, pri ktorej je politika dôveryhodná. Na udržanie časovo konzistentnej rovnováhy vláda musí sledovať jedinú reštrukturalizáciu jej dlhu v každom období. Problém možno interpretovať v kontexte Fischerovho zdaňovania kapitálu, keď interpretujeme pohľadávky ako majetok súkromného sektora. Vláda nedisponuje síce daňou z dlhu, ale napriek tomu má sklony o zmenu fiskálnej politiky. Zmeny dane z príjmu majú vplyv na úrokovú mieru. Neočakávaná zmena sadzby dane môže znížiť (alebo zvýšiť) trhovú hodnotu splatného dlhu. Sklony vlády potom sú neočakávane zvyšovať dane, ktoré možno eliminovať presnou reštrukturalizáciou verejného dlhu.

V druhej časti príspevku je uvedený model rozšírený o peniaze. Ich záver je, že podobnou reštrukturalizáciou nemožno vyriešiť problém inflačného odklonu odvolajúc sa na Calvov [12] model. Popri tom v príspevku je prehľadná diskusia o charakteristikách optimálnej fiskálnej politiky vo svete explicitnej neurčitosti. Konkrétne, autori ukázali optimálny spôsob financovania dočasného náhle robustného nárastu vládneho dopytu – ako sú vojny – s neurčitým začiatočným obdobím a neurčitou dobou trvania.

Persson, Persson a Svensson [48] vylepšili model Lucasa a Stokeyho. Analyzovali dynamický model rozšírený o peniaze, ale bez neurčitosti. Rovnako ako vo „všeobecnom probléme verejných financií“, ktorý prvý analyzoval Phelps [54], vláda má dva zdroje príjmu v každom období: dane z príjmu a právo razby peňazí spojené s neočakávanou infláciou. Sú dva druhy dlhopisov, nominálne a indexované (reálne), oba druhy v modeli môžu mať všetky doby splatnosti.

Vláda má sklony znížiť hodnotu splatného dlhu neočakávanou infláciou, ale Persson, Persson a Svensson ukázali, že tento problém možno vyriešiť výberom správnej skladby vládnych dlhopisov. Idea je taká, že vláda musí eliminovať jej budúce sklony prekvapivej inflácie stanovením jej čistej nominálnej pozície tvárou v tvár k súkromnému sektoru rovnajúcej sa nule: toto znamená, že vláda musí byť čistý veriteľ nominálnych dlhopisov a ich hodnota musí sledovať hodnotu masy peňazí v čase.



Zvyšné problémy časovej konzistencie sú riešené rovnako ako v modeli Lucasa a Stokeyho [41] – reštrukturalizáciou dlhu.

Calvo a Guidotti [15] ukázali, že niektoré závery Perssona a Svenssona a Lucasa a Stokeyho, o riešení problému časovej konzistencie správnou reštrukturalizáciou verejného dlhu neplatia, ak štruktúra dlhu nie je dostatočne bohatá. Ale všeobecný poznatok je dôležitý: problém časovej konzistencie môže vláda riešiť jej vlastnou kapitálovou štruktúrou.

Bohn [10] sa sústredil na úlohu nominálneho verejného dlhu v dynamickej ekonomike s fiskálnou a monetárnou politikou. Naformuloval model prekrývajúcich sa generácií s dvoma typmi stochastických šokov, ktoré možno interpretovať ako reálne a monetárne šoky. Vláda v každom období stanoví nástroje politiky – ponuku peňazí a sadzbu dane – ešte pred tým ako spozoruje šoky v prítomnom období. V takejto konštelácii hrá nominálny dlh dvojitú rolu: pozitívnu aj negatívnu. Pozitívnu, lebo pomáha vláde čeliť reálnym šokom. Tieto šoky nielen zvyšujú požiadavky na príjmy vlády, ale tiež zvyšujú mieru inflácie, ktorá generuje kapitálové straty držiteľov dlhopisov, čím vláde uľahčuje splácanie svojich záväzkov. Nominálny dlh hrá škodlivú rolu vďaka problému časovej konzistencie, sklony k inflačnému odklonu sú v každom období tým vyššie, čím väčší je splatný dlh. Bohn ukázal, že je vždy užitočné mať nejaký nominálny dlh. Veľkosť optimálneho dlhu závisí na relatívnej dôležitosti reálnych verzus monetárnych šokov.

Calvo a Guidotti [16] sa tiež zaoberali optimálnou fiskálnou a monetárnou politikou za explicitnej neurčitosti. Rovnako ako v spomenutých prácach, vláda sa spolieha na daň z príjmu a rast peňazí na financovanie jej operácií. Rovnako ako v Bohnovom modeli existujú iba dlhopisy splatné do jedného obdobia. V tejto práci ale vláda má v každom období informácie o prítomných šokoch pri voľbe svojich politických nástrojov. Calvo a Guidotti začali výpočtom optimálnej politiky v prostredí so záväzkom. Výsledok je, že ľubovoľnému šoku na príjmové požiadavky sa úplne vyhovie v prítomnom období. Celý príjem je produkováný neočakávanou infláciou, keďže však vláda vyrieši problém ešte v prítomnom období, očakávaná inflácia sa nemení. Vláda je teda poistená proti dočasným šokom a môže držať daňové sadzby nezmenené.

