

Otevírání uzavřených fondů v ČR: vývoj cen a diskontů – empirická studie

Jana FAJTOVÁ*

1. Úvod

Cílem této studie je analyzovat reakci českých uzavřených fondů¹ na události související s jejich otevíráním.² Předmětem analýzy je sledování časového vývoje cen a diskontů reorganizovaných fondů v souvislosti s klíčovými událostmi provázejícími proces přípravy na otevírání.

První událostí jsou změny právního a institucionálního rámce kolektivního investování v červnu 1998 (resp. oznámení o předpokládaném přijetí novely zákona č. 248/1992 Sb., o investičních společnostech a investičních fondech, a o předpokládaném přijetí zákona č. 15/1998 Sb., o Komisi pro cenné papíry). Novela zákona č. 248/1992 Sb., o investičních společnostech a investičních fondech, mimo jiné stanovila postupnou maximální hranici diskontu fondu pro povinné otevření a zavedla povinnou transformaci všech uzavřených fondů (které byly založeny před platností této novely) na otevřené podílové fondy (OPF) do konce roku 2002.³ Druhou událostí je vlastní transformace na otevřený podílový fond (např. oznámení o konání valné hromady IF, která má v programu schválení otevření fondu, či oznámení o rozhodnutí představenstva UPF o otevření fondu).⁴

Závěry analýzy reakce ukazatelů fondů na nové informace by měly přispět k diskuzi o efektivnosti českého kapitálového trhu v daném období.

Struktura příspěvku je následující: ve druhé kapitole je uveden přehled literatury a závěrů studií, které se zabývají sledovanou oblastí. Ve třetí části je popsána použitá metodologie, jsou formulovány hypotézy a způsob jejich

* Institut ekonomických studií FSV UK Praha (jana.fajtova@seznam.cz)

Autorka by ráda poděkovala I. Jindřichovské, M. Mejstříkovi a P. Bauerovi za podnětné připomínky.

Práce byla podpořena grantem GAČR č. 402/01/0033 „Řízení rizika a finanční inženýrství: použitelnost moderní technologie na kapitálovém trhu v ČR“, vedeném Z. S. Blahou.

¹ investiční fondy (IF) a uzavřené podílové fondy (UPF)

² Vznik a vývoj uzavřených fondů v průběhu transformace české ekonomiky a formování právního a institucionálního rámce kolektivního investování viz (Fajtová, 2001).

³ KCP prodloužila termín pro povinné otevření do konce roku 2003 (na základě žádosti). Toto opatření reagovalo na některé problémy, které se vyskytly v procesu transformace uzavřených fondů a zpomalily jeho průběh.

⁴ Další významnou událostí související s otevíráním fondů bylo oznámení skutečnosti, že KCP navrhuje prodloužení lhůty pro povinné otevírání o 1 rok (tedy do konce roku 2003).

testování. Čtvrtá kapitola obsahuje jednotlivé výsledky analýzy. Závěrečná část shrnuje výsledky a závěry studie.

2. Předchozí literatura

O českém kapitálovém trhu byla napsána řada studií – např. (Švejnar, 1995), (Mejstřík, 1997), (Ježek, 1998), (Havel, 1998), (Filáček a kol., 1998), (Stiglitz, 1999). Jindřichovská a Rhys (2000) analyzují přímo reakci cen českých uzavřených fondů na oznámení klíčových událostí (změny právního a institucionálního rámce a vlastní otevírání fondu) s použitím denních dat. Nadměrné výnosy byly pozorovány během období oznámení změn regulace, ale nebyly pozorovány v periodě aktuálního oznámení otevírání fondu.

Téma týkající se uzavřených fondů je často předmětem odborných studií zaměřených především na americký a britský trh fondů. Autoři se snaží vysvětlit zejména existenci diskontů uzavřených fondů – např. Malkiel (1977), Lee, Shleifer a Thaler (1991), Cheng a kol. (1994), Pontiff (1995, 1997), Dimson a Minio-Kozerski (1999), Copeland a Wang (2000), Ross (2002), Dimson a Minio-Paluello (2002). Procesu otevírání uzavřených fondů se podrobněji věnují Brauer (1984, 1988), Brickley a Schallheim (1985), Draper (1989), Minio-Paluello (1998).

Diskont uzavřeného fondu představuje jednu z nejzáhadnějších anomálií v oblasti financí a kapitálových trhů. Během několika měsíců po emisi jsou cenné papíry uzavřeného fondu obvykle prodávány s diskontem (Dimson – Minio-Kozerski, 1999). Pokud fond prochází procesem otevření či likvidace, diskonty jsou postupně eliminovány (Brickley – Schallheim, 1985). Minio-Paluello (1998) popisuje chování uzavřených fondů během posledního roku obchodování před reorganizací na OPF: ceny akcií se v průběhu přípravy na otevírání zvyšují směrem k čisté hodnotě aktiv (*net asset value* - NAV) a diskonty se snižují.

Existence diskontů zpochybňuje hypotézu racionálního chování investorů a efektivitu kapitálových trhů. Malkiel (1977) vysvětluje existenci diskontů ekonomickými faktory, pouze část struktury diskontů však lze vysvětlit na základě teoretických principů. Lee, Shleifer a Thaler (1991) naopak vysvětlují existenci diskontu prostřednictvím modelu omezené racionality investorů; diskont podle nich představuje kompenzaci rizika, které vzniká v důsledku nepředvídatelného chování iracionálních investorů, a fluktuace diskontů jsou způsobeny změnami smýšlení investorů. Dimson a Minio-Kozerski (1999) shrnují možná vysvětlení existence diskontů a rozdělují je na ekonomická a behaviorální. Ekonomická vysvětlení jsou založena na nadhodnocení NAV, na existenci nákladů na spravování a řízení, na optimálním načasování daní a na segmentaci trhu. Žádné z těchto vysvětlení však zcela nevysvětluje existenci diskontu. Alternativní přístup předpokládá omezenou racionalitu investorů, důraz je kladen na informační asymetrii a rozdílný stupeň rizika mezi jednotlivými kategoriemi investorů. Podstatnou část fluktuací diskontů vysvětlují Dimson a Minio-Paluello (2002) multifaktorovým modelem, který navazuje na výsledky Pontiffa (1997) a Famy Frenche (1992). Ke čtyřem původním faktorům – tržní výnos, účetní hodnota/tržní cena, výnos firem s nízkou kapitalizací a riziko iracionality in-

vestorů – přidávají další faktory: dobu trvání fondu, tendenci návratu diskontu k průměru, vliv správcovské společnosti a faktor minulé výkonnosti fondu.

Chování cen cenných papírů uzavřených fondů během procesu otevírání je podle výsledků empirických studií racionální. Řada studií dokumentuje existenci nadměrných výnosů u fondů, které procházejí transformací na OPF. Např. strategie zakoupení akcií v čase oznámení otevírání a držení těchto akcií po další tři měsíce je odměněna nadměrným výnosem (Brauer, 1984). Brickley a Schallheim (1985) analyzují existenci nadměrného výnosu v případě investování v čase oznámení a držby akcií až do doby otevření fondu; po započtení transakčních nákladů a likvidační prémie jsou však nadměrné výnosy malé. Také Draper (1989) zkoumá existenci abnormálního výnosu v době reorganizace fondu: po přizpůsobení dosahují nadměrné výnosy ještě nižších hodnot, než uvádí předchozí studie. Brauer (1988) dokazuje, že diskonty fondů zahrnují informace, které lze použít k predikci následného otevírání fondů. Portfolio sestavené na základě diskontů je výnosnější než portfolio formované v souladu s teorií CAPM. Diskont pak představuje evidentní podnět k otevření fondu.

Existence nadměrných výnosů po oznámení otevírání je v rozporu s hypotézami efektivního trhu a tržního modelu jako vhodného měřítka normálního výnosu pro reorganizované fondy. Tržní model normálního výnosu zřejmě nezahrnuje rizika spojená s procesem reorganizace – jako je např. nejistota spojená s uskutečněním otevření fondu, s časovým horizontem otevření, s náklady otevření a nejistota ohledně skutečné hodnoty NAV fondu. Trh může tato rizika ohodnotit vyšším očekávaným výnosem, než je průměrný tržní výnos. Na základě výsledků uvedených studií však nelze jednoznačně určit, zda je trh uzavřených fondů skutečně neefektivní, či zda je tržní model nevhodný benchmark.

Nemožnost úplného vysvětlení existence diskontů jinými ekonomickými i neekonomickými faktory vedla některé autory k přesvědčení, že vysvětlit existenci a chování diskontů uzavřených fondů může pouze tržní neefektivnost. Pokud by však byl trh uzavřených fondů neefektivní, ceny by na novou informaci reagovaly pomalu. Navzdory tomu Brauer (1984), Draper (1989) i Jindřichovská a Rhys (2000) předkládají výsledky korespondující s hypotézou efektivního trhu. Brauer (1984) se zabývá procesem otevírání uzavřených fondů. Podle jeho závěrů budou uzavřené fondy s vysokým diskontem a nízkou mírou výdajů managementu s vyšší pravděpodobností transformovány na otevřené fondy než ostatní uzavřené fondy. Většina pozitivních nadměrných výnosů spojených s otevíráním je zaznamenána na konci měsíce, ve kterém byl oznámen záměr uskutečnit otevření fondu. Draper (1989) dochází k závěru, že ceny akcií uzavřených fondů reagují rychle na oznámení o převzetí, otevírání či likvidaci. Na konci měsíce, ve kterém bylo uskutečněno oznámení, byly všechny informace o otevírání již obsaženy v cenách a u cen nedošlo k žádnému dalšímu signifikantnímu nárůstu. Takto načasovaná reakce je konzistentní s hypotézou efektivního trhu (Fama, 1970), (Dimson – Mussavian, 1998).

Uvedení autoři se shodují v tom, že při přípravě fondu na otevírání ceny cenných papírů fondu rostou a diskonty klesají. Ceny většinou reagují až po oznámení; důvodem může být nejistota spojená s uskutečněním otevření

fondu, s časovým horizontem otevření, s náklady otevření a nejistota ohledně skutečné hodnoty NAV fondu.

3. Metodologie a testované hypotézy

Studie zabývající se reakcí cen aktiv na významnou ekonomickou událost většinou používají metodologii případové studie (*event study*) (Fama a kol., 1969), (Ball – Brown, 1968), (Strong, 1992), (MacKinley, 1997), (Cable – Holland, 1999). Tato metodologie je použita i v této studii k otestování dvou základních hypotéz: hypotézy H^1 : *existence nadměrných výnosů (AR) v testovací periodě* a hypotézy H^2 : *existence poklesu diskontů (difD) v testovací periodě*. Na základě odhadu normálního výnosu, resp. normálního diskontu během odhadovací periody je v testovací periodě testována existence nadměrného výnosu, resp. poklesu diskontu. Pro vývoj diskontů jsou formulovány ještě dvě doplňující hypotézy: hypotéza H^3 : *postupný pokles diskontů (difD) po oznámení události (s přibližující se reorganizací na OPF)* a hypotéza H^4 : *odlišný vývoj diskontů ve skupině fondů 1 (avg D_1) a 2 (avg D_2)*.⁵ Tyto hypotézy se týkají chování diskontů v časovém úseku od oznámení události do reorganizace fondu na OPF.

