

Závislost hrubého domácího produktu na vývoji akciového trhu. Příklad České republiky

Dependence of Gross Domestic Product on Development of the Stock Market. The Czech Republic Case

Jan Pěta

Abstract:

Purpose of the article: This paper deals with the dependence of the gross domestic product of the Czech Republic based on the development of stock markets. Author aim is to present the development of the Prague's, Frankfurt's and New York's index and their comparison with the development of the Czech economy by regression analysis.

Scientific aim: The main scientific goal of this paper is to answer following questions: Which one of the above-mentioned indices is the best to determine the direction of future development of the Czech economy? How early advance is possible to predict the development of GDP and with what reliability?

Methodology/methods: The correlation analysis for all stated indicators was used to determine the dependance of the Czech economy. For domestic indicators are used quarterly data. For foreign indicators are used annual data. The choice of foreign stock exchanges and their indexes was not random. Frankfurt was chosen due to high exports of the Czech Republic to Germany. New York was chosen due to the capitalisation of stock market. The specific index NYSE (Dow Jones EURO STOXX 50) was chosen due to its portfolio, which is based only on companies that are resident in the euro area.

Findings: GDP of the Czech Republic is mainly based on the index of the Prague Stock Exchange. Trend of GDP develops according to PX, with a delay of five quarters. Despite the fact that the PSE is not highly developed capital market, like the other two.

Conclusions: Economy of the Czech Republic depends on the development of stock markets. The reaction to stock market development is not always visible, but the delay about five quarters became evident. This result is also supported by the research mentioned by Kislingerova (2001) in her book.

Keywords: gross domestic product, valuation company, stock index, regression analysis, correlation analysis

JEL Classification: E44, O11

Úvod

V minulosti bylo zjištěno, že vývoj kurzu na akciovém trhu predikuje vývoj celého hospodářství. Cílem je zjistit, zda i v podmínkách České republiky lze vývoj ekonomiky, reprezentovaný hrubým domácím produktem (HDP), predikovat na základě vývoje akciových trhů, zastoupených indexy PX pražské burzy cenných papírů, DAX 30 frankfurtské burzy a Dow Jones EURO STOXX 50 newyorské burzy obsahující akcie států „eurozóny“.

1. Teoretická východiska

Kislingerová (2001) uvádí výzkum autorů Cohen a kol. (1982), který prokázal (v střednědobém a dlouhodobém časovém horizontu) vztah mezi změnou akciových trhů a změnou HDP. Akciové trhy předbíhají vývoj reálné ekonomiky o několik měsíců. Proto se akciové trhy považují za spolehlivý indikátor změn hospodářského cyklu. Tvrzení autoři dokládají porovnáním indexu newyorské akciové burzy, zastoupené Dow Jones Industrial Average s HDP USA.

Jiné výzkumy to potvrzují. Levine (1991) zjistil, že akciové trhy mohou ovlivňovat reálnou ekonomiku prostřednictvím investičních kanálů. Ve výzkumu Levine a Zervos (1998) konstatovali, že vztah mezi akciovým trhem a hodnotou ekonomického růstu je výrazně pozitivně korelován. Myšlenku závislosti nedávno potvrdili i Kaul a Kayacetin (2009). Jejich výzkum, zaměřený na roky 1988–2004 prokázal, že kromě predikce vývoje HDP na základě vývoje akciového trhu, lze předpovídat i průmyslovou výrobu. Stejně výsledky potvrzují i Naes a kol. (2011). Z výsledků akciového trhu je možné odhadovat vývoj ekonomické situace státu. Na základě vybraného vzorku to potvrdili nejen pro Spojené státy Americké, ale i pro Norsko.

1.1 Hrubý domácí produkt

Mezi ukazatele, které se nejvíce používají, se řadí i produkt. Ten se vypočítá pomocí ukazatele HDP. Podle Soukupa (2010) jde o souhrn finálních statků a služeb na konkrétním území vytvořené za určitý časový úsek. Existují tři metody: výdajová, důchodová a výrobní. Podle Jurečky (2010) jsou také tři, ale nazývá je: výdajová, důchodová a metoda přidaných hodnot. Shodují se, že výdajová metoda je součtem spotřebních výdajů, investic, vládních výdajů a čistého exportu. Důchodová metoda je založená na příjmech plynoucích majitelům výrobních faktorů. Jde o součet v podobě mezd, úroků, zisků,

rent a příjmů ze samozaměstnání. Přesto, že se neshodnou v názvu poslední metody (výrobní vs. sumarizace přidaných hodnot), jde o shodnou metodu, kdy je třeba učinit součet přidaných hodnot jednotlivých odvětví ekonomiky. Výpočet přidané hodnoty se v praxi provádí rozdílem příjmů a nákladů konkrétních surovin.

Několik autorů (Fischer, 2005; Hronová a Hindls, 2005) upozorňuje, že ukazatel HDP se neměří, ale odhaduje, dopočítává a používá bilančních technik, které generují řadu chyb. Hronová a Hindls (2005) upozorňují na to, že existuje rozdílný postup výpočtu, který musí vést k rozdílným výsledkům. Přesný postup jak se dopočítat „pravé“ hodnoty HDP neexistuje a každý stát má svůj vlastní.

1.1.1 Kritika HDP

I když teorie tento ukazatel uznává, v praxi není dostatečně vypovídající a nezahrnuje všechny ekonomické aktivity daného státu.

