

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta financí a účetnictví

**SLABÁ FORMA EFEKTIVNOSTI
STŘEDOEVROPSKÝCH AKCIOVÝCH TRHŮ**

doktorská dizertační práce

Doktorand: Ing. Jan Hájek
Školitel: Prof. Ing. Petr Musílek, Ph.D.
Obor: Finance

Praha
Září 2006

Prohlášení

Prohlašuji, že doktorskou práci na téma „Slabá forma efektivnosti středoevropských akciových trhů,, jsem vypracoval samostatně. Použitou literaturu a podkladové materiály uvádím v příloženém seznamu literatury.

V Praze dne 18. srpna 2006

.....
podpis

Rád bych touto cestou vyjádřil poděkování svému školiteli prof. Ing. Petru Musílkovi, Ph.D. za jeho odborné konzultace v průběhu mého doktorského studia a za péči, kterou věnoval vedení mé doktorské disertační práce.

Mé poděkování rovněž náleží doc. Ing. Josefu Arltovi, CSc. za jeho odborné rady k problematice analýzy ekonomických časových řad.

Obsah

1.	Úvod.....	1
2.	Hypotéza efektivních trhů.....	4
2.1.	Prehistorie.....	6
2.1.1.	Úvod.....	6
2.1.2.	Model náhodné procházky.....	7
2.2.	Klasické období.....	9
2.2.1.	Koncept efektivnosti trhu.....	9
2.2.2.	Studie oznámení událostí.....	12
2.2.3.	Silná forma efektivnosti.....	13
2.3.	Kritika hypotézy.....	14
2.3.1.	P/E poměr, velikost a jiné efekty.....	15
2.3.2.	Testy fundamentální hodnoty.....	16
2.3.3.	Testy neadekvátních reakcí (přestřelování cen).....	18
2.3.4.	Mikrostruktura trhu.....	19
2.4.	Obhajoba hypotézy.....	20
3.	Přehled metodologie.....	23
3.1.	Slabá forma.....	23
3.1.1.	Fundamentální modely (RW, CAPM, APT, CBPM).....	23
3.1.2.	Regresní modely ARMA a GARCH.....	27
3.1.3.	Kointegrace a Grangerova kauzalita.....	28
3.1.4.	Simulační modely (neuronové sítě).....	31
3.2.	Středně silná a silná forma.....	32
3.2.1.	Středně silná forma.....	32
3.2.2.	Silná forma.....	33
4.	Přehled závěrů dosavadní literatury.....	35
4.1.	Efektivnost českého akciového trhu.....	35
4.1.1.	Slabá forma efektivnosti.....	37
4.1.2.	Středně silná forma efektivnosti.....	45
4.1.3.	Silná forma efektivnosti.....	50
4.2.	Efektivnost akciových trhů ve střední Evropě.....	53
4.2.1.	Slabá forma efektivnosti.....	54
4.2.2.	Středně silná forma efektivnosti.....	66
4.2.3.	Silná forma efektivnosti.....	70
5.	Data a metodologie.....	71
5.1.	Data.....	71
5.2.	Metodologie.....	73
5.2.1.	Základní ekonometrické nástroje.....	74
5.2.2.	Heteroskedasticita.....	76
5.2.3.	Nesynchronní obchodování.....	77
5.2.4.	Relativizace závěrů.....	80
5.2.5.	Transakční náklady.....	81
5.2.6.	Testy reakcí na nové informace.....	85
6.	Test slabé formy efektivnosti - ČR.....	87
6.1.	Ortodoxní přístup.....	87
6.1.1.	Denní výnosy.....	87
6.1.2.	Týdenní a měsíční výnosy.....	91
6.1.3.	Faktor neobchodování.....	93

6.2.	Vývoj efektivnosti v čase	96
6.2.1.	Denní výnosy.....	96
6.2.2.	Týdenní a měsíční výnosy.....	97
6.2.3.	Faktor neobchodování.....	100
6.3.	Efektivnost dle segmentů trhu.....	101
6.4.	Shrnutí.....	103
7.	Test slabé formy efektivnosti - střední Evropa	104
7.1.	Ortodoxní přístup	104
7.1.1.	Denní výnosy.....	104
7.1.2.	Týdenní a měsíční výnosy.....	106
7.1.3.	Faktor neobchodování.....	109
7.2.	Vývoj efektivnosti v čase	111
7.2.1.	Denní výnosy.....	111
7.2.2.	Týdenní a měsíční výnosy.....	114
7.2.3.	Faktor neobchodování.....	117
7.3.	Likvidita a náhodná procházka	119
7.4.	Shrnutí.....	120
8.	Relativní srovnání testů slabé formy.....	122
8.1.	Efektivnost vyspělých trhů – benchmark.....	122
8.1.1.	Denní výnosy.....	122
8.1.2.	Týdenní a měsíční výnosy.....	125
8.1.3.	Faktor neobchodování.....	128
8.1.4.	Shrnutí.....	128
8.2.	Relativní efektivnost trhů ve střední Evropě.....	129
8.2.1.	Období let 1995-2005.....	129
8.2.2.	Období let 2000-2005.....	132
8.2.3.	Shrnutí.....	135
9.	Reakce cen na informace o nabídkách převzetí	136
9.1.	Vznik povinnosti nabídky převzetí	136
9.1.1.	Denní výnosy.....	137
9.1.2.	Týdenní výnosy	140
9.2.	Zveřejnění nabídky převzetí.....	141
9.2.1.	Denní výnosy.....	142
9.2.2.	Týdenní výnosy	145
9.3.	Shrnutí.....	146
10.	Závěr.....	148
	Seznam literatury.....	153
	Přílohy.....	161

1. Úvod

Hypotéza efektivních trhů tvoří významnou součást ekonomické teorie, která se zabývá chováním finančních trhů. Tvrzení, že investoři nemohou na kapitálových trzích dlouhodobě systematicky dosahovat abnormálních výnosů vedlo před čtyřiceti lety k výrazným změnám v pohledu na zákonitosti trhů, chování tržních účastníků či využívání jednotlivých metod odhadování budoucího vývoje cen. Ačkoli hypotéza efektivních trhů ztratila koncem 80. let svoji pozici paradigmatu vysvětlujícího chování trhů a stále více se prosazují i alternativní přístupy, například behaviorálních financí, zůstává uznávaným a velmi často testovaným přístupem, kterému se nedá upřít, že posunul teorii v oblasti finančních trhů o výrazný krok kupředu.

Tradičně bývá význam platnosti či neplatnosti hypotézy efektivních trhů spojován s možností investorů využít různé formy akciových analýz k dosahování dlouhodobě nadprůměrných výnosů. Pokud lze v časových řadách cen či výnosů nalézt krátkodobé či dlouhodobé trendy, které jsou jak statisticky tak ekonomicky významné, daný trh není slabě efektivní a pro investora má smysl hledat za pomoci nástrojů technické analýzy investiční strategie, které budou využívat předvídatelného chování akcií a budou abnormálně ziskové. Pokud není dosažen středně silný stupeň efektivnosti a ceny velmi rychle a správně neodrážejí veškeré veřejně dostupné informace, má smysl odhadovat fundamentální hodnotu akcie a investovat na základě krátkodobých či dlouhodobých odchylek tržních cen akcií od jejich „správné“ hodnoty. V opačném případě mohou v dlouhodobém horizontu nadprůměrně profitovat pouze ti investoři, kteří mají privilegovaný přístup k novým, zatím veřejně nedostupným informacím, a fundamentální analýza nemůže vést k trvale nadprůměrným ziskům investorů.

Cílem doktorské práce je přispět ke komplexnímu zmapování efektivnosti akciových trhů v regionu střední Evropy, se zvýšeným důrazem na Českou republiku, a to ve smyslu slabé formy hypotézy efektivních trhů. Práce odpovídá na otázku, zda je možné na základě veřejně dostupných informací o historickém vývoji cen či výnosů akciových indexů či individuálních titulů dlouhodobě dosahovat ekonomicky významných nadprůměrných výnosů. Pomocí ekonometrických metod je testována hypotéza nejslabší formy efektivnosti na akciových trzích v České republice, Polsku, Maďarsku a Slovinsku, tedy nemožnost dosahovat abnormálních výnosů kvůli nesystematičnosti a nepředvídatelnosti vývoje akciových kurzů či indexů, resp. jejich výnosů. Práce také zkoumá, zda se jednotlivé národní trhy vykazují obdobnou či různou míru efektivnosti a zda z hlediska efektivnosti mohlo dojít v čase ke kvalitativnímu posunu. Komplexnosti práce a zřetelnosti interpretace výsledků přispívá sledování chování různých segmentů či skupin titulů zformovaných dle jejich likvidity. Výstupy empirické analýzy jsou prezentovány v kontextu dosavadních závěrů studií efektivnosti středoevropských akciových trhů a porovnány s výsledky stejných testů aplikovaných na vyspělé trhy.

Na rozdíl od vyspělých zemí mají kapitálové trhy ve středoevropském regionu velmi krátkou historii. Ačkoli se během posledních více než deseti let objevila řada studií zabývajících se jejich chováním, stále nelze říci, že jsou dostatečně zmapovány. Zaměření práce na slabou formu efektivnosti vychází z přesvědčení, že nízká likvidita a aktivita zahraničních investorů, nedostatečná plynulost informačních toků, nízká kvalita regulace a ochrany práv akcionářů před nekalými praktikami, omezená transparentnost nebo specifický způsob vzniku a fungování některých trhů jako prostředku k poprivatizačním přeskupování aktiv výrazně limitovaly možnost dosažení vyšších forem efektivnosti v prvních letech fungování středoevropských burz. Nicméně vzhledem ke zvýšenému důrazu na chování akciového trhu v České republice a k dostupnosti

vhodných dat je testována i středně silná forma českého trhu, konkrétně reakce trhu na nové informace o nabídkách převzetí akcií minoritních akcionářů.

Standardním prostředím zkoumání efektivnosti trhů jsou Spojené státy. Zdejší trh má dlouhou historii a vysokou likviditu. Za desetiletí vývoje se dostal do podoby, která se velmi blíží předpokladům, za kterých byla zformulována hypotéza efektivních trhů. Lze u něj předpokládat maximální v praxi dosažitelnou míru efektivnosti. Proto práce analyzuje také efektivnost vyspělých kapitálových trhů, přičemž obdržené výsledky představují vhodný základ pro následné srovnání a formulování závěrů ohledně relativní efektivnosti středoevropských akciových trhů.

Výsledky analýzy jsou tak interpretovány v kontextu:

- a) ortodoxní definice slabě efektivního trhu (absolutní efektivnost),
- b) závěrů analýzy nejlídvějších světových trhů pro stejně dlouhé časové řady (relativní efektivnost).

Doktorská práce se vypořádává s některými tradičními problémy při testování hypotézy a při interpretaci výsledků testu. Použité ekonometrické nástroje předně reflektují skutečnost, že dochází během času ke změnám v rozdělení kapitálových výnosů. Lze je použít při proměnlivém rozdělení variability výnosů, které je identifikováno na všech zkoumaných trzích. Vzhledem k omezené likviditě na středoevropských burzách je také zkoumán vliv nesynchronních obchodování, resp. faktoru neobchodování, na velikost autokorelací. Případné lineární závislosti způsobené tímto faktorem nemohou být využity k dosahování abnormálních výnosů. Na základě analýzy „relativní efektivnosti“ nakonec práce akcentuje i rozdíl v testování platnosti hypotézy efektivních trhů a platnosti modelu náhodné procházky a popisuje chování akciových trhů ve střední Evropě ve větší komplexnosti a s robustnějšími závěry.

Dosavadní studie středoevropských trhů často přinášely rozporuplné závěry. Pomineme-li důsledky výše uvedených metodologických nepřesností, k rozdílům obvykle vedla různá délka zkoumaných období, odlišné frekvence použitých dat nebo jiná skladba množiny analyzovaných časových řad. Doktorská práce svou komplexností tyto rozdíly překlenuje. Hypotéza efektivních trhů vyžaduje časové řady dlouhé optimálně desítky let, aby postihovaly strukturální charakteristiky trhu a nikoli jeho cyklické chování. Použití jedenáctiletých časových řad se zdá z tohoto pohledu dostatečné. Předmětem analýzy je chování denních, týdenních i měsíčních dat, neboť se ukazuje, že frekvence dat zřejmě nejčastěji vede k vzájemně rozporným závěrům. Současně se práce nezaměřuje pouze na chování výnosů hlavních indexů středoevropských burz, ale také na jednotlivé tituly, které jsou jejich součástí. Různé metodologie výpočtu hodnoty indexů (vážené vs. nevážené) a křížové autokorelace mezi podkladovými tituly, vyvolané například nesynchronním obchodováním, mohou výsledky vychylovat.

Snahou práce je i detailně specifikovat charakter závislostí a dospět k určité obecně formulované strategii, která může (pokud existuje) vést k dosahování abnormálních, ekonomicky významných výnosů. Konkrétní návod může navíc poskytnout analýza reakcí cen na informace ohledně nabídek převzetí v případě českého akciového trhu, pokud tato varianta testu středně silné formy efektivnosti odhalí nadprůměrně ziskové příležitosti i po započtení transakčních nákladů.

Struktura doktorské práce v zásadě sleduje výše uvedené záměry analýzy. Nejdříve je uvedeno základní myšlenkové zázemí hypotézy efektivních trhů i hypotézy náhodné procházky a jsou citovány studie klíčové z pohledu jejich vývoje a empirických testů. V kapitolách 3 a 4 následuje detailní systematický přehled metodologie a závěrů dosavadních studií hypotézy ve

středoevropském regionu (specificky pro Českou republiku), přičemž prezentované portfolio postupů a nástrojů je strukturováno dle instrumentaria používaného pro vyspělé trhy. Poukázáno je také na faktory, které snižují robustnost řady dosavadních studií a které mohou být důvodem jejich rozdílných závěrů či interpretace. Snahou doktorské práce je překlenout tyto interpretační nejednoznačnosti.

Kapitola 5 charakterizuje použitá data a metodologii. Výrazná pozornost je věnována vysvětlení přístupů, kterými jsou v analýze řešena kritická místa při tetování hlavní hypotézy. Kapitoly 6 a 7 obsahují test náhodného chování akciových trhů, a to separátně pro český a následně pro polský, maďarský a slovinský trh. Analýza se také zaměřuje na komparaci chování titulů a indexů v různých částech testovaného období a na zkoumání vlivu likvidity či odlišných segmentů trhu na přítomnost lineárních závislostí. Relativizaci závěrů vzhledem k míře efektivnosti dosahované na vyspělých trzích lze nalézt v kapitole 8. Ukazuje se, že srovnání výskytu významných lineárních závislostí na středoevropských a vyspělých trzích posiluje vypovídací schopnost závěrů předchozích dvou kapitol a napomáhá formulovat jasné závěry ohledně míry efektivnosti středoevropských akciových trhů. Na závěr je prezentován test středně silné formy efektivnosti českého akciového trhu. Klade si otázku, zda reakce cen na informace o nabídkách převzetí může identifikovat abnormálně ziskové investiční příležitosti.

2. Hypotéza efektivních trhů

Kapitálový trh může být alokačně, transakčně a informačně efektivní. Pojem alokační (někdy Pareto) efektivnost se používá v souvislosti s hodnocením vlivu alokace zdrojů prostřednictvím trhu na celkové bohatství, kdy tržní ceny mají zaručovat rovnost rizikově upraveného výnosu ze všech aktiv. Transakční (operační) efektivnost je spojena s náklady a riziky směny finančních zdrojů a aktiv na (ne)organizovaných trzích, které jsou udržovány na nízké úrovni prostřednictvím dostatečně konkurenčního prostředí. Hypotéza efektivních trhů zkoumá předně třetí typ efektivnosti, tj. vztah tržních cen a informací resp. informační obsah cen.¹ Za informačně efektivní kapitálové trhy jsou obvykle považovány ty, na kterých ceny plně odrážejí veškeré relevantní a dostupné informace ovlivňující fundamentální hodnotu cenných papírů. Nicméně všechny tři kategorie jsou vzájemně provázány a často je nelze z ekonomického pohledu od sebe oddělovat. Testy efektivnosti kapitálových trhů často zohledňují transakční náklady a investiční politika řady institucionálních investorů i jejich regulace může mít - především na mělkém a relativně uzavřeném trhu - dopad na celkovou tržní efektivnost (nikoliv pouze alokační).

Alokační, transakční a informační efektivnost kapitálového trhu zaručují, že volné peněžní prostředky subjektů, které jimi disponují, směřují firmám či jiným subjektům, které je využijí k financování projektů s nejvyšší současnou resp. přidanou hodnotou. Akcionáři požadují na managementu společností maximalizovat jejich kapitalizaci a chtějí mít také záruku, že management realizuje pouze takové projekty, které zvyšují hodnotu akcií. Ovšem zajištění souladu mezi snahou maximalizovat ceny akcií a alokací volných prostředků do projektů s nejvyšší hodnotou vyžaduje správné ocenění akcií, totiž aby akcie správně reflektovaly fundamentální hodnotu všech budoucích peněžních toků.² Proto například na efektivním trhu není důvod předpokládat, že management firem bude upřednostňovat krátkodobé zisky na úkor dlouhodobých projektů. Efektivní kapitálový trh navíc usnadňuje firmám navýšit kapitál, neboť trh neustále určuje cenu, za kterou jsou stávající a potenciální držitelé cenných papírů společnosti ochotni koupit příslušnou část budoucího cash flow firmy. Investoři, kteří nemají dostatečné zdroje k extenzivním analýzám (často drobní investoři), budou spíše ochotni k investicím na trhu, na kterém se cenné papíry obchodují za správné ceny, resp. investoři tomu alespoň věří, což opět napomáhá trhu plnit jeho funkci směřovat volné prostředky do maximálně produktivních projektů.

Zřejmě nejčastěji citovanou definici informačně efektivních trhů uvádí Malkiel (1992): (a) o efektivním kapitálovém trhu lze hovořit tehdy, pokud plně a správně odráží veškeré relevantní informace, které ovlivňují kurzy cenných papírů; (b) o trhu lze říci, že je efektivní vzhledem k danému souboru informací, jestliže zpřístupnění těchto informací všem účastníkům trhu neovlivní kurzy cenných papírů; a (c) pokud je trh efektivní vzhledem k danému souboru informací, pak není možné dosáhnout ekonomického prospěchu z obchodování s využitím těchto informací. Právě na třetí části definice je založen přístup aplikovaný v empirické části doktorské práce, tj. testování efektivnosti trhu pomocí ekonometrických metod, které se snaží identifikovat systém ve vývoji akciových kurzů. Systematičnost by umožňovala do určité míry předpovídat chování trhu,

¹ Pojem se vyskytuje v různých variacích: efektivní kapitálové trhy, tržní efektivnost, teorie nebo hypotéza efektivních trhů či hypotéza racionálních trhů.

² Jelikož cenný papír ztělesňuje právo na budoucí tok peněžních prostředků, fundamentální hodnotu lze vyjádřit jako současnou hodnotu budoucího cash flow, které vlastníci cenného papíru očekávají, že obdrží. V případě akcií těmito předpokládanými toky mohou být např. očekávané dividendy vyplácené společností či volné cash-flow pro akcionáře. Očekávané budoucí peněžní toky jsou diskontovány do současnosti diskontní sazbou, která je mj. rostoucí funkcí rizikovosti (volatility) cash flow.

což představuje potenciál k nalezení konkrétní abnormálně ziskové investiční strategie, která by vedla k zamítnutí hypotézy efektivních trhů.

Definice dokonale efektivního (perfektního) kapitálového trhu staví na několika klíčových předpokladech:

- Dokonalá konkurence – žádný z účastníků nemůže ovlivňovat tržní ceny
- Dokonalé trhy – neexistují transakční náklady či jiné překážky obchodování, veškerá aktiva jsou nekonečně dělitelná
- Homogenní očekávání – všichni tržní účastníci mají homogenní očekávání a stejný přístup k informacím
- Racionalita jednotlivců – všichni tržní účastníci maximalizují svůj užitek a mají racionální očekávání

Perfektní trh je pak charakteristický velkým počtem na sobě nezávisle operujících tržních účastníků, kteří maximalizují svůj užitek. Všichni účastníci flexibilně přizpůsobují ceny tak, aby odrážely nové informace v okamžiku jejich vzniku. Nové informace se na trhu objevují náhodně a nezávisle na jiných informacích. Nové neočekávané informace a případné ziskové příležitosti v podobě pod- či nadhodnocených akcií prakticky okamžitě stimulují arbitrážní obchodování investorů, kteří svou aktivitou posouvají ceny akcií k současné hodnotě budoucího cash flow. Vyhledávání špatně oceněných akcií analytiky či investory a související obchodování vede trh k jeho efektivnosti, kdy ceny odrážejí fundamentální hodnoty akcií. Díky technologickým inovacím a organizovaným trhům se proces získávání informací stává levnější. A právě v prostředí nízkých nákladů na informace a aktivního hledání ziskových příležitostí analytiky se může prosadit hypotéza efektivních trhů.

Je třeba zmínit i vliv regulace na efektivnost trhu a naopak. Čím efektivnější je trh, tím zřejmě budou omezenější diskrétní zásahy státu (regulátora) do jeho fungování. Pokud ale ceny cenných papírů neodrážejí správně fundamentální hodnotu, může to být důvodem pro regulaci provozní stránky fungování trhu či dokonce samotného procesu alokace kapitálu. Není nezajímavé aplikovat tento poznatek na regulatorní praxi v České republice. Česká národní banka dohlíží především na stabilitu, transparentnost, férovost trhu (provozní pravidla organizátorů trhu a dalších hlavních účastníků, vypořádání a zúčtování), vyjadřuje se ale také například k přiměřenosti cen v nabídkách převzetí hodnotě akcií minoritních investorů, tj. vstupuje přímo do soukromoprávních vztahů ve snaze ohlídat možné odchylky cen akcií od jejich fundamentálních hodnot (blíže k efektivnosti českého kapitálového trhu viz kapitola 3).

Ačkoliv je hypotéza efektivních trhů ve své podstatě triviální, nebyla stále ani jednoznačně potvrzená ani nezpochybnitelně vyvrácená. Od svých počátků, kdy empirické studie začaly přinášet první závěry o náhodném chování cen akcií, se rozvinula až do dominantního paradigmatu kapitálových trhů 70. let. Během této zlaté éry podporovaly hypotézu závěry většiny studií. Přinášely důkazy nemožnosti dosahovat nadprůměrných výnosů, ať již na základě analýzy veřejně dostupných informací či za využití doporučení profesionálů.

Později se začaly stále častěji objevovat studie, které indikovaly anomálie v chování trhů, jež byly zprvu interpretovány jako narušení podmínek efektivních trhů. Nicméně již v roce 1978 zdůrazňuje Ball, že mohou stejně dobře ukazovat na nedostatky ve zvoleném modelu očekávaných výnosů a navrhuje několik kroků ke snížení zkreslení v odhadech. Pro potvrzení či vyvrácení hypotézy efektivních trhů je potřeba se vyrovnat s problémem testování tzv. společné hypotézy (joint hypothesis problem), kdy je testována současně hypotéza, že se ceny chovají

v souladu s určitým modelem, ale i vhodnost zvoleného modelu tvorby rovnovážných cen aktiv. I duchovní zakladatel teorie efektivních trhů, Eugene F. Fama, se v roce 1997 vyjadřuje ve smyslu, že prokázané anomálie vyžadují formulaci vhodnějších modelů chování cen akcií. Je tedy možné, že nalezené anomálie zdůrazňují potřebu pokračovat v hledání nových, robustnějších modelů oceňování aktiv.

Ačkoliv hypotézu efektivních trhů zasáhla během posledních dvou desetiletí vlna kritiky a zpochybňování, zůstává ekonomy obecně uznávaným konceptem, který změnil pohled finanční vědy na chování cen akcií (resp. aktiv) a jehož teoretický přínos je nezpochybnitelný. Dosahovat dlouhodobě nadprůměrných zisků na základě i těch nejvýraznějších narušení efektivnosti trhu zůstává v praxi velmi obtížné (viz např. Roll, 1994). Anomálie v chování akciových trhů jsou příliš často náhodným jevem, který nemá v příštích obdobích dlouhého trvání.

2.1. Prehistorie

2.1.1. Úvod

Do poloviny 60. let 20. století existuje pouze několik teoretických, ale i empirických studií, které se vztahují k problematice chování akcií. Kapitálové trhy představují v té době oblast, která zůstává mimo zájem teoretiků a vědeckého bádání. Studie, které lze považovat za prazáklad pozdější teorie chování tržních cen, jsou rozprostřeny po vědeckých časopisech z různých oborů, ponejvíce statistiky, matematiky a ekonomie.

Za první dnes známou teoretickou studii chování cen na finančních trzích se považuje práce Bacheliera (1900), kterou zakončuje svá doktorská studia matematiky na Sorbonně. Upadá však v zapomnění, dokud na ni neupozorní na konci padesátých let Paul Samuelson a dokud není v roce 1964 publikována v anglickém jazyce. Bachelier v ní aplikuje teorii pravděpodobnosti na vývoj cen na francouzské burze a *de facto* se tím zasazuje o vznik finanční matematiky. Ačkoliv u některých svých závěrů neprovádí z dnešního pohledu řádný důkaz, obvykle jsou správné.

Po detailním popisu produktů obchodovaných na francouzském finančním trhu (např. forwardové kontrakty či opce) Bachelier využívá teorii Brownova pohybu k matematickému modelování cenových pohybů a souvisejících výnosů či ztrát účastníků trhu. Pokud lze předpokládat, že změny cen na trhu nejsou příliš velké, tak pravděpodobnost změny aktuální ceny nezávisí na absolutní velikosti ceny, a pak lze aplikovat zákony pravděpodobnosti. Pohyb cen na kapitálovém trhu má vlastnosti Gaussovského procesu a lze tento poznatek využít např. při zkoumání vztahu hodnoty opce a ceny podkladového aktiva či ke stanovení pravděpodobnosti, že určitá cena vykonávající Brownův pohyb nedosáhne stanovenou úroveň.