Normální výnos (H^1) je v průběhu odhadovací periody odhadnut prostřednictvím konstantního modelu a tržního modelu normálního výnosu (Strong, 1992), (MacKinley, 1997), (Cable – Holland, 1999), (Brickley – Schallheim, 1985). Konstantní model normálního výnosu je aplikován v odhadovací periodě EP1 a EP2 (viz odhadovací perioda), kde použitá týdenní data neposkytují statisticky významné odhady parametrů tržního modelu. Aplikace konstantního modelu je však založena na příliš silných předpokladech⁶, které zřejmě nebyly ve sledovaném období splněny, a nezohledňuje celkový vývoj trhu a případné změny NAV analyzovaných fondů během testovací periody. Z toho důvodu byla odhadovací perioda po doplnění databáze rozšířena na dostatečně dlouhé období (EP3) a normální výnos je odhadnut i tržním modelem.

Normální diskont (H^2) je v průběhu odhadovací periody odhadnut prostřednictvím konstantního modelu. Použití konstantního modelu normálního diskontu by nemělo způsobit tak závažné omezení platnosti výsledků (jako v případě H^1), neboť změny diskontu v sobě zahrnují jak změny cen, tak změny NAV fondu během testovací periody.

3.1 Odhadovací perioda (EP)

Délka odhadovací periody se v jednotlivých studiích liší; přitom může významně ovlivnit výsledky analýzy. Větší počet pozorování zvyšuje statistickou vypovídací schopnost, ale použití menšího počtu pozorování může na druhé straně eliminovat změny faktorů, které ovlivňují sledované veličiny.

⁵ H^4 se vztahuje pouze k reakci na oznámení záměru otevřít fond.

⁶ Očekávaný normální výnos je konstantní a roven průměrnému výnosu během odhadovací periody.

Z tohoto důvodu byly pro testování H^1 (s konstantním modelem normálního výnosu) a H^2 použity dvě odhadovací periody. První (společná pro obě sledované události) zahrnuje roční období od 1. 7. 1996 do 30. 6. 1997 (EP1) (Jindřichovská – Rhys, 2000). V květnu a v červnu 1996 došlo k několika vlnám bezprecedentních transformací investičních fondů na holdingy. EP1 proto začíná v polovině roku 1996, aby ukazatele fondů nebyly touto událostí příliš ovlivněny. Konec období byl vybrán tak, aby bylo zaručeno, že srovnávací parametry nebudou ovlivněny připravovanými změnami regulace. Řada studií však používá odhadovací periodu, která bezprostředně předchází sledované události (Brickley – Schallheim, 1985); proto byla zvolena i druhá odhadovací perioda (EP2), jež začíná 25 týdnů před oznámením (T-25) a končí 5 týdnů před oznámením (T-5).

Pro aplikaci tržního modelu normálního výnosu při testování H^1 bylo nezbytné odhadovací periodu rozšířit; EP3 (společná pro obě události) je tvořena obdobím od 18. 1. 1996 do 18. 12. 1997 (EP3 zahrnuje celou EP1 a část EP2). Počátek EP3 je podmíněn dostupností dat. Při použití týdenních dat je doporučena minimální délka odhadovací periody 2 roky, aby byl ve výběru zahrnut dostatečný počet pozorování a aby odhady parametrů byly statisticky významné (Strong, 1992), (MacKinley, 1997). Bohužel je v EP3 zahrnuto i období transformací na holdingy; proto mohou být odhady parametrů touto událostí ovlivněny. EP3 končí zhruba 3 měsíce před oznámením změny regulace; srovnávací parametry již tedy mohou být ovlivněny i připravovanou změnou právního a institucionálního rámce. Tato omezení je nezbytné vzít v úvahu při interpretaci výsledků.

3.2 Testovací perioda (TP)

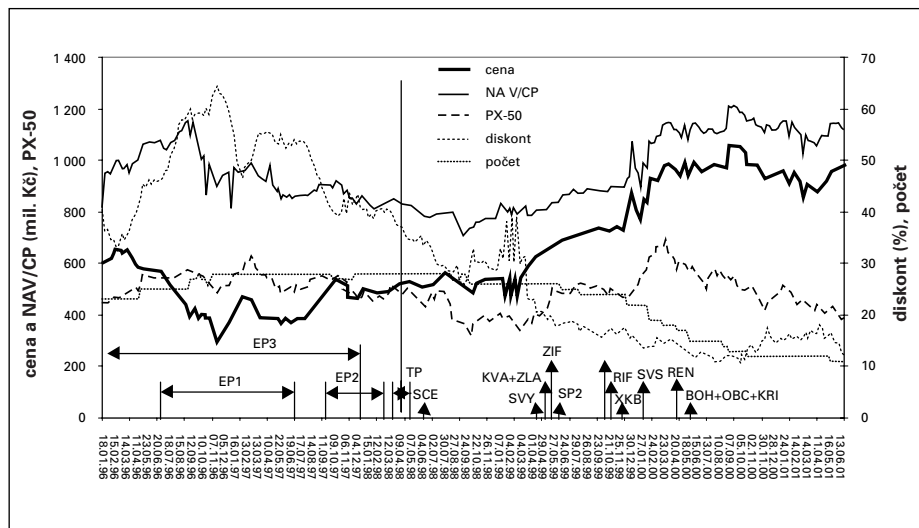
Testovací perioda pro H^1 a H^2 je tvořena intervalem $[(T-3); (T+3)]$, který obklopuje oznámení události ($T = 0$)⁷. Hlavní reakce je předpokládána mezi týdny (T-1) a (T+1) (Brickley – Schallheim, 1985). Celková testovací perioda je zvolena delší, aby bylo možné sledovat i případné předčasné či opožděné reakce na sledovanou událost. H^3 a H^4 se týkají vývoje diskontu zeměna ve 25 týdnech po oznámení události.

3.3 Shlukování událostí

Shlukování událostí může porušit předpoklad nezávislosti diF/D a AR jednotlivých fondů. Metodologii ošetřující shlukování událostí navrhl Jaffe (1974) a Maldelker (1974). Z cenných papírů ovlivněných stejnou událostí je sestaveno portfolio, které je považováno za jednu část širokého portfolio

⁷ V případě oznámení změny regulace je v testovací periodě zahrnut i týden $T = 0$, neboť datum oznámení se shoduje se dnem uveřejnění údajů o fondech. U oznámení vlastního otevření fondu testovací perioda týden $T = 0$ nezahrnuje. Oznámení reorganizace nastalo u jednotlivých fondů v různých dnech; proto byly vzhledem k použití týdenních údajů použity jen týdny (T-1), tj. týden předcházející dni oznámení, a (T+1), tj. týden následující po dni oznámení. Analýza je přizpůsobena časovému posunu (týdennímu), který vzniká v průběhu zpracovávání zveřejňovaných dat.

GRAF 1 Průměrné ukazatele 1996 až 1. pol. 2001



ostatních cenných papírů, u nichž nastaly události v různém čase. V případě oznámení změny regulace není nutné použít uvedené přizpůsobení, neboť všechny cenné papíry mají shodné datum oznámení, a proto neexistují cenné papíry mimo toto portfolio. V případě oznámení samotného otevírání je použita uvedená metodologie, protože ve vzorku se vyskytuje několik fondů se stejným týdnem oznámení. Jedná se o skupiny fondů: 1. BOH+OBC+KRI; 2. KVA+ZLA; 3. KBP+ZPF (seznam fondů a použitých zkratk je uveden v *tabulce 1*). Situace je komplikovanější, protože používáme týdenní data a existuje tedy větší pravděpodobnost, že dojde ke shluku událostí, než např. u denních dat.

3.4 Popis dat

K otestování předložených hypotéz jsou použity týdenní údaje uzavřených fondů zveřejňované každý týden v tisku (*Hospodářské noviny–HN*). Seznam fondů, data oznámení, data otevření⁸ a počty pozorování⁹ týdenních cen a diskontů jsou uvedeny v *tabulce 1*. *Graf 1* ilustruje vývoj průměrných ukazatelů fondů (cena, NAV/počet CP, diskont), počet fondů ve vzorku a vývoj indexu PX-50 od roku 1996 do poloviny roku 2001.¹⁰ Průměrný diskont na počátku sledovaného období prudce rostl (zřejmě v reakci na bezprecedentní přeměnu řady investičních fondů na holdingy), maximální hodnoty dosáhl v listopadu 1996 (64,51 %), potom lze sledovat postupný pokles až ke hra-

⁸ Data otevření jsou uvedena u fondů, které byly reorganizovány do konce roku 2002. Ve většině případů se jedná o týden, kdy uzavřený fond naposledy zveřejnil své údaje.

⁹ U jednotlivých fondů se počet pozorování liší. Tato skutečnost je způsobena zejména různou délkou existence jednotlivých fondů během sledovaného období. Ve výjimečných případech jednotlivé fondy tyto údaje v některých týdnech nezveřejňovaly.

TABULKA 1

NÁZEV FONDU		DATUM OZNÁMENÍ	DATUM OTEVŘENÍ		POČET P	POČET D
1. IN IF bohatství	BOH	24. 05. 2000		Ž	346	346
1. IN Český PF	CSP		9. 12. 1999		191	191
IKS KB Plus PF	KBP	4. 10. 1999	14. 03. 2000		204	203
1. IN Křišťálový IF	KRI	25. 05. 2000		Ž	346	346
O.B. Invest Kvanto IPF	KVA	10. 05. 1999		Ž	299	299
O.B. Invest Zlatý UF Kvanto	KVP		24. 09. 1998		97	97
1. IN PF Majetku	MAJ		10. 02. 2000		199	199
1. IN Moravskoslezský PF	MSP		9. 12. 1999		166	166
1. IN IF obchodu a CR	OBC	25. 05. 2000		Ž	346	346
KIS PF AAA	PFA		14. 11. 2001		277	277
KIS P.I.F.	PIF	30. 06. 2001	31. 12. 2001		209	209
IS Podnikatelský tržní PF	POD		24. 09. 1998		125	118
PPF Český PF	PPC		18. 09. 2002		333	333
PPF Moravskoslezský PF	PPM		18. 09. 2002		333	333
1. IN PF Pravidelných příjmů	PRI		10. 02. 2000		199	199
1. IN PF Prosperity	PRO		10. 02. 2000		199	199
1. IN Rentiérský IF	REN	21. 04. 2000	25. 11. 2002	Ž	341	341
1. IN RIF	RIF	31. 10. 1999	23. 10. 2000		235	235
SIS SPIF český	SCE	10. 06. 1998	14. 06. 1999		167	167
SIS 2.SPIF	SP2	26. 05. 1999	4. 05. 2000		213	212
SIS SPIF všeobecný	SVS	26. 01. 2000	21. 09. 2000		228	228
SIS SPIF výnosový	SVY	22. 04. 1999	6. 12. 1999		191	191
KIS Thesaurus	THE		14. 11. 2001		277	277
IKS KB IPF Komerční banky	XKB	17. 12. 1999	16. 08. 2000		226	225
LihnArt PF YSE akcionářů	YSE		25. 05. 2000		214	214
ŽB-Trust 1.IF Živnobanka	ZIF	17. 05. 2000	17. 04. 2002	Ž	311	311
O.B. Invest Zlatý IF Kvanto	ZLA	12. 05. 1999	13. 11. 2002	Ž	305	305
ŽB-Trust Živnobanka PF	ZPF	1. 10. 1999	2. 07. 2001		265	265

vysvětlivka: Ž ... na fond byla podána žaloba, proces otevírání blokován.

nici 10 %; celkový pokles diskontu byl doprovázen fluktuacemi (jež mohou být způsobeny řadou faktorů – viz kapitola 2), v první polovině roku 2001 se průměrný diskont mírně zvýšil (pravděpodobně v reakci na problémy v procesu transformace fondů na OPF – vedle ostatních faktorů).¹¹ Z vývoje průměrných cen a NAV/CP je evidentní, že celkový pokles diskontu byl během sledovaného období způsoben spíše růstem ceny k NAV/CP (než poklesem NAV/CP k ceně). Graf 1 znázorňuje i datum oznámení změny regulace (svislá přímká) a data oznámení vlastního otevírání jednotlivých fondů.