Hlavní nedostatek ukazatele HDP je spatřován (Égert a kol., 2003; Fischer, 2005; Janáčková, 2005; Kubíček a Tomšík, 2005; Singer, 2005; Zamrazilová, 2005) v užití deflátoru, který se používá pro přepočet cen z běžných do stálých. ČSÚ používá tzv. „paaschizaci“, tj. zpřůměrování dílčích indexů, jejichž hodnoty se nemění, ale mění se jejich váhy. Použití daného deflátoru skrývá problém: kromě inflace schovává i zvyšování kvality výrobků a služeb. Obdobného výsledku lze dosáhnout i ze zlepšování směnných relací, které se zlepšovaly o 1 % každoročně, to lze považovat za stupeň nadhodnocení inflace. Toto 1 % se jeví jako nevýznamné, ve skutečnosti je to podstatné zvýšení zdrojů české ekonomiky. Bohužel zlepšování směnných relací vede ke snižování čistého exportu a tím tlumení růstu celkového HDP. Filer a Hanousek (2002) uvádějí, že inflace v ČR mohla být v 90. letech nadhodnocena o více jak polovinu. Nejvíce kvalita rostla v odvětvích poskytovaných veřejným sektorem.

Mezi další problémy Fischer (2005) řadí peridicitu sestavování. Roční účty akcentují přesnost a úplnost, čtvrtletní zachycují konjunkturní vývoj a měly by být k dispozici v nejkratším čase; je potlačena váha přesnosti. Stejně uvádí, že problémem je úplnost ukazatele, z důvodu problematického zachycení stínové ekonomiky; spočítat kompletní výši investic; výnosy v restauracích nebo náhrady zaměstnanců formálně pracujících za minimální mzdu. Problémy vidí i Benáček (2005), kromě uvedených, dodává, že výroba není úplným měřítkem lidského užítku; nominální HDP je závislé na cenách, které mohou být pokřivené nedostatkem konkurence a přebytkem byrokracie; ekonomické

externality se v HDP neevidují a úspěšné budování nákladných rozvojových institucí se v krátkém časovém horizontu nemusí projevit.

Společnost ČIA (2003) ukazuje jiný pohled na HDP: před vstupem České republiky do EU upozornila (kvůli změně metodiky výpočtu), že HDP ČR vzroste skokově o 5%. Důvodem je započítání výnosů z pronajimatelných nemovitostí, nebo hodnota silnic a dálnic. Rybníček ze statistického úřadu v rozhovoru pro Mediafax.cz (2010) říká, že ukazatel HDP není použitelný pro výpočet blahobytu: nezahrnuje ty činnosti v ekonomice, které jsou bez ekonomického zisku.

1.1.2 Alternativy ukazatele

Janáčková (2005) uvádí, že místo používaného ukazatele by mohla být provedena úprava HDP v eurovém vyjádření. Výpočet by probíhal převodem českého nominálního HDP pomocí kurzu eura a očištění o inflaci v eurozóně. Problém je v tom, že do ukazatele je zahrnut vliv inflace a kurzových pohybů, které nemusí odrážet pouze růst kvality. Obdobnou změnu zmiňují Kubíček a Tomšík (2005), kteří tento postup hodnotí jako radikální. Hlavní nedostatek této varianty spatřují v tom, že statky vyráběné v tuzemsku jsou vystaveny zahraniční konkurenci. Všechny statky takto srovnávat nelze. Podle odhadů tohoto ukazatele byl hospodářský růst podhodnocen o více než 1% ročně.

Kromě tohoto ukazatele autoři ještě navrhuji druhou alternativu ukazatele blahobytu a to hrubého domácího důchodu. Zamrazilová (2005) uvádí jeho výpočet jako přínos (resp. ztrátu) ze změny směnných relací připočtenou k HDP. Tento ukazatel ukazuje, že průměrné tempo růstu HDP bylo podhodnoceno takřka o 1%.

Janáčková (2005) doporučuje, jako nejschůdnější variantu, vedle ukazatele HDP používat ještě další ukazatele, které vývoj ekonomiky mohou posoudit komplexněji. Jako příklad uvádí reálné zhodnocování koruny, které může být významným ukazatelem růstu ekonomiky, když je dlouhodobé a udržitelné. Singer (2005) uvedl, že z důvodu vysoké variability kurzů, nemáme v současnosti k dispozici lepší ukazatel.

I přes uvedené nedostatky nebyl doposud vymyšlen ukazatel lepší, než v současnosti používaný. To dokládají i články publikované v poslední době, které ukazatel HDP využívají, např. Mayerhauser a Strassner (2011), Panek a kol. (2011) a Baumgardner a kol. (2012). Všechny tyto výzkumy se zabírají vývojem ve Spojených státech Amerických v době hospodářské krize až do roku 2011. Výsledky ukázaly, že většina států unie se z hospodářského poklesu

dokázala probudit a nyní rostou. Jiný pohled nabízí Hyasat a Alalaya (2011), kteří hodnotili hlavní faktory ovlivňující HDP, pomocí metody Box-Jenkins. Výsledky ukazují, že hlavním faktorem bylo schválení nového zákona o investicích.

1.1.3 Vliv centrálních bank na HDP

Centrální banky mají možnost, pomocí měnové politiky, ovlivňovat vývoj ekonomiky. Kromě základních metod existují i jejich kombinace. Jednou z možností je provádět politiku stop and go. Když je požadovaného cíle (úrovně HDP) dosaženo, centrální banka další operace zastaví (stop), v opačném případě operace pokračují (go). Problémy jsou v tom, že existuje informační a reakční zpoždění. To může vést ke špatnému výsledku konkrétního kroku: Wawrosz a kol. (2012) uvádí, že výsledkem expanzivní politiky může být růst inflace místo změny HDP, naopak u restriktivního přístupu může být vyvolána iluze recese a zastavení ekonomické aktivity. Druhý aktuální problém, je past na likviditu, kdy je úroková sazba blízká nebo rovna 0. Expanzivní politika nemusí ovlivnit chování ekonomických subjektů.

V roce 2010 přešly některé centrální banky na politiku kvantitativního uvolňování. Chtěly donutit komerční banky, aby finance neinvestovaly do vládních dluhopisů, ale poskytovaly úvěr ekonomickým subjektům. Výsledky shrnuje Brychta (2011) na případu americké centrální banky FED. Vývoj ukazatele HDP není pozitivní; z růstu (na počátku roku 2011) ve výši 3,9% předpověď klesala na 2,9%. Konečný výsledek HDP USA 2011 je pouze 1,8%.

