Stati

MAKROEKONOMICKÉ VELIČINY A CENY AKCIÍ

Jan KODERA, Václava PÁNKOVÁ, Vysoká škola ekonomická, Praha

Vztah makroekonomických veličin a akciových kurzů je problém, který je až v poválečném období sledován ve větším rozsahu. Je to logický důsledek snahy vysvětlit zákonitosti pohybu cen akcií v souvislosti s hodnotami makroekonomických veličin. Základním aparátem výzkumu se nejdříve stalo vizuální posouzení souvislostí grafů vývoje akciových indexů s grafy vývoje makroekonomických veličin. Později, přibližně v 60. letech, se rozvíjejí tzv. faktorové modely. V nich se předpokládá, že výnosnost akcií nebo akciového indexu závisí na jedné nebo na více makroekonomických veličinách, které jsou očekávány ekonomickým subjektem. Na základě empirických zkušeností se většinou uvažují tempa růstu hrubého domácího produktu, průmyslové výroby, očekávaná míra inflace, případně další proměnné. V této stati se budeme věnovat agregovanému faktorovému modelu, ve kterém budeme uvažovat nikoli cenu jedné akcie, ale akciový index a jeho závislost na makroekonomických veličinách a na jeho zpožděné hodnotě.

1. Teoretický model

1. 1 *Model dynamiky cen*

Pro vysvětlení dynamiky akciového indexu vyjdeme ze základního modelu, který vysvětluje pohyb cen z nerovnosti nabídky a poptávky, tj.

$$P(t) \quad P(t \quad 1) \qquad D(t \quad 1) \quad Q(t \quad 1) \ , \tag{1}$$

kde   > 0, t je čas, D je poptávka po akciích, Q nabídka akcií a P je cena akcie (resp. akciový index). Proces, který popisuje rovnice (1), nazveme aritmetickým přizpůsobením. V této rovnici velice snadno a názorně přečteme, že pokud v čase $t-1$ je poptávka větší než nabídka, dojde v čase t ke zvýšení ceny. Pokud je poptávka menší než nabídka, dojde ke snížení ceny. Alternativním modelem k modelu aritmetického přizpůsobení je model geometrického přizpůsobení ve tvaru

$$\frac{P(t)}{P(t \quad 1)} \quad \frac{D(t \quad 1)}{Q(t \quad 1)} \ , \tag{2}$$

*) Článek byl vypracován za podpory GA ČR 402/00/0439 a 402/03/1299.

kde > 0. Platí totéž, co při modelu aritmetického přizpůsobení. Je-li poptávka větší než nabídka, roste cena a je-li menší, potom cena klesá. Po zlogaritmování výše uvedeného vztahu a využití toho, že klademe $p(t)=\log P(t)$, $d(t)=\log D(t)$, $q(t)=\log S(t)$, dostaneme

$$p(t)\quad p(t\quad 1)\qquad d(t\quad 1)\quad q(t\quad 1)\ , \tag{3}$$

kde > 0. Tuto rovnici použijeme pro popis dynamiky akciového indexu.

Rozdíl logaritmů akciového indexu $p(t)–p(t–1)$ interpretujeme jako výnosnost tržního portfolia. Taková interpretace plyne ze vztahu

$$p(t)\quad p(t\quad 1)\quad \log\frac{P(t)}{P(t\quad 1)}\quad \log\ 1\quad \frac{P(t)\quad P(t\quad 1)}{P(t\quad 1)}\qquad \frac{P(t)\quad P(t\quad 1)}{P(t\quad 1)}, \tag{4}$$

pokud je $\frac{P(t)\quad P(t\quad 1)}{P(t\quad 1)}$ dostatečně malá veličina. Jestliže neuvažujeme dividendy, potom výraz

$$\frac{P(t)\quad P(t\quad 1)}{P(t\quad 1)} \tag{5}$$

vyjadřuje relativní změnu hodnoty portfolia, tj. jeho výnosnost. Tato poznámka bude důležitá pro ekonomickou interpretaci rovnic v dalším textu. V následujících dvou subkapitolách popíšeme dva možné přístupy k sestrojení poptávkové funkce.

1. 2 *Poptávka po akciích a teorie portfolia*

Označme symbolem $d(t)$ poptávku po akciích (vyjádřenou jako logaritmus). Předpokládáme, že ekonomický subjekt řídí poptávku po akciích na základě tradičního modelu portfolia (viz např. Sharpe, 1970) složeného ze dvou aktiv: z akcií a obligací. Pro větší přehlednost výkladu klademe budoucnost do okamžiku t a současnost do okamžiku $t–1$. Budoucí cena akcie je náhodná veličina, jejíž očekávaná hodnota je dána jako nekonečný diskontovaný tok očekávaných dividend od okamžiku t do nekonečna. Dále předpokládáme, že dividenda Y^e očekávaná v čase t závisí na makroekonomických veličinách $\boldsymbol{V} = (v_1,\ldots,v_l)$ očekávaných v čase t, což označíme $Y^e(\boldsymbol{V}(t))$.