¹⁰ Koeficient korelace ceny a PX-50 je 0,12. Koeficient korelace ceny a NAV/CP je 0,71. Koeficient korelace NAV/CP a PX-50 je 0,49. Koeficient korelace diskontu a PX-50 je 0,13. Koeficient korelace diskontu a NAV/CP je –0,35. Koeficient korelace diskontu a ceny je –0,90.

¹¹ Od poloviny roku 2001 do konce roku 2002 se průměrný diskont dále snižoval, koncem roku 2002 činil 7,45 %.

Dále jsou v grafu 1 vyznačeny odhadovací periody EP1 a EP3 (společně pro obě události); odhadovací perioda EP2 a testovací perioda pro změnu regulace. EP2 a TP pro vlastní otevírání znázorněna není, protože data oznámení nastala v různém čase.

Reakce na oznámení změny regulace je analyzována u 28 uzavřených fondů (14 IF a 14 UPF)¹². Jedná se o fondy, které v průběhu testovací periody první události zveřejňovaly uvedeným způsobem své údaje (a měly dostatečně dlouhou historii umožňující odhad normálního výnosu během odhadovací periody). Hodnota majetku spravovaného vybranými fondy představuje zhruba 90 % celkové hodnoty majetku obhospodařovaného uzavřenými fondy na trhu kolektivního investování v ČR ve sledovaném období. Datum oznámení změny regulace je 26. 3. 1998, kdy byla v Hospodářských novinách poprvé zveřejněna informace o připravované změně právního a institucionálního rámce kolektivního investování.

Reakce na oznámení vlastního otevírání je sledována u 15 uzavřených fondů (13 IF a 2 UPF), které oznámily záměr transformace na OPF do poloviny roku 2001. Výběr fondů je podmíněn dostupností dat oznámení.¹³ Hodnota majetku spravovaného vybranými fondy tvoří zhruba 80 % celkové hodnoty majetku ve správě fondů na českém trhu kolektivního investování. Za datum oznámení je považováno zveřejnění první informace o reorganizaci fondu v tisku (např. oznámení o konání valné hromady IF, která má v programu schválení otevření fondu, či oznámení o rozhodnutí představenstva UPF o otevření fondu). 15 fondů bylo dále rozděleno do dvou skupin:

1. fondy, u kterých již k otevření skutečně došlo (do konce roku 2001), (jedná se o 8 fondů – 6 IF a 2 UPF);
2. fondy, které proces otevření z různých důvodů nezavršily¹⁴ (jedná se o 7 IF).

Lze předpokládat, že vývoj diskontů těchto dvou skupin fondů bude odlišný. Podle empirické evidence bylo zjištěno, že po oznámení záměru reorganizace na OPF diskont fondu postupně klesá a do realizace transformace se přiblíží téměř k nule. Pokud však příprava na otevření přesáhne obvyklou dobu a vyskytnou se problémy, objeví se riziko a nejistota ohledně uskutečnění transformace a skutečné hodnoty NAV. Tyto faktory pak mohou způsobit opětovný nárůst diskontů či jejich výraznou fluktuaci.¹⁵

¹² Pro testování H^1 při použití tržního modelu normálního výnosu je ve výběru zahrnuto pouze 25 fondů. Analýza byla původně provedena pro všech 28 uzavřených fondů, ale u 3 fondů (CSP, KVP, POD) nebyly statisticky významné odhady parametrů tržního modelu normálního výnosu. Hlavní příčinou byl nedostatečný počet pozorování (fondy zveřejňovaly sledované údaje jen v části odhadovací periody).

¹³ Fond P.I.F. byl ze vzorku vyřazen z důvodu absence dat.

¹⁴ V procesu otevření fondů se objevila řada problémů. Transformace všech 7 IF byla zablokována žalobami akcionářů. Tyto žaloby se opírají o údajnou protiústavnost transformace fondů (jedná se zejména o nevyřešený přechod závazků IF).

¹⁵ Proces reorganizace trval u většiny již otevřených fondů (skupina 1) půl roku až rok. Výjimkou je ZPF, kde proces otevření trval přibližně 21 měsíců. Transformace ZPF však nebyla zablokována žalobou (neboť se jedná o UPF), proto byl ZPF zařazen do skupiny 1. Tři ze sedmi IF ze skupiny 2 se otevřely do konce roku 2002, proces reorganizace zde trval zhruba 23 až 42 měsíců.

3.5 Hypotézy

H¹: V testovací periodě existují nadměrné výnosy.

$$\begin{array}{ll} H^1_0: E(\text{avg } AR_t | y_i) = 0 & H^1_A: E(\text{avg } AR_t | y_i) \neq 0 \\ H^1_0: E(\text{avg } CAR_T | y_i) = 0 & H^1_A: E(\text{avg } CAR_T | y_i) \neq 0 \end{array}$$

$E(\text{avg } AR_t | y_i) = f(\text{avg } R_t | y_i) - f(\text{avg } R_t)$
 $f(\text{avg } R_t | y_i)$ distribuce průměrného výnosu v čase t pro všechny fondy podmíněná informačním signálem y_i
 $f(\text{avg } R_t)$ distribuce průměrného výnosu v čase t pro všechny fondy

Z týdenních cen uzavřených fondů je spočten týdenní výnos:

$$R_{jt} = \frac{P_{jt} - P_{j(t-1)}}{P_{j(t-1)}} \cdot 100 \%$$

R_{jt} týdenní výnos fondu j v týdnu t
 P_{jt} tržní cena fondu j v týdnu t
 $P_{j(t-1)}$ tržní cena fondu j v týdnu $t-1$

V odhadovací periodě je modelován normální výnos R_{jt} :

a) pro odhadovací periodu EP1 a EP2 je normální výnos vypočten jako konstantní průměrný výnos:

$$R_{jt} = k_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

R_{jt} odhad průměrného výnosu fondu j v periodě t
 k_{jt} konstantní průměrný výnos fondu j v periodě t
 ε_{jt} chyba výnosu fondu j v periodě t , $E(\varepsilon_{jt}) = 0$

b) pro odhadovací periodu EP3 je normální výnos odhadnut prostřednictvím tržního modelu, pro každý fond jsou odhadnuty parametry tržního modelu normálního výnosu α_j a β_j :

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{Mt} + \varepsilon_{jt}$$

R_{jt} aktuální týdenní výnos fondu j v periodě t
 R_{Mt} aktuální týdenní výnos trhu (měřený tržním indexem PX-50) v periodě t
 α_j, β_j odhady parametrů tržního modelu normálního výnosu pro fond j
 ε_{jt} chyba výnosu fondu j v periodě t , $E(\varepsilon_{jt}) = 0$

a v testovací periodě je pro každý fond vypočten odhad normálního výnosu:

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{Mt} + \varepsilon_{jt}$$

R_{jt} odhad normálního týdenního výnosu fondu j v periodě t

R_{Mt} aktuální týdenní výnos trhu (měřený tržním indexem PX-50) v periodě t

α_j, β_j odhady parametrů tržního modelu normálního výnosu pro fond j

ε_{jt} chyba výnosu fondu j v periodě t , $E(\varepsilon_{jt}) = 0$

Pro oba modely normálního výnosu je v testovací periodě kalkulován nadměrný výnos:

$$AR_{jt} = R_{jt} - \hat{R}_{jt}$$

AR_{jt} nadměrný výnos fondu j v periodě t

R_{jt} aktuální výnos fondu j v periodě t

$\hat{R}_{jt}$ odhad normálního výnosu fondu j v periodě t

Nadměrný výnos je spočten pro celý vzorek fondů – tím je eliminován vliv náhodných chyb měření (Fama a kol., 1969). Získáme průměrný nadměrný výnos:

$$\text{avg } AR_t = \text{avg } R_t - \text{avg } \hat{R}_t$$

$\text{avg } AR_t$ průměrný nadměrný výnos všech fondů v periodě t

$\text{avg } R_t$ průměrný aktuální výnos všech fondů v periodě t

$\text{avg } \hat{R}_t$ odhad normálního výnosu všech fondů v periodě t

Dále je kalkulován kumulovaný průměrný nadměrný výnos v čase T :

$$\text{avg } CAR_T = \sum_t \text{avg } AR_t$$

Testování H^1

K otestování existence nadměrných výnosů během testovací periody je použit parametrický t -test a neparametrický znaménkový test.

Spočtením průměrného nadměrného výnosu pro všechny fondy a jeho standardní odchylky získáme t -statistiku:

$$\frac{1/N \sum_j AR_{jt}}{[1/N-1 \sum_j (AR_{jt} - \text{avg } AR_t)^2]^{1/2}} \sim t(N-1)$$

Základní t -test požaduje dodržení předpokladu homoskedasticity a průřezové nezávislosti. Pokud nadměrné výnosy vykazují heteroskedasticitu či průřezovou závislost, mohou být odhady průměrného nadměrného výnosu a jeho odchylky vychýlené a nevydatné. V tomto případě je možné aplikovat Pattelův test standardizovaných reziduí, který používá variance získané v odhadovací periodě (Strong, 1992). Dále lze aplikovat metodologii navrženou Boehmerem (Boehmer a kol., 1991), která zohledňuje rozdílné variance cen v odhadovací a testovací periodě a uplatňuje přizpůsobení pro nezávislost mezi výnosy jednotlivých fondů. Jedná se o tzv. modifikaci nulové hypotézy (MacKinley, 1997). Rozšíření nulové hypotézy umožňuje změnu variancí. Odhad variance průměrného nadměrného výnosu (AR , CAR) je kalkulován pomocí průřezových nadměrných výnosů:

$$\text{var}(\text{avg } CAR_T) = 1/N^2 \sum_j (CAR_{jT} - \text{avg } CAR_T)^2$$

Pro konzistenci uvedeného odhadu variance je nezbytný předpoklad nekorelovaných nadměrných výnosů v testovaném výběru. Dostatečným splněním tohoto požadavku je absence shlukování událostí. Průřezová homoskedasticita se v tomto případě nepožaduje. Modifikovaná nulová hypotéza o existenci nulového nadměrného výnosu je dále testována podle běžné teorie.

Neparametrické testy nepožadují dodržování předpokladů o rozdělení výnosů. V *event study* jsou nejvíce používány znaménkový a pořadový test (MacKinlay, 1997). Neparametrické testy se obvykle nepoužívají samostatně – jejich výsledky slouží k ověření závěrů a robustnosti standardních parametrických testů.