Bachelier konstatuje, že tržní ceny odrážejí historické, současné i diskontované (očekávané) budoucí události, které ale často nevykazují zjevný vztah k cenovým změnám. Nález – z dnešního pohledu - informační efektivnosti trhu vede Bacheliera ke konstatování, že pokud trh není schopen předvídat svůj budoucí vývoj a považuje ho za více či méně náhodný, pak lze pravděpodobnost budoucí změny matematicky vyjádřit (změřit). Dokazuje, že investor by měl očekávat pro příští období nulový výnos. Implicitně tedy předpokládá, že trh se chová jako martingale.

Working (1934) a Cowles, Jones (1937) dokazují, že náhodné chování akciových výnosů je typické také pro americký trh. Obdobně i tyto studie zůstávají až do 60. let opomíjené. První polovina 20. století tedy postrádá ucelenou teorii chování cen na kapitálových trzích. Odborná literatura se drží tradičního akumulování či systematizování nejrůznějších empirických pozorování, jejichž závěry ovšem příliš neodpovídají paradigmatům tehdejší praktikované ekonomie či přesvědčení obchodníků na akciových trzích. Empirické studie například nenasvědčují, že obchodníci mají schopnost dosahovat nadprůměrných výnosů. Cowles (1933) publikuje v časopise *Econometrica* analýzu několika tisíc akciových portfolií sestavených profesionálními investory a konstatuje, že nedosahují statisticky významně vyššího výnosu než tržní portfolia. Cowles (1944) toto potvrzuje na rozsáhlejší vzorku předpovědí za daleko delší období. Již ve 40. letech tedy existují některé náznaky ve prospěch slabé (ale i silné) formy efektivity trhu, ačkoliv tyto termíny ještě nejsou známy resp. používány. V dalších dekádách se autoři začínají věnovat fenoménu náhodného pohybu cen systematicky.

2.1.2. Model náhodné procházky

Na pojem „náhodná procházka“ narazíme již ve studii Karla Pearsona (1905), který na počátku minulého století v časopise *Nature* diskutuje problematiku optimální metody hledání opilce zanechaného svému osudu uprostřed pole. Pokud lze očekávat, že se opilec bude pohybovat v naprosto nepředpokladatelném a náhodném směru, pravděpodobně ho nalezneme blíže místu odkud vyšel, než kdekoli jinde. V oblasti financí lze tento princip analogicky použít u časových řad výnosů, které se chovají nezávisle resp. náhodně v závislosti na nově se objevujících informacích.

Pojem náhodná procházka se následně ve finanční literatuře používá poměrně volně k charakteristice časových řad, kde všechny následující cenové změny představují náhodné odchylky od předchozích cen. Ačkoliv toto vymezení se v (převážně empirických) studiích vyskytuje poměrně často - a to až do druhé poloviny 60. let, kdy Fama (1970) a Samuelson (1965) formulují teoretické zázemí hypotézy efektivních trhů - definice modelu náhodné procházky je z podstaty daleko užší, více restriktivní.³ Formálně řečeno, model náhodné procházky předpokládá, že pravděpodobnostní rozdělení budoucích výnosů f je nezávislé na souboru informací F_t dostupných v čase t a zůstává v čase identické:

$$f(r_{j,t+1}|F_t) = f(r_{j,t+1}), \text{ kde} \quad (2.1)$$

$r_{j,t+1}$ = výnos z cenného papíru j v čase $t+1$.

Očekávaný výnos $E(r_{j,t+1} | F_t)$ se vždy rovná nepodmíněné střední hodnotě rozdělení f . Pokud $r_{j,t}$ představuje výnos za jedno období takový, že platí $r_{j,t+1} = p_{j,t} - p_{j,t-1}$, kde $p_{j,t} = \ln P_{j,t}$, potom lze proces $p_{j,t}$ zapsat:

$$p_{j,t} = \mu + p_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t}, \text{ kde} \quad (2.2)$$

$\varepsilon_{j,t}$ = reziduum, náhodná veličina s nezávislým identickým rozdělením a nulovou střední hodnotou, μ = střední hodnota rozdělení f (dlouhodobá trendová složka).

³ Zmíněná definice odpovídá pojetí modelu fair hry (fair game) a teorii očekávaných výnosů, blíže viz Fama (1970) a Samuelson (1965).

Použití logaritmu cen je dáno jejich asymetrickým rozdělením, neboť nenabývají záporných hodnot.⁴

Předpoklad identického rozdělení je velmi restriktivní a empirické studie nesčetněkrát dokladují, že akciové výnosy jsou podmíněně heteroskedastické. Jelikož zamítnutí hypotézy náhodné procházky kvůli měnícímu se rozptylu není předmětem zkoumání při testování hypotézy efektivních trhů, obvykle se v praxi užívá metodologie, která proměnlivost rozdělení (jeho variability) v čase dovoluje (blíže viz také kapitola 5.2.2.). Zatímco o prvním případě se obvykle hovoří jako o náhodné procházce typu I, druhý případ je označován typem II - kategorizace viz např. Campbell, Lo, MacKinlay (1997). Nejslabší verze hypotézy náhodné procházky, typ III, uvažuje nekorelované přírůstky cen, tedy $\text{COV}[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0$ pro všechna $k \neq 0$, ale nevylučuje závislosti ve vyšších řádech.

Model náhodné procházky je postačující nikoliv ale nutnou podmínkou efektivnosti trhu, což ovšem řada studií opomíjí dodnes. Testy efektivnosti jsou založeny na posuzování chování rozdílů očekávaných a skutečných výnosů (reziduí). Takovéto testy ovšem nutně musí vycházet z konkrétně formulovaného rovnovážného modelu, který generuje očekávané výnosy $E(r_{j,t+1} | F_t)$. Test náhodného chování tedy současně představuje test zvoleného rovnovážného modelu. Hovoříme o problému testování společné hypotézy (viz také níže). Zamítnutí nulové hypotézy platnosti modelu tudíž neznamena automaticky neefektivnost trhu (blíže viz např. Fama 1970).

Kendall (1953) analyzuje časové řady cen 22 britských akciových titulů a komodit. Patří mezi první ekonomy, kteří oddělují od dlouhodobé trendové složky krátkodobé oscilace a náhodné fluktuace, které následně podrobují podrobné analýze. Konstatuje, že v časových řadách cen, které jsou pozorovány v relativně vysokých frekvencích, je náhodnost změn tak výrazná, že přehluší jakýkoliv potenciální systematický efekt. Data se podle něj chovají téměř jako náhodná procházka, používá termín „wandering series“. Jeho závěr o téměř nulové autokorelaci cenových změn je v příkrém rozporu s převažujícími názory tehdejších finančníků. Od okamžiku zveřejnění Kendallovi studie se každopádně začíná hovořit o modelu či teorii náhodné procházky.

Na jeho práci navazuje i studie Robertse (1959), který demonstruje, že časová řada generovaná jako sekvence náhodných čísel má prakticky identické vlastnosti jako historická řada cen amerických akciových titulů, na kterých mj. obchodníci stavějí své strategie za pomoci technické analýzy, a nelze je od sebe rozeznat. Proto tvrdí, že jeho závěry by měly mít výrazný dopad na práci finančních analytiků, kteří zjevně některé empirické skutečnosti doposud ignorují.

Z čistě akademického zájmu analyzuje chování amerických akcií Osborne (1959), který aplikuje metody statické mechaniky na akciový trh, detailně analyzuje fluktuace cen akcií z pohledu fyziky a své závěry prezentuje na univerzitní půdě. Chování cen akcií má podle něj analogické charakteristiky jako pohyb molekul (Brownův pohyb), logaritmy akciových výnosů jsou navzájem nezávislé.

Ačkoliv výše uvedené studie ukazují na náhodné chování cen akcií, současně indikují první případy anomálií, kdy se vývoj některých časových řad zdá předvídatelný – viz studie Workinga (1934), Cowlese, Jonese (1937) a Kendalla (1953). V roce 1960 ovšem Working (1960) a o rok později nezávisle na něm Alexander (1961) dokazují, že nalezené autokorelace v cenách akcií

⁴ Užití diferencí přirozených logaritmů cen jako měřítka výnosu je v literatuře běžné. U výnosů nižších než 15 % odpovídá přibližně změna logaritmu cen procentnímu výnosu za jedno období. Pro vyšší než měsíční frekvence pozorování nebývají změny o více než 15 % obvyklé.

jsou výsledkem používání průměrných cen za určité období. V případě důsledného používání závěrečných cen ke konci obchodního dne vykazují ceny náhodné chování. Working odvozuje, že i při relativně malém počtu průměrovaných hodnot m , dosahují autokorelace akciových výnosů r_j cenného papíru j vyvolané průměrováním hodnoty:

$$\text{cor}(r_{j(m)}, r_{(j-m)(m)}) = \frac{m^2 - 1}{2(2m^2 + 1)}. \quad (2.3)$$

Jde o první případ, kdy se v ekonomické literatuře shledáváme s problematikou nesynchronního obchodování resp. faktoru neobchodování na autokorelace. Problém nízké likvidity se totiž autoři snaží obejít ve svých studiích pomocí průměrů cen za určité období. Alexander také dokazuje, že po započtení transakčních nákladů nelze dosahovat nadprůměrných výnosů na základě obchodních strategií založených na filtračních technikách.

Konec pionýrské etapy v oblasti výzkumu chování cen akcií přichází v polovině 60. let. V roce 1964 zveřejňuje Cootner první systematický přehled literatury k tématu náhodné procházky a Fama (1965) zveřejňuje v plném znění svou doktorskou práci v *Journal of Business*. Shrnuje v ní existující literaturu o chování cen akcií, zkoumá rozdělení a lineární závislosti výnosů na akciovém trhu, a to včetně zpožděných dat a aplikace neparametrických runs testů. Svoji práci uzavírá tvrzením, že přinesla silný a podložený důkaz ve prospěch náhodné procházky.

2.2. Klasické období

2.2.1. Koncept efektivnosti trhu

V návaznosti na období, ve kterém došlo k lepšímu porozumění tvorby cen na kapitálových trzích, se náhodná procházka jeví jako vhodný model pro testování hypotézy efektivních trhů. Souvislost a současně rozdílnost těchto dvou pojmů poprvé zdůrazňuje Samuelson (1965). Na konkurenčních (efektivních) trzích lze najít kupce pro každé prodávané aktivum. Pokud by si byl někdo jist, že cena vzroste, pak by již cena tento růst odrážela, tj. ceny se přizpůsobují prakticky okamžitě a eliminují tak možnost vzniku ziskových arbitrážních příležitostí. Pokud je tok informací plynulý a neexistují transakční náklady, pak zítřejší cenová změna na spekulativním trhu bude odrážet pouze zítřejší nové informace a bude nezávislá na dnešní změně ceny. Vzhledem k tomu, že nové zprávy se ze své podstaty objevují nepředvídatelně, ceny na efektivním trhu resp. jejich změny musejí konat náhodnou procházku bez předvídatelného směru. Od účastníků trhu, kteří jednají racionálně ve svém zájmu, lze očekávat, že budou brát v úvahu ty budoucí události, které ve smyslu pravděpodobnosti mohou být dopředu odhadované na základě určitých indicií.

Samuelson kombinuje předpoklad *de facto* perfektního kapitálového trhu s předpokladem, že ceny akcií v každém okamžiku odrážejí tržní očekávání všech budoucích dividend diskontovaných konstantní mírou. Očekávaný budoucí výnos cenného papíru podmíněný na množině dostupných informací v čase t se rovná nepodmíněně diskontní míře. Jinak řečeno, aktuální cena je vhodnou proměnou pro odhad ceny v následujícím období:

$$P_{jt+T} = \sum_T E[x_{jt+T}(1+r_j)^{-T}], \text{ kde} \quad (2.4)$$

P_{jt} = rovnovážná cena cenného papíru j v čase t ,

x_{jt+T} = očekávaný peněžní tok z cenného papíru j v čase $t+T$,
 r_j = diskontní míra pro cenný papír j ,
 $E[\cdot]$ = podmíněný odhad na množině informací dostupných v čase t .

Samuelsonovi úvahy o vztahu efektivnosti trhu a náhodné procházky opomíjejí rizika související s držetím cenných papírů, resp. vliv a charakter očekávání investorů, které rozpracovává až Fama (1970). Jeho studie je považována za nejdůležitější vklad do teorie efektivních trhů. Na rozdíl od předchozích studií, v kterých předstihla empirie vývoj teorie, postupuje od teoretického konceptu k empirickým analýzám.

Definuje efektivní trh jako takový, kde ceny vždy plně a správně odrážejí dostupné informace, tj. velmi rychle vstřebávají nové informace, což eliminuje možnost dosáhnout nadprůměrného výnosu z obchodování na základě těchto informací. Lze také říci, že trh je efektivní vzhledem k určité množině informací, pokud se cena akcie nezmění po zpřístupnění těchto informací všem účastníkům trhu. Postačující předpoklady hypotézy efektivního (dokonalého) trhu jsou splněny, pokud (1) si vzájemně aktivně konkuruje velký počet racionálních investorů, kteří se snaží odhadovat budoucí hodnoty jednotlivých cenných papírů, a transakční náklady obchodování jsou nulové; (2) důležité aktuální informace jsou prakticky zdarma k dispozici všem investorům a (3) všichni se shodnou na jejich významu pro tržní cenu daného cenného papíru. Toto vymezení se mj. zjevně podobá mikroekonomické definici podmínek dokonale konkurenčního trhu, kde každá firma dosahuje právě takového zisku, který jí umožňuje udržet se na trhu. Fama upozorňuje, že tyto podmínky sice nejsou v praxi splnitelné, ale nejsou ani nezbytně nutné pro efektivnost trhu.⁵

Výše uvedená definice efektivního trhu je natolik obecná, že neumožňuje empirické testování. Následně tedy ve větším detailu Fama popisuje proces formování cen, přičemž konstatuje, že většina dosavadních studií předpokládá, že podmínky rovnováhy trhu mohou být (nějak) definovány za pomoci očekávaných výnosů. Tento přístup označuje jako „teorii očekávaného výnosu“. Hodnota rovnovážného očekávaného výnosu $E(r_{j,t+1} | F_t)$ založeného na znalosti souboru informací F_t se odvíjí od konkrétní použité teorie očekávaného výnosu. Hypotéza efektivních trhů ale sama o sobě explicitně ani implicitně neříká, že přístup založený na očekávaných výnosech je správný.

Fama (1965, 1970) také srovnává striktní předpoklady modelu náhodné procházky (viz například Osborne 1959) s podmínkami rovnováhy ze předpokladu fair hry („fair game“), které lze vyjádřit pomocí výše uvedené teorie očekávaných výnosů.⁶ O náhodné procházce lze hovořit, pokud se výnosy chovají jako fair hra (viz rovnice 2.5-2.6 dále) a současně preference investorů a proces generující nové informace vedou k rovnováze, při které zůstává rozdělení výnosů v čase identické.

Na rozdíl od modelu náhodné procházky tedy model fair hry neříká prakticky nic o detailech stochastického procesu generujícího výnosy. Obdobně jako u modelu náhodné procházky ovšem

⁵ Například významná část profesionálních investorů nemůže vstupovat do krátkých prodejů, investoři nejsou homogenní z důvodů rozdílných systémů zdanění (což má vliv na preferenci dividendových či kapitálových výnosů), aj. Fama proto později definici efektivnosti kapitálových trhů modifikuje tak, že ceny správně (nikoliv ale plně) reflektují všechny dostupné informace. Plyne z toho, že tržní ceny by měly představovat rozumný odhad racionálně odvozené fundamentální hodnoty.

⁶ K samotné náhodné procházce uvádí, že k plnému vysvětlení chování kapitálového trhu je zapotřebí formulovat předpoklad chování investorů (což autoři v předchozích studiích neučinili). Fama předpokládá racionální chování, všichni investoři mají identickou informační funkci a mají identická očekávání (alespoň podmíněně vzhledem k posuzované sadě informací).

podle Famy platí: pokud jsou pohyby cen (výnosy) náhodné, trh je efektivní. Pokud je ale trh efektivní, nemusí být výnosy nutně náhodné, mohou vykazovat autokorelace. Přítomnost autokorelací výnosů automaticky neznamená možnost předvídat pohyb cen akcií a již vůbec z nich nadprůměrně profitovat. Pokud informace nelze na trhu využít k dosažení nadprůměrného zisku, trh je efektivní.

Model fair hry lze formálně zapsat:

$$E(p_{j,t+1}|F_t) = p_{j,t}(1 + E(r_{j,t+1}|F_t)), \quad (2.5)$$

$$E(\varepsilon_{j,t+1}|F_t) = 0, \text{ kde} \quad (2.6)$$

F_t = soubor informací dostupných v čase t

$p_{j,t+1}$ = nejistá cena cenného papíru j v čase $t+1$

$r_{j,t+1} = (p_{j,t+1} - p_{j,t})/p_{j,t}$ výnos z cenného papíru j za jednu periodu

$\varepsilon_{j,t+1} \equiv r_{j,t+1} - E(r_{j,t+1}|F_t)$ abnormální výnos z cenného papíru j v čase $t+1$.

a kde

$$E(\varepsilon_{j,t+1}\varepsilon_{j,t}|F_t) = 0, \quad E(\varepsilon_{j,t+1}\varepsilon_{i,t}|F_t) = 0.$$

Kromě podmínky, aby rezidua nebyla autokorelována a jejich podmíněná střední hodnota se rovnala nule, nesmí být korelována s podmíněným očekávaným výnosem (fair play tedy vylučuje lineární ale nikoli nelineární závislosti), což lze vyjádřit:

$$E(\varepsilon_{j,t+1}E(r_{j,t+1}|F_t)|F_t) = E(r_{j,t+1}|F_t)E(\varepsilon_{j,t+1}|F_t) = 0.$$

Fama také sumarizuje závěry předchozí literatury týkající se náhodného chování akcií, informačního obsahu historických cen či různých testů efektivnosti finančních trhů. V souladu se závěry své vlastní empirické práce konstatuje, že výsledky silně podporují hypotézu slabé formy efektivnosti trhu (definice forem efektivnosti viz níže). Ačkoliv některé studie nacházejí odchylky od modelu náhodné procházky, nejsou takového charakteru, aby odůvodňovaly zamítnutí hypotézy efektivních trhů. Také prochází závěry dostupných testů středně silné a silné formy efektivnosti s konstatováním, že argumenty ve prospěch efektivních trhů jsou extenzivní a že opačné závěry studií jsou pouze zřídka.

Při systematizaci hypotézy efektivních trhů si osvojuje klasifikaci Robertse (1967), formulovanou na základě různých sad informací, které mají ceny odrážet.

- (1) Pokud uvažujeme informace obsažené v historických cenách a objemech obchodů F_t^{SL} , hovoříme o slabé formě efektivnosti trhu. Pak nelze stanovit takovou investiční strategii, která by na základě historických informací přinášela nadprůměrný výnos, a nástroje technické analýzy nejsou účinné.
- (2) Někteří analytici či investoři ale mohou realizovat zisk z obchodování na základě některých jiných veřejných informací, resp. na základě jejich lepší interpretace. Jestliže soubor informací zahrnuje veškeré informace dostupné všem účastníkům trhu F_t^{SS} (veřejně dostupné informace), mluvíme o středně silné efektivnosti. Trh reaguje tak rychle na oznámení nových informací, že na základě veřejných informací nelze založit ziskovou obchodní strategii. Využití veřejných informací o hospodaření společností, oznámení o změnách jejich dividend, o štěpení akcií apod., tj. nástroje fundamentální analýzy, nemohu přinášet investorům nadprůměrné výnosy.

- (3) O silnou formu efektivnosti půjde tehdy, pokud uvažovaný soubor informací F_t^{SI} obsahuje veškeré informace, které jsou známy alespoň jednomu účastníku trhu, tedy včetně tzv. insider informací.

Je zřejmé, že platí:

$$F_t^{SL} \subset F_t^{SS} \subset F_t^{SI}.$$

Pro jednotlivé formy se vyvinuly různé typy přístupů k testování hypotézy. U slabé formy se analýzy zaměřují na sledování autokorelací výnosů akcií či akciových indexů, případně objemy obchodů. Variantu tohoto přístupu představují testy, zda mají nejruznější obchodní strategie doporučené technickými analytiky informační hodnotu. Jak je uvedeno výše, většina za studií publikovaných do poloviny 70. let dochází k závěru, že nelze těchto metod využít k nalezení nadprůměrně ziskových strategií a že metody technické analýzy nepřinášejí dodatečnou hodnotu. Vzhledem k tomu, že se empirická část disertační práce důkladně věnuje ekonometrickým nástrojům testování slabé formy hypotézy, nejsou zde dále komentovány (blíže viz subkapitoly 3.1. a 5.2.1.). Středně silnou a silnou formu rozvádí subkapitoly 2.2.2 a 2.2.3.

2.2.2. Studie oznámení událostí

Na studie hypotézy středně silné formy efektivnosti trhů lze nahlížet jako na test rychlosti přizpůsobení cen nové neočekávané informaci. Na rozdíl od slabé formy efektivnosti, která v případě platnosti vylučuje efektivní využití nástrojů technické analýzy, středně silná forma vylučuje využitelnost fundamentální analýzy veřejně dostupných informací. Postoje k ní bývají značně kontroverzní mezi investičními profesionály, neboť představuje všeobecně uznávanou a široce praktikovanou metodou analýzy cenných papírů, na základě které investoři zakládají své obchodní strategie.

Standardním nástrojem jsou analýzy oznámení nových informací resp. reakcí na ně („event studies“). Autoři analyzují soubor podobných událostí, např. štěpení akcií, které se objevily v různé době u různých společností, a jejich průměrný vliv na cenu akcií. Obvykle porovnávají kumulativní součty výnosů před a po události s očekávaným „standardním“ kumulativním výnosem (stanoveným na základě zvoleného modelu).⁷ Většina studií reakcí trhů na nové neočekávané informace do poloviny 70. let konstatuje, že trh reaguje velmi rychle.

Mezi první a významnější studie patří Fama, Fisher, Jensen, Roll (1969) a Ball, Brown (1968). Využívají model CAPM a zkoumají reakce cen na štěpení akcií (940 případů na NYSE během 33 let) resp. na oznámení o dosažených ziscích firem. Konstatují, že trh zřejmě oznámení předvídá a většina cenových změn proběhne před oficiálním zveřejněním informace tržním účastníkům. Po oznámení se cena přizpůsobuje velmi rychle a správně. Jednoduchý tržní model chování výnosů $R_{j,t}$ individuální akcie j definují ve vztahu k výnosům tržního portfolia L_t a analyzují vlastnosti náhodné složky $u_{j,t}$ v období třiceti měsíců před a po štěpení akcií:

$$\ln R_{j,t} = \alpha_j + \beta_j \ln L_t + u_{j,t}. \quad (2.7)$$

Významných zisků lze sice dosáhnout před oznámením štěpení, ale nikoliv při něm či následně. Pokud tomu tak přece jenom je, bývá to důsledkem současného či následného oznámení zvýšení vyplácených dividend, které účastníci trhu obvykle očekávají v souvislosti se štěpením a které lze

⁷ Metodologii testování středně silné formy blíže popisují části 3.2.1. a 5.2.5.

interpretovat jako signál důvěry managementu firmy v její budoucí dobré hospodaření a vysoké zisky. To vede investory k přehodnocení očekávaného budoucího dividendového toku. Firmy, které nezvyšují dividendy, skutečně následný nestandardní nárůst ceny nezaznamenávají (resp. zaznamenávají nižší růst než trh jako celek) a efekt očekávaného nárůstu ziskovosti a dividend, který doprovázel štěpení akcií, kompletně vyprchá. Abnormální výnosy dosažitelné před tím, než se na trh dostanou první informace o možném štěpení akcií, lze přičíst dramatickému růstu ziskovosti i zvyšování dividend firem v tomto období. Jinak řečeno, ke štěpení akcií často dochází v obdobích výraznějšího růstu akciových trhů. Fama a kol. tedy uzavírají, že po zohlednění informačního efektu dividendových změn, je efekt oznámení štěpení akcií nevýznamný. V průměru se informační obsah štěpení akcií vstřebává do cen prakticky okamžitě po jeho oznámení a nelze ho zřejmě využít k dosahování abnormálních výnosů, pokud daný investor nemá neveřejné informace o samotném štěpení či o následné úpravě dividendové politiky. Akciový trh se tak chová efektivně.

Scholes (1972) zkoumá reakce cen na sekundární nabídku akcií na trhu (Secondary Public Offering). Zásadní otázkou zůstává, zda reakce cen je trvalá či dočasná. V případě trvalé změny, kterou identifikuje i Scholes, je pokles způsoben implicitním zveřejněním doposud neveřejných informací o očekávaném zhoršení hospodaření společnosti, tj. cena akcií v průměru klesá o částku odpovídající hodnotě těchto informací. Dopad sekundární nabídky na ceny nezávisí na velikosti transakce. V druhém případě představuje pokles cen arbitrážní příležitost a není konzistentní s teorií efektivních trhů. Některé jiné studie nicméně identifikují určité období k přizpůsobení ceny, které ovšem obvykle nepřesahuje řád hodin, což nelze chápat jako narušení tržní efektivnosti.

Mezi další analyzované události často patří reakce cen na oznámení fúzí či akvizic. Většina studií konstatuje, že se ceny plně přizpůsobují oznámené akviziční ceně, obzvláště v případě, že obsahuje prémii vůči aktuální tržní ceně. Na rychlosti přizpůsobení se ovšem neshodují, některé identifikují pomalejší reakce, než odpovídá středně silné formě efektivnosti. Jinou otázkou je chování cen akcií přebíraných společností v delším horizontu, které bývá častějším důvodem kritiky hypotézy efektivních trhů, jak o tom pojednává kapitola 2.3.3. o anomáliích. Akciový trh také velmi rychle vstřebává informace o vyplácených dividendách, největší část reakce je na americkém trhu patrná v rozpětí 5 – 15 minut po oznámení.