Jako diskontní činitel použijeme tržní úrokovou míru, kterou ztotožníme s celkovou očekávanou výnosností obligací. Tento přístup je poněkud abstraktní, přesně platí v ekonomice, kde jedinou možností uložení peněz je nákup obligací a jedinou možností vypůjčení peněz je emise obligací. Takto chápanou úrokovou míru budeme značit symbolem R. Symbol $R(t)$ bude značit hodnotu úrokové míry v čase t.

Očekávaná cena akcie je, jak bylo uvedeno výše, rovna nekonečnému diskontovanému toku očekávaných dividend

$$P^e(\boldsymbol{V}(t),R(t))\qquad \frac{Y^e(\boldsymbol{V}(t))}{R(t)} \tag{6}$$

Očekávanou výnosnost akcie definujeme vztahem

$$S(\boldsymbol{V}(t),R(t)P(t \quad 1)) \quad \frac{Y^e(\boldsymbol{V}(t)) \quad P^e(\boldsymbol{V}(t),R(t) \quad P(t \quad 1)}{P(t \quad 1)} \tag{7}$$

Z výše uvedeného vzorce plyne, že očekávaná výnosnost akcie závisí na makroekonomických veličinách, což je realistický předpoklad, protože např. zvýšení tempa růstu má za následek růst očekávané výnosnosti akcií. Podobně zvýšení kurzu cizích měn zdraží dovoz a zvýhodní vývoz, což opět ovlivní očekávanou výnosnost. Zda pozitivně nebo negativně, závisí na tom, je-li ekonomika orientovaná dovozně nebo vývozně. Podobně, očekávaný růst úrokové míry sníží očekávanou cenu akcií a tedy, za ostatních podmínek neměnných, i očekávanou výnosnost akcií.

Při určování funkce poptávky po akciích vyjdeme z teorie portfolia. Portfolio je složeno ze dvou aktiv, akcií a dluhopisů. Předpokládáme účelovou funkci ve tvaru

$$U \quad R_p \qquad {}^2_p, \tag{8}$$

kde R_p a $_p$ je výnosnost a riziko portfolia. Označme symboly X_1 a X_2 podíl akcií a obligací v portfoliu. Pro výnosnost portfolia platí, že je váženým průměrem výnosnosti aktiv, ze kterých se skládá:

$$R_p \quad X_1 S(\boldsymbol{V}(t),R(t),P(t \quad 1)) \quad X_2 R(t) \tag{9}$$

Riziko akcií a obligací a jejich kovarianci budeme pokládat za konstantní. Pro riziko portfolia máme

$$_p \quad X_1^2 \; {}^2_1 \quad 2X_1X_2\,\mathrm{cov}(S,R) \quad X_2^2 \; {}^2_2 \quad {}^{1/2} \tag{10}$$

Po dosazení do užitkové funkce dostaneme

$$U \quad X_1 S(\boldsymbol{V}(t),R(t),P(t \quad 1)) \quad X_2 R(t) \quad a \quad X_1^2 \; {}^2_1 \quad 2X_1X_2\,\mathrm{cov}(S,R) \quad X_2^2 \; {}^2_2 \quad {}^{1/2} \tag{11}$$

Ekonomický subjekt volí takový poměr akcií a dluhopisů v portfoliu, aby maximalizoval výše uvedenou užitkovou funkci za podmínek

$$X_1 \quad 0, X_2 \quad 0, X_1 + X_2 = 1 \tag{12}$$

Nejdříve eliminujeme X_2 a dostaneme funkci

$$U \quad R(t) \quad X_1 \; S(\boldsymbol{V}(t),R(t),P(t \quad 1)) \quad R(t) \quad a \quad X_1^2 \; {}^2_1 \quad 2X_1(1 \quad X_1)\mathrm{cov}(S,R) \quad (1 \quad X_1)^2 \; {}^2_2, \tag{13}$$

u které hledáme maximum za podmínek X_1 (0,1). Derivujeme výše uvedenou funkci podle X_1, derivaci položíme rovnu nule a po výpočtu dostáváme

$$X_1 \quad \frac{S(\boldsymbol{V}(t),R(t),P(t \quad 1)) \quad R(t) \quad 2a\,\mathrm{cov}(S,R) \quad 2a \; {}^2_2}{2a \quad {}^2_1 \qquad {}^2_2 \quad 2\,\mathrm{cov}(S,R)} \tag{14}$$

Celkové bohatství W je v našem systému konstantní. Poptávka po akciích D je dána součinem poměru akcií v portfoliu a bohatství, tj. $D = X_1W$.