Znaménkový test je založen na znaménku nadměrného výnosu (AR , CAR). Požaduje se, aby nadměrné výnosy byly nezávislé mezi jednotlivými fondy (splnění tohoto požadavku by opět měla zajistit absence shlukování událostí). Nulová hypotéza vylučuje existenci pozitivního nadměrného výnosu spojeného s danou událostí. Očekávaný podíl kladného nadměrného výnosu při nulové hypotéze je tedy 0,5. Pro použití jednostranného testu jsou testované hypotézy definovány následovně:

$$H^1_0: p \leq 0,5 \quad \text{a} \quad H^1_A: p > 0,5 \quad p = \text{pr} [AR_b CAR_T \geq 0]$$

Testovací statistika je:

$$\Theta = [(N^+/N) - 0,5] (\sqrt{N/0,5}) \sim N(0,1)$$

kde: N^+ – počet případů s kladným nadměrným výnosem (AR , CAR)
 N – celkový počet případů

H²: V testovací periodě existuje pokles diskontů.

$$\begin{aligned} H^2_0: E(\text{avg } \text{dif}D_t | y_i) &= 0 & H^2_A: E(\text{avg } \text{dif}D_t | y_i) &\neq 0 \\ H^2_0: E(\text{avg } \text{Cdif}D_T | y_i) &= 0 & H^2_A: E(\text{avg } \text{Cdif}D_T | y_i) &\neq 0 \end{aligned}$$

$$E(\text{avg } \text{dif}D_t | y_i) = f(\text{avg } D_t) - f(\text{avg } D_t | y_i)$$

$f(\text{avg } D_t | y_i)$ distribuce průměrného diskontu v čase t pro všechny fondy podmíněná informačním signálem y_i
 $f(\text{avg } D_t)$ distribuce průměrného diskontu v čase t pro všechny fondy

Diskont uzavřeného typu fondu je definován jako rozdíl mezi cenou na veřejném trhu a čistou hodnotou aktiv fondu připadající na jednu akcii/podílový list. Pokud je tento rozdíl kladný, jedná se o prémii, pokud je záporný, jedná se o diskont. Pro potřeby analýzy je použit následující výpočet, jehož výsledkem je nezáporná hodnota diskontu vyjádřená v procentech:

$$D_{jt} = \frac{NAV_{jt} - P_{jt}}{NAV_{jt}} \cdot 100 \%$$

NAV_{jt} čistá hodnota aktiv na 1 akcii/PL fondu j v čase t

P_{jt} cena akcie/PL fondu j v čase t

V odhadovací periodě je modelován konstantní průměrný diskont:

$$\mathbf{D}_{jt} = k_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$\mathbf{D}_{jt}$ odhad průměrného diskontu fondu j v periodě t

k_{jt} konstantní průměrný diskont fondu j v periodě t

ε_{jt} chyba diskontu fondu j v periodě t , $E(\varepsilon_{jt}) = 0$

V testovací periodě je vypočten pokles diskontu:

$$difD_{jt} = \mathbf{D}_{jt} - D_{jt}$$

$difD_{jt}$ pokles diskontu fondu j v periodě t

D_{jt} aktuální diskont fondu j v periodě t

$\mathbf{D}_{jt}$ odhad průměrného diskontu fondu j v periodě t

Pokles diskontu je spočten pro celý vzorek fondů – tím je eliminován vliv náhodných chyb měření (Fama a kol., 1969). Získáme průměrný pokles diskontu:

$$avg\ difD_t = avg\ \mathbf{D}_t - avg\ D_t$$

$avg\ difD_t$ průměrný pokles diskontu všech fondů v periodě t

$avg\ D_t$ průměrný aktuální diskont všech fondů v periodě t

$avg\ \mathbf{D}_t$ odhad průměrného diskontu všech fondů v periodě t

Dále je kalkulován kumulovaný průměrný pokles diskontu v čase T :

$$avg\ CdifD_T = \sum_t avg\ difD_t$$

Testování H^2

K otestování existence poklesu diskontu během testovací periody je použit parametrický t -test a neparametrický znaménkový test jako v případě H^1 .

H^3 : Po oznámení události se diskonty postupně snižují (do reorganizace na OPF).

$$H^3_0: E(avg\ difD_t) = 0$$

$$H^3_A: E(avg\ difD_t) \neq 0$$

$$H^3_0: E(avg\ CdifD_T) = 0$$

$$H^3_A: E(avg\ CdifD_T) \neq 0$$

$E(\text{avg dif}D_t) = f(\text{avg } D_{t0}) - f(\text{avg } D_{t1})$
 $f(\text{avg } D_t)$ distribuce průměrného diskontu v čase t pro všechny fondy

H^3 je modifikací H^2 . Postupně jsou sledovány následující $\text{dif}D_t$:¹⁶

1. $\text{avg dif}D_{[(T-24; T-1) - (T+1; T+24)]} = \text{avg } D_{(T-24; T-1)} - \text{avg } D_{(T+1; T+24)}$
2. $\text{avg dif}D_{(T+1; T+24)} = \text{avg } D_{(T=0)} - \text{avg } D_{(T+1; T+24)}$
3. $\text{avg dif}D_{(T+4)} = \text{avg } D_{(T=0)} - \text{avg } D_{(T+4)}...$
 $\text{avg dif}D_{(T+24)} = \text{avg } D_{(T-20)} - \text{avg } D_{(T+24)}$
4. $\text{avg Cdif}D_T = \sum_t \text{avg dif}D_t \quad T = (T+4), \dots, (T+24)$

Testování H^3

K otestování existence dalšího poklesu diskontu po oznámení události je použit parametrický t -test a neparametrický znaménkový test jako v případě H^1 .

H^4 : Odlišný vývoj diskontů ve skupině fondů 1 a 2. (pouze 2. událost)

$$H^4_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H^4_A: \mu_1 < \mu_2$$

$f(\text{avg } D^1_t)$ distribuce průměrného diskontu fondů skupiny 1 v čase t , μ_1

$f(\text{avg } D^2_t)$ distribuce průměrného diskontu fondů skupiny 2 v čase t , μ_2

Postupně je sledován průměrný diskont v následujících časových úsecích t :

1. $\text{avg } D^1_{(T-25; T-1)} \quad \text{avg } D^2_{(T-25; T-1)}$
2. $\text{avg } D^1_{(T+1; T+25)} \quad \text{avg } D^2_{(T+1; T+25)}$
3. $\text{avg } D^1_{(T-1)} \quad \text{avg } D^2_{(T-1)}$
4. $\text{avg } D^1_{(T+5)} \quad \text{avg } D^2_{(T+5)}...$
 $\text{avg } D^1_{(T+25)} \quad \text{avg } D^2_{(T+25)}$

Testování H^4

K otestování H^4 je použit parametrický t -test rozdílu dvou středních hodnot u nezávislých výběrů a neparametrický Wilcoxonův pořadový test (Mason – Lind – Marchal, 1999).

Použití t -testu požaduje splnění předpokladu normálního rozdělení a rovnosti variancí dvou testovaných výběrů. T -statistika je určena takto:

$$\frac{\text{avg } D^1 - \text{avg } D^2}{[s_p^2(1/n_1) + (1/n_2)]^{1/2}} \sim t(n_1+n_2-2)$$

¹⁶ V případě reakce na 1. událost jsou jednotlivé periody tvořeny 24 týdny, neboť čtyřtýdenní úseky jsou počítány od týdne oznámení ($T = 0$). V případě 2. události jsou jednotlivé periody tvořeny 25 týdny, protože čtyřtýdenní úseky jsou počítány od týdne po dni/týdnu oznámení ($T+1$) či od týdne před oznámením ($T-1$).

$$s_p^2 = \frac{(n_1-1)(s_1^2) + (n_2-1)(s_2^2)}{n_1 + n_2 - 2}$$

s_1^2	variance skupiny 1
s_2^2	variance skupiny 2
n_1	počet fondů ve skupině 1
n_2	počet fondů ve skupině 2

Aplikace neparametrického Wilcoxonova pořadového testu nepožaduje splnění uvedených předpokladů; proto lze jeho výsledky použít k ověření závěrů a robustnosti t -testu. Pořadový test je založen na průměrném pořadí v celkovém výběru (tvořeném dvěma testovanými výběry). Při platnosti nulové hypotézy by měl být průměr pořadí dvou populací shodný. Hodnota z -statistiky je spočtena takto:

$$z = \frac{W - \{[n_1(n_1+n_2+1)]/2\}}{\{[n_1n_2(n_1+n_2+1)/12]\}^{1/2}} N(0,1)$$

W součet pořadí první populace

4. Výsledky

4.1 Změna právního a institucionálního rámce

Výsledky analýzy reakce týdenních cen na oznámení o připravované změně regulace (H^1) jsou uvedeny v *tabulce 2*.

a) V horní části tabulky 2 jsou uvedeny výsledky získané za použití konstantního modelu normálního výnosu v EP1 a EP2.¹⁷ Podle výsledků obou testů a s použitím obou EP je průměrný nadměrný výnos pozitivní a statisticky signifikantní v týdnech ($T-2$), ($T-1$), ($T=0$) a ($T+3$) na hladině významnosti 1 % (t -test $AR_{(T-2)}$ pro EP2 na 5% hladině). V týdnech ($T+1$) a ($T+2$) není AR statisticky signifikantní na sledovaných hladinách významnosti. Kumulovaný nadměrný výnos je statisticky významný od týdne ($T-2$) po celou testovací periodu (na sledovaných hladinách významnosti).¹⁸ Na základě výsledků testů H^1 lze na sledovaných hladinách významnosti zamítnout neexistenci nadměrných výnosů v týdnech ($T-2$), ($T-1$), ($T=0$) a ($T+3$) během testovací periody a kumulovaného nadměrného výnosu od týdne ($T-2$) a ve všech dalších týdnech TP. Výsledky by mohly svědčit o mírně předčasné reakci cen na novou informaci; tato

¹⁷ Průměrný týdenní výnos činí během EP1 -0,37 % a během EP2 0,01 %.

¹⁸ S použitím EP1 je statisticky významný AR a CAR i v týdnu ($T-3$) (na sledovaných hladinách významnosti).

TABULKA 2 Reakce na oznámení změny regulace – H

a) konstantní model normálního výnosu

t-test H^1 , $N = 28$

T	avg AR	t-stats	avg CAR	t-stats	avg AR	t-stats	avg CAR	t-stats
EP1					EP2			
$T - 3$	0,87	1,7673*	0,87	1,7673*	0,49	1,3466	0,49	1,3466
$T - 2$	1,84	2,9615***	2,71	2,7796***	1,45	2,6947**	1,94	2,6467**
$T - 1$	3,47	4,9331***	6,18	4,4154***	3,09	4,2785***	5,03	4,2234***
$T = 0$	2,70	4,2383***	8,88	5,3252***	2,31	3,6603***	7,34	5,1467***
$T + 1$	-0,11	-0,2835	8,76	5,2476***	-0,50	-1,0294	6,85	4,5819***
$T + 2$	-0,96	-1,6815	7,81	4,4415***	-1,34	-2,1698	5,51	3,3080***
$T + 3$	2,08	5,6199***	9,89	4,9871***	1,70	5,7747***	7,20	4,0242***

znaménkový test H^1 , $N = 28$

T	(+) AR	sign test	(+) CAR	sign test	(+) AR	sign test	(+) CAR	sign test
EP1					EP2			
$T - 3$	21	2,6458***	25	4,1576***	19	1,8898**	19	1,8898**
$T - 2$	21	3,4000***	21	2,6458***	20	3,0000***	19	1,8898**
$T - 1$	27	5,8000***	22	3,0237***	25	5,0000***	22	3,0237***
$T = 0$	21	3,4000***	23	3,4017***	20	3,0000***	24	3,7796***
$T + 1$	15	1,0000	25	4,1576***	11	-0,6000	24	3,7796***
$T + 2$	10	-1,0000	26	4,5356***	9	-1,4000	22	3,0237***
$T + 3$	24	4,6000***	25	4,1576***	25	5,0000***	24	3,7796***
celá TP, $N = 196$	139	5,8571***	167	9,8571***	129	4,4286***	154	8,0000***

b) tržní model normálního výnosu

EP3	t-test H^1 , $N = 25$				znaménkový test H^1 , $N = 25$			
T	avg AR	t-stats	avg CAR	t-stats	(+) AR	sign test	(+) CAR	sign test
$T - 3$	-0,77	-2,1913	-0,77	-2,1913	9	-1,4000	9	-1,4000
$T - 2$	-4,46	-5,6984	-5,23	-5,1217	3	-3,8000	2	-4,2000
$T - 1$	4,52	8,0500***	-0,71	-0,6385	25	5,0000***	12	-0,2000
$T = 0$	4,44	7,4560***	3,73	3,0237***	23	4,2000***	18	2,2000**
$T + 1$	1,75	4,1185***	7,99	7,2690***	18	2,2000**	23	4,2000***
$T + 2$	0,17	0,2892	5,65	5,3455***	15	1,0000	23	4,2000***
$T + 3$	-0,54	-1,4989	5,11	4,4252***	10	-1,0000	22	3,8000***
celá TP, $N = 175$					103	2,3432***	109	3,2503***

vysvětlivka: *** 1% hladina významnosti, ** 5% hladina významnosti, * 10% hladina významnosti

předčasné reakce však zřejmě nebyla úplná, neboť i v týdnu oznámení události byla zaznamenána signifikantní reakce cen. Nadměrný výnos v týdnu ($T+3$) lze zřejmě vysvětlit působením ostatních faktorů, které rovněž ovlivnily vývoj použitých ukazatelů. Platnost uvedených výsledků je však omezena použitím konstantního modelu normálního výnosu,

který nezohledňuje adekvátně celkový vývoj trhu a případné změny NAV analyzovaných fondů během testovací periody.¹⁹