Calvo a Guidotti zvládli odvodenie záverov analyticky vďaka zjednodušujúcim predpokladom, že funkcia užitočnosti je separovateľná a lineárna v spotrebe. Chari, Christiano a Kehoe [18] študovali fiskálnu a monetárnu politiku v podobnom modeli, ale so všeobecnejšími preferenciami a pridali aj kapitál. Ich numerické výsledky sú podobné; dočasné fluktuácie v príjmoch sú takmer výhradne pokryté zdaňovaním práve akumulovaným majetkom. Tieto výsledky korešpondujú so všeobecnými závermi Lucasa a Stokeyho [41] o podmienenom verejnom financovaní.

Calvo [13] sa zaoberal možnosťami viacnásobnej rovnováhy spôsobenej dlhom. Vláda má sklon nesplatiť dlh. Aby umožnil menšie ako plné neuznatie dlhu, Calvo predpokladá, že existuje nejaká cena spojená s každou jednotkou neuznatého dlhu. V prvej časti práce študoval ekonomiku bez peňazí, takže nesplatenie má formu plného neuznania, alebo zdanenia splatného dlhu. Vo všeobecnosti existujú dve rovnováhy spojené s ľubovoľným množstvom splatného dlhu. Ktorá sa zrealizuje, záleží úplne od očakávaní súkromného sektora. V jednej rovnováhe každý očakáva čiastočné nesplatenie a žiada vyššiu úrokovú mieru verejného dlhu a vyššie úrokové náklady vlády spôsobujú jej sklony realizovať očakávané nesplatenie. V inej rovnováhe naopak





nikto neočakáva nesplatenie, úrokové náklady sú nízke a vláda svoj dlh splatí. Takáto viacnásobná rovnováha nie je spôsobená neurčitým horizontom období, ako je to v prácach zaoberajúcich sa hrozbou trestu, keďže Calvo model má iba dve obdobia. V ďalšej časti Calvo predstavil peniaze a nominálny dlh, takže neuznanie môže mať aj formu neočakávanej inflácie. Ukázal, že indexovanie dlhu môže eliminovať sklony k neočakávanej inflácii.

Viacnásobnosť v Calvovom modeli je podobná viacnásobnosti, ktorá sa objavuje v modeloch chodu bánk. Takýto model odráža zlyhanie koordinácie investorov, ktorý sa simultánne rozhodujú, či veriť, alebo neveriť vláde. Iný zdroj viacnásobnej rovnováhy študovali Alesina, Prati a Tabbellini [4] v modeli ekonomiky s neurčeným horizontom období. Tu je chod dlhu charakterizovaný obavami, že dlh sa nesplatí v budúcnosti.

Už sme spomenuli Irelandova práca, ktorá ukázala, že reputáciu vláda môže získať prísny dodržovaním Friedmanovho pravidla nulovej nominálnej úrokovej miery. Friedman [32] argumentoval, že optimálna monetárna politika vyžaduje stanovenie nominálnych úrokových mier tak, aby sa rovnali nule. Phelps [54] ukázal, že v ekonomikách s proporcionálnym zdanením je optimálne zdaníť všetky tovary, vrátane likvidných služieb odvodených z držby peňazí. Podľa Phelps teda neexistuje teoretický predpoklad pre nulovú nominálnu úrokovú mieru v ekonomike s proporcionálnym zdanením. Chari, Christiano a Kehoe [19] analyzovali tri štandardné modely ekonomík s proporcionálnym zdanením. Za predpokladu homotetických a separovateľných preferencií súkromného sektora v každom z týchto modelov, Friedmanovo pravidlo je optimálne. K podobným záverom dospeli Correia a Teles [26], Cole a Kocherlakota [25]. Práca o implementovaní Friedmanovho pravidla je od Irelanda [37].

Friedmanovo pravidlo predpokladá defláciu, s čím sú spojené obavy niektorých ekonómov z pasci likvidity a ekonomických udalostí v Japonsku 1929, keď depresia bola sprevádzaná defláciou. Títo ekonómovia sa domnievajú, že deflácia zapríčiňuje automaticky pascu z likvidity. Uhlig [65] vyvrátil tento názor. Ukázal, že aplikovaním Friedmanovho pravidla sa naozaj môže vyskytnúť za istých okolností pasca likvidity. Dôležitejší jeho záver je, že momentálne teória nedisponuje presvedčivými nástrojmi, aby mohla rozhodnúť či pri Friedmanovom pravidle hrozí alebo nehrozí pasca likvidity.