2.2.3. Silná forma efektivnosti

Již první analýzy reakcí cen na nové informace ukázaly, že se ceny začínají přizpůsobovat před zveřejněním informací. Osoby s přístupem k neveřejným informacím tak zřejmě mohou na jejich základě dosahovat nadprůměrných výnosů, což je v rozporu s hypotézou silné formy. Nicméně starší studie Cowlese (1933, 1944) poukázaly, že investiční profesionálové nedosahují nadprůměrných výnosů vzhledem k náhodně sestavenému portfoliu. Jelikož většina studií zpracovaných v 60. a 70. letech se soustřeďovala na chování této skupiny účastníků trhu (asset manažeři, analytici), převládlo všeobecnému přesvědčení, že trhy mohou být silně efektivní.

K často uváděným analýzám patří studie Treynora (1965) a Sharpa (1966), kteří analyzují výkonnost podílových fondů. Avšak zřejmě nejvýznamnějším článkem v této oblasti je studie Jensena (1968), který detailně analyzuje při využití modelu CAPM výkonnost 115 podílových fondů v období 1955-64. Po úpravě o riziko se ukazuje, že jakoukoliv výhodu, kterou portfolio

manažeři mohou mít, ztrácí na poplatcích a jiných nákladech. Vliv může mít např. rozdíl mezi cenami uzavíracími, s kterými se obvykle pracuje ve vědeckých studiích, a skutečnými, v kterých se - v neprospěch investorů - odráží cenové rozpětí tvůrců trhu v řádu procent. Nicméně i bez očištění o správní náklady nejsou v průměru fondy natolik úspěšné, aby si vydělaly na pokrytí transakčních poplatků. Fama (1991) shrnuje závěry řady studií a uvádí, že některé podílové fondy dosahují mírně nadprůměrných hrubých výnosů (bez započtení nákladů), penzijní fondy vykazují ovšem podprůměrného zhodnocení po úpravě o riziko.

Na druhou stranu již v této době některé studie potvrzují schopnost osob s přístupem k neveřejným firemním informacím (management a spřízněné osoby) dosahovat nadprůměrných výnosů. Také tvůrci trhu a osoby se specifickým přístupem k trhu a tržním informacím dosahují výrazně abnormálních výnosů, což konstatuje i americká Securities and Exchange Commission ve své studii z roku 1963 (Report of Special Study of Securities Markets of the SEC).

Jaffe (1974) ve své studii dokládá, že manažeři 200 největších firem obchodovaných na amerických burzách v období let 1962-1968 dosahují abnormálních výnosů ve srovnání s očekávaným výnosem na základě modelu oceňování kapitálových aktiv. Dodává ovšem, že pouze obchodní strategie založená na relativně frekventovaném obchodování s dobou držení akcií osm měsíců může vést k nadprůměrným výnosům i po zohlednění transakčních nákladů. Jaffe interpretoval své výsledky jako důkaz rozsáhlého obchodování manažerů na základě vnitřních informací a porušování regulačních pravidel.

2.3. Kritika hypotézy

Ačkoliv se do 80. let objevují studie, které rozporují platnost hypotézy, není jim věnovaná výraznější pozornost. Upozorňují na anomálie v chování trhů, například na lednový či pondělní efekt, kdy výnosy v prvním případě bývají nadprůměrné a v druhém podprůměrné. Až v roce 1978 Ball shrnuje závěry literatury vztahující se k anomáliím. V příloze cituje dvacet studií zkoumajících reakce cen na zveřejňované výsledky a dividendy firem a uzavírá, že důkazy anomálií jsou silné. Reakce cen na oznámené zisky firem jsou nekompletní, rizikově upravené abnormální výnosy se po oznámení systematicky odchylojí od nuly. Uvedené závěry později potvrzují i další studie.

Významnou událost, která se stává vážným argumentem pro odpůrce efektivních trhů, představuje 22% propad amerického DJIA indexu v pondělí 19. října 1987. Dochází k němu, ačkoliv během předchozího týdne nejsou zveřejněny žádné významné fundamentální informace. Předzvěstí pádu je výrazný pokles trhu v předchozích třech dnech, nejvýraznější za posledních 45 let, kdy index Standard and Poor's 500 ztrácí přes 10 %. Ačkoliv se řada studií pokouší nalézt racionální příčiny propadu, nelze říci, že ho dokážou plně vysvětlit.

Anomálie lze kategorizovat v zásadě do čtyř skupin: (1) významné odchylky v ocenění firem lišících se P/E poměrem, velikostí či jinou charakteristikou firmy, (2) odchylky od fundamentálních hodnot společností stanovených dle určitého modelu, (3) neadekvátní reakce trhu na nové informace, tzv. přestřelování cen, a (4) nerovné postavení různých skupin investorů. Tuto kategorizaci sledují i následující části subkapitoly 2.3. Vedle výše uvedených anomálií se často literatura věnuje sezónnímu chování cen akcií, tj. měsíčnímu, týdennímu či dennímu efektu.

Některé efekty, především lednový efekt u malých společností, kdy akciové výnosy dosahují v prvních několika dnech v roce nadprůměrné výše, mohou být vysvětleny buďto neefektivností trhu nebo sezónností v oceňování aktiv. Jiné závislosti, především pozorované ve velmi krátkých periodách, např. podprůměrný výnos od konce pátečního do konce pondělního obchodování, mohou být vysvětleny mikrostrukturou trhu (blíže viz část 2.3.4.).

2.3.1. P/E poměr, velikost a jiné efekty

Basu (1977) se věnuje otázce použití poměru ceny a zisku (P/E) k předpovědím vývoje výnosů akcií. Na základě analýzy 1 400 společností obchodovaných na americké burze NYSE v období 1956-71 rozdělených do pěti portfolií dle velikosti P/E poměru dokazuje, že roční výnos u společností s nízkým poměrem přesahuje výnos společností s vysokým poměrem až o 7 procentních bodů.⁸ Tento rozdíl je nižší, avšak stále statisticky významný, po započtení daňových efektů a transakčních nákladů pro skupinu investorů, kteří vstupují na trh za účelem přeskupení svého portfolia, tj. nikoliv spekulanti (mohou dosahovat výnos až o 3,5 procentních bodů vyšší než u náhodně zvoleného portfolia). Spekulanti sice mohou také dosáhnout abnormálního výnosu (až 2,5 %), ten ale není statisticky významný.

K odhadu parametrů modelu využívá Basu dvou rovnic odvozených z modelu CAPM, založených jak na bezrizikové úrokové míře r_{ft} (měsíční výnos 30-denních T-bills) tak na výnosu „zero-beta“ portfolia r_{zt} :

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha_{pf} + \beta_{pf}(r_{mt} - r_{ft}) \quad \text{resp.} \quad r_{pt} - r_{zt} = \alpha_{pz} + \beta_{pz}(r_{mt} - r_{zt}), \quad \text{kde} \quad (2.8)$$

r_{pt} = výnos P/E portfolia p za měsíc t ,
 r_{mt} = výnos tržního portfolia za měsíc t ,
 α_{pf}, α_{pz} = Jensenův ukazatel,
 β_{pf}, β_{pz} = systematické riziko.

Ačkoliv lze argumentovat, že nalezené anomálie mohou být primárně nedostatkem zvoleného modelu CAPM, tj. že není schopen plně vystihnout chování cen na akciovém trhu, autor vysvětluje své závěry neefektivností trhu, kdy se informace o poměru P/E nepromítají do cen plně a s takovou rychlostí, jak předpokládá hypotéza středně silné formy efektivnosti.⁹

Na jeho práci volně navazuje Banz (1981), který analyzuje dlouhodobé výnosové míry u investic do akcií menších společností obchodovaných na NYSE v období od roku 1926 do 1975. Uzavírá, že takové investice přinášejí abnormální výnos a anomálii nazývá efektem velikosti („size effect“). Základem měření abnormálních výnosů jednotlivých akciových portfolií - sestavených na základě tržní hodnoty vlastního kapitálu a beta firem - je zobecněný model oceňování aktiv:

$$E(r_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \gamma_2 [(\phi_i - \phi_m) / \phi_m], \quad \text{kde} \quad (2.9)$$

$E(r_i)$ = očekávaný výnos z cenného papíru i ,
 γ_0 = očekávaný výnos bezrizikového („zero-beta“) portfolia,
 γ_1 = očekávaná tržní prémie,

⁸ Při analýze výnosů portfolií i individuálních titulů je zohledněna jejich rizikovost pomocí tří různých přístupů - Jensena, Sharpa a Treynora.

⁹ Basu konstatuje, že v případě zformování a pravidelného přeskupení portfolií v delších než 2-letých intervalech nejsou rozdíly ve výnosech jednotlivých portfolií statisticky významné (své závěry zakládá na předpokladu ročního intervalu převažování portfolia).

β_i = beta cenného papíru i ,

γ_2 = proměnná měřící příspěvek faktoru velikosti k očekávanému výnosu cenného papíru,

ϕ_i = tržní hodnota cenného papíru i (kapitalizace společnosti i),

ϕ_m = průměrná tržní hodnota (průměrná kapitalizace všech společností).

Vzhledem k tomu, že abnormální výnos je měřitelný u malých společností, avšak při srovnání středně velkých a velkých společností není významný, jde spíše o efekt malých společností než efekt velikosti. Své závěry autor také ověřuje na konkrétní obchodní strategii, která předpokládá nákup a držbu akcií malých firem a krátkou pozici v akciích velkých společností během pěti let. Během celého analyzovaného období dosahuje v průměru měsíční rizikově upravený abnormální výnos při nákupu (prodeji) padesáti nejmenších (největších) firem výše 1 %. Nicméně v jednotlivých pětiletých periodách je nalezený efekt značně nestabilní. Na rozdíl od Basua, Banz na základě dalších zkoumání dochází k názoru, že model CAPM nevystihuje dostatečně vhodně chování akciových trhů. Jeho práce odstartovala vlnu obdobných studií zkoumajících tento fenomén na různých trzích.

Další zpochybnění hypotézy přináší anomálie negativní dlouhodobé výnosnosti nových emisí, kterou identifikuje Ritter (1991). Na základě analýzy 1 526 případů IPO v období 1975-84 dochází k závěru, že investice do nové emise první den jejího obchodování přináší během prvních tří let výrazně podprůměrný výnos ve srovnání s tržním portfoliem upraveným jak o velikost společnosti tak o příslušné odvětví ekonomiky.

Lo, MacKinlay (1988) konstatují, že týdenní a měsíční akciové výnosy na americkém trhu v období od začátku 60. let do poloviny 80. let vykazují pozitivní autokorelace. Náhodnou procházku zamítají především z důvodu chování malých společností, které se obchodují méně často než společnosti s velkou tržní kapitalizací a u kterých lze dosáhnout za rok o 2 procentní body vyšší zhodnocení než činí průměr. Pokud se nové informace nejprve promítají do cen velkých firem a teprve později do firem s menší kapitalizací, autokorelace mohou být ekonomicky nepodstatné. Nalezení závislosti v časových řadách a zamítnutí hypotézy náhodného pohybu cen akcií tak nutně nemusí poukazovat na neefektivnost trhu. Formulaci závěrů musí předcházet důkladná analýza faktoru nízké frekvence obchodování či neobchodování. Tu následně provádí Conrad, Gultekin, Kaul (1991), ovšem pouze s nevýznamnými dopady na kritické závěry studie Lo, MacKinlay.

Ústředním problémem interpretace závěrů výše uvedeného typu studií je testování společné hypotézy. Významnost dosažených nadprůměrných či podprůměrných výnosů je závislá na zvoleném modelu očekávaných výnosů, což znemožňuje jednoznačně interpretovat výsledky. Na jednu stranu mohou být anomálie příznakem neefektivnosti trhů, na druhé straně mohou být vyvolány nedostatky zvoleného modelu oceňování aktiv. Neexistuje zřejmě bezpečná metoda určení, která část společné hypotézy neplatí.

2.3.2. Testy fundamentální hodnoty

I kdyby studie indikovaly, že ceny akcií reagují velmi rychle na nové informace, stále existuje možnost, že aktiva jsou dlouhodobě nad- či podhodnocená. Testovat, zda ceny odpovídají fundamentální hodnotě akcií, je ještě složitější, než zda odpovídajícím způsobem reagují na informace. Související články či analýzy se zaměřují obvykle na zkoumání variability cen akcií,

jak je rozvedeno níže, nebo na problematiku přestřelování cen, o které pojednává následující subkapitola.

Shiller (1981) na základě volatility cen akcií dochází k závěru, že fluktuace jsou tak rozsáhlé (např. pád trhu v letech 1929-32), že je nelze vysvětlit proměnlivostí toku dividend a že „inovace“ v cenách lze předvídat.¹⁰ Volatilita dosahuje zhruba pětkrát až třináctkrát vyšší hodnoty než by odpovídalo novým informacím o budoucích dividendách. Ideově vychází z dynamizovaného jednoduchého modelu efektivních trhů, vyjádřeného v reálných veličinách, kde cena akcie na začátku období t je dána:

$$p_t = \sum_{k=0}^{\infty} (\lambda\gamma)^{k+1} E_t d_{t+k} \quad 0 < \gamma < 1, \text{ kde} \quad (2.10)$$

$$p_t = P_t / \lambda^{t-T},$$

λ = růstový faktor $(1+g)$, kde g představuje (roční) tempo růstu,

T = základní (srovnávací) rok,

γ = diskontní faktor $= 1/(1+r)$, kde r = reálná úroková (diskontní) míra,

$E_t d_{t+k}$ = očekávaná hodnota dividendy za období $t+k$, kdy $d_t = D_t / \lambda^{t+1-T}$.

Selhání modelu efektivních trhů je podle něj tak výrazné, že ho nelze přisuzovat chybám v datech, problematice reálných a nominálních veličin nebo změnám v daňových zákonech, ale iracionálnímu chování tržních účastníků. Konkurence proto nemusí nutně eliminovat odchylky od správného ocenění a racionální investor si nemůže být jist, že ceny budou konvergovat k fundamentálním hodnotám, obzvláště v krátkém horizontu. Nicméně jeho práce trpí stejnou slabinou jako jiné studie anomálií. Současné totiž testuje jak efektivnost trhu tak platnost jím zvoleného modelu postaveného na budoucích dividendách. Shiller také explicitně nedefinuje obchodní strategii, která by na základě výše uvedených anomálií dlouhodobě přinášela abnormální výnos po započtení transakčních nákladů, nicméně konstatuje, že vzhledem k rozsahu anomálie může prostor pro arbitrážní příležitosti existovat. Shillerův přístup, založený na volatilitě, se shledal s velkým zájmem a měl velký počet následovníků se značně rozporupnými závěry.

Mehra, Prescott (1985) se věnují zkoumání tržní prémie (prémie akciového trhu). Pracují s modelem založeným na preferencích spotřebitele a ekonomickém procesu generujícím spotřebu. Předpokládají jedinou společnost a jedinou obchodovanou akcii v ekonomice. Cenu cenného papíru P_t , jehož očekávané dividendy představuje proces d_s , lze v čase t vyjádřit:

$$P_t = E_t \left\{ \sum_{s=t+1}^{\infty} \beta^{s-t} U'(y_s) d_s / U'(y_t) \right\}, \text{ kde} \quad (2.11)$$

β = subjektivní diskontní faktor,

U = užitková funkce,

y_s = proces generující rovnovážnou spotřebu,

y_t = proces generující agregátní výstup.

Za daných úrokových sazeb není možné nalézt takovou kombinaci předpokladů, na jejichž základě by model dokázal vysvětlovat empiricky naměřenou dlouhodobou úroveň prémie, při abstrahování od transakčních nákladů, nelikvidity a jiných omezení. V modelu by průměrná prémie za předpokladu bezrizikové sazby v rozsahu od 0 % do 4 % nepřesahovala 0,35 %, což je

¹⁰ Shiller analyzuje časové řady indexů Standard and Poor's Composite Stock Price Index za období 1871-1979 a Dow Jones Industrial Average za období 1928-1979.

v rozporu s hodnotu více než 6 % empiricky naměřenou na americkém trhu v období let 1889 - 1978.¹¹

2.3.3. Testy neadekvátních reakcí (přestřelování cen)

Vedle testů předvídatelnosti chování akciových trhů v horizontu dnů, týdnů a měsíců, kdy některé poukazují na pozitivní autokorelace, existují testy předvídatelnosti v periodách dlouhých řádově roky, které identifikují spíše negativní korelace. Ačkoliv řada autorů tvrdí, že existují významné arbitrážní příležitosti v případě využití autokorelací krátkodobých výnosů, zůstává velmi nejisté, zda nemohou být nadprůměrné výnosy kompenzovány poplatky, obchodním rozpětím a jinými náklady spojenými s realizací konkrétních obchodních strategií. Podstatnějším zpochybněním hypotézy efektivity trhů by ovšem byly dlouhodobé odchylky cen akcií od jejich „správné“ hodnoty.

Mezi studie s největším dopadem, obzvláště v praxi, patří DeBondt, Thaler (1985). Konstatují, že akcie, jejichž výkonnost patřila během předchozích tří až pěti let k 35-ti nejhorším, dosahují v průměru abnormální výkonnosti v následujících letech i po zohlednění rizikovosti a naopak, přičemž efekt je asymetrický. Zatímco ztrátové akcie přináší za další tři roky abnormální výnos celkem 19,6 %, vysoce ziskové vynáší za stejné období o 5 % méně než tržní portfolio. Zvraty v chování cen akcií (mean reversion) lze vysvětlit přehnanými reakcemi trhu. Strategie založená na nákupech v poslední době podprůměrně výnosných akcií tak bude úspěšnější než strategie založená na nákupech nadprůměrně rostoucích titulů. Formálně lze tedy zapsat:

$$\begin{aligned} E(\tilde{r}_{jt} - E_m(\tilde{r}_{jt} | F_{t-1}^m) | F_{t-1}) &< 0 && \text{pro } \forall j \in W, && (2.12) \\ E(\tilde{r}_{jt} - E_m(\tilde{r}_{jt} | F_{t-1}^m) | F_{t-1}) &> 0 && \text{pro } \forall j \in L, && \text{kde} \end{aligned}$$

F_{t-1} = množina dostupných informací v čase $t-1$,

r_{jt} = výnos z cenného papíru j v čase t ,

$E_m(r_{jt} | F_{t-1}^m)$ = očekávaný trhem na základě množiny informací F_{t-1}^m ,

W = množina cenných papírů dosahujících v minulosti abnormálně dobrých výnosů,

L = množina cenných papírů dosahujících v minulosti abnormálně špatných výnosů.

Naprostou většinu abnormálního výnosu zaznamenávají doposud ztrátové akcie v lednu, a to opakovaně během minimálně pěti let po zformování portfolia. Podrobnější analýza by měla prozkoumat vztah mezi množinou L , množinou malých společností a množinou společností s nízkým P/E, neboť je zjevné, že jejich abnormální lednové chování má společný základ. Také Jegadeesh, Titman (1993) nacházejí obdobný vzorec chování cen (přestřelování kurzů), který vysvětlují přítomností neinformovaných investorů – noise traders.

Otázce vztahu krátkodobých pozitivních autokorelací akciových výnosů a negativních závislostí v dlouhém období se věnují Poterba, Summers (1988). Jejich závěry indikují neefektivnost trhu, když obchodování investorů, jejichž poptávka po akciích je určena jinými faktory než očekávanými výnosy (noise trading), vysvětluje dočasné trendy v chování cen akcií a jejich odchylky od fundamentálních hodnot. Problematika role neinformovaných či iracionálních

¹¹ Průměrný roční reálný výnos indexu Standard and Poor's 500 Composite dosahuje 6,98 %, což při reálném výnosu relativně bezrizikového krátkodobého cenného papíru 0,80 % představuje průměrnou premii trhu 6,18 % za rok.

investorů na akciových trzích vyvolala velkou vlnu zájmu o mikrostrukturu trhu a motivy chování investorů (behavioural finance).

2.3.4. Mikrostruktura trhu

Za pionýrskou práci na téma vstřebávání informací do cen akcií, mikrostruktura trhu a její vliv na efektivnost trhů se považuje krátký článek Treynora z roku 1971.¹² Vysvětluje v něm, proč (neinformovaní) investoři celkově na obchodování prodělávají a proč pouze informovaní investoři získávají. Klíčovým je porozumět roli tvůrců trhů či obchodníků. Protože prodělávají na obchodech s informovanými investory, o to více se snaží získat a pokrýt své ztráty na obchodech s neinformovanými investory, kteří obchodují z likviditních důvodů nebo ve snaze nalézt chybně oceněné tituly. Také obchodování proti trhu či tržnímu konsenzu není výhodné. Přinášelo by nadprůměrný výnos pouze v okamžiku, pokud by se veškeré obchodování uskutečňovalo přímo mezi investory, kteří mají informace, a investory, kteří je nemají. Vzhledem k tomu, že veřejnost obchoduje „proti“ tvůrcům trhu a jejich obchodnímu rozpětí, tato strategie nemůže neinformovaným investorům přinést abnormální výnos.

Myšlenku Traynora o významu obchodování neinformovaných investorů využívá i autorská dvojice Grossmann, Stiglitz (1980). Vysvětlují, proč není možné, aby při (ne)nulových nákladech na získávání informací existoval dokonale informačně efektivní trh.¹³ Protože získání informací sebou nese určité úsilí, ceny nemohou dokonale odrážet všechny dostupné informace. V opačném případě by ti, kteří za jejich získání něco obětovali, nedostali za svou snahu žádnou kompenzaci. Informovaní investoři musí tedy mít výhodnější pozici na trhu než neinformovaní investoři a ceny musí pouze částečně odrážet informace informovaných investorů. Míra informačního obsahu tržních cen přímo úměrně závisí (1) na počtu informovaných investorů, který je negativně závislý na nákladech na získání informací, (2) na kvalitě informací informovaných investorů a nepřímo úměrně závisí (3) na averzi investorů k riziku. V případě platnosti silné formy efektivnosti trhu, tj. na dokonale efektivním trhu, nelze nastolit rovnováhu a trh přestává existovat, neboť při nulových nákladech na získání informací jsou ceny plně informativní, což paradoxně nemotivuje žádného investora k získávání informací, které se tak nepromítají do cen.¹⁴ Existuje tedy zásadní rozpor mezi efektivností, s kterou trh šíří informace, a pobídkami k pořízení informací.

Intuitivně zformulovaný přístup Treynora formalizuje do modelu formování cen Kyle (1985). V modelu jsou podávány obchodní příkazy různé velikosti za jednotou cenu. Pracuje se třemi typy účastníků trhu: jedním informovaným investorem, několika konkurujícími si tvůrci trhu a neinformovanými investory, kteří obchodují náhodně. Neinformovaní investoři kopírují aktivity informovaného investora, který provádí transakce tak, aby se neveřejná informace do cen promítala postupně. V takovém modelu si tvůrci trhu konkurují, a tudíž se jejich zisky pohybují kolem nuly, a informovaní investoři dosahují zisků na úkor neinformovaných investorů. Trh jako celek se nachází v rovnováze.

¹² Článek *The Only Game in Town* napsal J. Treynor pod pseudonymem Bagehot.

¹³ Jejich argumentace se ustálila pod pojmem Grossmannův-Stiglitzův paradox a Joseph Stiglitz za vědecký přínos v této problematice obdržel Nobelovu cenu v roce 2001.

¹⁴ K tomu by ovšem nedošlo, pokud by investoři měli rozdílná očekávání. Ta jsou ovšem v Grossmann-Stiglitzově modelu endogenní veličinou, která se unifikuje pro všechny investory v případě, kdy se náklady na informace blíží nule a informační obsah cen se blíží maximu.

2.4. Obhajoba hypotézy

Z předchozí kapitoly vyplynulo, že poslední dvě desetiletí jsou poznamenána vlnou kritiky a zpochybňování hypotézy efektivních trhů. Nicméně jak pozoruje ve své studii Roll (1994), dosahovat nadprůměrných zisků na základě i těch nejvýraznějších narušení efektivnosti trhu zůstává na rizikově upravené bázi a po zohlednění transakčních nákladů velmi obtížné. Anomálie v chování akciových trhů jsou příliš často náhodným jevem, který nemá v příštích obdobích dlouhého trvání. Obdobně argumentuje Malkiel (2003), který připouští existenci chyb v oceňování i krátkodobé předvídatelnosti chování akciových výnosů, ale současně uvádí, že jde spíše o výjimečné případy než o pravidlo. Jakékoli nalezené odchylky od hypotetického chování nemají obvykle dlouhého trvání a neposkytují investorům možnost abnormálních výnosů. Také Fama (1997) uvádí, že výskyt nalezených anomálií je náhodný, což je v souladu s hypotézou efektivních trhů. Nadměrné reakce cen akcií na nové informace jsou stejně časté jako neúplné reakce a abnormální výnosy dosažitelné před určitou událostí posléze mizí stejně často jako přetrvávají. Anomálie v chování dlouhodobých výnosů lze odstranit relevantní změnou způsobu jejich výpočtu.

Existenci dříve nalezených vzorů v chování trhů zpochybňují analýzy různých (různě dlouhých) období, které naznačují malou robustnost závěrů výše uvedených studií. Především autokorelace identifikované po roce 1940 dosahují daleko nižší intenzity než před tímto datem. Navíc vzory či zvraty v chování akcií (mean reversion) identifikované ve studiích DeBondt, Thales (1985) nebo Poterba, Summers (1988) nemusí nutně znamenat pouze pozvolnou nápravu chybného ocenění akcií, tj. odchylek od fundamentálních hodnot. Fama, French (1988) přicházejí s vysvětlením, že jsou důsledkem v čase se měnícího požadovaného výnosu investorů. Pokud vycházíme z klasického modelu CAPM, pak lze požadovaný výnos z vlastního kapitálu firmy zapsat:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_m) - r_f], \text{ kde} \quad (2.13)$$

$E(r_i)$ = požadovaný (očekávaný) výnos z cenného papíru i ,

r_f = bezriziková úroková míra,

$E(r_m)$ = očekávaný výnos tržního portfolia,

β_i = beta cenného papíru i .