Kapounek (2010a) uvádí, že Evropská centrální banka, z důvodu dlouhodobé neadekvátní restriktive (z důvodu snížení inflace), potlačuje hospodářský růst v celé měnové unii (snížil se z 3% v roce 1999 na 1,7% v roce 2005). Výzkum Kapounka (2010b) zjistil, že pro Českou republiku neexistuje dlouhodobý vztah mezi měnovou zásobou a ekonomickou aktivitou obyvatelstva.

1.2 Akciové indexy

V České republice je největším a nejstarším organizátorem trhu s cennými papíry Burza cenných papírů Praha (založená již v roce 1871). Z obchodovaných akcií je tvořen index PX. Tento index vytváří akcie 13 společností. K nejvíce zastoupeným patří Erste Group Bank, VIG, ČEZ, Komerční banka a Telefónica C.R., které ovlivňují index z 89%, ostatních 8 společností představuje zbývajících 11%. To je důvodem proč index PX Burzy cenných papírů Praha nemá nejlepší vypovídací schopnost.

Podstatně významnější v tomto ohledu je burza ve Frankfurtu (Frankfurter Wertpapierbörse). Ta je

podle Musílka (2011) nejdůležitější burzou v Německu. Realizuje se na ni více než 95% obchodů Německa a to i přes to, že je jednou ze sedmi německých burz. Frankfurtská burza má dlouhou historii. Dnes je zde obchodováno více než 10 000 akcií, přes 3 000 podílových fondů, přes 400 fondů indexových a komoditních a okolo 14 000 dluhopisů. Zajímavostí je, že mezi účastníky trhu (kterých je asi tři sta) se nachází dvě české společnosti – Fio a Wood and Company. Základním indexem Frankfurtské burzy podle Rejnuše (2011) je index DAX 30. Zahrnuje třicetku nejobchodovanějších německých „blue chips“ kótovaných na burze, vybraných na základě „free float value“ a objemů obchodů. Výpočty indexu vycházejí z cen v obchodním systému XETRA. Největší zastoupení na tomto indexu má společnost Commerzbank AG (která má podíl přes 31%) ostatní společnosti mají podíl nižší a žádná společnost významně nevyčnívá. Důvod, proč zkoumat vývoj indexu DAX 30 je, že české hospodářství je na Spolkové republice Německo vysoce závislé. V roce 2011 bylo do Německa vyvezeno zboží za 922 mld. Kč, což je více jak 30% celkového vývozu České republiky.

Z globálních akciových indexů, tvořených nejvýznamnějšími akciemi ekonomických společností, je jeden z nejvýznamnějších (z pohledu Evropské unie) index Dow Jones EURO STOXX 50. Rejnuš (2011) jej definuje jako globální evropský index zahrnující 50 „blue chips“ eurozóny. Výběrovým kritériem je opět „free float value“, tj. tržní hodnota volně obchodovaného počtu akcií. Největší zastoupení mají dvě společnosti (Sanofi a Total), obě shodně po 5,5%. To je změna proti předchozím indexům závislým na malém počtu společností index ovlivňující. Při analýze odvětví, ve kterých vystupují společnosti zahrnuté do indexu, je podíl 15,3% bankovních institucí, 10,1% chemického průmyslu a 9,2% petrochemického průmyslu. Ostatní mají méně než 9%. I to ukazuje, že index je vhodněji kombinován. Dalším pohledem je zastoupení států, ve kterých jsou společnosti rezidenty: ukazatel přisuzuje Francii 35,4%, Německu 32,3%, Španělsku 12,2% a ostatní státy jsou zastoupeny méně než 8%. Toto kritérium věrohodnost indexu snižuje, závislostí na dvou významných evropských ekonomikách.

1.3 Regresní analýza

Jak autoři (Hendl, 2009; Hindls a kol., 2007; Kába a Svatošová, 2012) uvádí, úkolem regresní analýzy je rozbor vztahu dvou a více proměnných. Cílem je vztah mezi závisle (regresand) a nezávisle proměnnou (regresor) vyjádřit pomocí matematické funkce, tzv. regresního odhadu. Jednotlivé body nebudou le-

žet přesně na regresní funkci, ale budou se určitým způsobem odchylovat.

Základním modelem je **regresní přímka** tvaru:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x, \quad (1)$$

kde:

β_0, β_1 jsou neznámé parametry,
 β_0 vyjadřuje absolutní člen,
 β_1 směrnici přímky.

Pro výpočet regresní přímky je nutné stanovit bodové odhady b_0, b_1 parametrů β_0, β_1 . K tomu se nejčastěji používá metoda nejmenších čtverců, při hledání minima výrazu:

$$S = \sum (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2. \quad (2)$$

Úpravou vznikne soustava dvou normálních rovnic:

$$\sum y_i = nb_0 + b_1 \sum x_i, \quad (3)$$

$$\sum x_i y_i = b_0 \sum x_i + b_1 \sum x_i^2.$$

Použitím Cramerova pravidla budou pak odhady parametrů na základě rovnic:

$$b_1 = \frac{n \sum x_i y_i - \sum x_i \sum y_i}{n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2}, \quad (4)$$

$$b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{x}.$$

Tak se vypočítá výběrová regresní přímka, která je nezkresleným odhadem regresní přímky (Hindls a kol., 2007).

Druhý model je **logaritmická regrese** ve tvaru:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \ln x, \quad (5)$$

kde:

β_0, β_1 jsou neznámé parametry.

Metodou nejmenších čtverců, transformací parametrů β_0, β_1 na b_0, b_1 a použitím úpravy vznikne soustava dvou normálních rovnic:

$$\sum y_i = nb_0 + b_1 \sum \ln x_i, \quad (6)$$

$$\sum \ln x_i y_i = b_0 \sum \ln x_i + b_1 \sum \ln x_i^2.$$

Hindls a kol. (2007) uvádějí, že je vhodné tuto funkci užívat k modelování závislosti parabolického typu, které nedosahují maxima, ale rostou velmi pozvolna.