Optimálnosť Friedmanovho pravidla je predmetom záujmu veľkej časti prác zaoberajúcich sa časovou konzistenciou monetárnej politiky Calvom [12] počnúc. Calvo ukázal, že Friedmanovo pravidlo je optimálne, a teda aj časovo konzistentné iba v ekonomike s paušálnym zdanením. V ekonomike s proporcionálnym zdanením v prostredí bez záväzku, je optimálne pravidlo s úrokovými mierami blízkymi nule, ale nie rovnajúcimi sa nule. V prostredí bez záväzku takáto monetárna politika nie je optimálna. Tieto závery korešponujú so závermi Perssona, Perssona a Svenssona. Tu však treba podotknúť niektoré skutočnosti o ich záveroch. Calvo a Obstfeld [17] totiž poukázali na fakt, že Persson, Persson a Svensson urobili chybu pri overovaní podmienok druhého rádu a závery sú irelevantné. Autori neskôr predsa ukázali, že ich závery sú relevantné, akurát ďalšou podmienkou je, že súčasná hodnota prítomného nominálneho verejného dlhu je záporná.

Alvarezov, Neumejerov a Kehoe [5] potvrdili závery Perssona, Perssona a Svenssona. Autori na modeli Lucasa a Stokeyho [41] ukázali, že ak sa v ekonomike proporcionálne zdaňuje spotreba namiesto práce, Friedmanovo pravidlo je v prostredí so spätnou



väzbou v ekonomike s homotetickými a separovateľnými preferenciami optimálne. Toto pravidlo je optimálne aj v prostredí bez záväzku, ak súčasná hodnota prítomných nominálnych záväzkov vlády je nulová a vláda reštrukturalizuje reálny verejný dlh, podobne a v Lucasovom a Stkeho modeli.

Nakoniec Persson, Persson a Svensson [49] predsa dokázali pravdivosť svojich záverov (1988). Ukázali, že časová konzistencia môže byť obnovená za predpokladu, že popri nepriamych nákladoch súkromného sektora v podobe nižšieho bohatstva, prekvapivá inflácia spôsobí priame náklady v podobe vyššej likvidity reálnych peňazí na začiatku každého obdobia. Ich model sa tak líši od modelu Alvareza, Neumeyera a Kehoeho v dvoch veciach. Reálna masa peňazí je definovaná ako podiel nominálnej masy peňazí z predchádzajúceho obdobia a cenovej hladiny a funkcia užitočnosti vlády je závislá od cenovej hladiny. Potom existuje jediná štruktúra splatnosti verejného nominálneho aj reálneho dlhu, za ktorej je Ramseyho politika časovo-konzistentná.

Závery ďalších podobných prác korešpondujú s už uvedenými. Persson a Svensson [50] a Faig [28] rozšírili metódu riešenia problému časovej konzistencie reštrukturalizáciou verejného dlhu na otvorené ekonomiky. Faig [29] ukázal, že problém časovej konzistencie fiskálnej politiky s endogénnymi vládnymi nákupmi nie je prítomný, ak vláda reštrukturalizuje splatnosti dlhu indexovaného k spotrebe a dlhu indexovaného k voľnému času v ľubovoľnom okamžiku v budúcnosti.

Zhu [67] ukázal, že starostlivé riadenie splatnosti dlhu indexované k spotrebe, ku mzde a ku kapitálu po zdanení, mohlo vyriešiť problém časovej konzistencie v ekonomike so súkromným kapitálom. Zhu predpokladal, že kapitál opotrebovaný endogénne. Môže reštrukturalizácia dlhu vyriešiť problém časovej konzistencie v ekonomike so štandardnou zásobou kapitálu? Riadenie dlhu nezmení totiž charakter kapitálovej dane v počiatočnom období. Preto reštrukturalizácia dlhu nevyrieši problém časovej konzistencie politiky ekonomík so zásobami súkromného kapitálu. Všetky uvedené práce boli zjednodušené, abstrahovali od kapitálu a od ekonomického rastu.

Manzano [44] sa snažil vyriešiť problém časovej konzistencie politiky abstrahovaním od reputačného potenciálu s využitím modelu ekonomiky so súkromným a verejným kapitálom v rámci endogénneho rastu, v ktorom verejný kapitál je dôležitý nielen pre produkciu, ale je aj motor rastu. Predpokladal, že vláda sa drží pravidla nulového zdanenia príjmov z kapitálu. Riešil problém časovej konzistencie fiskálnej politiky reštrukturalizáciou dlhu v ekonomike so súkromným kapitálom a endogénnym rastom. Charakterizoval, aká reštrukturalizácia dlhu by v takomto rámci mala byť realizovaná. Našiel tri charakteristické vlastnosti. Po prvé, prítomnosť počiatočného príjmu z kapitálu mení vlastnosti dlhu so splatnosťou jedného obdobia oproti dlhu s dlhšou dobou splatnosti. Po druhé, keďže verejný kapitál je endogénny, emitácia dlhu nie je podriadená toku vládnej spotreby. Nakoniec ukázal, že veľkosť dlhu je podmienený dátumom emitácie a nie dátumom splatnosti.