- b) Ve spodní části tabulky 2 jsou uvedeny výsledky získané použitím tržního modelu normálního výnosu v EP3. Existence průměrného AR je statisticky signifikantní v týdnu oznámení ($T=0$) a v týdnech bezprostředně obklopujících týden oznámení ($T-1$) a ($T+1$) na 1% hladině významnosti (znaménkový test $AR_{(T+1)}$ na 5% hladině). V ostatních týdnech testovací periody není průměrný AR na sledovaných hladinách významnosti statisticky signifikantní. Existence průměrného CAR je statisticky signifikantní od týdne oznámení ($T=0$) po zbytek testovací periody na 1% hladině významnosti (znaménkový test $CAR_{(T=0)}$ na 5% hladině). V souladu s výsledky testů H^1 lze na sledovaných hladinách významnosti zamítnout neexistenci nadměrných výnosů v týdnu oznámení ($T=0$) a v týdnech ($T-1$) a ($T+1$) a neexistenci kumulovaných nadměrných výnosů v týdnu ($T=0$) a ve všech následujících týdnech TP. Výsledky by mohly svědčit o reakci cen na oznámení o změně právního a institucionálního rámce. Předmět analýzy však mohl být ovlivněn i ostatními faktory (viz odhadovací perioda).

Za předpokladu, že tržní model je adekvátnějším měřítkem normálního výnosu uzavřeného fondu než model konstantní (Cable – Holland, 1999), lze provést korekci výsledků získaných při aplikaci konstantního modelu normálního výnosu. Nadměrné výnosy pozorované v týdnu ($T-2$) a ($T+3$) byly způsobeny jinými faktory, neboť při zahrnutí tržních parametrů již nejsou statisticky signifikantní. Naopak nadměrný výnos v týdnu ($T+1$) byl při použití konstantního modelu podhodnocený, protože při použití tržního modelu je statisticky signifikantní. Závěry obdržené při aplikaci tržního modelu ukazují, že reakce na změnu regulace byla poměrně dobře načasovaná – proběhla podle předpokladu v týdnu oznámení a v týdnech ($T-1$) a ($T+1$) –, a nikoli mírně předčasná (jak naznačují výsledky získané při aplikaci konstantního modelu).

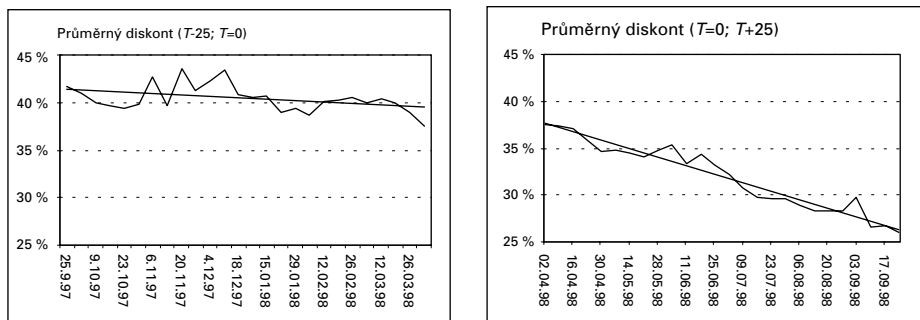
Výsledky analýzy reakce týdenních diskontů na oznámení o připravované změně regulace (H^2) jsou uvedeny v tabulce 3.²⁰ $DifD$ a $CdifD$ byly vypočteny pro obě odhadovací periody. Použití EP1 však nelze v tomto případě považovat za nezbytné. Velmi vysoká hodnota průměrného diskontu v průběhu EP1 činí všechny sledované poklesy diskontu velmi signifikantními a nevypovídá o samotné reakci na oznámení sledované události.²¹ Proto jsou

¹⁹ Hodnota veličiny NAV/celkový počet CP se zvyšovala od týdne ($T-3$) do týdne ($T-1$); od týdne ($T=0$) po zbytek TP postupně klesala. Hodnota indexu PX-50 v týdnech ($T-3$) až ($T-1$) rostla, od týdne ($T=0$) do týdne ($T+2$) klesala a v týdnu ($T+3$) opět vzrostla. Nadměrné výnosy pozorované v týdnech ($T-2$) a ($T-1$) by tedy mohly být způsobeny růstem trhu a NAV-fondů. Růst indexu PX-50 v týdnu ($T+3$) lze zřejmě považovat ze jeden faktorů, které ovlivnily nadměrný výnos sledovaný v týdnu ($T+3$). Nadměrný výnos pozorovaný v týdnu oznámení ($T=0$) by naopak neměl být způsoben pohybem trhu či hodnoty NAV. Dokonce je možné, že nadměrné výnosy v týdnech ($T=0$) až ($T+2$) jsou podhodnocené.

²⁰ Průměrný diskont činí během EP1 55,53 % a během EP2 40,68 %.

²¹ S použitím EP1 je existence $difD$ i $CdifD$ u obou testů statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti během celé TP.

GRAF 2 Reakce na oznámení změny regulace – vývoj diskontů



TABULKA 3 Reakce na oznámení změny regulace – H^2

EP2	t-test H ² , N = 28				znaménkový test H ² , N = 28			
T	avg difD	t-stats	avg CdifD	t-stats	(+) difD	sign test	(+) CdifD	sign test
T − 3	0,23	0,2794	0,23	0,2794	14	0,0000	14	0,0000
T − 2	0,69	0,7127	0,92	0,5155	14	0,6000	13	-0,3780
T − 1	1,72	1,6854	2,64	0,9661	18	2,2000**	16	0,7559
T = 0	3,21	3,1111***	5,86	1,5940	21	3,4000***	16	0,7559
T + 1	3,28	3,1070***	9,14	1,9751*	22	3,8000***	17	1,1339
T + 2	3,59	3,9200***	12,73	2,3549**	23	4,2000***	19	1,8898**
T + 3	4,82	4,6867***	17,55	2,7602**	23	4,2000***	20	2,2678**
celá TP, N =196					135	5,2857***	115	2,4286***

uvedeny výsledky získané pouze s použitím EP2. Pokles diskontu je statisticky signifikantní v týdnech ($T=0$) až ($T+3$) na hladině významnosti 1 %.²² Výskyt kumulovaného poklesu diskontu je statisticky signifikantní v týdnech ($T+2$) a ($T+3$) na hladině významnosti 5 %.²³ Podle závěrů uvedených testů H^2 získaných s použitím EP2 lze na sledovaných hladinách významnosti zamítnout neexistenci poklesu diskontu v týdnu oznámení a v týdnech následujících po oznámení sledované události v průběhu testovací periody. Uvedené výsledky by mohly potvrzovat reakci diskontů na novou informaci, na druhé straně však mohou být fluktuace diskontu způsobeny i řadou jiných faktorů (viz kapitola 2).

Graf 2 znázorňuje vývoj průměrného diskontu během období 25 týdnů před ($T-25$) a 25 týdnů po oznámení změny regulace ($T+25$). Ve 25 týdnech před oznámením dosahuje hodnota průměrného diskontu 40,55 %. Ve 25 týdnech po oznámení vykazuje průměrný diskont (s mírnými výkyvy) klesající trend a průměrná hodnota činí 31,77 % – to je o 8,78 p. b. méně než v periodě 25 týdnů před oznámením. Chowův test rovnosti koeficientů ve dvou

²² Podle znaménkového testu je statisticky signifikantní i $difD_{(T-1)}$ na hladině významnosti 5 %.

²³ Podle t -testu je statisticky signifikantní i $CdifD_{(T+1)}$ na 10% hladině významnosti.

TABULKA 4 Reakce na oznámení změny regulace – H^3

$N = 28$	t-test H^3				znaménkový test H^3			
	avg <i>difD</i>	t-stat	avg <i>CdifD</i>	t-stat	(+) <i>difD</i>	sign test	(+) <i>CdifD</i>	sign test
$(T-24; T-1) - (T+1; T+24)$	8,49	7,6436***			27	4,9135***		
$(T=0) - (T+1; T+24)$	5,45	9,5117***			26	4,5356***		
$(T=0) - (T+4)$	2,83	5,0431***	2,83	5,0431***	24	3,7796***	24	3,7796***
$(T+4) - (T+8)$	-0,08	-0,1233	2,75	4,4660***	18	1,5119*	21	2,6458***
$(T+8) - (T+12)$	1,50	1,7145*	4,24	4,0746***	18	1,5119*	20	2,2678**
$(T+12) - (T+16)$	3,58	4,7154***	7,83	9,2654***	22	3,0237***	27	4,9135***
$(T+16) - (T+20)$	1,28	0,6070	9,11	4,5172***	15	0,3780	26	4,5356***
$(T+20) - (T+24)$	1,61	1,2581	10,72	8,2279***	18	1,5119*	26	4,5356***

lineárních regresích (Chow, 1960), (Kmenta, 1997) zamítá nulovou hypotézu a potvrzuje existenci změny koeficientu lineárního trendu. V týdnu oznámení ($T=0$) dosahuje průměrný diskont 37,47 %; za následujících šest měsíců postupně klesá až na 25,97 % – pokles činí 11,50 p. b.