Třetí model je **parabolická regrese** ve tvaru:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2, \quad (7)$$

kde:

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$ jsou neznámé parametry.

Metodou nejmenších čtverců, transformací parametrů $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ na b_0, b_1, b_2 a použitím úpravy vznikne soustava tří normálních rovnic:

$$\begin{aligned} \sum y_i &= nb_0 + b_1 \sum x_i + b_2 \sum x_i^2, \\ \sum x_i y_i &= b_0 \sum x_i + b_1 \sum x_i^2 + b_2 \sum x_i^3, \\ \sum x_i^2 y_i &= b_0 \sum x_i^2 + b_1 \sum x_i^3 + b_2 \sum x_i^4. \end{aligned} \quad (8)$$

Použitím Cramerova pravidla, nebo počítačem jsou získány odhady parametrů regresní paraboly.

1.4 Korelační analýza

Podle Káby a Svatošové (2012) korelační analýza určuje stupeň závislosti mezi proměnnými. Na rozdíl od regresní analýzy, která se zaměřuje na formu vztahu mezi nimi. Hindls a kol. (2007) doporučují intenzitu a kvalitu regresní funkce měřit podle toho, jak se podílí na rozptylu skutečně zjištěných hodnot rozptyl vyrovnaných hodnot, resp. rozptyl odchylek kolem regresní čáry je **index determinace**:

$$r^2 = \frac{S_y^2}{S_y^2}. \quad (9)$$

Výsledky se pohybují v intervalu (0; 1). Podle Pecákové (2011) je žádoucí mít co nejvyšší podíl vysvětlených jevů, tj. být co nejbližší číslu 1. Řezánková (2001) uvádí, že index vynásobený stem vysvětluje, kolik procent rozptylu proměnné je vysvětleno modelem a kolik zůstalo nevysvětleno.

Používanou charakteristikou je **index korelace**, který je definován jako odmocnina indexu determinace:

$$r = \sqrt{\frac{\sum (Y_i - \bar{y})^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}}. \quad (10)$$

Pokud je mezi veličinami X a Y lineární závislost, zjednodušují se indexy na tzv. koeficienty. **Koeficient determinace** potom je:

$$r^2 = \frac{S_{xy}^2}{S_x^2 \cdot S_y^2}. \quad (11)$$

Obdobně i **koeficient korelace**:

$$r = \frac{n \sum x_i y_i - \sum x_i \sum y_i}{\sqrt{\left\{ n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2 \right\} \left\{ n \sum y_i^2 - (\sum y_i)^2 \right\}}}. \quad (12)$$

1.5 Test významnosti korelačního koeficientu

Korelační koeficient je pouze bodový odhad. Protože se jedná o výběrovou charakteristiku, nemusí nenulová hodnota znamenat, že korelační koeficient základního souboru je nenulový. Proto je nutné provádět test hypotézy, zda jsou proměnné X a Y nezávislé:

$$H_0: \rho = 0. \quad (13)$$

Z nulové hodnoty neplyne nezávislost náhodných proměnných. Lze jen prohlásit, že jsou nekorelované. Zamítnutí hypotézy znamená, že výběrový korelační koeficient se statisticky významně liší od 0, mezi proměnnými existuje lineární závislost. Test hypotézy se provádí pomocí kritéria:

$$t = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sqrt{n-2}, \quad (14)$$

kteří má za platnosti H_0 Studentovo rozdělení o $f = n - 2$ stupních volnosti. Pro obvyklou oboustrannou alternativu hypotézy při hladině významnosti 0,05 lze kriticky obor zapsat:

$$K = \left\{ |t| > t_{0,05(n-2)} \right\}, \quad (15)$$

pokud $|t|$ stanovené podle uvedeného kritéria je větší než kritická hodnota Studentova rozdělení; nulová hypotéza se zamítá na hladině významnosti 0,05. Říká se, že korelační koeficient je statisticky významný.

2. Hypotézy

Z popsánoho vyplývají otázky, které vycházejí z předchozích výzkumů na shodné téma. Ty potvrdily, že na základě vývoje akciového trhu je možné odhadovat vývoj ve Spojených státech Amerických. Důvodem je, že tento akciový trh je nejrozvinutější na světě. Mladší výzkumy potvrdily tuto možnost i pro jiné státy (např. Naes a kol. (2011) pro Norsko). Tento předpoklad bude testován pro ČR, proto byly stanoveny pracovní hypotézy:

č. 1: *Vývoj české ekonomiky je predikovatelný na základě vývoje indexu PX pražské burzy.* To vychází z předpokladu, že ekonomika je nejlépe sledovaná podle společností obchodujících na domácím trhu. Myšlenka pochází z toho, že společnosti (vstupující na tuzemském trhu) musí pracovat v právním prostředí, které ovlivňuje českou ekonomiku.

č. 2: *Vývoj české ekonomiky je predikovatelný na základě vývoje indexu DAX 30 frankfurtské burzy.* To vychází z předpokladu, že Česká republika je závislá na vývoji německé ekonomiky. Celá třetina českého vývozu směřuje k našim západním sousedům.

č. 3: *Vývoj české ekonomiky je predikovatelný na základě vývoje indexu Dow Jones EURO STOXX 50 newyorské burzy.* To předpokládá, že česká ekonomika je propojena s ekonomikami eurozóny. Důvodem může být, že ČR je členem Evropské unie a s těmito státy spolupracuje.

3. Výsledky

Výsledky se zaměřují na zjištění, zda lze predikovat vývoj české ekonomiky reprezentované ukazatelem HDP, resp. který ze tří předvybraných akciových indexů je k tomu nejvhodnější. Zkoumání probíhá na základě regresní a korelační analýzy všech sledovaných ukazatelů, minimálně za období od roku 2000 do konce 2012. V této práci jsou použité údaje s rozdílným časovým úsekem. Index PX je počítán z údajů čtvrtletních, indexy DAX 30 a Dow Jones EURO STOXX 50 s ročními údaji. Těmito omezením jsou přizpůsobeny údaje HDP.