Jeho výsledok je, že dlhová reštrukturalizácia nerieši problém časovej konzistencie, ale môže spôsobiť, že pravidlo nulovej kapitálovej dane je dôveryhodné. Ohraničenie nulovej kapitálovej dane pomohlo Manzanovi nájsť plán politiky, ktorá je časovo konzistentná. Táto politika však by mohla generovať stratu blaha v porovnaní s politikou v prostredí so záväzkom s nenulovou kapitálovou daňou. K uvedenému záveru indukujú aj výsledky príspevku Chariho, Christiana a Kehoeho [20], ktorí



naznačili, že táto strata by mohla byť až 80% zo ziskov blaha, spôsobených vysokou kapitálovou daňou v začiatočnom období. Napriek tomu Manzano na výpočet rozdielu blaha v rámci ekonomiky, využil numerické metódy s výsledkom, že blaho a rast v rámci časovo konzistentnej politiky sú blízke blahu a rastu v rámci politiky v prostredí so spätnou väzbou.

Zaujímavé práce sú v oblasti vplyvu heterogenity súkromných účastníkov ekonomiky v preferenciách a v produkcii. Chari, Kehoe a Prescott [24] jednoduchými modelmi ekonomiky ukázali, že v takomto prostredí je politika časovo nekonzistentná. K rovnakému záveru sa dopracovali Perssona a Tabellini [53], ktorí ukázali, že heterogénnosť účastníkov ekonomických trhov spôsobuje časovo nekonzistentnú ekonomiku, aj keď zdaňovanie v ekonomike je iba paušálnou daňou. Vláda sa v uvedenom prostredí totiž snaží prerozdeliť príjmy.

Albanesi [1] však ukázala, že efekt takého prerozdelenia môže byť dvojaký. Na jednej strane absencia všetkých prerozdeľovacích nástrojov vlády môže spôsobiť sklony vlády odkloniť sa od ohlásenej politiky. Na strane druhej, prerozdeľovacie náklady spojené s odklonmi, ktoré by boli optimálne v modeli s reprezentatívnym spotrebiteľom môžu eliminovať tieto sklony. Preto problém časovej konzistencie je závislý na pomere prerozdelenia a efektívnosti. Albanesi sa zaoberala štruktúrou a problémom časovej konzistencie monetárnej politiky v ekonomike, v ktorej sa spotrebiteľia líšia spôsobom realizácie transakcií a držby aktív. Ukázala, že práve heterogénnosť v ekonomike eliminuje vplyv medzi prostredím spätnej väzby a vysokou infláciou, ktorý je charakteristický pre modely s reprezentatívnym spotrebiteľom. V takomto modeli za istých okolností nie je optimálne Friedmanovo pravidlo, navyše politika je časovo konzistentná. Časová konzistencia nevyžaduje, aby nominálny verejný dlh bol nulový.

Doteraz sme sa zaoberali možnosťou inflačného odklonu, ktorý prví definovali Kydland a Prescott. Nicollini [46] však ukázal, že vláda môže mať presne opačné sklony. Namiesto zvýšenia miery inflácie od tej ohlásenej, môže pristúpiť k jej *zníženiu*: k prekvapivej deflácii – efekt, ktorý nazývame *deflačný odklon*. Ako už vieme, inflačný odklon je spôsobený sklonmi vlády infláciou znížiť hodnotu jej splatného dlhu. Nicolini zmenil pohľad Lucasa a Stokeyho [41] ohodnotením inflácie vo funkcii užitočnosti. Takéto inflačné ohodnotenie bráni vláde zvyšovať mieru inflácie na nekonečno, ako to bolo možné v modeli Lucasa a Stokeyho, ale navyše má za následok opačný efekt, vláda sa odkloní od sľúbenej inflácie smerom dolu. Podľa tejto koncepcie sú všetky uvedené závery o probléme časovej konzistencie monetárnej politiky irelevantné. Z Nicolliniho príspevku vyplýva otázka, ako relevantný je deflačný odklon.

Rankin [55] ukázal, že deflačný odklon, aj keď zaujímavý, je irelevantný a že alternatívna špecifikácia problému (blízka Nicolliniovej koncepcii) tiež generuje zaužívaný inflačný odklon. Rankin ponúkol niektoré pohľady, podľa ktorých možnosť deflačného odklonu je aktuálna, ukázal, že počiatočná hladina verejného dlhu je kritická v tom, či sa bude, alebo nebude realizovať inflačný odklon. Nízka úroveň počiatočného dlhu môže zapríčiniť deflačný odklon, naopak vysoká spôsobuje inflačný odklon. Existuje hladina počiatočného dlhu, pri ktorej nie je prítomný problém časovej konzistencie.

Uvedené ponaučenie z prác o štruktúre verejných financií sa javí ako významné. V úlohách dynamickej politiky politické rozhodnutia v konkrétnom období sú vo



všeobecnosti ovplyvnené množinou stavových veličín zdedených z minulosti. Tendenčné podmienky sú spojené práve s týmito stavovými premennými. Schéma reštrukturalizácie dlhu je príklad všeobecnejšieho princípu: ovplyvňovaním budúcich stavových premenných súčasnými politickými rozhodnutiami vláda môže opustiť dodatočné podmienky.