Požadovaný výnos se může měnit buďto v důsledku změny úrovně bezrizikové úrokové míry nebo rizikové prémie trhu. Pokud předpokládáme, že kumulativní saldo cenových efektů v důsledku očekávaných šoků na požadovaný výnos je zhruba nulové, v čase se měnící očekávaný výnos může být příčinou dlouhodobých zvrátů ve vývoji cen akcií. Obvykle jsou navíc identifikované zvraty typické pro chování akciových indexů a portfolií, méně již pro individuální akciové tituly. Každopádně důkaz o zvratech v chování akciových trhů vede k zamítnutí modelu konstantního očekávaného výnosu, který byl implicitně součástí původní definice slabé formy efektivnosti.

Obdobně lze posuzovat Shillerem (1981) nalezenou vysokou volatilitu cen akcií, která není vysvětlitelná proměnlivostí dividend. Ceny akcií budou nízké vzhledem k výši dividend v okamžiku, kdy požadovaný výnos resp. diskontní míra je vysoká a naopak. Ekonomický šok, který povede k růstu úrokových měr a požadovaného výnosu, bude doprovázen skokovým poklesem cen akcií. Pokles cen ale současně zvýší dividendový výnos a také budoucí kapitálový výnos, který se srovná s požadovaným výnosem. Navíc Marsh, Merton (1986) odvozují

alternativní model pro chování dividend a cen akcií a konstatují, že Shillerem naměřená nadměrná volatilita je důsledkem špatné definice modelu dividendového procesu než neefektivnosti trhu.

Také nalezené sezónní efekty obvykle představují pouze omezené odchylky od náhodného chování cen akcií. Investoři po započtení transakčních nákladů těžko naleznou na základě těchto anomálií nadprůměrně ziskovou příležitost. Ačkoliv tedy není v praxi přesně dodržena hypotéza náhodného chování akcií, existující odchylky nejsou dostatečně významné, aby představovaly dlouhodobě nevyužívané arbitrážní příležitosti.

Je důležité vždy reflektovat, že hypotéza efektivních trhů nevyklučuje dosahování mírně nadprůměrných výnosů před započtením transakčních nákladů. Analytici mají mít důvod vyhledávat a zpracovávat relevantní informace, ačkoliv investoři nemohou očekávat dosažení vyššího než průměrného čistého výnosu. Jde o reakci na Grossmanův, Stiglitzův (1980) tržní model, který vyžaduje určitý prostor/význam pro informační nedokonalost a pro akciové analýzy, pokud má trh dosáhnout rovnováhy.

Banz (1981) nachází u akcií malých společností vztah mezi efektem velikosti a efektem nízkého P/E, jak ho definuje Basu (1977). Zjišťuje, že efekt nízkého P/E mizí v případě zohlednění velikosti analyzovaných firem (nikoliv ovšem naopak). Představuje tudíž pouze přibližnou aproximaci efektu velikosti. Vzhledem k dlouhodobé existenci efektu velikosti, nepovažuje za pravděpodobné, aby tyto abnormality vyjadřovaly neefektivnost trhu, ale považuje je za důsledek chybné definice resp. volby modelu chování cen akcií - CAPM.

Na kritiku hypotézy efektivních trhů reaguje také Fama v prosinci 1991, kdy ve své studii shrnuje dosavadní literaturu, vysvětluje pojem efektivního trhu a diskutuje různé hypotézy a anomálie. Kategorizuje nástroje k testování různých stupňů efektivnosti následujícím způsobem:

- a) testy předvídatelnosti výnosů – slouží k testování slabé formy efektivnosti resp. modelu náhodné procházky a zahrnují testy nezávislosti, obchodních strategií a pravidel, testy na základě modelu CAPM, testy kalendářních efektů a jiných v čase se opakujících událostí;
- b) studie reakcí trhu na oznámení nových informací – slouží k testování středně silné formy efektivnosti a modelu fair hry, zahrnují analýzy reakcí na nové informace týkající se určité firmy (IPO, uvedení na kotovaný trh, změny v účetnictví, neočekávané ekonomické události) nebo o makroekonomických, politických a sociálních podmínkách či událostech;
- c) testy neveřejných informací – slouží k testování silné formy hypotézy efektivních trhů, zda investoři s přístupem k neveřejným informacím (management, brokeri, analytici, profesionální asset manažeři) mohou dosahovat nadprůměrných výnosů.

Každá studie se musí dle Famy vypořádat se dvěma základními problémy: společnou hypotézou a informačními a transakčními náklady. Neortodoxnější verze hypotézy předpokládá že transakční náklady a náklady na zohlednění informací v cenách jsou vždy nulové. Nicméně praxe říká, že jsou zjista pozitivní, extrémní verze efektivnosti trhu tudíž v praxi nemůže platit. Fama ji nicméně neztrácuje a bere ji jako určitou srovnávací absolutní charakteristiku. Je pak potřeba určit, do jaké míry se efektivnost trhu k této absolutní úrovni přibližuje a zda kompenzuje informační a transakční náklady.

Volba vhodného modelu je zásadní pro dosažené výsledky. Na základě empirických studií lze dokladovat, že ani jeden z používaných modelů - CAPM, APT a CBPM¹⁵ - zcela nevystihuje chování cen cenných papírů na kapitálovém trhu. První dva se nedokáží vypořádat s anomálií malých společností. Testy schopnosti spotřebitelských bet modelu CBPM vysvětlovat chování cen akcií ukazují na jejich malou sílu. Ačkoliv se vícefaktorové modely zdají k modelování cen akcií vhodnější, nelze říci, že finanční teorie našla dostatečně robustní a nezpochybnitelný model chování kapitálového trhu.

V rámci shrnutí literatury o silné formě efektivnosti Fama konstatuje, že profesionální asset manažeři zpravidla nedosahují vyšších výnosů než tržní či náhodně zvolené portfolio. Analytici cenných papírů a jejich zprávy mohou mít určitou informační hodnotu, což je v rozporu s hypotézou v případě, že předpokládáme nulové informační a transakční náklady. V opačném případě (viz například Grossman, Stiglitz) jsou závěry empirických analýz konzistentní s hypotézou. Zcela jistě - a v rozporu s hypotézou efektivnosti - lze dosahovat nadprůměrných výnosů při obchodování na základě neveřejných informací.

Hypotéza efektivních trhů se na přelomu tisíciletí dostala do stínu nových přístupů, především behaviourálních financí, které tvrdí, že kapitálové trhy se nechovají racionálně a jsou taženy psychologickými a jinými iracionálními faktory. Vzhledem k tomu, že oba přístupy jsou pohledem na dvě strany téže mince, v poslední době dochází ke snaze o jejich propojování.¹⁶ Příkladem může být hypotéza adaptivních trhů, kterou rozpracoval Andres W. Lo v roce 2004. Ve svém článku přichází s novým konceptem uplatnění evolučních principů – konkurence, přizpůsobování a přírodního výběru - do oblasti finančních vztahů. Uvádí, že řada případů, které zastánci behaviourálních financí uvádějí jako odchylky od racionálního chování – averze k riziku, přehnané reakce, nadměrná očekávání aj. – jsou konzistentní s evolučním modelem jednotlivce, který se přizpůsobuje měnícím se podmínkám na základě jednoduché logiky.

¹⁵ Capital Asset Pricing Model (Sharp, Lintner, Black), Arbitrage Pricing Theory (Roll, Ross), Consumption Based Pricing Model – (Rubinstein, Lucas).

¹⁶ Behavioral finance poskytuje jiný úhel pohledu na závislosti (vzorce chování) v časových řadách. Zkoumají příčiny určitého chování trhu. Závislosti jsou podle tohoto přístupu důsledkem iracionálního jednání určité skupiny investorů, která je přítomna vedle racionálních investorů prakticky na všech trzích, více i méně rozvinutých. Teorie efektivních trhů se na druhou stranu dívá na důsledky či projevy určitého chování a případně formuluje obecné předpoklady, ale nezkoumá, kdo je jejich iniciátorem, zda investoři, jejich určitá skupina, tržní struktura, obchodní systém, psychologické či jiné faktory.

3. Přehled metodologie

Kapitola 3 přináší stručný přehled metodologie testování hypotézy efektivních trhů, se zaměřením na její slabou formu. Vzhledem k tématu práce byl přehled zpracován především s využitím dostupné literatury věnující se testování hypotézy v regionu střední Evropy. Smyslem kapitoly není podat ucelený a detailní přehled metod, ale nastínit základní myšlenkový rámec dosavadních empirických testů, jejichž závěry jsou systematizovány v kapitole 4. Umožňuje také lépe zasadit metodologii použitou v empirické části práce (viz kapitola 5.2) do kontextu dostupné literatury. Ukazuje se, že relativně krátké časové řady, omezené informace z kapitálových trhů, nízký stupeň jejich detailu a další specifika měly vliv na rozsah využitých postupů pro testování vyšších forem efektivnosti.

U testů slabé formy efektivnosti se lze v zásadě setkat se standardními postupy aplikovanými na vyspělých trzích. Zahrnují testy lineárních závislostí náhodné složky *ex ante* definovaných (fundamentálních) modelů či konkrétních regresních modelů. Relativně často autoři využívají ve svých studiích kointegrační analýzu a testy Grangerovi kauzality k analýze platnosti zákona jedné ceny na středoevropských trzích. Použití simulačních modelů zůstává spíše výjimečné. V řadě studií se lze setkat s využitím nástrojů technické analýzy k prokázání abnormálně ziskových investičních příležitostí (např. Horská 2003 a 2005), ale vzhledem k rozmanitosti použitelných technik nejsou v textu dále specifikovány. Navíc významnou nevýhodou výstupů této kategorie testů je jejich nízká robustnost vzhledem k relativně krátkých časových řadám, na nichž nelze ověřovat, zda jsou případné ziskové strategie obecně (dlouhodobě) platné.

Testy silné i středně silné formy efektivnosti obecně trpí nedostatkem podkladových dat. Obzvláště analýzy možnosti dosahovat nadprůměrných výnosů na základě neveřejných informací vyžadují vysokou úroveň transparentnosti trhu a nároky na detail zveřejňovaných informací. Není proto překvapením, že využití modely pracují s neveřejnými informacemi, které jsou nepřímo odvozeny z údajů o nákupech a prodeích nad či pod středem kurzového rozpětí tvůrců trhu během obchodního dne. Přímé informace o aktivitách investorů s přístupem k neveřejným informacím byly zpravidla po většinu sledovaného období na středoevropských trzích nedostupné. Testy reakcí trhů na nové neočekávané informace vyžadují relativně dlouhá testovací období, aby byla zajištěna dostatečná reprezentativnost zkoumaného souboru událostí, což v řadě případů testy reakcí na trzích střední Evropy diskvalifikuje. I proto autoři často využívají k testování středně silné formy efektivnosti (dle původní definice Robertse 1967) reakce akciových kurzů na zveřejněné makroekonomické údaje.

3.1. Slabá forma

3.1.1. Fundamentální modely (RW, CAPM, APT, CBPM)

Fundamentálními modely se rozumí modely, které *a priori* formulují hypotézu formování cen (výnosů) na kapitálových trzích. Vycházejí z určitého myšlenkového rámce, jak by se trhy, výnosy či ceny měly chovat, jaké by mělo jejich chování nést charakteristiky. Mezi nejčastější fundamentální modely patří náhodná procházka (Random Walk), model oceňování kapitálových aktiv (Capital Asset Pricing Model), modely založené na arbitrážní cenové teorii (Arbitrage Pricing Theory) či na užitku spotřebitele (Consumption Based Pricing Model).

Random Walk

Model náhodné procházky (rovnice 2.1) bývá v empirických analýzách středoevropských trhů obvykle testován v logaritmickém tvaru:

$$p_t = \mu + p_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

kde $p_t = \ln P_t$, P_t je cena v čase t .¹⁷

Logaritmy výnosů jsou předpokládány za náhodnou veličinou ε_t s nezávislým a identickým rozdělením a nulovou střední hodnotou; konstanta μ reprezentuje dlouhodobou trendovou složkou ve vývoji cen akcií. Právě testování hypotézy, že ε_t v rovnici 3.1 představuje bílý šum, resp. že nelze identifikovat statisticky významné závislosti v chování proměnné, představuje základní přístup testování slabé formy efektivnosti trhů. Vzhledem k empirickým poznatkům, že časové trhy z finančních trhů nemají obvykle identické rozdělení, např. typicky kvůli měnlivosti rozptylu, testy modelu náhodné procházky jsou obvykle formulovány za výrazně méně restriktivních předpokladů (viz také kapitola 2.1.2).

Jelikož empirická část práce z podstatné části staví na ekonometrických testech modelu náhodné procházky resp. závislosti v chování akciových trhů, související metodologie a nástroje testování jsou podrobněji rozebrány v kapitole 5.2 (Metodologie). Níže je načrtnut pouze myšlenkový koncept jednotlivých testů.

K prokázání lineárních závislostí výnosů při různých zpožděních se využívají testy nulových autokorelačních koeficientů. Boxův-Pierceův test odpovídá na otázku, zda nedochází k odchýlení autokorelací od nuly v jakémkoliv směru a m zpoždění. Testové kritérium s χ^2 rozdělením má tvar:

$$Q_m = T \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2. \quad (3.2)$$

Nejčastěji aplikovaný test poměru rozptylů (Variance Ratio test) se zakládá na poznatku, že nepodmíněný rozptyl procesu náhodné procházky je lineární funkcí časové proměnné. Poměr rozptylu logaritmů výnosů za dva dny a dvojnásobku rozptylu logaritmů denních výnosů se tak musí rovnat jedné, obecně:

$$VR(q) = \frac{\sigma_2[r(q)]}{q \cdot \sigma_2[r]}. \quad (3.3)$$

Související testové kritérium s asymptoticky normovaným normálním rozdělením a také intervaly spolehlivosti lze dále upravit za účelem testování poměru rozptylů současně pro všechny relevantní periody agregace rozptylů $[VR(q_i) \mid \text{pro } i=1,2,\dots,m]$. Hovoříme pak o tzv. mnohonásobném testu rozptylů (Multiple Variance Ratio). Za předpokladu nulové hypotézy platnosti náhodné procházky je v podstatě testována sada dílčích hypotéz $H_{0i}: VR(q_i)=0$ pro $i=1,2,\dots,m$. Zamítnutí byť jen jediné z dílčích hypotéz vede k zamítnutí nulové hypotézy náhodného pohybu kurzů resp. výnosů.¹⁸

¹⁷ Blíže ke koncepci náhodné procházky a jejímu testování viz kapitola 2: Hypotéza efektivních trhů.

¹⁸ Testové kritérium lze vyjádřit jako nejvyšší absolutní hodnotu kritéria jednotlivých testů poměru rozptylů:

$$\psi_M(q) = \max_{1 \leq i \leq m} |\psi(q_i)|.$$

Interval spolehlivosti 100(1- α) procent pro maximální hodnotu testového kritéria ψ_M lze definovat:

$$\psi_M(q) \pm SMM(\alpha, m, \infty),$$

Většina studií, v kterých je testována platnost výše uvedeného modelu ve středoevropském regionu a které využívají související instrumentarium, je zaměřena na chování indexů reprezentujících daný trh. Index PX-50 je analyzován např. ve studii Filáček, Kapička, Vošvrda (1998) nebo Filer, Hanousek (1996 a 1999) a společně s indexy jiných středoevropských trhů jeho chování popisují Chun (2000), Žikeš (2003) nebo Vošvrda, Žikeš (2004). Indexy IFC a MSCI pro český a jiné trhy analyzují Gilmore, McManus (2003) či Worthington, Higgs (2003).¹⁹ Testů chování individuálních titulů je v dostupné literatuře ovšem poskrovnu - na českém trhu práce Němečka (1998), na polském trhu studie Scheicher (1999), Wheeler a kol. (2002) a Zgaljic (2004) a na rakouském trhu Huber (1995).

CAPM

Z teorie portfolia odvodili nezávisle na sobě Sharpe, Lintner, Black v letech 1964-66 rovnovážný model oceňování kapitálových aktiv (CAPM). Model dává do vztahu očekávaný výnos portfolia či aktiva $E(R_i)$, jeho neoddiverzifikovatelnou rizikovost - měřenou β_i , bezrizikovou úrokovou míru r_f a výnos celého trhu r_m :

$$E(R_i) = r_f + \beta_i(r_m - r_f) + e_i, \quad (3.4)$$

kde $\beta_i = \text{Cov}_{i,m} / \sigma_m^2$ měří systematické riziko, citlivost na změny tržní prémie za riziko relativně vzhledem k průměru za celý trh.

Na středoevropských trzích se lze setkat s využitím modelu 3.4 pro testování slabé formy efektivnosti relativně zřídka kvůli krátké historii časových řad výnosů. Němeček (1998) odvozuje model kombinující CAPM a upravený model neobchodování dle metodiky Lo, MacKinlay (1990) na denních datech a používá ho k posouzení efektivnosti českého akciového indexu. Dochází k závěru, že bety jsou nestálé a model nedostatečně vysvětluje chování výnosů individuálních titulů, navíc tato jeho schopnost v čase klesá, což je v rozporu s předpokladem rostoucí efektivnosti trhu (blíže viz kapitola 4.1.2).

APT modely

Využití multi-indexového modelu při testování efektivnosti trhů vychází z arbitrážní cenové teorie (APT) Rosse, který v roce 1976 vyjádřil výnosy trhu resp. tržního indexu jako funkci řady fundamentálních faktorů:

$$r_i = E(r_i) + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + \dots + \beta_{ik}F_k + e_i, \quad (3.5)$$

kde r_i představuje výnos aktiva i , např. domácího akciového indexu, $E(r_i)$ je očekávaný výnos, faktory F_k s nulovou střední hodnotou popisují ekonomické faktory domácí i globální, a to jako odchylky od očekávaných hodnot, β_{ij} měří citlivost výnosu na změny daného faktoru a e_i reprezentuje specifické faktory ovlivňující výnos aktiva i (ve velkých portfoliích zcela oddiverzifikovatelné) a má nulovou střední hodnotu.

kde $SMM(\alpha, m, \infty)$ představuje asymptotickou kritickou hodnotu SMM rozdělení (Studentized Maximum Modulus) s parametrem m a ∞ stupňů volnosti.

Detaily odvození testového kritéria a kritických hodnot poskytuje Chow, Denning (1993).

¹⁹ IFC – International Financial Corporation

MSCI – Morgan Stanley Capital International

Výběr faktorů F_k rovnice 3.5, které vhodně reprezentují relevantní ekonomické faktory, bývá různý, mj. kvůli rozdílným makroekonomickým podmínkám a regulatornímu prostředí v jednotlivých zemích a sektorech střední Evropy. Za hlavní zdroje rizik makroekonomického a finančního charakteru se považují tržní, úroková, měnová rizika, inflace a míra hospodářské aktivity. Dále bývají na vyspělých trzích zahrnovány fundamentální veličiny, např. poměr ceny a zisku, dividendy či vlastního kapitálu na akcii, úvěrové riziko, např. rating zemí, zahraniční zadlužení, nebo právní riziko, např. úroveň ochrany práv akcionářů. Nicméně vzhledem k nedostatku patřičných dat na nových středoevropských trzích není jejich empirické využití časté.

Ve středoevropském regionu využívá APT model při modelování chování tržních indexů např. Pajuste, Kepitis, Högfeltdt (2000). Kombinaci vyšší schopnosti zpožděných hodnot vysvětlovat variabilitu tržního indexu a stability této schopnosti v čase následně interpretují jako argument proti tržní efektivnosti (blíže viz kapitola 4.2.3).

Consumption-Based Pricing Model

Model, vyvinutý v roce 1978 Lucasem, předpokládá, že jednotlivci drží aktiva, aby optimalizovali svoji dlouhodobou (permanentní) spotřebu. Snaží se maximalizovat časově rozlišenou individuální hodnotu užitkové funkce U_t , která závisí na stochastické spotřebě C_t :

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t(C_t), \quad (3.6)$$

kde β^t představuje diskontní faktor.

Pokud nese aktivum reálnou výnosovou míru R_t , jednatel může zvýšit svůj užitek odložením současné spotřeby a investováním do aktiv za účelem pozdější spotřeby. Relativní atraktivnost současné vůči budoucí spotřebě ovlivňuje cenu aktiva (jeho výnos). Změny ve spotřebě by tedy měly odrážet změny v cenách aktiv. Výše uvedenou užitkovou funkci jednotlivci maximalizují při rozpočtovém omezení:

$$C_t + \sum_{i=0}^N P_{it} Q_{it} \leq \sum_{i=0}^N P_{it} Q_{it-1} + W_t, \quad (3.7)$$

kde N představuje počet aktiv v ekonomice, P_{it} je hodnota aktiva i v čase t (cena plus případné vyplacené dividendy), Q_{it} je množství aktiv i vlastněné jednotlivcem na konci období t a W_t představuje reálný pracovní příjem v čase t .

Níže uvedená rovnice říká, že v rovnováze se hodnota aktiva rovná diskontované hodnotě jím generovaných budoucích peněžních toků vážených poměrem mezi budoucí, C_{t+1} , a současnou spotřebou, C_t , podmíněných sadou veřejně dostupných informací Z_t v čase t :

$$E \left(\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} R_{it+1} | Z_t \right) - 1 = 0, \quad (3.8)$$

kde $R_{it+1} = (1 + P_{it+1}/P_{it})$ a kde $\alpha > 0$ představuje koeficient averze k riziku.

Podle dostupných zdrojů, doposud neexistuje studie či analýza, která by využívala při testu efektivnosti středoevropském kapitálovém trhu hypotézu chování cen (výnosů) akcií v souladu s CBPM.

3.1.2. Regresní modely ARMA a GARCH

Využití regresních modelu třídy ARIMA, GARCH nebo jejich kombinace při testování efektivnosti a chování trhů je velmi různorodé. Ve většině případů jejich (případná) schopnost modelovat resp. předvídat chování akciových kurzů nebo výnosů bývá využita k dokladování závěrů o neefektivním chování trhu, které předtím autoři identifikovali na základě autokorelací chyb modelu náhodné procházky. Ve středoevropském regionu obdobný přístup aplikují např. Filáček, Kapička, Vošvrda (1998), Poshakwale, Murinde (2001), Žikeš (2003), Vošvrda, Žikeš (2004).

Model třídy ARMA(p,q) kombinuje autoregresní procesy AR(p) a procesy klouzavých průměrů MA(q):

$$X_t = \phi X_{t-1} + \dots + \phi X_{t-p} + \alpha_t + \theta \alpha_{t-1} + \dots + \theta_p \alpha_{t-q} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Engleův model ARCH(p)²⁰ z roku 1982 je často preferován při studiu chování cen či výnosů akcií, neboť reflektuje v praxi identifikovanou měnivost rozptylu v čase. Charakteristická sada rovnic, které popisují chování výnosů r_t a variability náhodné složky h_t , nabývá při odhadu modelu tvaru:

$$r_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i r_{t-i} + e_t, \text{ případně } r_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i r_{t-i} + \delta h_t + e_t, \quad (3.10)$$

kde $e_t | F_t \sim N(0, h_t)$,

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2. \quad (3.11)$$

Bollerslevem zobecněný model GARCH(p,q)²¹ kde je heteroskedasticita dána nejenom historickými chybami ale i rozptylem samotným, modifikuje rovnici 3.11:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2. \quad (3.12)$$

Kombinaci obou modelů ARMA(p,q)-GARCH(1,1) využívá například Vošvrda, Žikeš (2004):

$$r_t = \phi r_{t-1} + \dots + \phi r_{t-p} + \alpha_t + \theta \alpha_{t-1} + \dots + \theta_p \alpha_{t-q} + \varepsilon_t, \\ \alpha_t = u_t \sqrt{h_t}, \quad (3.13)$$

$$h_t = \omega + \delta_1 h_{t-1} + \delta_2 \alpha_{t-1}^2, \quad (3.14)$$

kde r_t představuje výnos tržního indexu za jedno období a u_t je bílý šum s jednotkovým rozptylem.

Někteří autoři využívají autoregresní modely výnosů přímo k testování slabé formy efektivnosti trhů. Testují, zda regresní koeficienty ve všech zpožděních, kromě konstanty určující dlouhodobý trend, jsou rovny nule, viz např. Deželan (1999). Zalewska-Mitura, Hall (1999), Zalewska-Mitura (1999) nebo Schotman, Zalewska (2004) úpravou modelu získávají nástroj k testování změn v efektivnosti trhů. Přidávají časový faktor β_i koeficientů v rovnici 3.10 a definují sadu p rovnic 3.16 popisujících chování samotných koeficientů:

²⁰ Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

²¹ Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

$$r_t = \beta_{0t} + \sum_{i=1}^p \beta_{it} r_{t-i} + \delta h_t + e_t, \quad \text{kde } e_t \sim N(0, h_t) \quad (3.15)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 e_{t-1}^2,$$

$$\beta_{it} = \beta_{it-1} + v_{it}, \quad \text{kde } i=0, \dots, p \text{ a } v_{it} \sim N(0, \sigma_i^2). \quad (3.16)$$

Mění se efektivitu trhu lze podle této metodologie popsat vývojem hodnot β_i koeficientů v čase. S rostoucí efektivností by se měly blížit nule. Model lze odhadovat pomocí standardního Kalmanova filtru. K testování vývoje v předvídatelnosti chování středoevropských trhů ho využívá například Rockinger, Urga (2001).