Tabulka 4 obsahuje výsledky týkající se H^3 : dalšího poklesu diskontu v periodě po oznámení sledované události. Na základě výsledků obou testů lze zamítnout neexistenci statisticky signifikantního poklesu průměrného diskontu: $difD_{[(T-24; T-1) - (T+1; T+24)]}$, $difD_{(T+1; T+24)}$, $difD_{(T+4)}$, $difD_{(T+12)}$ a $difD_{(T+16)}$ (na 1% hladině významnosti, resp. 10% hladině pro $difD_{(T+12)}$). Dále nelze zamítnout neexistenci statisticky významného poklesu diskontu mezi týdny ($T+16$) a ($T+20$) (na sledovaných hladinách významnosti). Ostatní výsledky nejsou jednoznačné. Neexistenci statisticky signifikantního kumulovaného (zde celkového) poklesu diskontu během periody 24 týdnů po oznámení lze zamítnout na základě závěrů obou testů pro všechny časové úseky (na 1% hladině významnosti, resp. 5% hladině pro znaménkový test $CdifD_{(T+12)}$). Podle výsledků testů H^3 lze konstatovat, že ke klíčovému poklesu diskontu dochází během jednoho měsíce po oznámení a dále mezi týdny ($T+8$) a ($T+16$). Po oznámení změny regulace tedy následuje další pokles diskontu; tento pokles však nemusí být plynulý a mohou se vyskytnout i mírné výkyvy směrem nahoru (mírné fluktuace diskontů lze zřejmě vysvětlit ostatními faktory, které ovlivňují vývoj diskontu – viz kapitola 2).

4.2 Otevírání fondů

Tato část analýzy je zpracována pro 15 uzavřených fondů. Vzhledem ke shlukování událostí však bylo nutné vytvořit tři sloučené skupiny fondů se shodným datem (týdnem) oznámení; konečné portfolio tak obsahuje 11 nezávislých pozorování (fondů či skupin fondů) s rozdílným datem (týdnem) oznámení. Závěry této části analýzy by měly být interpretovány opatrně – s vědomím nízkého počtu pozorování ve výběru a absence některých dílčích údajů.²⁴

Výsledky analýzy reakce týdenních cen na oznámení vlastního otevírání (H^1) jsou uvedeny v *tabulce 5*.

TABULKA 5 Reakce na oznámení otevření – H^1

a) konstantní model normálního výnosu

 t -test H^1 , $N = 11$

T	avg AR	t -stats	avg CAR	t -stats	avg AR	t -stats	avg CAR	t -stats
EP1					EP2			
$T - 3$	0,72	1,4106	0,72	1,4106	-0,11	-0,4270	-0,11	-0,4270
$T - 2$	-0,03	-0,0448	0,69	0,6267	-0,87	-1,6924	-0,98	-1,4738
$T - 1$	0,89	1,5260	1,58	1,1270	0,05	0,0901	-0,93	-1,0836
$T + 1$	1,07	2,3482**	2,65	1,5681	0,24	0,4372	-0,69	-0,5528
$T + 2$	1,42	2,3268**	4,07	1,9019*	0,58	1,5157	-0,11	-0,0819
$T + 3$	0,38	0,7254	0,38	0,7254	-0,46	-1,6595	-0,57	-0,3992

znaménkový test H^1 , $N = 11$

T	(+) AR	sign test	(+) CAR	sign test	(+) AR	sign test	(+) CAR	sign test
EP1					EP2			
$T - 3$	8	1,5075*	8	1,5075*	4	-0,9045	4	-0,9045
$T - 2$	7	0,9045	8	1,5075*	3	-1,5075	2	-2,1106
$T - 1$	9	2,1106**	7	0,9045	6	0,3015	3	-1,5075
$T + 1$	8	1,5075*	7	0,9045	8	1,5075*	6	0,3015
$T + 2$	7	0,9045	8	1,5075*	7	0,9045	7	0,9045
$T + 3$	7	0,9045	7	0,9045	4	-0,9045	7	0,9045
celá TP, $N = 66$	46	3,2004***	45	2,9542***	32	-0,2462	29	-0,9847

b) tržní model normálního výnosu

EP3	t -test H^1 , $N = 11$				znaménkový test H^1 , $N = 11$			
T	avg AR	t -stats	avg CAR	t -stats	(+) AR	sign test	(+) CAR	sign test
$T - 3$	1,38	1,6541	1,38	1,6541	8	1,5075*	8	1,5075*
$T - 2$	-0,71	-1,3047	0,67	0,7983	5	-0,3015	6	0,3015
$T - 1$	0,66	0,8048	1,33	0,9338	7	0,9045	6	0,3015
$T + 1$	0,57	0,7480	1,90	0,9169	8	1,5075*	8	1,5075*
$T + 2$	-0,08	-0,0650	1,82	0,7619	4	-0,9045	7	0,9045
$T + 3$	-0,88	-0,6231	0,94	0,2631	6	0,3015	7	0,9045
celá TP, $N = 66$					38	1,2309	42	2,2156**

a) V horní části tabulky 5 jsou uvedeny výsledky získané za použití konstantního modelu normálního výnosu v EP1 a EP2.²⁵ Podle výsledků t -testu pro EP1 byla v týdnech následujících po oznámení, ($T+1$) a ($T+2$), zaznamenána silnější reakce trhu než v týdnech, které oznámení události předcházely. Ostatní výsledky nejsou jednoznačné. Na základě výsledků

²⁴ V případě dílčích chybějících dat byl vypočten průměrný týdenní výnos (resp. pokles diskontu).

²⁵ Průměrný týdenní výnos činí během EP1 0,06 % a během EP2 0,89 %.

TABULKA 6 Reakce na oznámení otevírání – H²

EP2	t-test H ² , N = 11				znaménkový test H ² , N = 11			
T	avg difD	t-stats	avg CdifD	t-stats	(+) difD	sign test	(+) CdifD	sign test
T – 3	5,01	2,5256**	5,01	2,5256**	10	2,7139***	10	2,7139***
T – 2	4,86	2,1340*	9,87	2,3207**	9	2,1108**	10	2,7139***
T – 1	5,35	2,2720**	15,22	2,3106**	9	2,1108**	10	2,7139***
T + 1	6,78	2,6788**	21,99	2,4186**	9	2,1108**	9	2,1108**
T + 2	7,51	2,9120**	29,50	2,5325**	9	2,1108**	9	2,1108**
T + 3	7,54	3,1124**	37,04	2,6362**	9	2,1108**	9	2,1108**
celá TP, N = 66					40	4,4286***	40	4,4286***

testů H¹ nelze na sledovaných hladinách významnosti přesvědčivě zamítnout hypotézu neexistence nadměrných výnosů během testovací periody.

- b) Ve spodní části tabulky 5 jsou uvedeny výsledky získané za použití tržního modelu normálního výnosu v EP3. Podle výsledků *t*-testu není průměrný *AR* v žádném týdnu testovací periody na sledovaných hladinách významnosti statisticky signifikantní. Podle výsledků znaménkového testu je statisticky signifikantní *AR* i *CAR* v týdnech (*T*–3) a (*T*+1) na 10% hladině významnosti. Na základě výsledků testů H¹ nelze na sledovaných hladinách významnosti zamítnout hypotézu neexistence nadměrných výnosů během testovací periody.

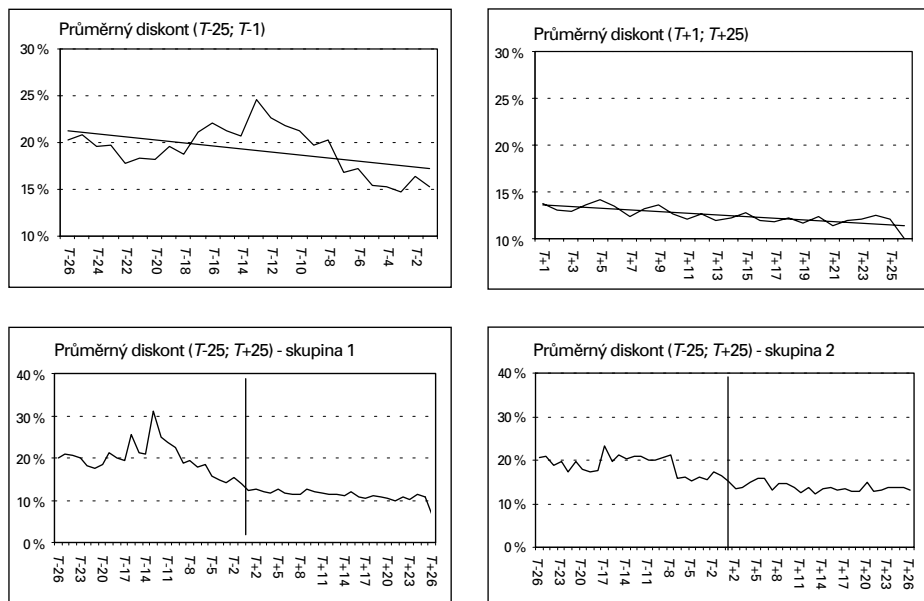
V souladu se závěry získanými při použití obou modelů normálního výnosu je možné konstatovat, že reakce na očekávané otevírání se zřejmě do cen sledovaných fondů promítla s předstihem, neboť již první událost změny regulace znamenala očekávání otevření uzavřených fondů v daném časovém horizontu. V době oznámení záměru reorganizace na OPF již byla tato informace v analyzovaných ukazatelích fondu zahrnuta.

Výsledky analýzy reakce týdenních diskontů na oznámení o záměru reorganizace na OPF (H²) jsou uvedeny v tabulce 6.²⁶ *DifD* a *CdifD* byly vypočteny pro obě odhadovací periody. Použití EP1 však opět nelze v tomto případě považovat za nezbytné. Velmi vysoká hodnota průměrného diskontu v průběhu EP1 činí všechny sledované poklesy diskontu velmi signifikantními a nevypovídá blíže nic o samotné reakci na oznámení sledované události.²⁷ Proto jsou znovu uvedeny výsledky získané pouze za použití EP2. Oba testy zamítají neexistenci *difD* a *CdifD* na sledovaných hladinách významnosti v celé TP. Na základě výsledků testů však lze zamítnout statisticky významnou reakci na vlastní otevírání fondu. Podobně jako v případě uvedené analýzy reakce cen můžeme konstatovat, že hlavní reakce trhu již proběhla při oznámení plánované změny regulace. Od tohoto okamžiku se fondy ve většině případů připravovaly na možné otevření, diskonty fondů

²⁶ Průměrný týdenní diskont činí během EP1 49,32 % a během EP2 20,11 %.

²⁷ S použitím EP1 je existence *difD* i *CdifD* u obou testů statisticky signifikantní na 1 % hladině významnosti během celé TP.

GRAF 3 Reakce na oznámení otevírání – vývoj diskontů



již tuto informaci absorbovaly a postupně klesaly. I v průběhu testovací periody lze sledovat postupný pokles diskontů. Znovu je nutné připomenout, že pohyby diskontů mohou být způsobeny rovněž řadou ostatních faktorů (viz kapitola 2).

Graf 3 znázorňuje vývoj průměrného diskontu 15 reorganizovaných fondů v období 25 týdnů před a 25 týdnů po oznámení události. Průměrný diskont v průběhu 25 týdnů před oznámením dosahuje 19,23 % a vykazuje výraznou fluktuaci; v období 25 týdnů po oznámení činí průměrný diskont 12,47 % a lze sledovat poměrně vyrovnaný mírný pokles. Diference průměru diskontů dvou uvedených period je 6,76 p. b. Chowův test rovnosti koeficientů ve dvou lineárních regresích (Chow, 1960), (Kmenta, 1997) zamítá nulovou hypotézu a potvrzuje existenci změny koeficientu lineárního trendu. V týdnu, který předchází oznámení ($T-1$), je průměrný diskont 15,48 %, do týdne ($T+25$) celkově klesá na 10,01 %, změna činí 5,47 p. b.