Lucas a Stokey a Persson, Persson a Svensson ukázali, ako by tvorca politiky mohol obísť problém časovej konzistencie a udržať dôveryhodnú politiku múdrou reštrukturalizačnou schémou verejného dlhu. Na takéto schémy avšak je nutné, aby verejný dlh bol vždy uznaný, čo môže byť pochybné práve pre sklony neuznať splatný dlh. Možné východisko by mohlo byť v možnostiach reputácie, alebo hrozby trestu, ktoré udržia vládu od sklonov nezaplatiť dlhopisy. Nedostatky reštrukturalizácie splatnosti verejného dlhu sú v tom, že uvedená filozofia abstrahuje od problému zdanenia majetkov, navyše vláda má iba obmedzené možnosti formovania splatnosti verejného dlhu a teda postráda dostatočné nástroje úplného riešenia problému časovej konzistencie.

Práce poukazovali na to, ako možno reštrukturalizáciou verejného dlhu ovplyvniť dôveryhodnosť, Calvo [14], Barro [8] a Manzano [45] však ukázali, že problém časovej konzistencie môže mať naopak vplyv na štruktúru vládneho dlhu. problém dôveryhodnosti by mohol vážne narušiť možnosť realizovania dlhodobých štátnych obligácií. V rozličných obdobiach 90-tych rokov úroveň krátkodobého dlhu Mexika, Kórey, Thajska, Ruska a Brazílie presahovala medzinárodné rezervy. Tieto vysoké úrovne sú označované ako jeden z hlavných determinantov patričnej krízy likvidity, ktorou spomenuté krajiny trpeli.

## 7. Diskusia

Opodstatnenosť problému časovej konzistencie bola skúmaná v mnohých empirických prácach. Ireland [36] ukázal, že v ekonomike USA teória problému časovej konzistencie vysvetľuje povojnovú infláciu z dlhodobého hľadiska, nie však z krátkodobého.

Cukierman [27] Ruge-Murcia [59] a Surico [64] v teórii nahradili kvadratické preferencie asymetrickými. Podľa uvedenej koncepcie centrálna banka, aj keď pozná potenciál ekonomiky a teda funkcia straty je zvolená tak, že hraničná užitočnosť z o málo väčšej produkcie sa rovná nule, môže produkovať inflačný odklon. A to vtedy, keď monetárna autorita má sklon reagovať razantnejšie v ekonomickej recesii v porovnaní s reakciou v prípade, ak je ekonomika v oživení. Inými slovami funkcia straty je formulovaná tak, že pokles hraničnej užitočnosti kladnej produkčnej medzery je menší ako pokles hraničnej užitočnosti takej istej zápornej produkčnej medzery. Ukázalo sa, že koncepcia asymetrických preferencií lepšie zodpovedá realite. Surico ukázal, že povojnový americký vývoj možno rozdeliť na dva časové úseky. Pred režimom Volckaira, FED systematicky produkoval inflačný odklon. Po ňom už nie. Tieto výsledky, ako sám píše, zodpovedajú výsledkom Cukiermana a Ruge-Murcia.

Surico ([62] s využitím amerických údajov a [63] s využitím údajov Eurozóny) rozšíril uvedenú analýzu monetárnej politiky, keď formuloval model centrálnej banky s asymetrickými preferenciami nielen vzhľadom na produkčnú stabilitu, ale aj vzhľadom na inflačnú a úrokovú stabilitu. Dá sa predpokladať, že centrálna banka má tendenciu reagovať razantnejšie, ak inflácia je nad inflačným cieľom, ako v opačnom



případe. Táto inflačná tendencia má za následok nižšiu skutočnú mieru inflácie. Ako uvádza Surico [64], uvedenú tendenciu nemožno spájať s problémom časovej konzistencie monetárnej politiky, keďže je rovnaká v prípadoch keď si monetárna autorita vie, aj keď nevie, zaviazat' svoju politiku. Suricova práca [63] je prvý pokus overit' empiricky problém časovej konzistencie monetárnej politiky Európskej centrálnej banky (ECB). Ukázal, že ECB má sklon inak posúdiť zápornú a inak posúdiť kladnú produkčnú medzeru a teda postráda záväzok v monetárnej politike. V kontexte spomenutej práce Chariho a Kehoeho [23] to znamená, že v EMÚ sú nevyhnutné dlhové obmedzenia pre regionálne vlády.

Autori tejto práce sa pokúsili empiricky overit' problém časovej konzistencie slovenskej monetárnej politiky. V práci [42] sme použili Irelandov prístup so slovenskými údajmi. Podone, ako americké údaje, aj slovenské vykazujú problém časovej konzistencie politiky Národnej banky Slovenska (NBS) z dlhodobého, nie však z kratkodobého hľadiska. V práci [43] sme použili Suricov prístup so slovenskými údajmi. Podľa tohto prístupu je monetárna politika NBS časovo-konzistentná.