Jiné studie srovnávají schopnost procesu náhodné procházky a procesů třídy ARIMA či GARCH modelovat chování cen či výnosů akcií. V případě, že regresní modely vykazují menší chybu předpovědi, usuzují z toho na důkaz neplatnosti hypotézy o náhodné procházce akciových trhů. Gilmore, McManus (2003) formulují soustavu regresních funkcí 3.17 a 3.18 k testu nulové hypotézy, že žádný z alternativních modelů nemá větší vypovídací schopnost než náhodná procházka:

$$(P_{At} - P_t) = \beta P_{Bt} + e_t, \quad (3.17)$$

$$(P_{Bt} - P_t) = \gamma P_{At} + \varepsilon_t, \quad (3.18)$$

kde P_{At} a P_{Bt} představují předpovědi modelů A a B, $(P_{At} - P_t)$ a $(P_{Bt} - P_t)$ jsou chyby předpovědi obou modelů, a e_t a ε_t jsou náhodné chyby.

Za použití t -statistiky testují významnost regresních koeficientů β a γ . Pokud jsou oba koeficienty současně statisticky významné nebo současně nevýznamné, nezamítají nulovou hypotézu.

Některé studie obohacují modely ARMA či GARCH o dummy proměnné a testují strukturální změny v chování kapitálových trhů před a po určité události. Dokladují rostoucí míru efektivnosti trhu například po zavedení nového obchodního systému či po reformě důchodového systému s důrazem na kapitálový způsob zajištění. Gebka, Henke, Bohl (2003) nebo Bohl, Brzeszczynski (2004) takové analýze podrobují polský trh.

3.1.3. Kointegrace a Grangerova kauzalita

Kointegrační analýza

Řada analýz středoevropských trhů se zaměřuje na otázku, zda jsou společně efektivní (či jejich segmenty) nebo zda jeden či více trhů může obsahovat informace, na jejichž základě lze předvídat chování ostatních, což by indikovalo jeho (jejich) neefektivnost. Pokud mají být současně efektivní, nemohou být kointegrované. To ovšem neznamená, že výnosy na různých trzích nemohou být navzájem korelované. Trhy se mohou vyvíjet společně, přitom být současně efektivní.

Ve středoevropském regionu aplikují kointegrační analýzu na časové řady výnosů akciových titulů na různých trzích například Hanousek, Němeček (1997) - chování akcií na BCPP a RMS - nebo Podpiera (2001a) a (2001b) - chování akcií a jejich GDR/ADR. Testy kointegrace indexů jednotlivých národních akciových trhů resp. indexů provádějí například Chun (2000), Neubauer (2001), Gilmore, McManus (2003) nebo Žikeš (2003). Gunduz, Hatemi-J (2005) zkoumají

dlouhodobý vztah cen akcií a objemu obchodů. Závěry jejich studií blíže rozvádí subkapitoly 4.1.2 a 4.2.2.

Metodologie testování kointegrace dvou či více časových řad vychází z přístupu Johansena (1988). Je založen na analýze hodnotí matice, jenž je dána počtem významných charakteristických kořenů. Pokud jsou dva či více trhů současně efektivní, tj. neexistuje mezi nimi žádný dlouhodobý vztah, nelze nalézt kointegrační vztah časových řad těchto trhů nebo pokud kointegrační vektor existuje, neměl by být ekonomicky podstatný, využitelný. Necht' X_t je vektor n časových řad proměnných, každá z nich je integrovaná prvního stupně, $I(1)$, a necht' X_t lze modelovat pomocí vektorové autoregrese, VAR(p):

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (3.19)$$

kde ε_t je $n \times 1$ vektor náhodných odchylek a čas je indexován $t = 1, \dots, T$.

Rovnici VAR lze přepsat do podoby modelu korekce chyb resp. krátkodobých odchylek od rovnovážného stavu kointegrovaného systému (error-correction model):

$$\Delta X_t = A_0 + \Pi X_{t-1} + \sum \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3.20)$$

kde $\Pi = \sum A_i - I_n$ a $\Gamma_i = -\sum A_i$. Johansen ukazuje, že hodnota matice Π v rovnici 3.20 se rovná počtu jednotlivých kointegračních vztahů. Za podmínky, že žádná řada X_t není stacionární bude hodnota matice Π nižší než n . Pokud by hodnota matice Π byla nulová, lze systém modelovat jako standardní VAR v první diferenci (v takovém případě je možné dále testovat vzájemný vztah časový řad pomocí Grangerovi kauzality – blíže viz subkapitola 3.3.2).²² Nulová hodnota indikuje nepřítomnost stochastického trendu společného pro více časových řad, např. na různých trzích. Pak nejsou ceny či výnosy na jednom trhu předvídatelné na základě informací z druhého (jiného) trhu.

Pokud však je hodnota matice rovna r , kdy $0 < r < n$, pak jsou časové řady kointegrované r kointegračními vektory. Vzájemná propojenost časových řad resp. analyzovaných trhů roste se zvyšujícím se počtem kointegračních vektorů vzhledem k $n \times n$ rozměru matice. V případě kointegrovaných trhů, které mají společných několik nezávislých stochastických trendů, se jejich korelace stává funkcí investičního horizontu. Krátkodobé fluktuace jsou v delším horizontu přehlušeny společnými stochastickými trendy, které chování trhů v dlouhém období spojují. Korelace týdenních výnosů se liší od korelací měsíčních či ročních výnosů a výhody diverzifikace mezi těmito trhy klesají s délkou investičního horizontu.

V systému n proměnných s r kointegračními vektory má matice Π celkem $n-r$ charakteristických kořenů rovno nule. K určení hodnotí matice Π , přičemž v případě testování efektivnosti jde o hypotézu nulového počtu kointegračních vektorů, $r=0$, Johansen formuluje „trace test“ a test maxima charakteristických rovnic (eigenvalue):

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{a} \quad (3.21)$$

²² Pokud jsou časové řady kointegrované, nelze použít test Grangerovi kauzality nebo vektorové autoregrese (VAR). V obou případech by modely popisující systém vykazovaly chybu, jelikož neobsahují člen korekce chyb. Proto je nutné před výběrem metody k popisu dynamiky systému provést test kointegrace. Pokud je počet kointegračních vektorů nenulový, potom jedinou použitelnou metodou k popisu krátkodobé i dlouhodobé dynamiky představuje model korekce chyb kointegrovaného systému (error-correction model).

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad (3.22)$$

kde λ_i představují odhady charakteristických kořenů odhadované matice Π , r je počet kointegrovaných vektorů a T je počet využitelných pozorování. Trace test testuje nulovou hypotézu, že počet jednotlivých kointegračních vektorů je nižší nebo rovný r vůči obecné alternativní hypotéze. Test maxima charakteristických rovnic má nulovou hypotézu, že existuje přesně r kointegračních vektorů vůči specifické alternativní hypotéze $r+1$ vektorů. Testy kointegrace jsou obecně citlivé na specifikaci modelu, proto se optimální počet zpožděných hodnot využitých v testu určuje např. pomocí zobecněného Akaike nebo Hannan-Quinn informačního kritéria.

Grangerova kauzalita

Modely založené na konceptu Grangerovy (1969) kauzality umožňují zkoumat vzájemné vztahy v chování dvou časových řad. V prostředí středoevropských akciových trhů je využívají např. Hanousek, Němeček (1997), Němeček (1998), Chun (2000), Podpiera (2001a) a (2001b), Gilmore, McManus (2003) nebo Gunduz, Hatemi-J (2005).²³ V zásadě jde o regresní analýzu - obvykle v lineárním tvaru - vzhledem ke zpožděným datům vlastní časové řady a současně ke zpožděným datům jiné časové řady, tj. bez současné hodnoty jiné proměnné. Označíme-li dvě časové řady jako x a y , pak lze kauzální rovnice standardně zapsat:

$$x_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{a} \quad (3.23)$$

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_j x_{t-j} + \mu_t. \quad (3.24)$$

Lze říci, že x způsobuje y , pokud jsou zpožděné hodnoty x v regresi 3.24 statisticky významné, měřeno F testem. To znamená, že zpožděná hodnota x a její zařazení do modelu má informační hodnotu pro současné hodnoty proměnné y , její pomocí se významně zlepšuje predikční schopnost modelu. Studie tudíž standardně testují, zda koeficienty β a b jsou významně odlišné od nuly.

Při testování efektivnosti trhů jsou časové řady cen nebo výnosů obvykle brány ze dvou různých trhů či segmentů, ovšem pro stejné aktivum, např. duálně kotované akcie. V případě nalezení vzájemného vztahu dvou řad alespoň v jednom směru lze o trzích říci, že jsou oddělené, netvoří integrovaný trh. Pokud je trh efektivní, k odchylkám v ceně by nemělo docházet díky arbitrážnímu obchodování. Přesněji řečeno, případné odchylky v ocenění by měly být pouze velmi krátkodobé. V případě nenalezení žádného vztahu nelze zamítnout hypotézu, že jsou oba trhy nebo segmenty integrované a že se nové informace do cen promítají současně. Na druhou stranu nelze ani vyloučit, že mezi chováním ceny aktiva na dvou různých trzích neexistuje žádný vztah, tj. vyvíjejí se nezávisle. Někdy jsou testy kauzality využívány i k identifikaci vztahu ceny a objemu obchodů (Gunduz, Hatemi-J, 2005), případně dvou různých lokálních indexů (Gilmore, McManus, 2003).

Před samotnou analýzou je nutné definovat parametry modelu. Předně je potřeba určit počet uvažovaných zpoždění (paměť) autoregresní struktury, neboť významnost nalezených závislostí je

²³ Závěry jejich studií jsou uvedeny v subkapitolách 4.1.2 a 4.2.2.

na něj obvykle citlivá. K určení optimální délky lze například opět využít standardního Akaike informačního kritéria. Dále je potřeba ověřit, že náhodné složky nejsou autokorelované.

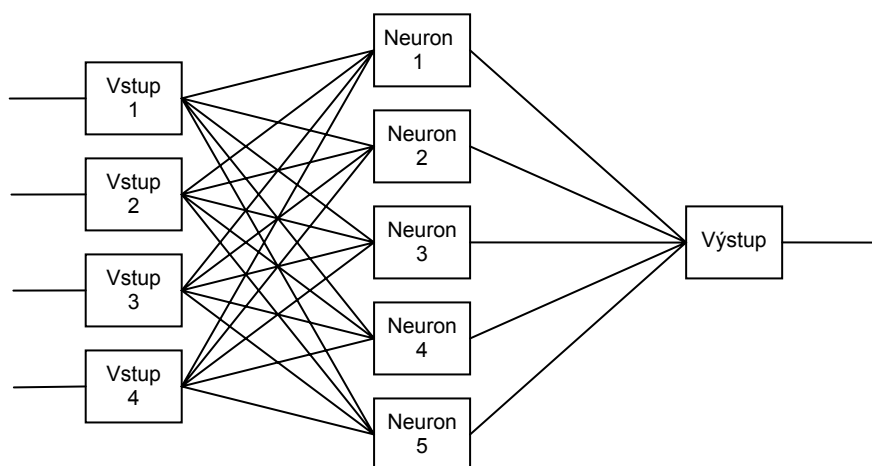
3.1.4. Simulační modely (neuronové sítě)

Neuronové sítě mají schopnost popsat vnitřní dynamiku komplexního procesu. Jejich použitím je pak možné do určité míry předvídat budoucí chování systému. Pokud na základě simulací aplikovaných na časových řadách cen akciových titulů lze dosahovat významně vyššího výnosu než při strategii „koupit a držet“, pak akciový trh není zřejmě efektivní ve smyslu slabé formy. Tento přístup ve středoevropském regionu aplikuje např. Januškevičius (2003) na litevském akciovém trhu.²⁴

Simulační modely v zásadě spoléhají na schopnosti a kapacity výpočetní techniky. Velmi často jsou využívány konkrétní aplikace se specifickými funkcemi v softwarovém prostředí MATLAB, např. Neural Network Based System Identification Toolbox. Aplikace jsou speciálně vyvinuty k předpovídání hodnot prostřednictvím neuronových sítí a k imitaci (obchodních) rozhodnutí. Model se snaží na základě definovaných vstupů predikovat hodnotu pro příští období. Po každé predikci je model překalibrován v návaznosti na odchylku od skutečné hodnoty. Následujícím krokem je opět předpověď na další období, atd.

Neuronové sítě mají tendenci produkovat různé předpovědi na základě stejných vstupů a struktury procesu predikce kvůli náhodnému prvotnímu určení vah v modelu. Výsledné předpovědi, na základě kterých jsou například prováděny obchodní operace, jsou tedy určovány jako průměr z výstupů několika nezávislých procesů, což má predikce stabilizovat. Strukturou procesu predikce neuronových sítí se rozumí kombinace počtu vstupů a neuronů v tzv. skryté vrstvě. Příklad struktury procesu NN 4-5 je zobrazen na následujícím obrázku:

Obrázek 3.1: Struktura procesu Neural Network 4-5



Januškevičius výstupy neuronových sítí využívá k predikování chování indexu litevského akciového trhu. Pokud neuronová síť předvídá budoucí růst větší než zvolená mez, např. 1 %, pak jde o signál k nákupu, v případě poklesu naopak k prodeji. Současně model umožňuje jednoduše zohlednit transakční náklady. Výsledné čisté zhodnocení porovnává autor s výsledkem strategie

²⁴ Blíže k jeho závěrům viz subkapitola 4.2.2.

koupit a držet. Je zřejmé, že čím složitěji je zadaná struktura procesu, tj. vyšší počet odhadovaných vah, tím větší bude směrodatná odchylka průměrné konečné hodnoty portfolia. Na druhou stranu tím lépe může model vystihovat složitější procesy v realitě.

3.2. Středně silná a silná forma

3.2.1. Středně silná forma

Obdobně jako v případě vyspělých trhů využívá několik studií věnujících se středoevropským trhům metodologii testů reakcí trhů na oznámení nové informace (event studies). Postup je možné zpravidla rozfázovat do pěti základních kroků:

1. Určení aktuálního výnosu r_{it} v čase t dle vzorce $r_{it} = (P_{it} - P_{it-L}) / P_{it-L}$, kde P_{it} představuje tržní cenu aktiva i v čase t , kde L představuje délku tzv. událostního okénka reakce aktiva. V otázce započtení dividendového výnosu nejsou studie jednoznačné.
2. Stanovení modelu rovnovážného výnosu aktiva, k jehož výstupům se poměří aktuální výnosy, a regresní odhad parametrů modelu (α , β atd.), obvykle metodou nejmenších čtverců. V praxi bývají nejčastěji využívány odhady modelů:
 - a. CAPM (viz model 3.4) $\tilde{r}_{it} = r_{ft} + \beta_i(r_{mt} - r_{ft})$,
 - b. APT (viz model 3.5) $\tilde{r}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_{i1}F_{1t} + \hat{\beta}_{i2}F_{2t} + \dots + \hat{\beta}_{ik}F_{kt}$,
 - c. jednoduchý indexní $\tilde{r}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i r_{mt}$
 - d. kontrolní portfolio (sestavené dle kapitalizace a poměru účetní a tržní hodnoty).

3. Výpočet očekávaného výnosu \tilde{r}_{it} dle zvoleného modelu a jeho porovnání se skutečným výnosem za stejné období. Rozdíl obou hodnot představuje abnormální výnos, tj.

$$\tilde{u}_t = r_{it} - \tilde{r}_{it}. \quad (3.25)$$

4. Stanovení kumulativního abnormálního výnosu CAR pro zkoumaný soubor N aktiv:

$$CAR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{u}_{it}. \quad (3.26)$$

5. Určení statistické a ekonomické významnosti kumulativních abnormálních výnosů.

Různě stanovený počet dnů událostního okénka umožňuje případně sledovat rychlost přizpůsobení trhů nové informaci. Slabá stránka metodologie spočívá ve vysoké citlivosti na volbu periody, v kterém je zvolený jev či událost sledována, proto se doporučuje maximálně dlouhé období. V případě aplikace testů na středoevropské trhy nelze požadavek velmi dlouhého zkoumaného období splnit. Navíc dostupnost dat bývá velmi omezená, což má negativní vliv na robustnost výsledků studií. Zřejmě i proto je počet klasických testů reakcí trhů na nové neočekávané informace prozatím relativně nízký.

Ve středoevropském regionu Korczak, Bohl (2003) analyzují reakci cen a objemů obchodů akcií na oznámení o uvedení jejich ADR na trh v USA, Gryglewicz (2004) na oznámení o zpětném odkupu akcií a o vyplácení prvních dividend. Filip (1999 a 2000) se zaměřuje na reakce trhu na investiční doporučení analytiků a na chování cen akcií okolo rozhodného dne pro nárok na

dividendu. Jindřichovská, Rhys (2000) analyzují významnost a rychlost reakce cen akcií investičních fondů na informaci o jejich otevření do podoby otevřených podílových fondů.

Vedle výše uvedených „tradičních“ metod event studies bývají využívány i některé upravené metody testů slabé formy efektivnosti. Dvojice autorů Filer a Hanousek (1996, 1997 a 2000), Kotlán (1999) nebo Kodera, Pánková (2003) využívají test Grangerovské kauzality akciových indexů a měnových a/nebo fiskálních makroekonomických veličin. Černý (2004) ho využívá společně s testem kointegrace k analýze časové struktury reakce akciového trhu. Jermakowicz, Gornik-Tomaszewski (1998) analyzují jednoduchý regresní vztah cen akcií a zisků na akcii, Flores, Szafarz (1997) testují regresní vztah vzhledem k vysvětlujícím makroekonomickým proměnným v různých kombinacích a zpožděních tak, aby maximalizovali přesnost modelu. Horská (2003) konstatuje, že přidáním zpožděných hodnot ekonomických proměnných do jednoduchého regresního modelu se zvyšuje jeho schopnost postihnout a předvídat vývoj akciového indexu.

Společným prvkem studií uvedených v předchozím odstavci je analýza vztahů v relativně dlouhém období okolo rozhodného dne, v řádu nejméně týdnů, což umožňuje abstrahovat od rozlišování reakcí na očekávané a neočekávané hodnoty veličin, tj. od explicitního formulování tržních očekávání.²⁵ Podpiera (2000b) na druhou stranu pracuje s denními daty a s rychlostí přizpůsobení cen na změny úrokových sazeb v řádu dní, tržní očekávání musí tudíž explicitně formulovat. K jejich aproximaci využívá odhady analytiků dle průzkumu agentury Reuters, které dle jeho zjištění nejsou významně systematicky vychýlené.

3.2.2. Silná forma

Metodologie testování hypotézy silné formy efektivnosti, resp. ekonomické významnosti obchodování na základě neveřejných informací, není standardizována. V zásadě se pokouší využít data charakterizující chování (relativní výnosy) skupin investorů a jiných osob se specifickým přístupem k informacím nebo postavením na trhu v dlouhém období. Mezi nejčastější skupiny patří členové statutárních orgánů emitentů či osoby s nimi blízké, tvůrci trhu, profesionální investoři, případně analytici.

Specifickým model pravděpodobnosti „informovaného“ obchodování, z kterého vychází při analýze chování středoevropského trhu např. Hanousek, Podpiera (2000, 2003 a 2004) nebo Němeček, Hanousek (2001), prezentuje Easley a kol. v roce 1996. Model rozděluje investorskou veřejnost na informovanou a neinformovanou a říká, jak rozšířené je obchodování první skupiny. Neodpovídá ovšem na klíčovou otázku, zda případná vyšší pravděpodobnost obchodování na základě privátní informace znamená i možnost dosahovat nadprůměrných výnosů v rozporu s hypotézou silné formy efektivnosti trhu.

Pravděpodobnost „informovaného“ obchodu lze vyjádřit zlomkem:

$$P_{mf} = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\varepsilon}, \quad (3.27)$$

²⁵ Tyto studie v zásadě netestují rychlost reakce trhu na určitou informaci, ale samotnou reakci trhu. Z hlediska původní definice Robertse (1967) jde o testy středně silné formy efektivnosti, avšak z hlediska nové kategorizace Famy (1991) je lze řadit do první skupiny testů předvídatelnosti chování kapitálových trhů – blíže viz kapitola 2.

kde α představuje pravděpodobnost, že se objeví nová, zatím neveřejná informace, μ je četnost obchodování informovaných investorů, které je dáno Poissonovým procesem, a ε je četnost obchodování neinformovaných investorů, které je opět dáno nezávislým Poissonovým procesem.

Známe-li frekvenci nákupních a prodejních příkazů,²⁶ odhady výše uvedených proměnných α , μ , ε lze dle Easleyho získat maximalizací pravděpodobnostní funkce výskytu řad nákupů či prodejů během I dnů, která je dána součinem pravděpodobností výskytu určitého počtu nákupů (B) a prodejů (S) pro jednotlivé obchodní dny i :

$$L(M|\theta) = \prod_{i=1}^I L(\theta|B_i, S_i), \quad \text{pro } M = (B_i, S_i)_{i=1}^I, \quad \text{kde} \quad (3.28)$$

$$L((B_i, S_i)|\theta) = (1-\alpha)\varepsilon^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^B}{B!} \varepsilon^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^S}{S!} + \alpha\delta\varepsilon^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^B}{B!} \varepsilon^{-(\mu-\varepsilon)T} \frac{[(\varepsilon+\mu)T]^S}{S!} + \alpha(1-\delta)\varepsilon^{-(\mu-\varepsilon)T} \frac{[(\varepsilon+\mu)T]^B}{B!} \varepsilon^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^S}{S!}, \quad (3.29)$$

kde θ představuje vektor parametrů α , μ , ε , δ , přičemž δ je pravděpodobnost, že nová informace je negativní zprávou.

Jiné testy silné formy efektivnosti, založené například na informacích o obchodování členů řídicích orgánů emitentů či osob s nimi blízkých, tvůrců trhu či profesionálních investorů, se na středoevropském trhu vyskytují pouze výjimečně. V souvislosti s institucionálními, regulatorními a dalšími změnami spojenými s integrací středoevropských trhů do struktur EU se ovšem míra dostupnosti detailních informací výrazně zvyšuje a je zřejmě pouze otázkou času, kdy bude k dispozici dostatek informací k provedení dostatečně robustních testů silné formy.

²⁶ Zda je obchod iniciován kupcem či prodejcem lze identifikovat i nepřímou, např. pomocí obchodů realizovaných nad či pod středem aktuálního kotačnického rozpětí.

4. Přehled závěrů dosavadní literatury

Kapitola 4 obsahuje detailní přehled a zhodnocení závěrů dosavadní literatury, která přinášela pro region střední Evropy často rozporuplné závěry. Pomineme-li důsledky metodologických nepřesností, k rozdílu obvykle vedla různě dlouhá či různá zkoumaná období, odlišné frekvence použitých dat nebo jiná skladba analyzovaných časových řad. Tyto poznatky jsou dále využity v empirické části doktorské práce, která svou komplexností zmiňované rozdíly překlenuje. Ukazuje se, že časové řady by měly být dostatečně dlouhé, aby postihovaly strukturální charakteristiky trhu a nikoli jeho cyklické chování. Současně by neměly zahrnovat období, kdy se tituly neobchodovaly denně na kontinuální bázi. Použití jedenáctiletých časových řad s počátkem v roce 2005 se z tohoto pohledu zdá dostatečné. Různá frekvence dat zřejmě nejčastěji vede k vzájemně rozporným závěrům studií. Práce proto analyzuje chování denních, týdenních i měsíčních výnosů. Současně se nezaměřuje pouze na hlavní indexy středoevropských burz, ale také na jednotlivé tituly, které jsou jejich součástí. Ve většině dosavadní literatury se totiž autoři věnují pouze indexům a potýkají se pak s problémem křížových autokorelací mezi členy indexů, vyvolané například nesynchronním obchodováním.

Zhodnocení literatury věnující se českému akciovému trhu tvoří samostatnou subkapitulu 4.1. Subkapitola 4.2 poskytuje přehled dosavadních studií pro ostatní země se středoevropského regionu.

4.1. Efektivnost českého akciového trhu

Dubnem 1993 začíná novodobá historie českého kapitálového trhu, kdy se na Burze cenných papírů Praha obchoduje s prvními sedmi emisemi cenných papírů, nepočítáme-li dřívější obchody s dluhopisy na neorganizovaném trhu. Stejný rok vzniká i mimoburzovní organizovaný trh RM-Systém, který již v únoru 1994 zavádí kontinuální aukční systém. V září téhož roku pražská burza i RMS přechází na denní obchodování. Řádově stovky akcií z druhé vlny kupónové privatizace se na obou trzích obchodují od března 1995 a od září téhož roku rozdělila burza trh dle likvidity, tržní kapitalizace a nároků na informační povinnost na tři části – hlavní, vedlejší a volný. Toto dělení pak přetrvává dodnes. Nicméně klíčovým kritériem určujícím likviditu akcií je jejich (ne)účast v Systému pro podporu akcií a dluhopisů (SPAD), založeném na kotacích tvůrců trhu. Jeho vznik v roce 1998 lze považovat za dosavadní nejvýraznější zásah do tržní struktury v ČR. V dubnu téhož roku vzniká specializovaný úřad dohlížející na domácí kapitálový trh – Komise pro cenné papíry.

Mezi fundamentální předpoklady cenově-informační efektivnosti trhů lze zařadit především dostatečně velký počet aktivně obchodujících investorů a volně dostupné informace všem účastníkům přibližně ve stejný čas. Jinými slovy efektivní trh vyžaduje likviditu, spolehlivé zveřejňování relevantních informací a efektivní opatření znemožňující využívat neveřejné informace. V roce 1997 dosahuje poměr tržní kapitalizace českého trhu k HDP srovnatelné úroveň s řadou států západní Evropy (35 %), obdobně si vedl v aktivitě měřeno poměrem objemu a kapitalizace. Nicméně ohledně požadavků na zveřejňování informací neexistovaly v ČR standardní právní normy, neexistoval dozorový orgán s dostatečnými pravomocemi a řádné plnění požadavků burzy na informační povinnost se při počtu obchodovaných titulů (1 700) dalo v praxi

jen těžko vymáhat. Také sledování opatření k zamezení insider obchodování zůstávalo v kompetenci organizátorů trhů, nikoliv státního dohledu.