Tabulka 7 obsahuje výsledky týkající se H^3 : další pokles diskontu během periody po oznámení sledované události. Podle výsledků obou testů lze zamítnout neexistenci statisticky signifikantního poklesu diskontu: $difD_{[(T-25; T-1) - (T+1; T+25)]}$, $difD_{(T+1; T+25)}$ a $difD_{(T+5)}$ na 1% hladině významnosti (znaménkový test $difD_{(T+5)}$ na 10% hladině). Pro další dílčí časové úseky nebyla hypotéza neexistence poklesu diskontu zamítnuta, neboť další analyzované poklesy diskontu nejsou na sledovaných hladinách významnosti statisticky významné. Neexistenci kumulovaného poklesu diskontu je možné zamítnout ve všech časových úsecích periody 25 týdnů po oznámení (na sledovaných hladinách významnosti²⁸). V souladu s výsledky testů H^3 lze konstatovat, že ke klíčovému poklesu diskontu dochází během měsíce

TABULKA 7 Reakce na oznámení změny regulace – H³

N = 11	t-test H ³				znaménkový test H ³			
	avg difD	t-stat	avg CdifD	t-stat	(+) difD	sign test	(+) CdifD	sign test
(T-25; T-1) – (T+1; T+25)	7,76	3,6483***			10	2,7136***		
(T-1) – (T+1; T+25)	2,96	9,9928***			11	3,3166***		
(T-1) – (T+5)	1,60	3,1719***	3,17	3,3499***	8	1,5075*	8	1,5075*
(T+5) – (T+9)	0,67	1,0825	4,51	4,6860***	7	0,9045	9	2,1106**
(T+9) – (T+13)	1,04	1,0326	4,72	5,1865***	6	0,3015	10	2,7136***
(T+13) – (T+17)	0,27	0,3833	9,26	7,8256***	6	0,3015	11	3,3166***
(T+17) – (T+21)	0,17	0,4680	7,22	7,4878***	6	0,3015	11	3,3166***
(T+21) – (T+25)	-0,23	-0,4515	7,58	6,2990***	5	-0,3015	11	3,3166***

po oznámení. Podobně jako v případě 1. události následuje i v periodě po oznámení vlastního otevírání další mírný pokles diskontu, tento pokles však nemusí být plynulý a mohou se vyskytnout i mírné výkyvy směrem nahoru (mírné fluktuace diskontů lze zřejmě vysvětlit ostatními faktory, které ovlivňují vývoj diskontu – viz kapitola 2).

V analýze týkající se H⁴ bylo vzhledem k nízkému počtu fondů v jednotlivých skupinách nutné použít data, která nejsou přizpůsobena pro shlukování událostí. Shluky událostí se vyskytují vždy v jedné ze skupin (1 a 2) a sledované časové úseky jsou většinou poměrně vzdáleny od data oznámení události (s výjimkou $D_{(T-1)}$ a $D_{(T+5)}$); proto by nemělo být způsobeno velké vychýlení výsledků.

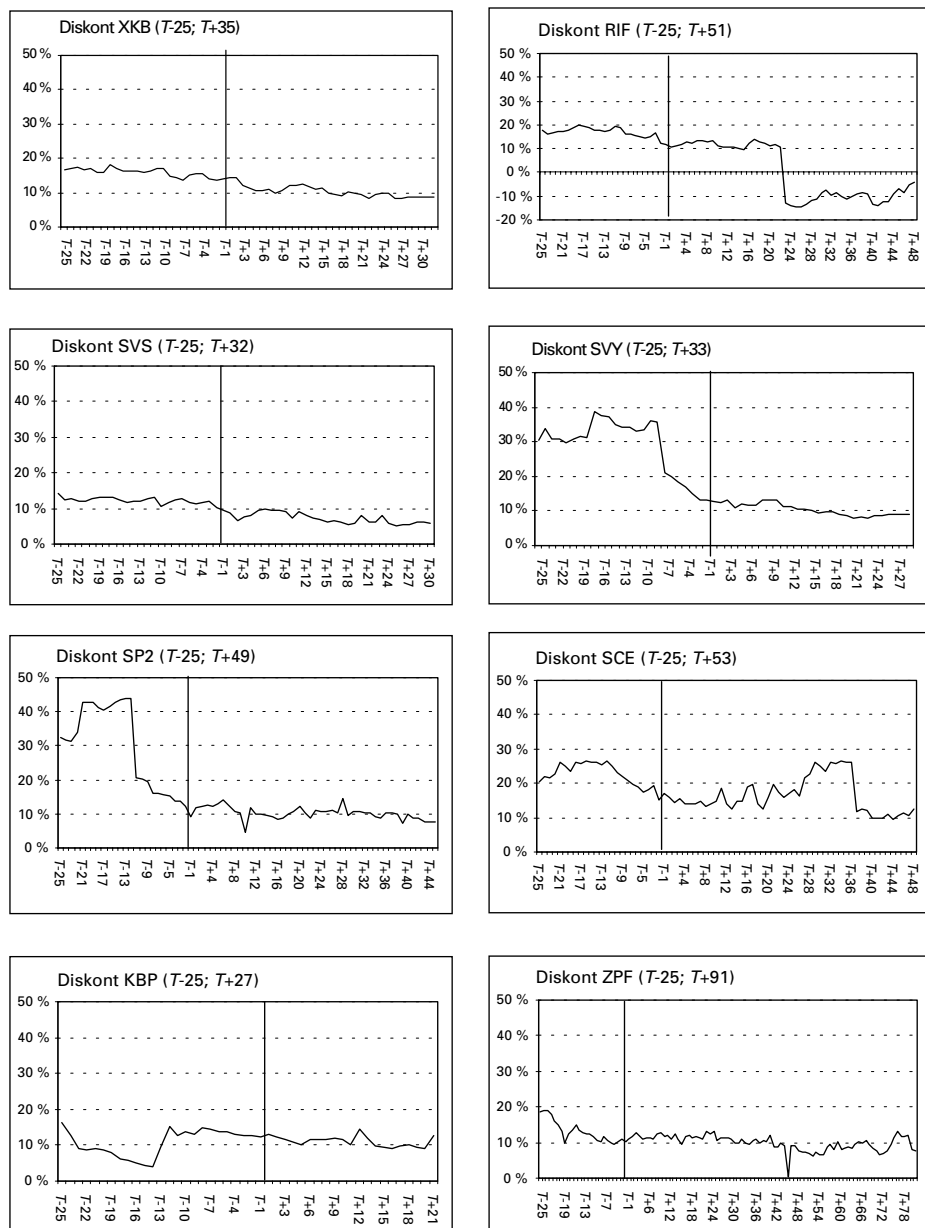
Graf 3 znázorňuje vývoj průměrného diskontu během časového intervalu (T-25; T+25) odděleně pro skupinu 1 a skupinu 2. V periodě po oznámení události vykazuje $avg D^1$ vyšší stabilitu a výraznější pokles (postupně klesá až na 6,90 %) než $avg D^2$. Vyšší diskonty u skupiny 2 jsou v tomto období zřejmě způsobeny oprávněnou nejistotou ohledně procesu otevření. Graf 4 znázorňuje vývoj diskontu jednotlivých fondů skupiny 1 od 25 týdnů před oznámením až do doby, kdy byl fond otevřen či bylo ukončeno obchodování. U fondu RIF bylo v posledních 25 týdnech před otevřením dosaženo premie (záporného diskontu). Průměrná hodnota posledních zaznamenaných diskontů před reorganizací na OPF je 7,21 %.²⁹

V tabulce 8 jsou uvedeny výsledky týkající se H⁴. V periodě 25 týdnů před oznámením $avg D^1$ mírně převyšuje $avg D^2$ o 0,31 p. b. V periodě 25 týdnů po oznámení je naopak vyšší $avg D^2$ než $avg D^1$, a to o 2,23 p. b. V týdnu předcházejícím oznámení je $avg D^2$ vyšší než $avg D^1$ o 2,43 p. b. V týdnu (T+25) po oznámení události převyšuje $avg D^2$ o 2,69 p. b. $avg D^1$. Celkový pokles diskontu od týdne (T-1) je v týdnu (T+25) mírně vyšší u skupiny 1 než u skupiny 2 (o 0,26 p. b.). Oba testy zamítají hypotézu shodného $avg D^1$

²⁸ $CdifD_{(T+5)}$ a $CdifD_{(T+9)}$ je podle znaménkového testu statisticky signifikantní na 10% a 5% hladině významnosti, ostatní $CdifD$ jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti.

²⁹ Jedním z faktorů, které mohou vysvětlit existenci diskontu i těsně před otevřením fondu, jsou srážky uplatňované při zpětných odkupech v prvních měsících po otevření fondu.

GRAF 4 Reakce na oznámení otevírání – vývoj diskontů
(T-25; otevření) skupina 1



a *avg* D^2 na sledovaných hladinách významnosti v periodě $(T+1; T+25)$ a v čase $(T-1)$, $(T+17)$, $(T+21)$, $(T+25)$ – parametrický test na 1% hladině významnosti (kromě týdne $(T+13)$, kde je 10% hladina) a neparametrický

TABULKA 8 Reakce na oznámení otevírání – H⁴

$n_1 = 8, n_2 = 7$	$avg D^1$	$avg D^2$	$t\text{-test } H^4$	pořadový test H^4
($T-25$; $T-1$)	19,26	18,95	0,3849	-0,1157
($T+1$; $T+25$)	11,31	13,54	-4,5487***	-1,3887*
($T-1$)	14,01	16,44	-4,8238***	-1,7359**
($T+5$)	12,46	15,69	-5,6669***	-1,2730
($T+9$)	12,06	13,51	-2,9983***	-0,6943
($T+13$)	11,50	12,38	-1,5656*	-0,4629
($T+17$)	10,55	13,35	-5,3392***	-1,5044*
($T+21$)	10,42	12,84	-4,7662***	-1,3887*
($T+25$)	10,65	13,34	-5,1002***	-1,6201*

test na 10% hladině (kromě týdne ($T-1$), kde je 5% hladina). Pro uvedené t byla zamítnuta hypotéza shodného vývoje diskontu mezi skupinou následně otevřených a neotevřených fondů. Skupina 1 dosahuje těsně před oznámením v týdnu ($T-1$) a v periodě 25 týdnů po oznámení skutečně nižšího průměrného diskontu než skupina 2. Existence rozdílného diskontu je dále statisticky signifikantní ke konci sledované periody po oznámení, kdy se zřejmě již dostatečně projevuje rozdílný vývoj diskontů obou skupin.

5. Shrnutí

Cílem studie byla analýza reakce cen a diskontů českých uzavřených fondů na klíčové události v procesu reorganizace na OPF.

Reakce cen (H^1) a diskontů (H^2) na oznámení změny právního a institucionálního rámce byla statisticky významná. Při použití konstantního modelu normálního výnosu byly nadměrné výnosy pozorovány v týdnech ($T-2$), ($T-1$), ($T=0$) a ($T+3$) a kumulované nadměrné výnosy od týdne ($T-2$) po celou testovací periodu.³⁰ Při použití tržního modelu normálního výnosu byly nadměrné výnosy sledovány v týdnech ($T-1$), ($T=0$) a ($T+1$) a kumulované nadměrné výnosy od týdne ($T=0$) po zbytek testovací periody. Závěry obdržené při aplikaci tržního modelu ukazují, že reakce na změnu regulace byla poměrně dobře načasovaná, a nikoli mírně předčasná (jak naznačují výsledky získané při aplikaci konstantního modelu). Statisticky signifikantní pokles diskontů byl pozorován v týdnu oznámení a v následujících týdnech testovací periody. Podobné závěry uvádí také Jindřichovská a Rhys (2000), kteří zaznamenali statisticky signifikantní reakci denních cen českých uzavřených fondů na změnu právního a institucionálního rámce, dále Brauer (1984) a Draper (1989), kteří pozorovali existenci nadměrných výnosů v měsíci oznámení reorganizace na OPF.