3.1 Nejvhodnější akciový index

Byl proveden test závislosti mezi akciovými indexy a HDP ČR, s daty za srovnatelné časové období, bez zpoždění ukazatele HDP. Výsledky jsou vypočteny, za pomoci indexu determinace, a uvedeny v tab. 1.

Nejlepší výsledky (ve všech variantách) vykazuje akciový index pražské burzy PX, kde se výsledky pohybují v rozmezí 47–65%. Druhý, taktéž vysvětlující je index frankfurtské burzy DAX 30 s rozmezím 18–20%. Nejhorší je index newyorské burzy Dow Jones EURO STOXX 50 s 11% závislostí. Důvody jsou spatřovány v geografické vzdálenosti, a že index Dow Jones neobsahuje žádnou českou

společnost, která by alespoň částečně mohla kurz ovlivnit. V tomto indexu je zastoupena třetinovým podílem Francie, která na tuzemskou ekonomiku nemá takový vliv jako Německo, resp. jeho akciový index DAX 30.

Protože hodnoty závislosti zahraničních indexů jsou nízké, byl u lineárních spojnic trendů proveden test významnosti korelačního koeficientu, na hladině významnosti 0,05. Pro zahraniční indexy DAX 30, resp. Dow Jones EURO STOXX 50 vycházejí pomocná kritéria T, v absolutní hodnotě 1,84, resp. 1,32. Kritická hodnota Studentova rozdělení je pro oba indexy shodná ve výši 2,145. Jelikož kritérium T je menší než kritická hodnota, nulová hypotéza je potvrzená, oba indexy jsou vůči HDP ČR nekorelované. Obdobný test byl proveden i pro index PX, kde kritérium T je 3,54 a kritická hodnota je 2,008. Protože kritérium T je větší než kritická hodnota, nulová hypotéza se zamítá, index PX a HDP ČR jsou korelovány a korelační koeficient je statisticky významný na hladině významnosti 0,05. Z výsledků testu významnosti korelačního koeficientu se autor rozhodl vyřadit indexy DAX 30 a Dow Jones EURO STOXX 50 z dalšího zkoumání. Na základě těchto výsledků jsou zamítnuty pracovní hypotézy č. 2 a 3. Dále bude pracováno pouze s indexem PX i přes to, že z uvedených indexů má nejnižší vypovídací schopnost (malé množství obchodovaných společností).

3.2 Testování časového posunu

V předchozích výzkumech (Cohen a kol. 1982; Levine 1991; Levine a Zervos, 1998) nejsou akciové indexy s HDP časově shodné, jak bylo porovnáváno v předchozí kapitole. Existují různá zpoždění ukazatele HDP proti indexům. Tab. 2 ukazuje výsledky

Tab.1 Index determinace bez zpoždění HDP.

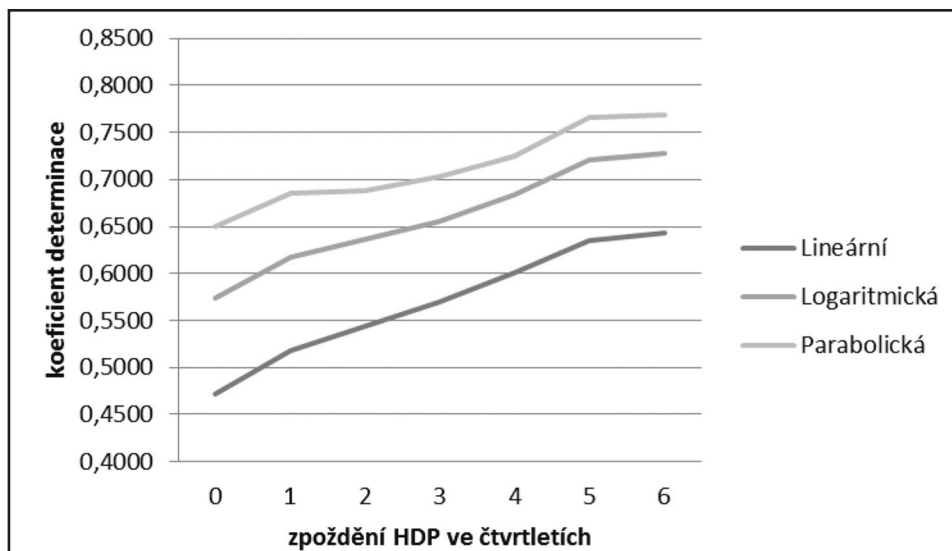
Spolehlivost spojnice trendů	HDP ČR vs. akciový index		
	PX	DAX 30	DJ EURO STOXX 50
Lineární	0,4718	0,1947	0,1111
Logaritmická	0,5732	0,1815	0,1103
Parabolická	0,6497	0,1978	0,1118

Zdroj: vlastní výpočty.

Tab. 2 Index determinace při zpoždění HDP.

Spolehlivost spojnice trendů	PX vs. HDP opožděno o dvě čtvrtletí	PX vs. HDP opožděno o tři čtvrtletí	PX vs. HDP opožděno o čtyři čtvrtletí	PX vs. HDP opožděno o pět čtvrtletí	PX vs. HDP opožděno o šest čtvrtletí
Lineární	0,5438	0,5693	0,6016	0,6356	0,6434
Logaritmická	0,6361	0,6561	0,6847	0,7210	0,7270
Parabolická	0,6880	0,7032	0,7251	0,7652	0,7683

Zdroj: vlastní výpočty.



Obr. Index determinace při zpoždění HDP. Zdroj: vlastní zpracování.

testovaného zpoždění od dvou až po šest čtvrtletí.

Důvod, proč testování končí po zpoždění šest kvartálů, je zastavení zlepšování výsledků. Mezi pátým a šestým kvartálem je minimální, v řádu několika tisícín – desetín procenta indexu determinace. V časovém průběhu zpoždění je sledován sblíživí se charakter jednotlivých spolehlivostí. Původní rozpětí takřka 18% se v šestém kvartálu zmenší na 12,5%, viz obr. 1.