Z teorie portfolia plyne, že poptávka po akciích závisí na vektoru očekávaných makroekonomických veličin (pro období t), dále závisí na úrokové míře (v čase t) a na ceně akcií v čase t–1. Popíšeme ji vztahem

$$D(t\quad 1)\quad X_1W\quad G(\mathbf{V}(t),R(t),P(t\quad 1)) \tag{15}$$

Výše uvedenou rovnici vyjádříme v logaritmické formě

$$d\quad \log X_1\quad \log W\quad g(\mathbf{V}(t),R(t),p(t\quad 1)) \tag{16}$$

Ve výše uvedené rovnici jsme položili $d = \log D$, $g = \log G$ a $p = \log P$. Dosadíme-li do rovnice (3), dostaneme

$$p(t)\quad p(t\quad 1)\qquad g(\mathbf{V}(t),R(t),p(t\quad 1))\quad q(t\quad 1) \tag{17}$$

Jak již bylo uvedeno, o nabídce q předpokládáme, že je konstantní. Funkci g, která není lineární, nahradíme lineárním výrazem, aby bylo možné použít lineárních ekonometrických odhadů. Veličinu $p(t–1)$ na levé straně převedeme na stranu pravou a dostaneme vztah

$$p(t)\qquad {}_0\qquad {}^{I}_{k\;1}\quad {}_{k\;k}(t)\qquad R(t)\qquad p(t\quad 1) \tag{18}$$

V aplikační části stati použijeme tuto rovnici k ekonometrické analýze.

1. 3 *Poptávka po akciích a hypotéza o heterogenním trhu*

Mikroekonomický přístup bude založen na strukturálním vnímání poptávky po akciích. V souvislosti s analýzou finančního trhu se s hypotézou o heterogenním trhu (Heterogeneous Market Hypothesis) setkáváme v odborné literatuře zahraniční i naší (viz např. Vošvrda, 2001; Vošvrda, Vácha, 2002). Na poptávku po akciích nebudeme nahlížet jako na požadavky jednoho homogenního subjektu, ale jako na požadavky skupiny subjektů. Tato hypotéza dělí subjekty požadující akcie na fundamentalisty a chartisty. Fundamentalisté předpovídají budoucí cenu akcií na základě ohodnocení akcie vytvořeného na fundamentálních principech. Hodnota akcie je diskontovaná očekávaná dividenda. Pokud tato hodnota převyšuje cenu akcie, je to signál k nákupu. Poptávka fundamentalistů je tedy dána vztahem

$$D^F(t\quad 1)\quad F(\quad(\mathbf{V}(t),R(t)),P(t\quad 1)), \tag{19}$$

kde $\quad(\mathbf{V}(t), R(t))$ je hodnota akcie.

Chartisté rozhodnutí o nákupu akcií realizují na základě předpovědi ceny pro období t provedené pomocí technické analýzy. Budeme předpokládat, že k zpracování předpovědi použijí znalost ceny současné, tj. z období t–1. Poptávka chartistů je dána vztahem

$$D^C\quad C(P(t\quad 1)) \tag{20}$$

Podle podílu chartistů a fundamentalistů na celkovém počtu účastníků trhu bude určena celková poptávka. Označme podíl fundamentalistů na celkovém počtu účastníků trhu symbolem *w.* Potom celková poptávka bude dána jako vážený průměr fundamentalistické a chartistické poptávky

$$D(t \quad 1) \quad wF(\quad (\boldsymbol{V}(t),R(t)),P(t \quad 1)) \quad (1 \quad w)C(P(t \quad 1)) \qquad (21)$$

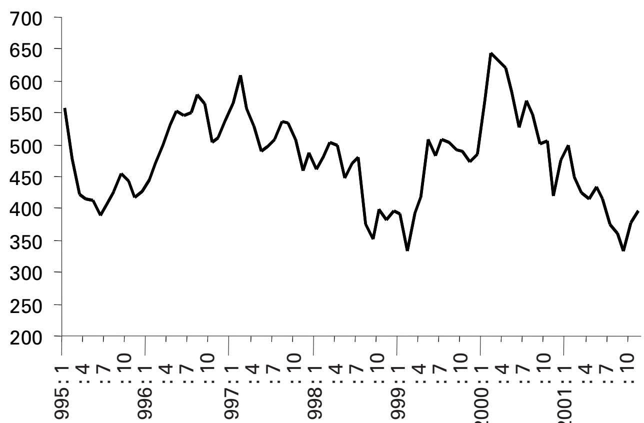
Protože naším cílem je jen obecné postižení závislosti, výše uvedenou rovnici vyjádříme ve tvaru

$$D(t \quad 1) \quad wF(\quad (\boldsymbol{V}(t),R(t)),P(t \quad 1)) \quad (1 \quad w)C(P(t \quad 1)) \quad G(\boldsymbol{V}(t),R(t)),P(t \quad 1)) \qquad (22)$$

Jestliže funkci *G* vyjádříme v lineárním tvaru, dostaneme rovnici (18) a tak docházíme k závěru, že jak portfoliový přístup, tak i hypotéza o heterogením trhu vedou ke stejným výsledkům.

2. Přehled vývoje akciového indexu PX50 v letech 1995 – 2001

Vývoj PX50 v letech 1995 – 2001



Z vývoje akciového indexu PX50 v letech 1995 – 2001 zjistíme, že existuje fáze růstu (i když velice kolísavého) přibližně do poloviny roku 1997, dále fáze poklesu do prvního čtvrtletí roku 1999, potom další růst do poloviny roku 2000 a nakonec opět pokles. Analytici tento cyklický vývoj PX50 zdůvodňují zahraničním vývojem podnikatelské aktivity.