Naše závery majú veľký význam v diskusii o perspektívach budúceho členstva slovenskej ekonomiky v EMÚ. V kontexte už spomenutej práce Alesina a Grilli [3], slovenská ekonomika nepotrebovala nahradit' svoju monetárnu politiku. V kontexte práce Chariho a Kehoeho, s využitím záverov Surica [63], slovenská ekonomika vstupom do EMÚ vchádza do rizikovejšieho ekonomického prostredia

### **Záver**

Poskytli sme historický vývoj rôznych teórií zaoberajúcich sa problémom časovej konzistencie politiky. Ani zďaleka sme nemohli obsiahnuť všetky práce; pokúsili sme sa uviesť tie najdôležitejšie s ich stručnými závermi. Z týchto záverov vyplývajú rôzne pohľady na problém časovej konzistencie.

Ekonomické rozhodovania v reálnom ekonomickom prostredí sú postupne racionálne a teda ekonomickí účastníci majú vždy možnosť potvrdit' svoje minulé rozhodnutia, alebo odklonit' sa od nich. Takéto prostredie je prostredie bez spätnej väzby, kedy vláda nemá možnosť zaviazat' si konanie budúcich vlád.

### **Použitá literatúra:**

- [1] ALBANESI, S. Optimal and Time-Consistent Monetary and Fiscal Policy with Heterogeneous Agents. *CEPR Discussion Paper No. 3713*, január 2003.
- [2] ALBANESI, S., CHARI, V.V. a CHRISTIANO L. J. *Exception Traps and Monetary Policy*. Review of Economic Studies, 2003, roč.70 s. 715-741.
- [3] ALESINA, A. a GRILLI, V. The European Central Bank: Reshaping Monetary Politics in Europe. In CANZOMERi, M. V., GRILLI, V. a MASSON, V. *Establishing Central Bank, Issues in Europe and Lessons from the US*. Cambridge University Press, 1992. 325 s. ISBN 0521070694.
- [4] ALESINA, A., PRATTI, A. a TABELLINI, G. Public Confidence and Debt Management: A Model and Case-Study of Italy. In DORNBUSCH, R. a DRAGHI, M. *Public Debt Management: Theory and History*. Cambridge University Press, 1990, 375 s. ISBN 0521392667.



- [5] ALVAREZ, F., KEHOE, P. J. a NEUMEYER P. The Time Consistency of Fiscal and Monetary Policies. *Econometrica* 72, 2004, s.541-567.
- [6] BACKUS, D. a DRIFFILL, J. Inflation and Reputation. *American Economic Review* 75, 1985, s. 530-538.
- [7] BARRO, R. J. Reputation in a Model of Monetary Policy with Incomplete Information. *Journal of Monetary Economics* 17, 1986, s. 1-20.
- [8] BARRO, R. J. Notes on Optimal Debt Management. *Journal of Applied Economics*, roč. II, č. 2, november 1999, s. 281-289.
- [9] BARRO, R. J. a GORDON, G. B.: Rules, Discretion, and Reputation in a Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics* 12, 1983, s. 101-121.
- [10] BOHN, H. Why Do We Have Nominal Government Debt? *Journal of Monetary Economics* 21, 1988, s. 127-140.
- [11] BULOW, J. a ROGOFF, K. Sovereign Debt: Is to Forgive to Forget? *American Economic Review* 79, 1989, s. 43-45.
- [12] CALVO, G. A. On the Time Consistency of Optimal Policy in a Monetary Economics, *Econometrica* 46, 1978, s. 1411-1428.
- [13] CALVO, G. A. Servicing the Public Debt: The Role of Expectations. *American Economic Review* 78, 1988, s. 647-661.
- [14] CALVO, G. A Capital Flows: Emerging Issues. *Policy Notes* [online]. 1997 <http://www.bsos.umd.edu/econ/ciecpn.htm> [cit. 2008-11-07].
- [15] CALVO, G. A. a GUIDOTTI, P. Optimal Maturity of Nominal Government Debt: An Infinite Horizon Model. *International Economic Review* 33, 1992, s. 895-920.
- [16] CALVO, G. A. a GUIDOTTI, P. On the Flexibility of Monetary Policy: The Case of the Optimal Inflation Tax. *Review of Economic Studies*, roč. 60 č. 204, 1993, s. 667-687.
- [17] CALVO, G. A. a OBSTFELD, M. Time Consistency of Fiscal and Monetary Policy: A Comment. *Econometrica* 58, 1990, s. 1245-1247.
- [18] CHARI, V. V., CHRISTIANO, L. J. a KEHOE, P. J. Optimal Fiscal and Monetary Policy: Some Recent Results. *Journal of Money Credit and Banking*, roč. 23, 1993, s.519-539.
- [19] CHARI, V. V., CHRISTIANO, L. J. a KEHOE, P. J. Optimality of the Friedman Rule in Economies with Distorting Taxes. *Journal of Monetary Economics*, roč.37, č. 2, apríl 1996, s.203-223.
- [20] CHARI, V. V., CHRISTIANO, L. J. a KEHOE, P. J. Optimal Fiscal Policy in a Business Cycle Model. *Journal of Political Economy*, 102, 1994, s. 617-652.
- [21] CHARI, V. V. a KEHOE, P. J. Sustainable Plans. *Journal of Political Economy*, ro4. 98, č. 4, 1990, s. 783-802.
- [22] CHARI, V. V. a KEHOE, P. J. Sustainable Plans and Debt. *Journal of Economic Theory*, roč. 61, č. 2, 1993, s. 230-261.