Domácí trh sloužil v polovině devadesátých letech především k realokaci vlastnických práv vzniklých v procesu privatizace státního majetku a nikoliv k navyšování kapitálu k rozvoji firem, což výrazně pokřivilo nabídkovou stranu trhu. Obchodovalo se s cennými papíry emitentů, kteří by dle běžných kritérií nesplňovali regulační požadavky nebo by sami o veřejnou obchodovatelnost neměli zájem. Vzhledem k počátku denního kontinuálního obchodování v roce 1994 se lze v literatuře obvykle setkat s časovými řadami počínajícími v roce 1995, což je i případ empirické části této práce.

Český akciový trh byl tudíž v devadesátých letech považován za málo transparentní, a to i ve středoevropském srovnání. Hanousek, Němeček (1997) o něm hovoří jako o jednom z nejhorších v regionu měřeno jeho transparentností, vypořádáním, ochranou práv minoritních akcionářů a právním rámcem. K hlavním bariérám transparentnosti patřilo paralelní obchodování emisí ve velkých objemech mimo organizované trhy, na přepážce Střediska pro cenné papíry (SCP). Do začátku roku 1995 žádné a do února 1997 pouze agregátní a zpožděné informování o obchodech v SCP využívali obchodníci k anonymnímu obchodování, často zřejmě na základě neveřejných informací. Také transakční náklady při vyšší objemech byly zanedbatelné ve srovnání s poplatky burzy. Organizovaný trh tak plnil cenově informační roli pouze omezeně.

Výše uvedené faktory mají také důležité implikace pro testování efektivnosti českého akciového trhu a robustnost závěrů. První analýzy, které se objevovaly na začátku druhé poloviny devadesátých let, trpěly nedostatkem věrohodných či dostatečně dlouhých časových řad a jejich výsledky tak nebyly příliš robustní. Teprve koncem devadesátých let lze identifikovat řadu analýz, jejichž výstupy vypovídaly o dlouhodobějším charakteru českého kapitálového trhu, včetně jeho efektivnosti.

Závěry studií konstatují, že míra efektivnosti českého akciového trhu je nízká. Zcela jistě nedosahuje středně silné formy, neboť trh je prakticky odtržen od reálné ekonomiky, když ceny akcií nereagují na nové neočekávané makroekonomické informace a na jiné cenotvorné informace reaguje se zpožděním. Testy silné formy ukazují na významně vyšší pravděpodobnost obchodování na základě neveřejných informací v ČR než na vyspělých zahraničních trzích. Problematika testování středně silné a silné formy efektivnosti na českém trhu není nicméně dostatečně prozkoumána, především vzhledem k velmi krátkým časovým řadám, které výrazně snižují robustnost testů.

Méně jednoznačné jsou výsledky testů slabé formy efektivnosti. Lze vysledovat vzorce chování výnosů akcií či jejich indexů významně odlišných od procesu náhodné procházky i po zohlednění transakčních nákladů a faktoru neobchodování, avšak tyto mají pouze krátkodobého trvání v řádu dnů. Nebylo zpravidla identifikováno jejich systematické chování v horizontu týdnů či měsíců, tj. pro data s nižší frekvencí. Zatímco v devadesátých letech měl trh řadu specifík a často neplnil cenově informační roli, v posledních letech se chování akcií v systému SPAD na pražské burze podle některých studií přiblížilo charakteristice vyspělých zahraničních trhů, a to i při vyšší frekvenci zkoumaných dat.

Tři části subkapitoly 4.1 popisují a hodnotí závěry studií efektivnosti českého akciového trhu a upozorňují na limity jejich vypovídací schopnosti, a to ve struktuře odpovídající tradičnímu pojetí jednotlivých forem efektivnosti: slabá, středně silná a silná forma.

4.1.1. Slabá forma efektivnosti

Úvodní shrnutí

Testy hypotézy slabé formy efektivnosti akciových trhů v ČR se začínají objevovat na začátku druhé poloviny 90. let. Krátké časové řady se negativně podepisovaly na robustnosti výsledků především při analýzách dat získávaných s nízkou frekvencí (týdně či déle). Obdobné omezení se projevuje i v pozdějších studiích, když autoři popisují vývoj efektivnosti trhu v čase na základě analýz časových řad rozdělených do několika kratších období. Často jsou také vynášeny soudy o neplatnosti hypotézy efektivního trhu pouze na základě chování kapitálového trhu v rozporu s teoretickým konceptem náhodné procházky, bez ohledu na to, zda na základě těchto odchylek investor mohl potenciálně dosahovat abnormálních výnosů. Řada studií opomíjí faktor neobchodování resp. neobchodních dní, který způsobuje ekonomicky nepodstatné závislosti ve vývoji cen akcií. Komplexních prací věnujících se domácímu akciovému trhu včetně analýzy trendů a relativního srovnání s vyspělými kapitálovými trhy je doposud velmi poskrovnu.

Na základě závěrů dosavadních studií nelze jednoznačně konstatovat, zda český akciový trh dosahuje slabé formy efektivnosti. Zásadní rozpor způsobuje různá frekvence analyzovaných dat. Denní data hovoří prakticky vždy o přítomnosti statisticky významných závislostí ve výnosech indexů a obvykle i individuálních akcií. Tyto autokorelace jsou tak silné, že lze předpokládat možnost dosahování nadprůměrných výnosů i po zohlednění transakčních nákladů. Analýzy arbitrážních příležitostí na dvou konkurenčních organizovaných trzích navíc identifikují nevyužívané arbitrážní příležitosti a podstatné odchylky cen trvajících několik dní.²⁷

Na druhou stranu, výrazná většina z dosavadních studií nenalézá statistické významné a systematické závislosti v týdenních či měsíčních výnosech domácích titulů či indexů. Lze tak konstatovat, že trendy a předvídatelnost chování výnosů na českém akciovém trhu nemá dlouhého trvání. Výše uvedený potenciál k dosahování nadprůměrných výnosů je tudíž omezen pouze na relativně úzký okruh účastníků trhu, kteří mají nejbližší k obchodování resp. obchodnímu systému, a může vycházet z mikrostruktury trhu (počet obchodníků, systém tvůrců trhu aj.).

Studie se též shodují v postupném nárůstu efektivnosti akciového trhu v České republice. Až na přechodné období okolo let 1996-97, tj. v návaznosti na uvedení několika stovek akcií privatizovaných společností na organizovaný trh, analýzy dat s denní i nižší frekvencí zpravidla identifikují v čase klesající statistickou významnost autokorelací ve výnosech indexů i individuálních titulů. Poslední studie uvádějí, že se časové řady denních výnosů mohou zhruba od poloviny roku 1999 chovat v souladu s modelem náhodné procházky.

Vztah objemu obchodů a cen akcií zůstal doposud stranou zájmu analýz. Dle jediné dostupné studie Gunduz, Hatami-J (2005) likvidita definovaná jako týdenní objem obchodů nevysvětluje

²⁷ Jiný úhel pohledu na závislosti (vzorci chování) v časových řadách cen akcií poskytují behavioralní finance. Například Bohl, Siklos (2004) uvádějí, že autokorelace jsou důsledkem přítomnosti dostatečně velké skupiny investorů, kteří se snaží založit své rozhodování a tvorbu portfolia na základě historických trendů v cenách akcií a předpokladu jejich pokračování (tzv. feedback trading). Tito investoři jsou dle jeho studie přítomni vedle tzv. racionálních investorů na všech trzích, více i méně rozvinutých včetně ČR, Polska a Maďarska, a přispívají k destabilizaci akciových trhů. Fakticky ale Bohl, Siklos popisují trh obdobně, jako hypotéza slabé formy efektivních trhů, která tvrdí, že trh je efektivní do té míry, do jaké na něm lze pomocí nástrojů technické analýzy, tj. analýzy historických dat, dosahovat abnormálních výnosů. Zatímco Bohl se dívá na příčiny určitého chování trhu, teorie efektivních trhů se ve své slabé formě dívá na důsledky či projevy a případně formuluje obecné předpoklady, ale nezkoumá, kdo nebo co je jejich iniciátorem, zda investoři, jejich určitá skupina, tržní struktura, obchodní systém, psychologické či jiné faktory atd.

resp. nezpůsobuje budoucí chování českého akciového trhu, což je v souladu se závěry studií z vyspělých kapitálových trhů a s hypotézou slabé formy efektivity.

Přehled literatury

V první studii věnující se českému kapitálovému trhu testují Filer, Hanousek (1996)²⁸ hypotézu na měsíčních a týdenních datech burzovního akciového indexu PX-50 od jeho uvedení do července 1996, a to pomocí testu poměru rozptylů upraveného o heteroskedasticitu.²⁹ Podle nich nelze zamítnout hypotézu, že se výnosy na českém akciovém trhu chovají jako náhodná procházka. Důležité informace se rychle promítají do cen kvalitních a likvidních akcií. Při využití alternativní metody run testů dosahuje sice počet sekvencí nižší než očekávané výše za předpokladu náhodné procházky, odchylka ale není statisticky významná na 5% hladině. Studie tedy konstatuje, že český akciový trh, resp. jeho index, se blíží slabé formě efektivity. Výsledky je ovšem třeba interpretovat opatrně především při jejich generalizaci, především vzhledem ke krátkým použitým časovým řadám. Navíc Filer, Hanousek analyzují pouze akciový index a nepouští se do komplexnější analýzy jednotlivých titulů a ponechávají stranou také chování trhu při vyšších frekvencích obchodování.

S denními daty pracují až Hanousek, Němeček (1997). Testují cenovou propojenost resp. lineární závislost Grangerovského typu dvou akciových trhů v ČR od dubna 1995 do prosince 1996. Pokud jsou vedle sebe existující trhy stejných aktiv efektivní, pak arbitráž musí ke každému okamžiku zajistit správné oceňování aktiv (efektivně stejné ceny). V ČR by nemělo existovat cenově přizpůsobovací zpoždění mezi trhy delší než tři dny, neboť vypořádání na pražské burze probíhá standardně právě o tři dny později než v konkurenčním RM-Systému (T+0).³⁰

Cenová propojenost a integrita akciových trhů se podle autorů v letech 1995-6 výrazně zvyšovala. Nicméně kvůli neúplnému propojení některých segmentů trhu se BCPP a RMS nechovaly jako plně integrovaný trh. Tato neefektivnost trhu je způsobena částečně řadou institucionálních bariér, jako transakční náklady či odlišné vypořádání, částečně rozdílným složením účastníků trhů (institucionální na BCPP a individuální na RMS) a částečně procesem koncentrace vlastnictví prostřednictvím obchodování na RMS. U nejlikvidnějších titulů existuje jednosměrná závislost cen v RMS na cenách na BCPP, opačně tomu je u nejméně likvidních akcií. Specifické faktory mají na vývoj cen málo likvidních titulů nízký vliv, jejich pohyb je výrazně tažen vývojem segmentu nejobchodovanějších akcií.³¹

Do jaké míry je výše uvedené neúplné cenové propojení trhů důsledkem jejich neefektivnosti a do jaké míry jde o znak vyšších transakčních nákladů či jejich nízké likvidity resp. nesynchronního obchodování? Nikoliv pouhá existence rozdílných cen stejného aktiva ve stejný okamžik na dvou místech, ale reálná možnost na těchto rozdílech realizovat dodatečný zisk zakládá důvod k hodnocení trhu jako neefektivní. V případě segmentů málo likvidních akcií může jít právě o faktor nesynchronního obchodování, který se projevuje v jednostranné závislosti trhů. To ovšem

²⁸ Studie postihuje vybrané státy střední Evropy, závěry pro ostatní trhy uvádí kapitola 4.2.

²⁹ Autoři heteroskedasticitu výnosů testují a její výskyty potvrzují.

³⁰ Ve výjimečných případech toto ovšem platit nemusí a autokorelace mohou mít delší trvání, vzhledem k maximální povolené denní změně na BCPP a RM-Systému ve výši 5 % a 10 %.

³¹ Za účelem analýzy vlivu likvidity na výsledky studie pracuje se čtyřmi kapitalizací váženými indexy, které jsou složeny z akcií s rozdílnou úrovní likvidity a frekvencí obchodování. Za účelem popisu dynamiky vztahů obou trhů jsou navíc data rozdělena na tři obdobně dlouhé periody.

nevysvětluje jednostrannou závislost u nejlíkvinnějších titulů. Na otázku, zda by její využití po odečtení transakčních nákladů vedlo k nadstandardním výnosům studie neodpovídá.

Němeček (1998) analyzuje významnost autokorelací denních výnosů hlavních domácích akciových indexů a několika vlastních indexů (prostých i vážených) od února 1995 do února 1997. Valná většina indexů, včetně PX-50 a PK30, vykazuje statisticky významné pozitivní autokorelace,³² výnosy individuálních akcií jsou slabě autokorelované. Rozdíl v chování cen individuálních akcií a indexů je dán především silnými pozitivními křížovými autokorelacemi jednotlivých akcií. Obdobné závěry poskytuje pro oba trhy i Box-Pierceův test. Hodnoty nejsou ovšem upravené o heteroskedasticitu a faktor neobchodování, který je významný, i když frekvence neobchodních období postupně klesá.³³ Vzhledem k výši autokorelačních koeficientů by transakční náklady pravděpodobně závěry analýzy významně neovlivnily.

Vedle výše uvedeného modelu náhodné procházky Němeček testuje hypotézu efektivnosti na základě CAPM modelu denních výnosů individuálních titulů obchodovaných na BCPP, který upravuje o model neobchodování. Chování akciového trhu v ČR od září 1993 do února 1997 není možné prostřednictvím tohoto kombinovaného modelu popsat, což je dle Němečka známkou jeho neefektivnosti. Výnos trhu nemá signifikantní vypovídací schopnost vzhledem k chování jednotlivých titulů. Lze ovšem namítat, že ověřování platnosti modelu na denních datech není standardní a navíc že jde o klasický test společné hypotézy, tj. efektivnosti trhu a vhodnosti zvoleného modelu, přičemž neplatnou může být její druhá část.

Filáček, Kapička, Vošvrda (1998) na základě vysoké míry autokorelace denních výnosů burzovního indexu PX-50 od období ledna 1995 do září 1997 též zamítají hypotézu. Existuje statisticky významná autokorelace ve zpoždění jednoho a deseti obchodních dní. Již ovšem nezkoumají ekonomickou významnost závislosti, vliv nesynchronního obchodování a ani heteroskedasticitu, i když jejíž přítomnost ve studii potvrzují.³⁴ Vzhledem k velikosti autokorelace (0,37) ale nemůže jít o chování trhu konzistentní s hypotézou efektivních trhů. Pro pozitivní korelaci ve zpoždění 10 obchodních dní nenalézají „žádné rozumné vysvětlení“. Jednoduchá lineární regresní funkce vysvětluje zhruba 15 % denních výnosů na pražské burze.

Hanousek, Němeček (1998) se vrací k otázce míry integrity domácího akciového trhu, když opět testují cenovou propojenost pražské burzy a RMS, resp. arbitrážní příležitosti mezi nimi, a to na základě denních dat o devadesáti pěti „nejlíkvinnějších“ titulech. Jejich autoregresní model popisuje chování odchylek cen na obou trzích, tj. perzistenci arbitrážních příležitostí. Nepřítomnost jednotkového kořene modifikovaného procesu AR(1), který bere v úvahu transakční náklady, indikuje možnost arbitrážní aktivity.³⁵ Model odhaluje sice relativně

³² Např. u největších společností lze na základě dat z předchozího dne vysvětlit 43 % pohybu aktuálního výnosu syntetického neváženého indexu.

³³ U decilu nejlíkvinnějších titulů dosahovala průměrná pravděpodobnost neobchodování 11 % a 9 % na BCPP resp. RMS.

³⁴ Potvrzují přítomnost heteroskedasticity u časové řady výnosů indexu PX-50, když k největším výkyvům volatility dochází v obdobích politické nestability (parlamentní volby, ekonomická krize). Perzistence změn v rozptylu je v porovnání s NYSE a AMEX výrazně nižší, variační šok se na BCPP snížil na polovinu původní hodnoty za cca 8,5 dne, kdežto na NYSE je to 32 dní. Při použití modelu GARCH (1,1) čtverce reziduí výnosů nevykazují statisticky významné autokorelace.

³⁵ Transakční náklady jsou uvažovány 2 %, 1,5 % a 1 % pro RMS (klesají s rostoucí velikostí jednotlivé transakce) a 0,12 % pro BCPP.

významnou míru cenového propojení obou trhů, ale také silné autokorelace v časových řadách výnosů.

Důvody těchto autokorelací nelze jednoznačně stanovit, vysvětlovat je může nesynchronní obchodování, rozdílná charakteristika účastníků dvou trhů a jejich různé reakce na informace nebo autokorelace samotných informací. Nesynchronní obchodování ale model nereflktuje. Jako nejpravděpodobnější se zdá současná neefektivnost obou trhů, resp. dlouhé přizpůsobování cen novým informacím. Rozdílná charakteristika účastníků trhů nemůže hrát velkou roli, neboť arbitrážní příležitost by přivedla na trh alespoň jednoho investora, který by ji systematicky využíval; oba trhy nejsou nijak formálně separovány. Autokorelaci informací nelze racionálně předpokládat.

Silné autokorelace z počátku zkoumaného období od dubna 1995 do prosince 1996 indikují, že arbitrážní příležitosti zůstávaly nevyužité. Míra arbitrážního obchodování i propojenost a efektivnost trhů se ale časem zvyšuje a po zohlednění transakčních nákladů prakticky odstraňuje rozdíly v cenách akcií na dvou trzích. Nejvyšší míra arbitrážní aktivity je typická pro segment nejlikvidnějších titulů, časem se ovšem rozdíl mezi segmenty uzavírá.

K tématu se Hanousek, Němeček (1999) ještě vrací a volí test statistické významnosti procentních rozdílů v měsíčních průměrných cenách 100 největších firem během období leden 1996 až březen 1998, upravených o transakční náklady, na různých segmentech: centrální trh BCPP a RMS, přímé obchody v BCPP a RMS a obchody v SCP.³⁶ Významné rozdíly v cenách akcií na různých trzích přetrvávají a nejsou závislé na velikosti firmy, frekvenci obchodování nebo segmentu trhu. Protože nejde o specifikum pouze některých titulů, vyplývají zřejmě z neefektivní institucionální struktury domácího kapitálového trhu, jako je různé vypořádání, nedostatek transparentnosti, neexistence silného dozorového orgánu, nízké legislativy, nedostatečná likvidita, omezená dostupnost informací, struktura akcionářů/investorů. BCPP a RMS se tak nechovají jako plně integrované a (slabě) efektivní trhy. Cenotvorný význam centrálních trhů BCPP a RMS zůstává v letech 1996-8 nízký a spíše klesá, když se jejich podíl na celkovém zobchodovaném objemu v ČR během sledovaného období snižuje.

Filer, Hanousek (1999) navazují na svou analýzu z roku 1996, když test poměru rozptylů aktualizují s využitím časových řad sahajících do konce roku 1998. Výsledky zůstávají ale prakticky shodné. Český trh resp. jeho index se podle nich blíží slabé formě efektivnosti. Pro týdenní ani měsíční data nelze zamítnout hypotézu chování indexu PX-50 jako náhodné procházky. Na rozdíl od dřívější analýzy však měnlivost rozptylů v čase nemá tak výrazný vliv na výsledky. I za předpokladu homoskedasticity by hodnota testového kritéria nevedla k zamítnutí hypotézy pro měsíční data.³⁷ Některé hodnoty kritéria jsou ale blízko kritické hodnotě kvůli nízkému počtu pozorování. V případě run testů zůstává opět počet sekvencí nižší než očekávaný za předpokladu náhodné procházky, tentokrát však byl rozdíl u měsíčních výnosů statisticky významný na 5% hladině. Generalizaci výsledků brání především omezený rozsah analýzy, neboť nezkoumá individuální tituly, faktor neobchodování ani chování indexu v různých časových periodách.

O efektivnosti pojednává i Trešl (1999) v rámci analýzy časových řad denních výnosů sektorových indexů a indexu PX-50 a PX-Glob pražské burzy v průběhu roku 1997. Prakticky

³⁶ Přímé obchody na BCPP, RMS a obchody v SCP jsou spojené pouze s fixním poplatkem, o transakční náklady jsou tak upraveny pouze ceny na centrálním trhu BCPP a RMS ve výši 1,1 %.

³⁷ Pro týdenní data bychom zamítali hypotézu pro zpoždění 4 a 8 týdnů.

veškeré časové řady indexů během roku 1997 lze modelovat pomocí variací modelu ARMA (2,2), a to s vysokou vypovídací schopností.³⁸ Jednoduchý znaménkový test ukazuje na náhodné chování u většiny indexů, test iterací identifikuje nenáhodné struktury u indexů PX-50 a PX-Glob a řady sektorových indexů. Silný je i pondělní efekt, kdy hodnoty relativních výnosů jsou systematicky nižší ve srovnání s úterními a středečními výnosy. Ačkoliv tyto závěry mohou indikovat neefektivnost trhu, je potřeba zmínit opět nedostatečné zohlednění především faktoru neobchodování či transakčních nákladů. Dalším omezením robustnosti závěrů studie je krátký zkoumaný časový úsek.

Vývoji předvídatelnosti a efektivnosti českého trhu se věnuje Rockinger, Urga (2001) v rámci komplexnější analýzy chování středoevropských akciových trhů. Aplikovaná varianta regresního modelu³⁹ umožňuje sledovat v čase se měnící míru předvídatelnosti chování denních výnosů indexu PX-50 (v USD) za období duben 1994 až červenec 1997. Vzhledem k statisticky významnému regresnímu koeficientu je trh podle autorů předpověditelný a neefektivní. Možnost předpovídat chování indexu vrcholí v listopadu 1994 a dubnu 1997. Autokorelace identifikované pro celé sledované období tradičním Ljung-Boxovým testem upraveným o statisticky významnou heteroskedasticitu nejsou navíc vysvětlitelné transakčními náklady ani nízkou likviditou.

Zvolená metodologie ovšem není primárně určena k testování hypotézy efektivního trhu, neboť nestaví na obecně formulovaném modelu chování akciových výnosů (náhodná procházka, CAPM atd.), ale na regresní analýze konkrétní historické časové řady. Regresní koeficient zpožděných dat výnosů nevypovídá o trvalém systému v chování výnosů, resp. nezkoumá vnitřní logiku chování náhodné složky modelu. Představuje pouze popis takového chování v určitém konkrétním časovém úseku. Další slabou stránkou je nezbytné „porcování“ časové řady při snaze zachytit vývoj chování výnosů v čase, což snižuje robustnost výsledků. V případě testu hypotézy slabé formy efektivnosti by měly časové řady dosahovat optimálně desítek let. Nakonec studie neuvažuje při interpretaci vývoje autokorelací ani vliv měnících se podmínek v čase (transakčních nákladů, nesynchronního obchodování a efektů neobchodních dní), když např. česká burza přešla na denní obchodování až na podzim roku 1994.

Chun (2000) na základě testu poměru rozptylu denních výnosů indexu PX-50 od dubna 1994 do prosince 1997 uzavírá, že český trh se nechová v souladu s hypotézou náhodné procházky (na 1% hladině významnosti). Autokorelace jsou tak významné, že je nelze odůvodnit pouze faktorem neobchodování, který ale má významný vliv. Nalezená intenzita závislostí by implikovala, že více než 40 % titulů v indexu by se neobchodovala častěji než jednou za týden, pokud by šlo o nevážený index, v případě indexu PX-50 tudíž ještě více. Chování indexu je do té míry předvídatelné, že ani po započtení transakčních nákladů nelze konstatovat soulad s hypotézou efektivních trhů v její slabé formě.

Svého druhu analýzu efektivnosti obchodování domácích akciových titulů představuje testování kointegrace cen a Grangerovy kauzality denních výnosů na domácím trhu a v zahraničí. Podpiera (2001b) dochází k závěru, že existují významné toky informací mezi domácím trhem a trhem GDR v Londýně, což naznačuje, že nejsou plně integrované.⁴⁰ V detailnějším komentáři

³⁸ Chování indexů PX-50 a PX-Glob vystihuje proces MA(1), když hodnota Portmanteauova kritéria dosahuje 0,63 a 0,42.

³⁹ Model kombinující regresi, Kalmanův filtr a asymetrický GARCH model.

⁴⁰ Analyzuje vztah denních výnosů tří akcií na pražské burze - Komerční banka, Český Telecom a České radiokomunikace - a výnosů jejich GDR v období od srpna 1997 do srpna 2000.

k výsledkům Podpiera (2001a) uvádí, že rozdíl v cenách přetrvává několik dní. Existuje současně přibližně symetrický arbitrážní mechanismus, který napravuje krátkodobé, až pětidenní tržní příležitosti a vyrovnává rozdíly cen v Praze a Londýně, mezi kterými existuje dlouhodobý rovnovážný vztah - oba trhy jsou kointegrované.⁴¹ Chování cen akcií tak není dle autora v rozporu s tržní efektivností v její slabé formě.

Kointegrace je testována Engleovu-Grangerovu metodou, ceny GDR jsou přepočítány tržním kurzem USD. Nevýhodou tohoto přístupu je riziko vzniku zkreslení při přepočítávání cen, které nemusí reflektovat skutečné transakční náklady arbitrážních příležitostí, jejichž vyčíslení ve studii chybí. Navíc selektivní přístup k posuzování chování cen akcií nevypovídá příliš o charakteristikách trhu jako celku. Nakonec ani rovnost cen akcií v dlouhodobém horizontu nezaručuje ještě, že jejich chování není předpověditelné. Z těchto důvodů nelze vyvozovat silné závěry o efektivnosti domácího akciového trhu. Ve skutečnosti analýza spíše testuje středně silnou formu efektivnosti. Konstatuje, že arbitrážní příležitosti mohou u českých akcií trvat i několik dnů, což představuje potenciál k nadprůměrným výnosům. Bez započtení transakčních nákladů však ani takový závěr nelze ověřit.