Mezinárodní finanční trhy byly v průběhu roku 1995 velmi nevyrovnané, závěrem roku došlo k vzestupu akciových indexů. S tímto vzestupem byl v souladu i vzestup našeho indexu PX50 koncem roku, který korespondoval s růstem hrubého domácího produktu. Úrokové sazby zaznamenaly mírný růst. Měnový kurz v tomto roce byl stabilizovaný, což odpovídalo platnému fixnímu kurzovému režimu.

V roce 1996 pokračoval u nás růst HDP, stejně tak i ve všech zemích OECD. Úrokové sazby v tomto období rostly v důsledku politiky ČNB. Měnový kurz po počátečním oslabení se od června opět zhodnocoval. Rok 1996 se v prvním pololetí vyznačoval vzestupem indexu PX50, potom nastalo kolísání, které se v závěru roku změnilo v sestup akciového indexu PX50.

Na začátku roku 1997 indikujeme zpomalování růstu HDP, přibližně od poloviny roku 1997 došlo ke zrychlení. Devizový kurz se pohyboval na horní hranici devizového pásma stanoveného centrální bankou. Po zrušení pevného kurzového režimu s pásmem oscilace v květnu 1997 nastalo znehodnocení kurzu, který se od 3. čtvrtletí postupně stabilizoval. Od května 1997 začal prudký nárůst úrokových sazeb, od června pak jejich postupný pokles. Index PX50 za rok 1997 celkově oslabil. Značný pokles na konci roku analytici zdůvodňovali krizí na finančních trzích jihovýchodní Asie.

Nepříznivá situace na světových finančních trzích pokračovala i v roce 1998. Hrubý domácí produkt klesal v průběhu celého roku, kurz koruny se v průběhu roku zhodnocoval, s výjimkou závěru roku. Úrokové míry v průběhu roku klesaly. Index PX50 v roce 1998 klesl, což analytici zdůvodňují pohybem na zahraničních trzích, který byl ovlivněn finanční krizí v Rusku.

V roce 1999 se obnovil růst HDP spolu se vzestupem indexu PX50, který celkově posílil. Úrokové sazby v průběhu roku klesaly. Kurz koruny vůči euru (německá marka, se kterou pracujeme v našich empirických výzkumech, byla na euro pevně vázána) po oslabení na začátku roku opět posiloval.

V roce 2000 hrubý domácí produkt nadále rostl. Úrokové sazby se v průběhu roku snižovaly. Koruna během roku vůči euru mírně posílila. Index PX50 rostl přibližně do března, potom došlo k poklesu, což trvalo vyjma několika mírných zvratů až do konce roku.

V roce 2001 pokračoval růst HDP, úrokové sazby nejdříve klesaly, posléze došlo k červencovému zvýšení a od konce léta opět k poklesu. Koruna vůči euru v průběhu roku posilovala a index PX50 klesal.

Vývoj indexu PX50 je poměrně složitý a není zcela možné ho bez důkladné ekonometrické analýzy dát do souvislostí se světovým vývojem na finančních trzích a s vývojem domácích makroekonomických veličin, které by mohly přicházet v úvahu. V některých časových intervalech se společný pohyb HDP, případně úrokových měr nebo devizového kurzu a PX50 vyskytuje. V jiných je však identifikovatelný s obtížemi, které se projevují v nedostatečné statistické významnosti jednotlivých odhadnutých parametrů příslušných modelů a v neshodě jejich znamének s teoretickými předpoklady.

Z předchozího rozboru vývoje české ekonomiky a z grafu vývoje indexu PX50 na první pohled plyne, že období růstu této veličiny se střídají s obdobími poklesu. Zlomy v grafu vývoje PX50 jsou natolik patrné, že se nabízí možnost je považovat za body strukturální změny. Pokud je možné tyto body skutečně takto charakterizovat, lze rozdělit dané časové období na jednotlivé intervaly a analyzovat každou periodu zvlášť. Aby se ekonomická a ekonometrická věda vyhnula možné subjektivní libovůli v určování časových zlomů, rozvinula, zejména v poslední době, testy, které ověřují, zda při zvratu v časovém vývoji dané veličiny skutečně jde o strukturální zlom. Některé z těchto testů budou použity i v tomto pojednání.

3. Ekonometrická analýza

3. 1 *Odhady za období leden 1995 – prosinec 2001*

Teoreticky odůvodněný vliv veličin typu úrokové sazby, měnové kurzy, průmyslová produkce na vývoj burzovního indexu se ve zkoumaných datech nejeví příliš zřetelně. Při snaze vytvořit ekonometrický model vývoje indexu pražské burzy PX50 a prověřit, zda ekonomické předpoklady o veličinách, které vývoj burzovního indexu obecně ovlivňují, jsou platné i v podmínkách ekonomiky ČR, byly použity údaje o bazickém indexu průmyslové výroby, spotřebitelském cenovém indexu, vývoji úrokové míry typu PRIBOR, kde byla rozlišena různě dlouhá období (rok, měsíc, týden) a dále měnové kurzy CZK vzhledem k USD a DEM. Data jsou měsíční, měřena vždy ke konci stávajícího měsíce, z období leden 1995 až prosinec 2001, tedy 84 pozorování.