Z obou výstupů je zřejmé, že časovým posunem došlo ke zvýšení vysvětlených údajů: u lineárního trendu o více než 17%, u logaritmického 15% a u parabolického 12%.

Nejvyšší zlepšení závislosti mezi závisle a nezávisle proměnnou je při posunu ze zpoždění čtyř na pět čtvrtletí. Lineární trend se zlepšil o 3,4%, logaritmický o 3,63% a parabolický dokonce o 4,01%.

Pro lineární koeficient korelace při zpoždění pěti čtvrtletí je nutné provést opět test významnosti korelačního koeficientu. Testuje se nulová hypotéza, kritérium T vychází 8,96, kritická hodnota Studentova rozdělení na hladině významnosti 0,05 má hodnotu 2,013. Protože kritérium je vyšší než kritická hodnota, nulová hypotéza se zamítá, korelační koeficient je statisticky významný. Pracovní hypotéza č. 1 je potvrzena.

Z těchto důvodů bude dále pracováno a predikován budoucí vývoj HDP ČR při zpoždění o pět čtvrtletí proti akciovému indexu pražské burzy PX.¹

¹ Data z pražské burzy o vývoji indexu jsou dostupná takřka hned po skončení období, proto autor článku již zná údaje za druhý kvartál 2013. Prvotní údaje o ukazateli

Zpoždění indexu HDP je shodné s předchozími výzkumy. Ty mají nižší zpoždění, pouze v řádu pololetí až jednoho roku, např. Cohen a kol. (1982) zjistili zpoždění ve výši třičtvrtě roku.

3.3 Predikce předpokládaného vývoje

Pro vybrané zpoždění pěti čtvrtletí byla spočítána regresní funkce, opět pro tři typy trendů, jak ukazují tab. 3.

Po transformaci parametrů z tab. 3 do jednotlivých modelů vychází pro lineární regresi rovnice $y = 589\,489 + 235,51x$ při spolehlivosti 0,6356, pro logaritmickou regresi $y = -710\,205 + 225\,868 \ln(x)$ při spolehlivosti 0,7210, pro parabolickou regresi $y = 351\,447 + 795,34x - 0,2695x^2$ při spolehlivosti 0,7652.

Z těchto rovnic byla vytvořena predikce vývoje HDP ČR, na základě skutečných údajů pražské

HDP se zveřejňují až 70 dní po uplynutí období. Z tohoto důvodu je možné predikci provádět na šest kvartálů dopředu.

Tab. 3 Bodové odhady regrese.

Proměnné	Regrese		
	lineární	logaritmická	parabolická
b_0	589 489,00	-710 205,00	351 447,00
b_1	235,51	225 868,00	795,37
b_2	-	-	-0,2695

Zdroj: vlastní výpočty.

Tab. 4 Predikce HDP na základě indexu PX.

Rok	čtvrtletí	PX	lineární	logaritmická	parabolická
2013	Q2	977	819 582	844 780	871 278
	Q3	906	802 940	827 822	850 939
	Q4	927	807 728	832 833	857 067
2014	Q1	990	822 722	847 842	874 814
	Q2	1 012	827 825	852 730	880 355
	Q3	946	812 360	837 577	862 782

Zdroj: vlastní výpočty.

burzy. Takto lze stanovit předpověď HDP až do třetího kvartálu roku 2014, jak ukazuje tab. 4.

U všech predikcí vychází výsledky v rozmezí 803–880 mld. Kč, ale podle jednotlivých regresí se liší. Nejpesimističtější je lineární regrese s výsledky 803–828 mld. Kč, prostřední logaritmická regrese s 828–853 mld. Kč a neoptimističtější je regrese parabolická s 851–880 mld. Kč. Podle výsledků indexu determinace se nejpravděpodobnější jeví predikce parabolické regrese.

Vypočtené výsledky jsou vloženy do obr. 2, který ukazuje historický vývoj čtvrtletních údajů HDP ČR. Z grafu je patrné, že výsledky predikce, nejsou pozitivní, jsou na úrovni několika let zpět.

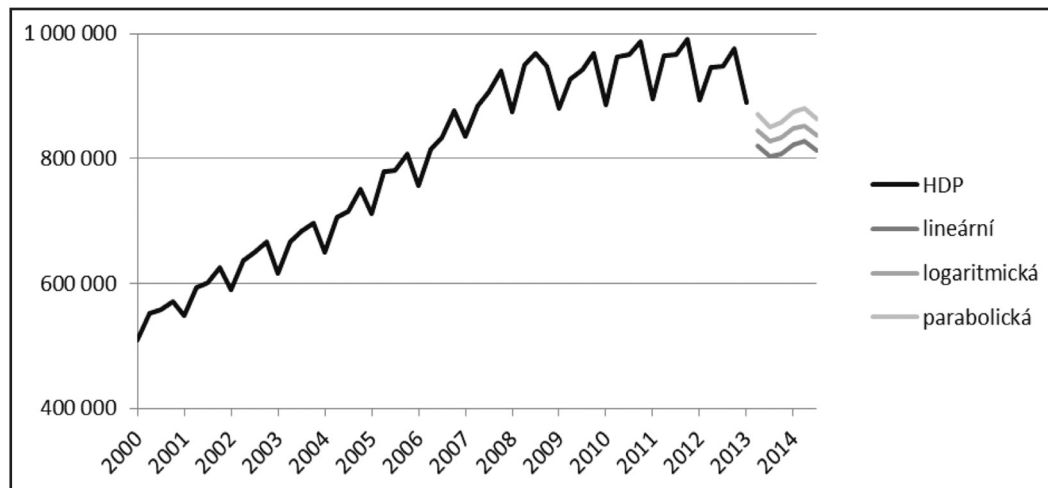
Je nutné upozornit, že získané výsledky, potažmo predikce, mohou být ovlivněny měnovou politikou ČNB. Díky tomu, nemusí být vývoj akciového trhu a ekonomické aktivity shodný.