Několik přístupů k otestování slabé formy efektivnosti v období od července 1995 do září 2000 využila autorská dvojice Gilmore, McManus (2003). Níže popsané závěry nejsou ovšem jednoznačné a závisejí na zvolené metodě. V každém případě ale identifikují podstatný vliv faktoru neobchodování a nízké likvidity na zvýšenou míru předpověditelnosti trhu. Tento faktor se ovšem nezdá dostatečný k vysvětlení odchylek v chování cen od procesu náhodné procházky a autoři tyto odchylky přičítají „nedokonalosti“ trhu.

První část studie se zaměřuje na zkoumání lineárních závislostí týdenních výnosů IFC indexů pro ČR pomocí Ljung-Boxovi (1978) Q statistiky a poměru rozptylů dle metodologie Lo-MacKinley (1988, 1989).⁴² Na rozdíl od denních výnosů, které vykazují silné závislosti, týdenní výnosy nejsou dle hodnot Q kritéria korelované. Při rozdělení zkoumaného období na dvě části jsou navíc patrně výrazně nižší hodnoty testových kritérií v druhé části. Také test poměrů rozptylů upravený o heteroskedasticitu, která je významná, říká, že nelze zamítnout hypotézu náhodné procházky týdenních výnosů indexu. Test Grangerovské kauzality českého trhu vůči okolním trhům v regionu (Polsko a Maďarsko) neidentifikuje možnost dosahovat na domácím trhu nadprůměrných výnosů využitím informací ze zahraničí.

Druhou kategorií testů je porovnání vypovídací schopnosti modelu náhodné procházky a modelů typu ARIMA a GARCH při modelování chování výnosů zkoumaných indexů. Oba alternativní modely dosahují výrazně nižší úrovně chyb v předpovědích, což autoři označují za argument zpochybňující platnost hypotézy o chování trhu v souladu s modelem náhodné procházky. Současně tím ale není automaticky zamítnuta hypotéza efektivního akciového trhu v ČR.

Silné lineární závislosti v denních výnosech individuálních titulů i indexů pražské burzy a RMS z období leden 1995 až březen 2001 identifikuje Hájek (2002). Na základě analýzy autokorelací, Boxova-Pierceova testu a testu poměru rozptylů nelze prokázat platnost hypotézy slabé formy efektivnosti českého akciového trhu. Obdobně jako Filáček, Kapička, Vošvrda (1998) nalézá silné a systematické autokorelace denních výnosů ve zpoždění jednoho a často i deseti dnů. Také se

⁴¹ Rozdíl v průměrných cenách na obou trzích se pohybuje od 0,6 % průměrné domácí ceny Českého Telecomu po 4,9 % u Komerční banky.

⁴² International Finance Corporation sestavuje dva kapitalizací vážené indexy pro Českou republiku odlišné rozsahem pokrytím trhu (Investable a Comprehensive Shares).

potvrzuje, že předvídatelnost chování trhu má pouze krátký horizont, neboť na základě týdenních a čtrnáctidenních dat neexistuje prostor pro systematické nalézání nadprůměrně ziskových příležitostí. Vzhledem k nezohlednění faktoru neobchodování a transakčních nákladů nelze přímo konstatovat, zda systém v chování denních výnosů může přinášet nadprůměrný výnos.

Kromě testování „absolutní“ efektivity trhu, tj. vůči modelu náhodné procházky, se Hájek zaměřuje i na porovnání míry efektivity vůči vyspělým zahraničním trhům (NYSE, Nasd). Nicméně i toto porovnání vychází pro domácí trh nepříznivě, lineární závislosti vykazují daleko systematictější charakter než na zahraničních trzích. Závislosti jsou statisticky významnější u společností neobchodovaných v systému SPAD. Chování akcií na pražské burze má blíže náhodné procházce než na RMS. Statistická významnost závislosti během času klesá, chování akcií v systému SPAD na pražské burze se velmi přibližuje charakteristice vyspělých zahraničních trhů.

Obdobné analýze na základě parametrického testu autokorelací, neparametrického run testu a testu poměru rozptylů podrobují pražskou burzu Worthington, Higgs (2003).⁴³ Český akciový trh nekoná náhodnou procházku a není tak podle autorů slabě efektivní. Lineární závislosti a statisticky významné odchylky od modelu náhodné procházky identifikuje jak test autokorelací a run test, tak test poměru rozptylů upravený o heteroskedasticitu. Robustnost závěrů ovšem opět oslabuje absence zohlednění faktoru neobchodování a především transakčních nákladů.

Vošvrda, Žikeš (2004) na základě analýzy lineárních i nelineárních závislostí uzavírají, že chování českého akciového indexu je předpověditelné. Současně ovšem nelze vyvodit závěr o (ne)platnosti hypotézy efektivity trhu, neboť i na efektivním trhu mohou být výnosy korelovány, například vzhledem k systematickým změnám očekávaného výnosu v čase.

Ve studii jsou využity týdenní výnosy indexu PX-50 v období leden 1996 až prosinec 2002, které fakticky eliminují možné komplikace s faktorem neobchodování, který se objevuje v případě vyšší frekvence pozorování. Hypotéza náhodné procházky, kterou lze z důvodů silných autokorelací týdenních výnosů indexu zamítnout, je testována poměrem rozptylů upraveným o heteroskedasticitu. Model ARIMA (1,1,1) se zdá nejvhodnější pro modelaci chování výnosů, model GARCH na druhou stranu selhává při snaze modelovat volatilitu časových řad týdenních výnosů.

Výše uvedená studie vychází z disertační práce Žikeše (2003). Autor v jejím závěru konstatuje, že hypotéza náhodné procházky v ČR (resp. v celém středoevropském regionu) neplatí. Současně ale má model ARIMA relativně nízkou vypovídací schopnost, což indikuje pouze malou ekonomickou využitelnost závislosti v týdenních výnosech indexu PX-50. Na rozdíl od indexu nemusí být ale předvídatelné chování jednotlivých likvidních akcií a závislosti ve výnosech indexu mohou být ekonomicky nepodstatné v důsledku efektu neobchodování u méně likvidních společností. Autor nenachází obchodní strategii, jejímž využitím se dá dosahovat abnormálních výnosů. Jednoznačný závěr o efektivity středoevropského trhu tak nelze vyslovit.

Žikeš se také věnuje předvídatelnosti vývoje indexu na základě historických dat jiných regionálních indexů. Mezi lety 1999 a 2002 byly akciové trhy v ČR, Maďarsku a Polsku kointegrované v případě výnosů v lokálních měnách a jejich chování vzájemně předpověditelné na základě historických dat, což je dle autora známkou jejich neefektivnosti. Vývoj indexu PX-50

⁴³ Analyzují časovou řadu denních výnosů indexu MSCI (Morgan Stanley Cupital International) v dolarovém vyjádření za období leden 1994 až květen 2003.

se dá předvídat na základě týden starých výnosů varšavského a/nebo německého indexu (WIG a DAX). Obdobně Neubauer (2001) pomocí kointegrační analýzy identifikuje dlouhodobé vztahy mezi středoevropskými trhy (ČR, Polsko, Maďarsko a Slovensko) a také s vyspělými trhy (USA, Německo), přičemž tyto vztahy v období od října 1993 do března 1998 spíše oslabují.

Vývoj efektivnosti českého trhu od dubna 1994 do února 2004 postihuje také Schotman, Zalewska (2004).⁴⁴ Chování denních výnosů indexu PX-50 pražské burzy se časem stává méně předpověditelné a trh podle autorů dosahuje slabé formy efektivnosti. Prakticky od počátku obchodování autokorelace postupně klesají na statisticky nevýznamnou úroveň v polovině roku 1999, kde zůstávají dodnes. V porovnání s polským a maďarským trhem dosahovaly autokorelace v roce 1994 dvojnásobné úrovně (přes 60 %), což studie přičítá nižší transparentnosti a obecně špatné organizaci trhu v prvních letech obchodování. V té době měla navíc pražská burza a kapitálový trh za sebou pouze roční historii, zatímco oba konkurenční trhy operovaly již tři až čtyři roky.

K eliminaci faktoru neobchodování nepoužívají Schotman, Zalewska ekonometricko-statistické nástroje, ale přímo upravují časové řady tak, že vynechávají neobchodní dny na daném trhu. Statistickou významnost autokorelací testují pomocí regresního modelu zpožděných dat. Zvolená metodologie, která nestaví na obecně formulovaném modelu chování akciových výnosů, ale omezuje robustnost závěrů studie, stejně jako rozdělení řad na kratší období ve snaze zachytit vývoj chování výnosů v čase.

Závěry studie Horské (2005) vyznívají naopak spíše proti hypotéze efektivnosti. Regresní a grafická analýza indikují, že efektivnost českého trhu je nízká a může být nižší, než předpokládá slabá forma. Měsíční výnosy burzovního indexu PX-50 zřejmě nemají od ledna 1995 do června 2003 charakter náhodné procházky s deterministickým trendem - model vysvětluje 13 % variability indexu, což není dle Horské uspokojivé. Výrazně vyšší predikční schopnost poskytuje koncept behaviorálních financí, konkrétně model zpětné vazby, který vysvětluje 56 % variability indexu PX-50. Předpokládá setrvačnost pohybu akciových kursů v závislosti na šíření pesimismu či optimismu mezi investory, dokud není překonána únosná mez. Na druhou stranu autorka na základě vybraných nástrojů technické analýzy nenalézá strategii, která by přinášela po započtení transakčních nákladů abnormální výnos (resp. přináší zisky a ztráty se stejnou četností).⁴⁵

Gunduz, Hatemi-J (2005) testují možnost předvídat chování akciových výnosů na základě historických údajů o objemech obchodování měřeno počtem zobchodovaných akcií i jejich podílem na celkové emisi.⁴⁶ Kointegrační analýza a test Grangerovi kauzality neindikují na českém trhu statisticky významný kauzální vztah mezi oběma veličinami (na rozdíl od Polska a Maďarska). Z vývoje likvidity tak nelze usuzovat na budoucí chování cen akcií. Závěry jsou v souladu s výstupy analýz aplikovaných na vyspělých trzích.

Poslední dostupná studie, která testuje efektivnost českého trhu za pomoci klasických ekonometrických metod, je od autorů Diviš, Teplý (2005). Aplikují test poměru rozptylů upravený o heteroskedasticitu na týdenní a měsíční data indexu PX-50 pražské burzy z let 1993 – 2004. Index se chová náhodně během celého období i mezi roky 1998 – 2004, a nelze tudíž podle

⁴⁴ Závěry analýzy chování indexů WIG a BUX lze nalézt v kapitole 4.2.

⁴⁵ Alexandrův filtr test, Relative Strength Index, klouzavé průměry. Čím je technika populárnější, tím méně je spolehlivá a výnosná.

⁴⁶ Týdenní výnosy akciových indexů a objemy obchodů v místních měnách v období od listopadu 1993 do března 2002.

autorů zamítnout hypotézu slabé formy efektivnosti. Také konstatují, že dochází ke zlepšení informační efektivnosti, neboť klesá hodnota testových statistik. Je ovšem třeba poznamenat, že se studie nevěnuje chování denních dat, faktoru neobchodování ani chování individuálních titulů, jejichž analýza by mohla závěry výrazně ovlivnit.

Relativně malý rozsah studií věnujících se alespoň částečně sezónnímu chování českého akciového trhu výrazně rozšiřují Žikeš, Bubák (2006). Analyzují časové řady denních výnosů indexu PX-D za pomoci periodického autoregresního modelu GARCH pro výnosy i volatilitu v období od září 1997 do června 2004. Volba indexu nejlikvidnějších titulů při současném vynechání všech neobchodních dní by měla odstraňovat případné autokorelace způsobené faktorem neobchodování. Docházejí k závěru, že na pražské burze existuje výrazný pondělní efekt, kdy se v prvním dni týdne objevují výrazné autokorelace statisticky významné na 1% hladině. Identifikují také významně nadprůměrný výnos pro čtvrtěční seance. Na druhé straně konstatují, že nalezená sezónnost nemusí implikovat neefektivnost trhu, neboť nezohledňují transakční náklady. Statistická významnost sezónnosti nemusí ještě vést k ekonomické využitelnosti.

4.1.2. Středně silná forma efektivnosti

Úvodní shrnutí

Studie středně silné formy efektivnosti českého akciového trhu zkoumají reakce cen akcií na nové cenotvorné informace. Většina z nich se zaměřuje na oznámení makroekonomických veličin, nicméně jsou mezi nimi i analýzy reakcí cen na oznámení investičních doporučení analytiků, na informace o povinném otevírání investičních fondů a chování cen akcií okolo rozhodného dne pro nárok na dividendu. Přesto nelze říci, že by oblast testování středně silné formy efektivnosti na českém trhu byla dostatečně prozkoumána, vzhledem ke krátkým časovým řadám resp. potřebě velkého vzorku obdobných případů.

Na základě testování vztahu makroekonomických veličin a akciového trhu lze říci, že trh je středně silně efektivní, pokud: (1) existuje vztah mezi aktuálními veličinami a výnosem trhu, resp. ceny plně reflektují nově zveřejněné informace a (2) historické hodnoty veličin nejsou schopny předpovídat chování trhu. Na základě závěrů studií ze začátku druhé poloviny 90. let se zdálo, že český akciový trh je blízko středně silné formě efektivnosti. Vzhledem k měsíční periodě zveřejňování makroekonomických dat a kvůli krátkým časovým řadám jsou však tyto závěry málo robustní.

Především se ale práce zaměřovaly na testování pouze druhého předpokladu, tj. že na základě zveřejněných makroekonomických dat nelze předpovídat budoucí chování akciového trhu. Pozdější analýzy však ukazují, že výše uvedené je důsledkem spíše úplného odtržení kapitálového trhu od reálné ekonomiky, než jeho efektivnosti. Některé studie navíc konstatují, že se tato odtrženost akciového trhu v čase ještě prohlubovala. Teprve v posledních letech se objevují analýzy, které naznačují možný posun k vyšší míře efektivnosti trhu. Lze nicméně shrnout, že na základě dosavadních analýz nedosahuje český akciový trh středně silné formy efektivnosti.

Přehled literatury

Využitím Grangerovské kauzality akciových indexů a měnových či fiskálních makroekonomických veličin Filer, Hanousek (1996) testují jako první na českém trhu hypotézu středně silné formy efektivity.⁴⁷ Saldo obchodní bilance je jedinou proměnou, která může vysvětlovat budoucí chování indexu a ukazovat na neefektivnost akciového trhu. Na základě informací o makroekonomických veličinách tak nelze dle autorů dosahovat na trhu nadprůměrných výnosů.

I v další studii Hanousek, Filer (1997) ověřují existenci vazby mezi aktuálními makroekonomickými veličinami⁴⁸ a aktuálními výnosy trhu a současně nemožnost předpovídat výnosy trhu na základě zpožděných makroekonomických dat.⁴⁹ Obecný vzor chování českého trhu je velmi dobře slučitelný s obvyklým chápáním středně silné formy efektivity – trh se rychle přizpůsobuje měnícím se fundamentálním veličinám. Výsledky označili za překvapivé, vzhledem k obecnému vnímání českého trhu jako nejméně transparentního ze střeoevropských trhů, což bývá často překážkou vyšší úrovně jeho efektivity. Upozorňují ale, že pracují pouze s indexem, který se skládá z likvidních akcií velkých společností, které prakticky netrpí problémem netransparentnosti.

V kontrastu s poměrně optimistickým konstatováním autorů však závěry studie nejsou příliš přesvědčivé: a) kromě M2, exportů a importů nejsou vazby statisticky významné na 5% a nižší hladině, b) exporty a importy sice závislost vykazují, ale nikoliv obchodní bilance, c) zkoumané časové řady jsou velmi krátké. Především ale nemusí být nemožnost předpovídat akciové výnosy na základě většiny makroekonomických veličin důsledkem efektivity trhu, ale naprostým nepropojením či odtržením akciového trhu od fundamentálních dat, což by naopak svědčilo o jeho neefektivnosti.

K hypotéze o reálném nepropojení makroekonomických dat resp. reálné ekonomiky vyjádřené ukazatelem HDP a průmyslové výroby s českým akciovým trhem a o neefektivnosti kapitálového trhu se přiklání studie Kotlána (1999). Ten na základě testu Grangerovské kauzality měsíčních dat z období od ledna 1995 do září 1998 v nominálním i reálném vyjádření dochází k závěru, že ceny akcií, představované indexem PX-50, reagují na minulý vývoj ekonomické aktivity, ale nikoliv na její očekávaný vývoj. Na rozdíl od řady vyspělých trhů tak český akciový index není schopen předpovídat vývoj ekonomiky, naopak makroekonomické ukazatele mají schopnost předpovídat chování indexu.

Ani závěry Podpiery (2000a) nejsou v souladu s hypotézou efektivity trhů. Zkoumá vztah resp. reakce akciového trhu, konkrétně denních výnosů indexu PX-50, na neočekávané změny v úrokových sazbách České národní banky od července 1998 do prosince 1999.⁵⁰ Výraznější reakce indexu na změnu klíčové repo sazby podle zvoleného regresního modelu není patrná. Statisticky významný na 10% hladině byl pouze jeden parametr, a to až druhý den po oznámení změny.

⁴⁷ Dle původní klasifikace Roberte (1967).

⁴⁸ Peněžní zásoba (M1 a M2), průmyslová produkce, deficit státního rozpočtu, inflace, měnový kurs vůči USD, objem importů, exportů a obchodní bilance.

⁴⁹ K dispozici jim byla časová řada měsíčních výnosů od uvedení akciového indexu PX-50 do konce roku 1996, tedy řádově 40 pozorování, nejdelší zpoždění užívají 12 měsíců.

⁵⁰ Celkem v tomto období ČNB osmnáctkrát snížila svou klíčovou 2T repo sazbu, a to z 15 % na 5,25 %.

Výše popsaná reakce trhu není v souladu s hypotézou, neboť změna sazeb by se měla projevit ten samý či nejpozději následující den.⁵¹ Akciový trh navíc změny v sazbách nepředpovídal a reakce byla nevýrazná, což opět indikuje nízkou propojenost akciového trhu s fundamentálními faktory. Robustnost výsledků snižuje chybějící explicitní vymezení neočekávané změny sazeb. Faktor očekávání je substituován sledováním změn indexu po a před oznámením změny sazby. Jestliže trh předvídal změnu sazeb, měla by skutečná změna sazeb vysvětlovat změny v indexu před jejím vlastním oznámením. Sám autor vyzývá k opatrnosti při interpretování výsledků.

V pozdější studii používá Podpiera (2000b) k aproximaci tržních očekávání odhady analytiků od listopadu 1997 do března 2000 dle průzkumu agentury Reuters. Průzkumy nejsou významně systematicky vychýlené a mohou tedy sloužit jako aproximace racionálních očekávání. Podpiera opět zkoumá reakci akciového trhu, resp. denních hodnot indexu PX-50, na očekávané a neočekávané makroekonomické informace na základě jednoduchého regresního modelu.⁵²

Reakce na data o spotřebitelských cenách jsou statisticky významné na 5% hladině, a to den po oznámení očekávané informace, a mají předpokládané záporné znaménko. Podpiera ale neidentifikoval žádnou reakci akciového trhu na zveřejněné informace o cenách v průmyslu, reakce na výsledky obchodní bilance byly nepřesvědčivé⁵³ a v případě průmyslové produkce trh sice významně reagoval pouze na neočekávané informace v den zveřejnění, avšak v opačném než logickém směru, tj. oslabením v případě pozitivních čísel. Podpiera tedy uzavírá, že akciový trh v ČR je neefektivní. Odhady analytika (ačkoliv lze namítat, že nemusí vystihovat očekávání českého akciového trhu) jsou schopny částečně vysvětlovat budoucí chování trhu po oznámení makroekonomických dat, např. v případě CPI a obchodní bilance, což opět vyvrací hypotézu efektivního chování akciového trhu.

Hanousek, Filer (2000) testují hypotézu středně silné efektivnosti tentokrát se zcela odlišnými závěry než v roce 1996 a 1997. Na měsíčních datech výnosů indexu PX-50 za období od září 1993 do června 1999 zkoumají lineární závislost Grangerovského typu vůči dvanácti měsíčně zveřejňovaným makroekonomickým ukazatelům.⁵⁴ Vzhledem k tomu, že většina dat je publikována na konci první dekády měsíce, ponechávají trhu na přizpůsobení až tři týdny. Regresní model nezohledňuje transakční náklady.

Prakticky neexistuje vztah mezi makroekonomickými veličinami a výnosy českého akciového trhu,⁵⁵ a to ani v různých zpožděních (na desetiprocentní hladině významnosti nalézají závislost aktuálních výnosů akciového trhu a aktuálně zveřejněných hodnotách importů a přílivu zahraničních kapitálu). Trh se tudíž zdá zcela odtržen od reálného světa, tj. neefektivní. Vývoj akciového trhu je ovlivňován jinými, pravděpodobně často méně racionálními faktory.

Nezávislost akciového trhu na ekonomických veličinách se navíc časem prohlubuje. Neexistuje resp. zmizela závislost mezi vývojem domácího a západoevropských trhů na rozdíl od prvních let období, kdy PX-50 a německý a americký trh byly korelovány. Negativní trend v provázanosti

⁵¹ Změna byla zveřejňována odpoledne, jednodenní zpoždění by tedy nebylo známkou neefektivnosti.

⁵² 30 měsíčních údajů o indexu spotřebitelských cen, indexu cen průmyslových výrobců, průmyslové produkci a obchodní bilanci.

⁵³ Pozitivní reakce na očekávané změny ve zpoždění dvou obchodních dnů.

⁵⁴ Peněžní zásoba (M1 a M2), průmyslová produkce, deficit státního rozpočtu, inflace, měnový kurs vůči USD, objem importů, exportů a obchodní bilance.

⁵⁵ Myšleno obousměrně, tudíž že ani trh není schopen předpovídat vývoj ekonomických veličin (kromě přílivu zahraničních kapitálu a obchodní bilance).

trhu s ekonomikou připisuje Hanousek, Filer především klesající cenově informační roli pražské burzy, když rostoucí majorita obchodů byla realizována přes neorganizovaný trh. Burza tak byla ve větší míře vystavena finančním manipulacím a ceny mohly v menší míře odrážet fundamentální hodnoty akcií. S tím souviselo i masivní přeskupování vlastnictví po druhé vlně kupónové privatizace.

Pajuste, Kepitis, Högfeltdt (2000) testují s využitím APT modelu vztahy mezi makroekonomickými veličinami a českým kapitálovým trhem, představovaným indexem PX-50. Analyzují také potenciál zpožděných dat předvídat v období červen 1994 až červenec 1998 měsíční akciové výnosy. Predikční schopnost je významná a dosahuje vyšší míry než na vyspělých trzích, tj. nad 10%.⁵⁶ Naopak měsíční výnosy indexu nevykazují statisticky významnou autokorelaci, což je v souladu s výše uvedenými závěry studií testujících hypotézu slabé formy efektivnosti.

Ze středoevropského regionu dosahuje český trh nejvýraznější tendenci k neefektivnosti, neboť zpožděná makroekonomická data velmi dobře předvídají budoucí vývoj akciového trhu. Důvody lze spatřovat v duálním charakteru trhu, kdy vedle sebe existují poměrně likvidní a nelikvidní segment, a absenci jednotného centra pro vypořádání a zúčtování transakcí. Také velmi nízká úroveň regulatorního prostředí a corporate governance odrazovala domácí i zahraniční investory od aktivního obchodování. Vztahy historických dat a akciových kursů jsou nicméně v čase velmi proměnlivé, což znesnadňuje v praxi jejich využití k dosahování stabilně nadprůměrných výnosů. Tyto charakteristiky lze přičíst velmi častému obchodování na základě neveřejných informací a nedůslednému vynucování obchodních pravidel. Relativně krátké časové řady (50 pozorování) a nezohlednění transakčních nákladů, které mohou mít vliv na konečnou ekonomickou významnost nalezených závislostí, představují další slabé stránky analýzy.

Neuspokojivé závěry ohledně vztahu makroekonomických veličin a akciového trhu potvrzuje i studie Kodera, Pánková (2003). Vývoj burzovního indexu lze modelovat jednoduchým autoregresním vztahem mezi aktuální a historickou hodnotou indexu PX-50, kdy zahrnutí makroekonomických veličin (včetně časově zpožděných dat) nepřináší výrazné zvýšení vypovídací schopnosti modelu.⁵⁷ Akciový trh na vývoj ekonomiky reaguje pouze marginálně.

Grangerovu kauzalitu lze prokázat na 5% hladině významnosti pouze u měnového kurzu CZK/DEM. Tento závěr může souviset s významnou účastí zahraničních investorů na domácím trhu a citlivostí na výnosy v jejich „domácí měně“. Určitý vliv je patrný i u průmyslové výroby. Kodera, Pánková dále rozdělují časovou řadu na čtyři části dle identifikovaných bodů strukturálních změn a provádějí dílčí regresní analýzy, což přináší zlepšení ve výsledcích statistických testů. Zatímco v prvním období ceny akcií klesají v případě deprecie domácí měny, v posledním naopak statisticky významně rostou, což lze interpretovat jako růst významu exportu v české ekonomice - změnu z importní na exportní ekonomiku. V druhé polovině celého období začal být také domácí akciový trh mírně citlivý na změny úrokových sazeb (na 10% hladině významnosti).

⁵⁶ Použitý APT model dokáže odůvodnit vývoj indexu z 13 %.

⁵⁷ Autoři testují časové řady měsíčních hodnot akciového indexu PX-50 pražské burzy od ledna 1995 do prosince 2001 a vliv sedmi makroekonomických veličin: průmyslová výroba, spotřebitelské ceny, 1T, 1M a 1R PRIBOR, měnový kurz CZK/USD a CZK/DEM.