Rozborem dat bylo zjištěno, že Grangerovu kauzalitu ve směru k ukazateli PX50 lze prokázat (na hladině významnosti 5 %, při zahrnutí 12 časových zpoždění) pouze u měnového kurzu CZK/DEM. Z důvodů hledání možných ekonomických souvislostí jsme dále ještě pracovali s veličinami index průmyslové výroby (PRUMPROD) a mezibankovní úroková míra (PRIB7DNI). Časové řady byly testovány na jednotkové kořeny, jejichž existence nebyla potvrzena (Dickeyův-Fullerův test); veličina PRUMPROD má nepříliš výrazný časový trend vykazující mírný nárůst.

Vývoj burzovního indexu lze modelovat jednoduchým autoregresním vztahem, kde se potvrdila závislost $PX50_t$ na $PX50_{t-1}$. Experimentování s lineárními a log-lineárními modely zahrnujícími i ostatní, event. časově zpožděné veličiny přineslo výsledky, které jsou z hlediska relevantních statistických textů zhruba stejně (ne)uspokojivé. Jsou shrnuty v následujících dvou tabulkách.

Tabulka 1
Odhady parametrů alternativních modelů

konst.	PX50(-1)	PRUM-PROD	PRUM-PROD(-1)	CZK/DEM	CZK/DEM(-1)	R^2	AIC	metoda
62,9 (27,0)	0,863 (0,05)					0,746	-415	OLS
384,2 (54,54)		0,730 (0,421)				0,755	-413	CORC
-63,4 (120,2)	0,885 (0,052)			-36,81 (10,64)	43,163 (10,84)	0,788	-409	OLS
34,1 (139,3)	0,881 (0,050)	0,682 (0,424)	-1,258 (0,424)	-41,59 (10,33)	46,065 (10,65)	0,810	-407	OLS

Tabulka 1 obsahuje hodnoty odhadnutých parametrů exogenních proměnných a jejich standardních chyb (v závorce). Dále je uvedena hodnota koeficientu determinace a Akaikova kritéria, kde vyšší číselná hodnota přísluší vhodnějšímu modelu; poslední sloupec přináší informaci o použité odhadové metodě (OLS = metoda nejmenších čtverců; CORC = Cochraneova - Orcuttova metoda).

Z výsledků odhadu je zřejmé, že jednoduchý autoregresivní model popisuje vývoj endogenní proměnné PX50 zhruba stejně dobře jako modely zahrnující i další vysvětlující proměnné. Vzhledem k tomu, co bylo zjištěno zkoumáním Grangerovy kauzality, to není překvapující, nicméně lze konstatovat, že určitý vliv ekonomicky opodstatněných předpokladů o působení průmyslové výroby a měnového kurzu se potvrzuje.

Tabulka 2
Odhady parametrů alternativních modelů s logaritmy

konst.	PX50(-1)	PRUM-PROD	CZK/DEM	Δ-PRUMPROD	R^2	AIC	metoda
0,520 (0,350)	0,8610 (0,0568)				0,739	94,55	OLS
10,14 (1,202)		0,1933 (0,0859)	-1,707 (0,4088)		0,789	102,39	CORC
0,8489 (0,346)	0,8614 (0,0562)			0,1465 (0,0898)	0,748	94,91	OLS
10,97 (1,179)			-1,675 (0,4051)	0,1275 (0,0534	0,794	101,73	CORC

V tabulce 2 je přehled statisticky a ekonomicky verifikovatelných výsledků, které jsme získali při použití logaritmovaných dat. Na rozdíl od nelogaritmovaných verzí se zde alternativně projevuje i vliv veličiny přírůstku indexu průmyslové výroby (je označena jako Δ-PRUMPROD).

Modely zahrnující pouze časově zpožděnou endogenní proměnnou tvoří jedinou dvojici lineární, resp. logaritmické verze se shodnými exogenními proměnnými. Proto alespoň pro tento model aplikujeme Zarembkův test, kterým lze odůvodnit volbu mezi lineárním a logaritmickým tvarem. Výsledná hodnota příslušné veličiny (detaily viz např. Dougherty, 1992) je 1,559, tedy menší než hodnota $\chi^2(1)_{KRIT} = 3{,}84$ (hladina 5 %); proto je třeba konstatovat, že mezi oběma tvary nelze žádný významně preferovat.

V souvislosti s vývojem burzovního indexu se odborná i laická veřejnost zajímá především o vývoj budoucí. Předpovědi v tomto směru jsou však značně ošidné, ať již jsou činěny rigorózními nebo intuitivními postupy. Uvedené modely byly prověřené z hlediska předpovědí ex post; vykazují Theilův *U*-koeficient (viz např. Hušek, 1999) kvality předpovědi horší než by byla tzv. naivní předpověď kdy pro každé následující období „předpovídáme“ hodnotu právě aktuální, tj. nepředpokládáme žádnou změnu.