- [23] CHARI, V. V. a KEHOE, P. J. Time Inconsistency and Free-Riding in a Monetary Union. *NBER Working Paper* No. 9370, december 2002.
- [24] CHARI, V. V., KEHOE, P. J. a PRESCOTT E. C.: Time Consistency and Policy. In Barro, R. J.: *Modern Business Cycle Theory*. Harvard University Press, 1989, ISBN 0674578600.
- [25] COLE, H. L. a KOCHERLAKOTA, N. Zero Nominal Interest Rates: Why They're Good, and How to Get Them. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 22, 1998, s.2-10.
- [26] CORREIA, I. a TELES, P. The Optimal Inflation Tax. *Review of Economic Dynamics* 2, 1999, s. 325-346.
- [27] CUKIERMAN, A. Are Contemporary Central Banks Transparent about Economic Models and Objectives and What Difference Does it Make? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 84, 2002, s. 15-45.
- [28] FAIG, M. Time Consistency, Capital Mobility and Debt Restructuring in a Small Open Economy. *Scandinavian Journal of economics* 93, 1991, s. 447-455.
- [29] FAIG, M. Debt Restructuring and the Time Consistency of Optimal Policies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 26, 1994, s. 171-181.
- [30] FISCHER, S. Dynamic Inconsistency, Cooperation, and Benevolent Dissembling Government. *Journal of Economic Dynamics and Control* 2, 1980, s. 93-107.
- [31] FRIEDMAN, J. W. A Non-Cooperative Equilibrium for Supergames. *Review of Economic Studies* 38, 1971, s. 1-12.
- [32] FRIEDMAN, M. *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. ALDINE DE GRUYTER, New York, 1969, ISBN 1412804779.
- [33] GIAVAZZI, F. a PAGANO, M. The Advantage of Tying One's Hands: EMS Discipline and Central Bank Credibility. *European Economic Review* 32, 1988, s. 1055-1082.
- [34] IRELAND, P. N. Sustainable Monetary Policies. *Journal of Economic Dynamics and Control* 22, november 1997, s. 87-108.
- [35] IRELAND, P. N. Expectations, Credibility and Time-Consistent Monetary Policy. *Boston College Working Papers in Economics* 425, 1999.
- [36] IRELAND, P. N. Does the Time-Consistency Problem Explain the Behavior of US Inflation? *Journal of Monetary Economics* 38, 1999 s. 215-220.
- [37] IRELAND, P. N. Implementing the Friedman Rule. *Review of Economic Dynamics*, roč.6, č. 1, január 2003, s. 120-134.
- [38] KLEIN, P. RÍOS-RULL. J. Time Consistent Optimal Fiscal Policy, *International Economic Review*, roč. 44, november 2003, s. 1217-1245.
- [39] KOTLIKOFF, L. J., PERSSON, T. a SVENSSON L. E. O. Social Contracts as Assets: A Possible Solution to the Time-Consistency Problem, *American Economic Review* 78, 1988 s. 662-677.



- [40] KYDLAND, F. a PRESCOTT, E. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, roč. 85, 1977, s.473-491.
- [41] LUCAS, R., E. a STOKEY, N., L. Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital. *Journal of Monetary Economics* 12, 1983, s. 55-94.
- [42] LUKÁČIK, M. – SZOMOLÁNYI, K. Is Slovak Monetary Policy Time Consistent? IN *Quantitative Methods in Economics (Multiple Criteria Decision XIV)*, 2008, Tatranská Lomnica, s. 170-177.
- [43] LUKÁČIK, M., SZOMOLÁNYI, K. a LUKÁČIKOVÁ, A. Credibility of Slovak National Bank - Measuring the Inflation Bias in Slovak Economy. IN *Mathematical Methods in Economics 2008*, Liberec.
- [44] MANZANO, B. D. Time-Consistency of Optimal Fiscal Policy in an Endogenous Growth Model, *Computing in Economics and Finance* 2000, 69.
- [45] MANZANO, B. D. *Essays on Time Consistency of Optimal Fiscal Policy*. International Doctorate in Economic Analysis, Universitat Autònoma de Barcelona, máj 2002 ISBN 84-688-0393-6.
- [46] NICOLLINI, J. P. More on the Time Consistency of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics* 41, 1998, s. 333-350.
- [47] NORTH, C. D. a WEINGAST, B. R. Constitutions and Commitment: The Evolution of Institutions Governing Public Choice in Seventeenth Century England. *Journal of Economic History*, 69, 1989, s. 803-832.
- [48] PERSSON, M., PERSSON, T. a SVENSSON, E. O. Time Consistency of Fiscal and Monetary Policy. *Econometrica* 55, 1988, s. 1419-1432.
- [49] PERSSON, M., PERSSON, T. a SVENSSON, E. O. Time Consistency of Fiscal and Monetary Policy. *Econometrica* 74, 2006, s. 193-212.
- [50] PERSSON, T. a SVENSSON, E. O. International Borrowing and Time Consistency of Fiscal Policy. *Scandinavian Journal of Economics* 88, 1986, s. 273-295.
- [51] PERSSON, T. a TABELLINI, G. Designing Institutions for Monetary Stability. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 1993, s. 53-84.
- [52] PERSSON, T. A TABELLINI, G. *Monetary and Fiscal Policy*. The MIT Press, Cambridge, 1994, ISBN 0262660873.
- [53] PERSSON, T. – TABELLINI, G. Representative Democracy and Capital Taxation. *Journal of Public Economics* roč. 55, č. 1, 1994, s. 53-70.
- [54] PHELPS, E.: Inflation in the Theory of Public Finance. *Swedish Journal of Economics* 75, 1973, s. 67-82.
- [55] RANKIN, N. Time Consistency and Optimal Inflation-Tax Smoothing: Is There Really a Deflation Bias? Mimeo, University of Warwick, november 2001.