4. Diskuse

Výsledky jsou shodné s předchozími výzkumy (Cohen a kol., 1982; Kaul a Kayacetin, 2009; Levi-

ne, 1991; Levine a Zervos, 1998, Naes a kol., 2011) a potvrzují, že mezi indexem akciového trhu (v tomto případě index pražské burzy PX) a HDP je závislost, která je silná a pozitivně korelována. Vysoká spolehlivost vyšla i přes to, že v období od roku 2000 do prvního kvartálu 2013 se výrazně změnil vývoj tuzemské ekonomiky (z růstu 7,9% v prvním kvartálu 2007 až po pokles 5,5% ve třetím kvartálu 2009). To výsledkům pomáhá, potvrzuje jejich pravdivost a použitelnost v různých obdobích hospodářského cyklu.

Jak tab. 4 a obr. 2 dokládají a predikce říká, česká ekonomika se v rámci nejpravděpodobnější varianty bude držet ve stagnaci, případně ve velice pozvolném růstu. Výsledky prvního kvartálu 2013 se stejnými obdobími předchozích let tomu odpovídají. Sečtením známého výsledku ukazatele HDP (první kvartál 2013 = 890 090 mil. Kč) s predikcí podle lineární regrese vychází celkové roční HDP ve výši 3 320 mld. Kč, což odpovídá úrovni roku 2006 (HDP 3 280 mld. Kč). Podle logaritmické regrese vychází HDP 3 395 mld. Kč, kterému je nejbližší také rok 2006 a podle parabolické predikce jde o HDP 3 469 mld. Kč, což už je úroveň roku 2007



Obr. 2 Průběh funkce HDP včetně predikce. Zdroj: vlastní zpracování.

(3 565 mld. Kč). Výsledek parabolické predikce je blízký zveřejněné prognóze ČNB (2013), která předpokládá roční výsledek HDP ČR ve výši 3 524 mld. Kč.

Dosažené výsledky ukazují, že se ČR z krize, která propukla v závěru roku 2008, stále nedostala a do konce letošního roku ještě nedostane. V porovnání s Lotyšskem, které se v roce 2009 propadlo v ukazateli HDP o 17% a muselo požádat o mezinárodní pomoc (z důvodu státního krachu), ale již dva roky poté ekonomika rostla o 5% ročně a stále roste (zatím se nevrátila na předkrizovou úroveň), je to poměrně značný rozdíl (Ekonom, 2013a). Pozitivně pro ČR vypadá počet nově založených kapitálových společností v prvním pololetí 2013: bylo jich založeno 12 024, což je nárůst o 5,3% oproti předchozímu roku. To je nejvyšší stav za posledních šest let (Ekonom, 2013b). Rok 2014 ještě není možné hodnotit celkově, není známa predikce pro čtvrtý kvartál roku. Z tohoto důvodu rok 2014 zůstává bez komentáře, i když výsledky ukazují pozitivnější vývoj než v roce 2013.

Literatura

Baumgardner, F., Brooks, L., Cao, L. (2012). Gross Domestic Product by State: Advance Statistics for 2011 and Revised Statistics for 1997–2010. *Survey of Current Business*, 92(7), s. 101–130.

Benáček, V. (2005). *Měříme správně HDP?: sborník textů*. Vyd. 1., ed. Marek Loužek, Centrum pro ekonomiku a politiku, Praha, 122 s.

Brychta, J. (2011). Druhé kolo kvantitativní uvolňování končí. *Finance.cz*.

Burza cenných papírů Praha (2013). *Hlavní stránka – Burza cenných papírů Praha, a. s.* Dostupné z: <http://www.bcpp.cz/>.

Burzy cenných papírů: Frankfurter Wertpapierbörse. [online] [cit.03-02-2009] Dostupné z: <http://www.investujeme.cz/burzy-cennych-papiru-frankfurter-wertpapierborse/>.

ČIA. (2003). Změna metodiky výpočtu HDP zvedne výkon české ekonomiky. *Kurzy.cz(-)*. Dostupné z: <http://zpravy.kurzy.cz/71597-zmena-metodiky-vypoctu-hdp-zvedne-vykon-ceske-ekonomiky/>.

ČNB: Klíčové makroekonomické indikátory. (2013). *ČNB* [online]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_

Závěr

Cílem tohoto článku bylo zjistit, zda lze predikovat vývoj českého HDP, příp. na základě jakého, ze tří předvybraných akciových indexů. Na základě korelačních koeficientů bylo nutné vyřadit indexy frankfurtské a newyorské burzy, protože vůči HDP neprojevovali statisticky významnou závislost. Z tohoto důvodu byly zamítnuty pracovní hypotézy č. 2 a 3. Přes hlavní nedostatek, kterého si je autor vědom, spočívající v nízké vypovídací schopnosti akciového indexu pražské burzy cenných papírů, jsou výsledky závislosti mezi oběma proměnnými dostatečně vysoké, aby se dalo s hodnotami indexu PX pracovat v podobě predikce ukazatele HDP pro ČR a potvrdit pracovní hypotézu č. 1. Predikce naznačuje, že by hospodářská situace země měla stagnovat. Na základě údajů parabolické regresní funkce je možné, že nastane pozvolný ekonomický růst.

Poděkování

Příspěvek je výstupem projektu specifického výzkumu Výzkum interních a externích faktorů ovlivňujících hodnotu podniku Interní grantové agentury Vysokého učení technického v Brně s registračním číslem FP-S-13-2064.

inflaci/2013/2013_III/download/ZOI_III_2013_T_1_Makroindikatory.xls.

Égert, B., Drine, I., Lommatzsch, K., Rault, C. (2003). The Balassa–Samuelson effect in Central and Eastern Europe: myth or reality? *Journal of Comparative Economics*, 31(3), s. 552–572.

Ekonom. (2013a). LVII(29).

Ekonom. (2013b). LVII(30).