3. 2 *Body strukturálních změn*

Předcházející výsledky hledaných modelových souvislostí zklamaly, mimo jiné v tom, že nepotvrdily teoreticky předpokládanou závislost na hodnotách úrokové míry. Na výše uvedeném obrázku byl znázorněn průběh veličiny PX50, přičemž duben 1997 ($_1$, duben 1999 ($_2$ a duben 2000 ($_3$ bez ohledu na fakta podaná v subkapitole 2 nabízejí myšlenku, že v nich docházelo k významným změnám hodnot ve vývoji burzovního indexu. Provedení dílčích regresí omezených vždy na jeden ze čtyř takto naznačených intervalů přineslo značné zlepšení ve výsledcích relevantních statistických testů i v možnostech ekonomické interpretace zamýšlených modelových vztahů.

Nabízí se tedy následující postup: označit body τ_i za body strukturálních změn, najít ekonomické důvody pro jejich existenci a prezentovat model s odpovídajícími skokovými změnami v hodnotách parametrů. Problém je v tom, že relativní pohodlnost a snadnost této cesty může vést k dělení původního datového souboru tak dlouho, až bude dosaženo přesně to, co bylo původně zamýšleno. Proto bodem strukturální změny není každý bod, který se nám tak jeví a z určitých důvodů nám vyhovuje, ale jen takový, jenž obstojí v odpovídajícím statistickém testu.

Občasné strukturální zlomy jsou pro data z finančních trhů jedním ze dvou nejtypičtějších rysů, přičemž tím druhým je jejich volatilita. Problematiku strukturních zlomů lze rozdělit (viz Krishnaiah, Miao, 1988) na klasickou, kde potenciální body zlomu jsou předem známy, a obecnou, kde součástí procedury je i vyhledávání těchto bodů. Přitom klasická je speciálním případem obecné. V dalším se omezíme na hledisko klasické, navíc na parametrickou formulaci, která umožňuje následující definici. Mějme

$$y_t \quad _t \quad _t , \qquad\qquad t = 1, 2,\dots,t_0, t_{0+1},.. \tag{23}$$

kde y_t je pozorování veličiny v čase, $_t$ náhodná složka s vlastností $E(\ _t) = 0$. Čas t_0 vymezuje bod strukturální změny, jestliže platí

$$_t \quad \begin{matrix} _1x_{1t}, & t \quad t_0, \\ & \\ _2x_{2t}, & t \quad t , \end{matrix} \tag{24}$$

přičemž $_1x_{1t_0} \quad _2x_{2t_0}$. Symboly $_1 \quad _2$ jsou vektory regresních parametrů, x_{1t}, x_{2t} jsou vektory pozorování exogenních proměnných v čase t.

Testování podezřelých bodů se tedy provádí v souvislosti s konkrétním regresním modelem. Z důvodů techniky realizace testu se ještě rozlišuje mezi testy na existenci jednoho bodu zlomu a na existenci m takových bodů, když $m > 1$.

Případný jeden bod strukturálního zlomu v souboru testujeme (viz např. Dougherty, 1992) pomocí statistiky

$$F \quad \frac{(RSS_C \quad RSS_A \quad RSS_B)/(k \quad 1)}{(RSS_A \quad RSS_B)/(T \quad 2(k \quad 1))}, \tag{25}$$

v níž RSS je součet čtverců reziduí, C označuje celý datový soubor, který je rozdělen na části A $(t \quad t_0)$ a B $(t_0 < t)$. Počet exogenních proměnných modelu je k, model s konstantou má tedy $k+1$ parametrů, počet pozorování je T. Pro veličinu F platí $F \quad F(k + 1, T - 2k - 2)$ a má-li hodnotu menší než je hodnota kritická, nejde o bod strukturálního zlomu a provedení dvou dílčích regresí nemá žádné opodstatnění.

Zatímco testování jednoho potenciálního bodu zlomu v celém datovém souboru je takřka rutinní záležitostí, vícenásobným výskytům bodů zlomu je věnována pozornost až v literatuře posledních let. Podrobněji uvedeme jenom test (viz Bai, Perron, 1998), který budeme aplikovat na naše data. Nulovou hypotézou je žádný strukturální zlom, alternativní hypotézou je m bodů zlomu. Příslušný test je typu *sup F* (viz Andrew, 1993) a ve zmíněném článku Baie a Perrona je formulován obecněji pro případ, kdy rozmístění m bodů zlomu v souboru není známo. Pro úplnost, titíž autoři prezentují také test typu m versus $m+1$ bodů zlomu; je tedy možné začít u varianty žádný proti jednomu a proces ukončit u m takového, kdy možnost $m+1$ již nebude akceptovatelná.

Vyjděme z modelu

$$y_t \quad _ix_t \quad _t , \qquad t \quad _{i\ 1},\dots, \ _i , \tag{26}$$

kde $_i$, $i = 1, 2, \dots , m+1$ jsou vektory koeficientů pro jednotlivé úseky a kde používáme značení $_0 = 0$ a $_{m+1} = T$. Výraz (26) přepíšeme kompaktněji jako

$$Y \quad \bar{X} \quad u, \tag{27}$$

když jsme označili $Y = (y_1,...,y_T)'$ a $u = (\ _1,..., \ _T)'$. $\bar{X} = diag(X_1,...,X_{m+1})$, kde $X_i \quad (x_{\ \ i \ \ 1},...,x \ )$. *Vektor parametrů je* $(\ _1,..., \ _{m \ \ 1})'$.