- [56] ROGOFF, K. The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. *Quarterly Journal of Economics* 100, 1985, s. 1169-1190.
- [57] ROGOFF, K. Reputation, Coordination, and Monetary Policy. In Barro, R. J.: *Modern Business Cycle Theory*. Harvard University Press, 1989, ISBN 0674578600.
- [58] ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill Irwin, University of California, Berkeley, 2006.
- [59] RUGE-MURCIA, F. J. Does the Barro-Gordon Model Explain the Behavior of US Inflation? A Reexamination of the Empirical Evidence. *Journal of Monetary Economics* 50, 2003, s. 1375-1390.
- [60] STOKEY, N. L. Credible Public Policy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15, október 1991 s. 627-656.
- [61] STROTZ, R. H.: Myopia and Inconsistency in Dynamic Utility Maximization. *Review of Economic Studies* 23, 1955 s. 165-180.
- [62] SURICO, P. The Fed's Monetary Policy Rule and US inflation: the Case of Asymmetric Preferences. *Journal of Economic Dynamics and Control* 31, 2007, s. 305-324.
- [63] SURICO, P. The Monetary Policy of the European Central Bank. *Scandinavian Journal of Economics* 109 (1), 2007, s. 115-35.
- [64] SURICO, P. Measuring the Time Inconsistency of US Monetary Policy. *Economica*, roč. 75, vydanie 297, február 2008, s. 22-38.
- [65] UHLIG, H. Should We Be Afraid of Friedman's Rule? *Journal of the Japanese and International Economies*, roč. 14(4), 1999, s. 261-303.
- [66] WALSH, C. Optimal Contracts for Central Bankers. *American Economic Review* 82, marec 1995, s. 150-167.
- [67] ZHU, X. Endogenous Capital Utilization, Investor's Effort, and Optimal Fiscal Policy. *Journal of Monetary Economics* 36, 1995, s. 655-677.

## OVERVIEW OF PROGRESS OF THE TIME CONSISTENCY PROBLEM OF THE ECONOMIC POLICY

**Karol Szomolányi – Martin Lukáčik – Adriana Lukáčiková**

Fakulta hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave, Dolnozemska cesta 1, 852 35 Bratislava (szomolan@euba.sk, lukacik@euba.sk, istvanik@euba.sk)

**Abstrakt:** V tomto článku poskytujeme celkový pohľad na vývoj problému časovej konzistencie v hospodárskej politike. Počiatky teórie položili Kynland a Prescott, ktorý poukázali na možné vysvetlenia inflácie či vysokého zdanenia spôsobené nedostatkom kredibility tvorcov hospodárskej politiky. Aj napriek tomu, že teória je jasná, v skutočnosti existujú ekonomiky, ktoré nemajú problémy s infláciou či vysokým



zdanením. Vysvetlenie môže spočívať v rôznych prístupoch: rovnováha trestu, reputácia, delegovanie, zmluvy o stimuloch a štruktúra vládneho dlhu.

**Kľúčové slová:** problém časovej konzistencie ekonomickej politiky, dôveryhodnosť, hrozba trestu, reputácia, delegovanie, tendenčná dohoda, štruktúra verejných financií

**Abstract:** In the paper we provide an overview of an evolution of the time consistency problem of the economic policy. The theory was found by Kydland and Prescott who suggested possible explanation of the inflation or high taxes due to lack of the credibility of the economic policymakers. Even though, the theory is precise, in practice there are economies that have no problem with inflation or high taxation. This can be explained by approaches: punishment equilibria, reputation, delegation, incentive contracts and the structure of government debt.

**Key words:** time consistency problem of the economic policy, punishment equilibria, reputation, delegation, incentive contracts, the structure of government debt