Euro Stoxx 50 Index. (2013). Dostupné z: http://www.stoxx.com/download/indices/factsheets/sx5e_fs.pdf.

Filer, R., Hanousek, J. (2002). Data Watch: Research Data from Transition Economies. *Journal of Economic Perspectives*, 16(1), s. 225–240.

Fischer, J. (2005). *Měříme správně HDP?: sborník textů*. Vyd. 1., ed. Marek Loužek, Centrum pro ekonomiku a politiku, Praha, 122 s.

GDAXI Components | DAX Stock – Yahoo! Finance. (2013). Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/q/cp?s=^GDAXI+Components>.

Heller, J. (2013). *Hrubý domácí produkt: Časové řady ukazatelů čtvrtletních účtů*. Dostupné z: http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/hdp_cr.

- Hendl, J. (2009). *Přehled statistických metod: analýza a metaanalýza dat*. 3., přeprac. vyd., Portál, Praha, 695 s.
- Hindls, R., Hronová, S., Seger, J., Fischer, J. (2007). *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd., Professional Publishing, Praha, 415 s.
- Hronová, S., Hindls, R. (2005). *Měříme správně HDP?: sborník textů*. Vyd. 1., ed. Marek Loužek, Centrum pro ekonomiku a politiku, Praha, 122 s.
- Hyasat, E., Alalaya, M. (2011). Application of Box-Jenkins Models in Long Term Forecasting Gross Domestic Product in Jordan (1975–2008). *European Journal of Economics, Finance & Administrative Sciences*, 30, s. 152–163.
- Janáčková, S. (2005). *Měříme správně HDP?: sborník textů*. Vyd. 1., ed. Marek Loužek, Centrum pro ekonomiku a politiku, Praha, 122 s.
- Jurečka, V. (2010). *Makroekonomie*. 1. vyd., Grada, Praha, 332 s.
- Kába, B., Svatošová, L. (2012). *Statistické nástroje ekonomického výzkumu*. (176 s.) Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk.
- Kapounek, S. (2010a). Produkční a inflační mezera po zavedení eura – vliv společné monetární politiky ECB. *Forum statisticum slovacum* 2010(2), s. 69–74.
- Kapounek, S. (2010b). Money Demand and its Keynesian and Postkeynesian Concepts – case of the Czech Republic. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, LVIII(6), s. 209–226.
- Kaul, A., Kayacetin, N. (2009). Forecasting Economic Fundamentals and Expected Stock Returns Using Equity Market Order Flows: Macro Information in a Micro Measure? *SSRN Electronic Journal*, 88(3).
- Kislingerová, E. (2001). *Oceňování podniku*. 2. přeprac. a dopl. vyd., xvi, C. H. Beck, Praha, 367 s.
- Kubiček, J., Tomšík, V. (2005). *Měříme správně HDP?: sborník textů*. Vyd. 1., ed. Marek Loužek, Centrum pro ekonomiku a politiku, Praha, 122 s.
- Levine, R. (1991). Stock Markets, Growth, and Tax Policy. *Journal of Finance*, 46(4), s. 1445–1465.
- Levine, R., Zervos, S. (1998). Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *American Economic Review*, 88(3), s. 537–558.
- Mayerhauser, N., Strassner, E. (2011). Prototype Quarterly Statistics on U.S. Gross Domestic Product by Industry. *Survey of Current Business*, 91(7), s. 32–43.
- Mediafax.cz. (2010). K nejvíce přeceňovaným statistickým údajům patří HDP. *Epravo.cz*(-). Dostupné z: <http://www.epravo.cz/zpravodajstvi/k-nejvice-precenovanym-statistickym-udajum-patri-hdp-69708.html>.
- Musílek, P. (2011). *Trhy cenných papírů*. 2., aktualiz. a rozš. vyd., Ekopress, Praha, 520 s.
- Naes, R., Skjeltorp, J., Odegaard, B. (2011). Stock Market Liquidity and the Business Cycle. *Journal of Finance*, 66(1), s. 139–176.
- Panek, S., Assenova, S., Hinson, J., Rodriguez, R. (2011). Gross Domestic Product by Metropolitan Area: Advance Statistics for 2010 and Revised Statistics for 2007–2009. *Survey of Current Business*, 91(10), s. 93–128.
- Pecáková, I. (2011). *Statistika v terénních průzkumech*. 2. dopl. vyd., Professional Publishing, Praha, 236 s.
- Rejnuš, O. (2011). *Finanční trhy*. 3., rozš. vyd., Key Publishing, Ostrava, 689 s.
- Řezanková, H. (2001). *Interaktivní učebnice statistiky* [online]. [cit. 2013-07-09]. Index determinace. Dostupné z: <http://iastat.vse.cz/regrese/Regrese9.htm>.
- Singer, M. (2005). *Měříme správně HDP?: sborník textů*. Vyd. 1., ed. Marek Loužek, Centrum pro ekonomiku a politiku, Praha, 122 s.
- Soukup, J. (2010). *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd., Management Press, Praha, 518 s.
- The 2012 Statistical Abstract – U.S. Census Bureau*. (2013). Dostupné z: <http://www.census.gov/compendia/statab/2012/tables/12s1396.pdf>.
- Wawrosz, P., Heissler, H., Mach, P. (2012). *Realie k makroekonomii: odborné texty, mediální reflexe, praktické analýzy*. Vyd. 1., Wolters Kluwer, Praha 469 s.
- Zamrazilová, E. (2005). *Měříme správně HDP?: sborník textů*. Vyd. 1., ed. Marek Loužek, Centrum pro ekonomiku a politiku, Praha, 122 s.

Doručeno redakci: 23. 8. 2013

Recenzováno: 12. 9. 2013

Schváleno k publikování: 11. 3. 2014

Ing. Jan Pěta

Vysoké učení technické v Brně
 Fakulta podnikatelská
 Ústav financí
 Kolejní 2906/4, 612 00 Brno
 Česká republika
 e-mail: peta@fbm.vutbr.cz