Uvažujeme-li konkrétní umístění bodů zlomu, bude testovanou statistikou veličina

$$F(m,k \quad 1) \quad \frac{(\hat{\ } R \ (R(\bar{X} \ \bar{X}) \ ^1 R \ ) \ ^1 R \hat{\ }) \ / \ m(k \quad 1)}{\sum_1^{m \ 1} RSS_i \ / \ (T \quad (m \quad 1)(k \quad 1))} \tag{28}$$

Ve výrazu (28) R označuje transformační matici takovou, aby

$$(R \ ) \quad (\ _1 \quad \ _2,..., \ _m \quad \ _{m \ 1}), \tag{29}$$

kde $\hat{\ }_i$ jsou parametry získané odhadem. Část $\hat{\ } R \ (R(\bar{X} \ \bar{X}) \ ^1 R \ ) \ ^1 R \hat{\ }$ v rovnici (28) koresponduje s výrazem pro výpočet součtu čtverců reziduí při regresi s podmínkami kladenými na parametry (viz např. Davidson, 1999), jimiž v našem případě je rovnice (29).

Pokud rozmístění předpokládaných m bodů strukturálního zlomu není předem známo, hledá se *sup F* jako supremum ze statistik typu (28) přes možná rozmístění m bodů zlomu. Test je pak prováděn asymptoticky a kritické hodnoty jsou modifikovány způsobem uvedeným v publikaci Baie a Perrona.

Naše data byla testována v souvislosti s modelem

$$\text{PX50}_t = \ _0 + \ _1\text{PRUMPROD}_t + \ _2\text{CZK/DEM}_t + \ _3\text{PRIB7DNI}_t + u_t \tag{30}$$

a předpoklad $m = 3$ body strukturálního zlomu byl alternativní hypotézou k nulové o neexistenci bodů zlomu v souboru. Testovaná statistika vypočítaná podle rovnice (28) byla porovnána s kritickou hodnotou tabelovanou v práci Baie a Perrona a bylo zjištěno

$$\text{F}(3,4) = 17{,}41 > 14{,}63 = F_{\text{KRIT}}(3,4), \tag{31}$$

na hladině významnosti 5 %. Existence tří strukturálních zlomů je tedy pro tento model potvrzena a umožňuje prezentovat následující výsledky zpracované softwareovým produktem SORITEC.

1. interval

PX50 = 191,788 +1,768PRUMPROD –25,683CZK/DEM +50,4875PRIB7DNI
(284,626) (1,296) (13,592) (11,684)

2. interval

PX50 = 191,788 +1,396PRUMPROD +5,759CZK/DEM +1,005PRIB7DNI
(284,626) (1,403) (16,368) (0,959)

3. interval

$$PX50 = \underset{(284,626)}{191,788} + \underset{(2,443)}{2,368}PRUMPROD + \underset{(27,010)}{20,140}\,CZK/DEM - \underset{(28,795)}{52,415}\,PRIB7DNI$$

4. interval

$$PX50 = \underset{(284,626)}{191,788} - \underset{(1,382)}{4,052}PRUMPROD + \underset{(27,971)}{107,987}\,CZK/DEM - \underset{(94,292)}{225,650}\,PRIB7DNI$$

se souhrnnými charakteristikami
$R^2 = 0,475$ $F(12,71) = 5,346$.

Čísla v závorkách pod jednotlivými rovnicemi představují odpovídající standardní chyby odhadnutých parametrů.

Alternativně byla zpracována varianta s exogenními proměnnými zpožděnými o jedno období. Reflektuje možnost, že vlivy těchto veličin na vývoj burzovního indexu se projeví až s určitým časovým odstupem. Výsledky jsou velmi blízké předchozím.

1. interval

$$PX50 = \underset{(52,580)}{540,576} + \underset{(1,286)}{0,289}\,PRUMPROD_{-1} - \underset{(8,838)}{35,048}CZK/DEM_{-1} + \underset{(10,151)}{48,058}PRIB7DNI_{-1}$$

2. interval

$$PX50 = \underset{(52,580)}{540,576} + \underset{(1,317)}{0,940}\,PRUMPROD_{-1} - \underset{(8,220)}{10,841}CZK/DEM_{-1} + \underset{(0,935)}{1,193}\,PRIB7DNI_{-1}$$

3. interval

$$PX50 = \underset{(52,580)}{540,576} - \underset{(2,512)}{2,824}\,PRUMPROD_{-1} + \underset{(17,780010)}{34,347}CZK/DEM_{-1} - \underset{(20,809)}{61,2675}\,PRIB7DNI_{-1}$$

4. interval

$$PX50 = \underset{(52,580)}{540,576} - \underset{(1,264)}{5,000}\,PRUMPROD_{-1} + \underset{(26,681)}{96,387}CZK/DEM_{-1} - \underset{(95,759)}{232,531}\,PRIB7DNI_{-1}$$

se souhrnnými charakteristikami
$R^2 = 0,503$ $F(12,71) = 5,987$.