³⁰ Nadměrné výnosy pozorované v týdnu ($T-2$) a ($T+3$) byly způsobeny jinými faktory, neboť při zahrnutí tržních parametrů již nebyly statisticky signifikantní. Naopak nadměrný výnos v týdnu ($T+1$) byl při použití konstantního modelu podhodnocený, protože při použití tržního modelu byl statisticky signifikantní.

Reakci cen a diskontů na oznámení vlastního otevření fondu nelze jednoznačně považovat za signifikantní. Hlavní reakce trhu uzavřených fondů zřejmě proběhla již při oznámení první sledované události.³¹ Změna právního a institucionálního rámce znamenala povinné otevření všech uzavřených fondů během pevně daného časového horizontu. Informace o očekávané reorganizaci na OPF již byla obsažena v analyzovaných ukazatelích fondů. Při interpretaci výsledků reakce na druhou událost je však nutné vzít v úvahu nízký počet pozorování ve výběru a dílčí chybějící data. Dalším problémem může být nepřesná identifikace data oznámení události.³² Jindřichovská a Rhys (2000) rovněž nezaznamenali statisticky signifikantní reakci denních cen na oznámení vlastního otevření.

U obou událostí byl sledován klíčový pokles diskontů (H^3) během jednoho měsíce po oznámení. Tento výsledek koresponduje s uvedenými závěry Brauera (1984) a Drapera (1989). V periodě 25 týdnů po oznámení se diskonty i nadále mírně snižovaly (v očekávání reorganizace na OPF), tento vývoj však nebyl plynulý a byly zaznamenány i výkyvy směrem nahoru (mírné fluktuace diskontů lze zřejmě vysvětlit ostatními faktory, které ovlivňují vývoj diskontu).³³ Shodné závěry uvádí Brickley a Schalheim (1985) a Minio-Paluello (1998), kteří popisují chování diskontů mezi oznámením a samotným otevřením fondu. Rovněž pozorují výrazný pokles v periodě oznámení a poté další postupný pokles diskontu; minimálních hodnot diskontu je dosaženo těsně před reorganizací na OPF.

Rozdílný vývoj diskontů (H^4) ve skupině fondů, které byly po oznámení v daném časovém horizontu skutečně otevřeny, a ve skupině fondů, u nichž k reorganizaci na OPF z různých důvodů nedošlo, byl pozorován během celé periody 25 týdnů po oznámení, v týdnu před oznámením a v druhé části sledované periody po oznámení (kdy se již zřejmě dostatečně projevil rozdílný vývoj diskontů jednotlivých skupin). Následně otevřené fondy měly (v souladu s uvedeným očekáváním) skutečně nižší průměrný diskont než fondy, které se (zatím) netransformovaly. Pokud se vyskytnou problémy během procesu přípravy na otevření, objeví se riziko a nejistota ohledně uskutečnění transformace a skutečné hodnoty NAV a může dojít k opětovnému nárůstu diskontů či jejich výrazné fluktuaci. Jak naznačují výsledky, k uvedenému vývoji zřejmě došlo u fondů ze skupiny 2.

Předložené výsledky přispívají do diskuze o efektivnosti českého kapitálového trhu během sledovaného období. V souladu s výsledky analýzy reakce na změnu právního a institucionálního rámce lze konstatovat, že trh uzavřených fondů reagoval na nové důležité informace a zahrnul tyto informace do daných ukazatelů. Závěry studie je však nutné interpretovat opatrně, neboť v průběhu zkoumaného období se zde vyskytovala i řada ostatních faktorů, které mohly předmět analýzy ovlivnit.

³¹ Přesto byl zaznamenán statisticky významný pokles diskontu během testovací periody.

³² Je možné, že se některé dílčí informace vyskytly ještě před stanoveným datem oznámení. Pokud měl být na valné hromadě IF či představenstvem UPF schválen návrh transformace na OPF, musel být plán otevření již dopředu připraven.

³³ V případě první události byl významný pokles diskontu zaznamenán také mezi týdny ($T+8$) a ($T+16$).

Analýzu reakce uzavřených fondů na klíčové události během procesu reorganizace na OPF lze v dalších studiích rozšířit o reakci struktury portfolia fondů. Rovněž je možné pokusit se o detailnější vysvětlení existence diskontů v případě českých uzavřených fondů.

LITERATURA

- BALL, R. – BROWN, P. (1968): An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, vol. 6, 1968, no. 2, pp. 159–178.
- BOEHMER, E. – MUSUMECI, J. – POULSEN, A. B. (1991): Event-study Methodology under Conditions of Event-induced Variance. *Journal of Finance*, vol. 43, 1991, pp. 113–127.
- BRAUER, G. A. (1984): Open-Ending Closed End Funds. *Journal of Financial Economics*, vol. 13, 1984, pp. 491–507.
- BRAUER, G. A. (1988): Closed End Funds Shares Abnormal Returns and the Information Content of Discounts and Premiums. *The Journal of Finance*, vol. XLIII, 1988, no. 1, pp. 113–127.
- BRICKLEY, J. A. – SCHALLHEIM, J. S. (1985): Lifting the Lid on Closed-End Investment Companies: A Case of Abnormal Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 20, 1985, no. 1, pp. 107–117.
- CABLE, J. – HOLLAND, K. (1999): Modelling Normal Returns in Event Studies: A Model Selection Approach and Pilot Study. *The European Journal of Finance*, vol. 5, 1999, no. 4, pp. 331–341.
- CHENG, A. – COPELAND, L. – O'HANLON, J. (1994): Investment Trust Discounts and Abnormal Returns: UK Evidence. *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 21, 1994, no. 6, pp. 813–831.
- CHOW, C. G. (1960): Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, vol. 28, 1960, no. 3, pp. 591–605.
- COPELAND, L. – WANG, P. (2000): Forecasting the returns on UK investment trust: a comparison. *The European Journal of Finance*, vol. 6, 2000, no. 3, pp. 298–310.
- DIMSON, E. – MINIO-KOZERSKI, C. (1999): Closed-End Funds: A Survey. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, vol. 8, 1999, no. 2, pp. 1–41.
- DIMSON, E. – MINIO-PALUELLO, C. (2002): The Closed-End Fund Discount. *London Business School, Working paper*.
- DIMSON, E. – MUSSAVIAN, M. (1998): A Brief History of Market Efficiency. *European Financial Management*, 1998, vol. 4, pp. 91–103.
- DRAPER, P. (1989): *The Investment Trust Industry in the UK: An Empirical Analysis*. Gower Press, 1989.
- FAJTOVÁ, J. (2001): Vývoj kolektivního investování v ČR směrem k evropským standardům. *Acta Universitatis Carolinae-OECONOMICA*, č. 1–2000. (vyd.: Univerzita Karlova v Praze ve vydavatelství Karolinum)
- FAMA, E. F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, vol. 25, 1970, no. 5, pp. 383–417.
- FAMA, E. F. – FISHER, L. – JENSEN, M. C. – ROLL, R. (1969): The Adjustment of Stock Prices to New Information. *Internal Economic Review*, vol. 10, 1969, no. 1, pp. 1–21.
- FAMA, E. T. – FRENCH, K. (1992): The Cross-section of Expected Stock Return. *Journal of Finance*, vol. 47, no. 2 (June 1992), pp. 427–465.
- FILÁČEK, J. – KAPIČKA, M. – VOŠVRDA, M. (1998): Testování hypotézy efektivního trhu na BCPP. *Finance a úvěr*, roč. 48, 1998, č. 9, ss. 554–66.
- HAVEL, J. (1998): České kapitálové trhy – iluze a hořká skutečnost. *Finance a úvěr*, roč. 48, 1998, č. 10, ss. 8–19.
- JAFFE, J. F. (1974): Special Information and Insider Trading. *Journal of Business*, vol. 47, 1974, no. 3, pp. 410–427.
- JEŽEK, T. (1998): Komise pro cenné papíry – její vznik, první kroky a plány. *Finance a úvěr*, roč. 48, 1998, č. 10, ss. 603–607.

- JINDŘICHOVSKÁ, I. – RHYS, H. (2000): Open-ending of Closed-End Funds: Evidence from the Czech Republic. *University of Wales, Aberystwyth School of Management and Business, Working Paper*.
- KMENTA, J. (1997): *Elements of Econometrics*. The University of Michigan Press, 1997.
- LEE, C. M. C. – SHLEIFER, A. – THALER, R. H. (1991): Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle. *The Journal of Finance*, vol. XLVI, 1991, no. 1, pp. 75–109.
- MACKINLAY, C. A. (1997): Event studies in Economic and Finance. *Journal of Economic Literature*, vol. XXXV, 1997, pp. 13–39.
- MALDEKER, G. (1974): Risk and Return: The Case of Merging Firms. *Journal of Financial Economics*, vol. I, December 1974.
- MALKIEL, B. G. (1977): The Valuation of Closed-end Investment-company Shares. *The Journal of Finance*, vol. XXXII, 1977, no. 3, pp. 847–859.
- MASON, R. D. – LIND, D. A. – MARCHAL, W. G. (1999): *Statistical Techniques in Business and Economics*. University of Toledo, Irwing McGraw-Hill, 1999.
- MEJSTŘÍK, M. (ed.) (1997): *The Privatisation Process in East-Central Europe – Evolutionary Process of Czech Privatisation*. Kluwer Academic Publishers, 1997.
- MINIO-PALUELLO, C. (1998): *The UK Closed-End Fund Discount*. London Business School, PhD dissertation.
- PONTIFF, J. (1995): Closed-End Fund Premiums and Returns: Implications for Financial Market Equilibrium. *Journal of Financial Economics*, vol. 37, 1995, pp. 341–367.
- PONTIFF, J. (1997): Excess Volatility and Closed-End Funds. *American Economic Review*, vol. 87, 1997, pp. 155–169.
- ROSS, A. S. (2002): Neoclassical Finance, Alternative Finance and the Closed End Fund Puzzle. *European Financial Management*, vol. 8, 2002, no. 2.
- STIGLITZ, J. E. (1999): *Whiter Reform? Ten Years of the Transition*. World Bank, Annual Bank Conference on Development Economics, Washington, D.C., 1999.
- STRONG, N. (1992): Modelling Abnormal returns: A Review Article. *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 19, 1992, no. 4, pp. 533–553.
- ŠVEJNAR, J. (ed.) (1995): *The Czech Republic and Economic Transition in Eastern Europe*. San Diego, Academic Press, 1995.

SUMMARY

JEL Classification: G14, G23

Keywords: open-ending of closed-end funds – closed-end funds – discount – event study

Open- Ending of Closed-End Funds in the CR: Price and Discount Reaction – Empirical Evidence

Jana FAJTOVÁ – Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague
(jana.fajtova@seznam.cz)

This study focuses on the closed-end funds in the Czech Republic. Using event-study methodology and weekly data for 24 funds from July 1996 to July 2001, this paper investigates the price and discount reaction to key events associated with the open-ending of the closed-end funds. The findings reveal statistically significant reactions to the change of the institutional framework. Positive abnormal returns and a substantial decrease in discounts can be observed during the announcement of the legal change. However, there was no statistically significant reaction to public announcements of the open-ending of individual closed-end funds. Apparently, the anticipation of such announcements was incorporated in the reaction to general legal change. Finally the study gives evidence of different discounts for two particular fund groups. These results lend considerable support to the conclusion that the Czech fund market is efficient, at least in its ability to respond to new essential information.