Testování případných bodů strukturálního zlomu bylo u tohoto modelu opět potvrzeno (hladina významnosti 5 %) s výsledkem $F(3,4) = 15,39 > 14,63 = F_{KRIT}(3,4)$.

4. Závěr

Vztah makroekonomických veličin a akciových indexů je teoreticky problematickou záležitostí, protože výsledky empirického výzkumu, i když je prováděn na rozvinutých finančních trzích a v obdobích jejich relativní stability, neodpovídají vždy teoretickým tvrzením. Tím větší problémy nastanou při empirickém výzkumu vztahu makroekonomických veličin a akciového indexu na rozvíjejících se finančních trzích, jak ukazuje tento článek. Rozdělení časových řad strukturálními zlomy na jednotlivé úseky přináší řadu nových pohledů na věc.

Při analýze závislosti akciového indexu na indexu průmyslové produkce byl odhadnut statisticky významný záporný koeficient v intervalu 4, což odporuje teorii, zatímco v předchozích intervalech jsou koeficienty kladné, avšak statisticky nevýznamné. K této singularitě dochází patrně proto, že i přes růst produkce v roce 2001 se projevil pokles akciového indexu díky vlivům zahraničních finančních trhů.

Odhadnutý koeficient u kurzu CZK/DEM v prvním intervalu je statisticky významný se záporným znaménkem. Zdůvodnění, které se nabízí, je to, že existuje silná závislost na importu v tomto relativně raném období tržní ekonomiky. V důsledku růstu kurzu DEM dochází ke zdražení importu a k poklesu ziskovosti importních odvětví a zprostředkovaně k poklesu ziskovosti celé ekonomiky. Tomu odpovídá pokles cen akcií. Exportní odvětví, která na růstu kurzu DEM vydělávají, nebyla v tomto období schopna vyrovnat ztrátu.

Odhadnutý kladný koeficient u kurzu CZK/DEM v intervalu 4 je statisticky významný a odpovídá převažujícímu významu exportu. Ve srovnání s časovým intervalem 1 lze usuzovat na růst významu exportu v české ekonomice.

Nejzajímavěji se projevilo dělení časové periody strukturálními zlomy v analýze závislosti akciového indexu na úrokové míře. Při analýze za celé období tato závislost nebyla indikována. K jiným závěrům dospíváme, je-li časové období rozděleno strukturálními zlomy na jednotlivé intervaly. Koeficient u úrokové míry v intervalu 1 je statisticky významný a kladný, což je v rozporu s teorií. V intervalech 3 a 4 indikujeme statisticky významné (na 10% hladině) a záporné koeficienty.

Literatura

Andrews, D.: Tests for Parametric Instability and Structural Change with Unknown Change Points. *Econometrica*, 1993, s. 821-856.

Bai, J., Perron, P.: Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 1998, s. 47-78.

Davidson, J.: *Econometric Theory*. Malden, Blackwell 1999.

Dougherty, C.: *Introduction to Econometrics*. Oxford, Oxford Univ. Press 1992.

Hušek, R.: *Ekonometrická analýza*. Praha, Ekopress 1999.

Krishnaiah, P. R., Miao, B. Q.: Review about Estimation of Change Points. *Handbook of Statistics.* New York, Elsevier 1988.

Merton R. C.: *Continuous-Time Finance*. Oxford, Blackwell Publishers 1990.

Mills, T. C.: *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge, Cambridge University Press 1999.

Schwert, G. W., Smith, J. R. (eds.): *Empirical Research in Capital Markets*. London, Mc. Graw-Hill. Inc. 1992.

Sharpe, W. F.: *Portfolio Theory and Capital Market*. New York, Mc. Graw-Hill Company 1970.

SORITEC - softwareový produkt, Sorites Group USA 1993.

Vošvrda, M.: Bifurcation Routes in Financial Markets. In: „Mathematical Methods in Economics 2001" (sborník 19. mezinárodní konference). Hradec Králové, 2001, s. 199-205.

Vošvrda, M., Vácha, L.: Heterogeneous Agent Model with Memory and Asset Price Behaviour. *Prague Economic Papers,* 2003, č. 2, s. 155-168.
Výroční zprávy ČNB. Praha, Česká národní banka 1995-2000.

MACROECONOMIC VARIABLES AND STOCK PRICES

Jan KODERA, Václava PÁNKOVÁ, University of Economics, 4, W. Churchill Sq., CZ – 130 67 Prague 3 (e-mail: kodera@vse.cz; pankova@vse.cz).

Abstract:
A theoretical model describing a dependence of stock index on relevant macroeconomic variables is derived. Starting by two possible approaches, portfolio theory and heterogeneous agent hypothesis, the same model formulation resulted. An application was performed, using empirical data of the Prague Stock Exchange and of the Czech Republic economy.
Working with the whole sample of observations, a significant relation of stock index and explanatory variables as for industrial production, exchange rate, interest rate, was hardly to be found. Studying an indication of three structural change points, this hypothesis was confirmed by a test and relating re-estimation was performed. A basic information about the problem of structural breaks is given.

Keywords: portfolio theory, stock demand, stock index, heterogeneous agents hypothesis, structural break points

JEL Classification: C51, G10