Horská (2003) na základě měsíčních dat o výnosech akciového indexu PX-50 v období leden 1995 až červen 2003 testuje reakce akciového trhu na zveřejněná makroekonomická data.⁵⁸ Základem testu je porovnání schopnosti postihnout variabilitu indexu PX-50 (a) modelem náhodné procházky a (b) regresním modelem s makroekonomickými proměnnými, resp. zda historické ekonomické proměnné zvyšují šanci předpovídat vývoj akciových kurzů a akciový trh reaguje na aktuální ekonomická data. Stejně jako jiné studie, zamítá hypotézu středně silné formy efektivity, neboť zpožděné ekonomické proměnné zlepšily schopnost modelu postihnout a předpovědět vývoj akciového indexu pražské burzy – trh vstřebává relevantní informace se zpožděním jednoho až dvou měsíců.

Také Černý (2004) podrobuje analýze rychlosti vstřebání nových informací do akciových kurzů na českém trhu, avšak v odlišném kontextu. Analyzuje časovou strukturu reakcí na informace obsažené v cenách akcií na německém trhu. Rychlost přenosu je podle něj velmi vysoká, reakce následuje do půl hodiny, což je srovnatelné s reakční rychlostí západoevropských trhů na dění na trzích ve Spojených státech. Používá test kointegrace a Grangerovu kauzalitu mezi časovými řadami akciových indexů PX50 a DAX30 pro různě vysoké frekvence od 5 minut do 1 dne od června 2003 do února 2004. Z analýzy tedy vyplývá, že rychlost vstřebání informací obsažených v cenách akcií na zahraničních trzích neodporuje hypotéze středně silné formy efektivity českého trhu.

Filip (1999) se zaměřuje na reakce trhu na investiční doporučení analytiků. Ačkoliv doporučení neobsahují nové informace, ceny na ně reagují. Dosahované abnormální výnosy jsou nenulové, statisticky i ekonomicky významné, a cenové přizpůsobení je postupné. Navíc na rozdíl od standardní reakce na jiných trzích nedochází k reverznímu pohybu cen akcií v delším horizontu. To jednoznačně implikuje, že doporučení, ačkoliv jsou zpracována na základě veřejně dostupných informací, mají na českém trhu investiční hodnotu. Trh nesplňuje předpoklady efektivity.

Filip k analýze používá krátkodobá (1M) i střednědobá (6M) průměrná doporučení poolu dvaceti analytiků k vybraným akciím obchodovaným na pražské burze, které byly pravidelně každý týden zveřejňovány agenturou Reuters a o dva dny později celostátním deníkem v období od ledna 1996 do června 1998. K měření abnormálních výnosů používá několik modelů (Fama a French, multiindexový, jednoduchý a upravený regresní), z nich největší vypovídací schopnost má multiindexní regresní model, avšak i ten vysvětluje pouhých 32 % variability výnosů.

Analyzuje jak denní reakce okolo okamžiku zveřejnění doporučení, tak několik měsíců po a před tímto datem. Jeden měsíc po datu zveřejnění nákupního (prodejního) doporučení v tisku dosahují tituly průměrného abnormálního výnosu 2,5 % (-4,0 %), navíc dochází k nárůstu (poklesu) likvidity dotčeného titulu. Z toho 1,3 % (-1,8 %) výnosu je dosaženo během prvních tří dnů. Pokud výsledky rozdělíme na reakce na krátkodobá a dlouhodobá doporučení, pak silnější reakci vyvolávají krátkodobá. Abnormální výnosy jsou nepřímo úměrné tržní kapitalizaci společnosti. Vzhledem k tomu, že reakce cen na zveřejnění doporučení agenturou Reuters nejsou statisticky významné na 5% hladině, je český trh jasně segmentován na profesionální a laické burzovní publikum. Potvrzuje také přítomnost pondělního negativního efektu na pražské burze.

Filip (2000) zkoumá chování cen 129 akcií okolo rozhodného dne pro nárok na dividendu v období let 1995 – 1999. Identifikuje neefektivní a neracionální chování investorů na české

⁵⁸ M2, průmyslová produkce, nezaměstnanost, maloobchodní tržby, spotřebitelské ceny, ceny průmyslových výrobců, státní rozpočet, objem vývozu, obchodní bilance, CZK/EUR a CZK/USD, 3M a 12M PRIBOR, 3M a 12M EURIBOR, index českého dluhopisového trhu.

burze, kterou v důsledku toho nepovažuje za efektivní. Současně navrhuje investiční strategie, které by měly přinášet abnormální výnosy. Reakci cen na výplatu dividend měří pomocí abnormálních výnosů stanovených na základě modelu CAPM a multi-indexového modelu. Soubor všech testovaných akcií vykazuje sice určitý vzorec chování, ale ten není statisticky významný (ceny tři měsíce před a tři dny po rozhodném dni klesají, aby další dva měsíce rostly až o 3 %). Významné je až chování dílčích skupin titulů utříděných dle výše dividendového výnosu.

Abnormální propad je patrný u cen akcií s vysokým dividendovým výnosem (-4,7 %) během čtyř dnů po prvním dni obchodování bez nároku na dividendu. Společně s propadem v pěti předcházejících dnech činí ztráta 7,6 %. Tato kapitálová ztráta okolo rozhodného dne je vyšší, než průměrný čistý i hrubý dividendový výnos (4,1 resp. 5,5 %). Propad pár dní před rozhodným dnem je racionální vzhledem k vypořádání T+0 až T+6, pokračování poklesu další čtyři dny po něm již racionální není a ve srovnání se zahraničními trhy je unikátní. Proto doporučuje prodat tyto akcie před rozhodným dnem. Následnou koupí lze profitovat z posilování akcie v dalších dvou měsících v průměru o více než 8 %. Akcie s nízkým dividendovým výnosem je naopak vhodnější držet a obdržet dividendy, neboť k propadu okolo rozhodného dne nedochází a následné dvouměsíční kapitálové zhodnocení dosahuje až 7,6 % a celkový výnos přesahuje výnos indexu PX-50 troj- až pětinasobně.

Ačkoliv se pomalé a přehnané přizpůsobování cen akcií zdá průkazné, slabou stránkou studie je nezapočítání transakčních nákladů. Mohou sice snížit atraktivnost navrhované investiční strategie, ovlivnit závěry ale zřejmě nemohou.

Významnost a rychlost reakce cen akcií investičních fondů na informaci o jejich otevírání do podoby otevřených podílových fondů analyzují Jindřichovská, Rhys (2000). Identifikují významnou reakci cen jak na příslušnou změnu legislativy týkající se povinného otevírání fondů, tak na konkrétní rozhodnutí valné hromady u každého fondu jednotlivě. Obě informace se do cen promítají poměrně rychle a výsledky podle autorů indikují efektivnost českého kapitálového trhu.

K analýze efektu oznámení nové informace autoři využili denní data za období od července 1997 do dubna 2004, přičemž testovali statistickou významnost abnormálních výnosů u 17 fondů stanovený počet dní okolo data oznámení. Zatímco na schválení otevření fondu valnou hromadou reagovaly ceny již během prvních dní, statisticky významné abnormální výnosy v reakci na příslušnou legislativu jsou patrné až se zpožděním v řádu jednoho měsíce.

Vypovídací schopnost závěrů oslabuje nízký počet pozorování, což připouští samotní autoři. Další spornou otázkou představuje volba ± 5 dnů jako nejkratší reakční období od okamžiku oznámení, neboť přístup neumožňuje analyzovat několikadenní zpoždění v reakci ceny. Také jednoměsíční zpoždění reakce na změnu relevantní legislativy neříká mnoho o středně silné formě efektivnosti.

4.1.3. Silná forma efektivnosti

Úvodní shrnutí

Testování silné formy efektivnosti se v domácích podmínkách věnuje omezený počet studií i vzhledem k malé pravděpodobnosti jejího dosažení. Dalším důvodem je nedostatek dostatečně detailních informací. Proto se většina z nich zaměřuje pouze na zjištění pravděpodobnosti obchodování na základě neveřejné informace, nikoliv na možnost dosahovat na jejich základě dlouhodobě nadprůměrných výnosů.

Závěry studií z druhé poloviny devadesátých let vyznívají spíše ve prospěch efektivního trhu, ale tyto nejsou dostatečně robustní a jejich výsledky průkazné. Dle analýz z posledních let pravděpodobnost obchodování na základě neveřejných informací na českém kapitálovém trhu výrazně přesahuje úroveň typické pro vyspělé zahraniční trhy.

Přehled literatury

Filer, Hanousek (1996) analyzují chování investorů v druhé vlně kupónové privatizace. Srovnávají výnosnost resp. úspěšnost investičních fondů a individuálních investorů vůči náhodnému portfoliu. Pokud neexistují insider informace, neměly by být významně odlišné. Výnosnost strategie náhodného výběru a individuálních investorů dosáhla nakonec 91-93 % a 97 % výnosnosti investičních fondů, což naznačuje, že tento „umělý“ trh nebyl daleko od silné formy efektivnosti. Ačkoliv výše uvedené hovoří o určitých charakteristikách privatizačního procesu, nemá žádný vztah ke struktuře a standardnímu fungování akciového trhu, a nelze ho tak považovat za relevantní pro posuzování jeho efektivnosti.

Podle modelu Němečka (1997) pravděpodobnost obchodování s individuálními akciemi na pražské burze na základě neveřejných informací nepřesahuje v období od jejich uvedení do listopadu 1996 dvě procenta a je ještě výrazně nižší pro likvidní akcie.⁵⁹ Modelové pravděpodobnosti dokonce ukazují na vyšší míru efektivnosti, než které dosahují zavedené kapitálové trhy (NYSE). Jde tedy o poměrně výraznou podporou hypotézy silné formy efektivnosti domácího trhu. Němeček uvádí několik možných vysvětlení. Předně investoři měli mnoho příležitostí využít své neveřejné informace mimo cenotvorný trh burzy, především přes SCP. Vzhledem k nejdříve žádnému (do začátku roku 1995) a později agregátnímu a zpožděnému (do února 1997) informování o obchodech v SCP insider obchodníci využívali obchodování mimo organizované trhy. Transakční náklady byly zanedbatelné ve srovnání s poplatky burzy. Navíc transparentnost obchodního systému burzy redukuje možnost profitovat na neveřejné informaci.

Němeček měl k dispozici ovšem pouze omezené informace, a to jak z hlediska času, tak detailu, neboť čerpá z aukčního systému, který neposkytoval data o jednotlivých obchodech. K popisu struktury poptávky a nabídky využívá poměrně hrubé vodítko „stavu trhu“ vykazované burzou pomocí osmistupňové škály. Navíc likvidita dosahovala tehdy na pražské burze velmi nízkých úrovní. Použitý model či jeho parametry navíc vykazují nepřesnosti.

Němeček, Hanousek (2001) se k modelu vrací, revidují ho a na základě delší časové řady do února 2000 docházejí k zásadně odlišným výsledkům. Pravděpodobnost obchodování založeného na privátních informacích se na pražské burze obvykle pohybuje v rozmezí 15-35 % a u 25 nejvíce obchodovaných titulů 20-24 %. Ačkoliv se pravděpodobnost obchodování na základě neveřejné informace během zkoumaného období přechodně snižuje, k jeho konci na rozdíl od očekávání opět roste. Překvapivé je také nepotvrzení hypotézy nepřímé úměry klesající likvidity a rostoucí pravděpodobnosti obchodování na základě neveřejných informací.

Také Hanousek, Podpiera (2000) konstatují, že podíl obchodování v systému SPAD pražské burzy na základě znalosti neveřejných informací je vyšší než na vyspělých trzích.⁶⁰ Pravděpodobnost

⁵⁹ Model staví na předpokladu, že příchod neinformovaných investorů na trh je dán nezávislým Poissonovým procesem. Proces obchodování informovaných investorů, kteří reagují na nově se objevující zprávy, opět generované Poissonovým procesem, je nezávislý na příchodu neinformovaných investorů.

⁶⁰ Využívají model převzatý z Easley, Kiefer, O'Hara, Paperman (1996).

obchodování na základě neveřejné informace dosahuje během zkoumaného období srpen až listopad 1999 v průměru 32 % (od 25 % do 48 %).⁶¹ Pokud se objeví nová informace, pravděpodobnost, že bude neveřejná a bude na ní obchodováno, je daleko vyšší, než pravděpodobnost, že bude obchodováno na základě veřejné informace, což dále zvyšuje riziko pro tvůrce trhu. Studie ovšem neodpovídá na klíčovou otázku, zda tato vyšší pravděpodobnost insider informace znamená i možnost dosahovat nadprůměrných výnosů v rozporu s hypotézou silné formy efektivity trhu.

Jistou indikací může dávat chování tvůrců trhu a jejich rozpětí kotovaných cen. Pokud nejsou rizikově neutrální, muselo se vyšší procento insider obchodů promítnout i do jejich širšího rozpětí mezi nabídkovou a poptávkovou cenou, aby jim vynahradilo ušlý zisk z obchodu s informovanými zákazníky.⁶²

Rozpětí je limitováno burzou, a to řádově okolo 2,5 % ceny akcie. Během zkoumaného období září až říjen 1999 se vykazované průměrné rozpětí pohybovalo u osmi sledovaných společností od 0,9 % do 2,9 % (průměr z nich 1,6 %) a rostlo s klesající likviditou společností.⁶³ Hanousek, Podpiera odhadují, že podíl nákladů obchodování s informovanými klienty dosahuje v průměru 14 % celkového rozpětí a roste u jednotlivých titulů od 8 % do 30 %, a to přímo úměrně pravděpodobnosti obchodování na základě neveřejných informací. Tato procenta jsou prakticky srovnatelná s hodnotami odhadovanými pro rozvinuté trhy a potvrzují, že náklady na nepříznivý výběr mají pouze relativně malý vliv na rozpětí obchodníků.

Hanousek, Podpiera (2003) aktualizují druhou část výše uvedené studie. Od března 1999 do prosince 2001 se průměrné rozpětí tvůrců trhu systému SPAD pohybuje u deseti sledovaných společností od 0,7 % do 5,3 % (průměr z nich 1,9 %) a opět roste s klesající likviditou společností.⁶⁴ Podíl nákladů obchodování s informovanými klienty dosahuje v průměru 17 % celkového rozpětí a pohybuje se u jednotlivých titulů od 13 % do 22 %. Zůstává tedy srovnatelný s hodnotami odhadovanými pro rozvinuté trhy. Na rozdíl od předchozích závěrů ovšem nenacházejí žádnou výraznou korelaci relativní výše těchto nákladů s likviditou titulů.

Poměrně nízké náklady spojené s insider obchodováním lze vysvětlit značným a trvajícím rozdílem v nabízeném a skutečně obchodovaném rozpětí tvůrců trhu. Tento rozdíl zřejmě kryje riziko obchodování s informovanými klienty. V případě klientů, o kterých se obchodníci domnívají, že nemají insider informace, nabízí výrazně užší, výhodnější rozpětí. Schopnost obchodníků efektivně „lustrovat“ klienty může v praxi řešit problém s náklady insider obchodování a systém SPAD tak může být poměrně efektivní v nakládání s obchodními příkazy zadávanými na základě neveřejných informací. Ačkoliv závěry mohou být vnímány poměrně příznivě ve smyslu efektivity trhu, ve skutečnosti zdaleka neodpovídají na otázku, zda (ne) lze na insider informacích na domácím trhu dosahovat dlouhodobě nadprůměrných výnosů.

V rámci souhrnné zprávy o vývoji obchodování v ČR včetně podílu obchodů na základě neveřejných informací Hanousek, Podpiera (2004) konstatují, že se během let 1999-2001 zvyšuje

⁶¹ Pro srovnání uvádějí NYSE, kde se pravděpodobnost insider obchodů pohybuje mezi 16 % pro blue chips a 22 % pro málo likvidní tituly.

⁶² Obvykle se uvádí, že rozpětí nákupní a prodejní ceny odráží tři faktory: provozní náklady tvůrce trhu, náklady na držení dostatečné (či spíše optimální) zásoby akcií a náklady insider obchodování a nepříznivého výběru.

⁶³ Česká spořitelna, České radiokomunikace, ČEZ, IPS, Komerční banka, RIF, Český Telecom, Unipetrol

⁶⁴ Česká spořitelna, České radiokomunikace, ČEZ, IPS, Komerční banka, RIF, Český Telecom, Unipetrol, IPB, Philip Morris ČR

transparentnost trhu, zlepšuje se cenově-informační role pražské burzy a v souvislosti s tím se i zužuje rozpětí kotací tvůrců trhu. Efektivní (skutečné) rozpětí cen obchodovaných v systému SPAD pražské burzy kleslo v průměru na 1 procento, což je s největší pravděpodobností spojeno s tím, jak se tvůrci trhu naučili využívat možnosti obchodního systému.⁶⁵ Na druhou stranu je zřejmý mírný růst rozpětí u těch titulů, které vykazují v čase rostoucí nesystematické riziko (Unipetrol, České radiokomunikace).⁶⁶

Nicméně podíl nákladů obchodování s informovanými klienty na celkovém rozpětí tvůrců trhu v čase roste, což lze přičíst prakticky stabilní pravděpodobnosti obchodování za základě neveřejných informací – 32 % v roce 1999, 30 % v posledních třech měsících roku 2002.⁶⁷ Jde o poměrně překvapivý závěr vzhledem ke snaze burzy i regulátora zvyšovat transparentnost trhu, např. prostřednictvím nové právní úpravy zpřísňující informační povinnosti účastníků trhu. Vzhledem k výše uvedenému a skutečnosti, že mezi uvedenými obdobími došlo k výrazné obměně titulů v systému SPAD, Hanousek, Podpiera vyslovují domněnku, že míra obchodování na základě neveřejných informací je úzce spojena se systémem obchodování a tvorby ceny prostřednictvím tvůrců trhu jako takovým.

4.2. Efektivnost akciových trhů ve střední Evropě

Burzy cenných papírů ve střední Evropě se po dlouhé historické odmlce otevírají v roce 1990, a to v Maďarsku a Slovinsku. Varšavská burza začíná obchodovat s akcemi a dluhopisy v dubnu 1991. Počátek slovenského trhu je obdobně jako český datován rokem 1993, tj. těsně po rozštěpení Československa. Teprve posléze vznikají organizované trhy v Pobaltí (1993-96). Kromě Maďarska se obchodování zpočátku soustřeďuje pouze do vybraných kalendářních dnů s cílem akumulovat nabídku a poptávku. Od ledna 1993 se místo dvakrát týdně obchoduje denně ve Slovinsku a o rok později na denní obchodování přechází varšavská burza. Pobaltské státy mají v přechodu na denní obchodování opět několikaleté zpoždění.

V kapitole 2 bylo uvedeno, že pro dosažení cenově-informační efektivnosti kapitálového trhu musí být kromě nízkých transakčních nákladů splněny předpoklady: (1) volně dostupné cenotvorné informace všem účastníkům trhu přibližně ve stejný čas, tj. nemožnost profitovat z určitého souboru informací a (2) dostatečně velký počet aktivně obchodujících a racionálních investorů, tj. dostatečná likvidita.

Ad (1) Požadavky na zveřejňování informací si zpočátku jednotlivé státy stanovují odlišně. V Polsku existuje od raných okamžiků činnosti burzy zákonná informační povinnost, zatímco v Maďarsku (a ČR) reguloval oblast informačních povinností především organizátor trhu. Úroveň požadavků dosahuje sice v obou případech obdobné úrovně a

⁶⁵ V analýze dat z let 1999-2001 Hanousek, Podpiera (2003) uvádí průměrné rozpětí 1,9 %. V případě úpravy na stejnou bázi titulů, které se obchodovaly v roce 2002 (tj. po vyloučení IPS, RIF a IPB a zahrnutí Philip Morris ČR), by klesla průměrná hodnota rozpětí na 1,5 %.

⁶⁶ Transparentnost se v případě privatizovaného Unipetrolu v čase příliš neměnila, u Českých radiokomunikací lze hovořit o jejím poklesu vlivem „nefundamentálních“ faktorů spojených se spory majoritních a minoritních akcionářů.

⁶⁷ U žádného z titulů nedošlo mezi lety 1999 a 2002 k podstatné změně pravděpodobnosti obchodování na základě neveřejné informace. Ze srovnávací báze titulů byly vyloučeny akcie IPS, RIF a IPB.

někdy je srovnatelná se standardem v EU, což může být dostatečným předpokladem k dosažení efektivity, ovšem pouze pokud by byly požadavky fakticky dodržovány. Ačkoliv ve všech státech existují již od devadesátých let např. opatření k zamezení insider obchodování po vzoru EU, jejich vynucování zůstává zpočátku na burzách, nikoliv na státním dohledu. Zatímco samostatná dozorová instituce pro kapitálový trh v Polsku vzniká již v roce 1991, ve Slovinsku v roce 1994, v Maďarsku až v roce 1999 a ještě o rok později na Slovensku. Situace se postupem času standardizovala s tím, jak se jednotlivé státy připravovaly na vstup do EU v roce 2004 a sjednocovaly své regulační prostředí s komunitárním právem. Vzhledem k výše uvedenému mělo Polsko dobré předpoklady k vykázání nejvyšší míry efektivity ze středoevropských zemí.

Ad (2) Středoevropský trh, kromě ČR, charakterizoval v devadesátých letech výrazně nižší poměr tržní kapitalizace k HDP v porovnání s většinou států západní Evropy či asijským rozvíjejícím se ekonomikám (6 % v Maďarsku, 4 % v Polsku, 8 % na Slovensku). Vzhledem k nízkým kapitalizacím dosahovala relativní aktivita (objem obchodů / tržní kapitalizace) nadprůměrné úrovně v Polsku i na Slovensku. Různá míra naplnění ekonomických předpokladů efektivního trhu se výrazně odvíjela od převažující metody privatizace státních podniků, která měla často zásadní vliv na podobu kapitálového trhu (velikost, zájem domácích a zahraničních investorů aj.). V některých státech mohla také iniciovat následné přeskupování majetku z dopadem na nabídku, poptávku, a tudíž i cenově informační obsah obchodů.

Závěry studií konstatují obdobně jako pro český trh, že míra efektivity burz ve středoevropském regionu je nízká a nedosahuje ani slabé formy. Jedinou výjimku představuje rakouský akciový trh. Vedle něj vykazuje nejčastější soulad s hypotézou maďarský trh. Ostatní burzy se zdají být od slabé formy efektivity poměrně vzdáleny. Míra efektivity jednotlivých trhů se ale v čase zřejmě zvyšuje a v Polsku, Maďarsku a případně i pobaltských státech se může v posledních letech přibližovat slabé formě.

Podle očekávání vyznívá i přehled závěrů testů silné ani středně silné formy hypotézy, které se nepotvrzují. Stále ale existuje malý počet studií, které se vyšším formám věnují. Problematika není dostatečně prozkoumána i vzhledem k omezenému přístupu k relevantním datům či dokonce jejich neexistenci (např. o manažerských obchodech). Největší potenciál k abnormálním ziskům skýtají země s malým a málo likvidním trhem, např. Estonsko, Slovinsko nebo Slovensko.

Subkapitola 4.2 se opět člení na tři části podle jednotlivých forem efektivity: slabá, středně silná a silná forma.

4.2.1. Slabá forma efektivity

Úvodní shrnutí

První testy hypotézy efektivity středoevropských trhů z počátku druhé poloviny devadesátých let poskytují smíšené, nejednoznačné závěry. Mírně převažuje názor, že trhy ve střední Evropě nevykazují slabou formu efektivity. Závěry ovšem nejsou často dostatečně robustní vzhledem ke krátkým časovým řadám, obzvláště při nižší než denní frekvenci pozorování. K jejich dalším nedostatkům patří nedostatečné zohlednění transakčních nákladů, které určují ekonomickou významnost nalezených závislostí, tj. zda lze na základě historických informací o cenách akcií dosahovat dlouhodobě nadprůměrných výnosů. Pouze v některých analýzách se vyskytují úpravy

o efekt neobchodování, který může vést ke zdánlivým autokorelacím. Takovéto autokorelace nelze využít ke stanovení abnormálně ziskové obchodní strategie, proto by na ně neměl být brán při testech zřetel.

Ačkoli se řada studií shoduje, že nejlepší legislativně regulatorní předpoklady k efektivnímu chování měl ve středoevropském regionu trh v Polsku, nejčastější soulad s hypotézou vykazuje maďarský trh díky své relativně vysoké institucionální vyspělosti a významné účasti zahraničních institucionálních investorů již od raných okamžiků existence.⁶⁸ Trhy v Polsku a především Slovensku se zdají být od slabé formy efektivnosti poměrně vzdáleny. Stejně je tomu na dalších trzích států střední či východní Evropy - ve Slovinsku či v pobaltských republikách. Výjimku představuje rakouský akciový trh, jehož chování lze nejpozději od poloviny devadesátých let považovat za proces náhodné procházky.⁶⁹

Míra efektivnosti jednotlivých trhů se v čase zřejmě zvyšovala. V Polsku, Maďarsku či pobaltských státech se může přibližovat v posledních letech slabé formě efektivnosti. Na jednotlivých trzích se kultivuje regulatorní prostředí, roste transparentnost a likvidita, zvyšuje se přítomnost zahraničních investorů – předpoklady naplnění hypotézy. Vzhledem k velmi krátkým časovým řadám však nelze považovat indikovaný trend růstu efektivnosti za prokázaný (prokazatelný).

Na rozdíl od závěrů pro český akciový trh nelze v ostatních státech regionu vysledovat jednoznačný či převažující vliv volby frekvence dat na závěry o efektivnosti akciových trhů. Závislosti v chování akcií byly identifikovány nejenom u denních výnosů, ale i u výnosů týdenních či měsíčních. Zatímco nejsou časové řady při nižších frekvencích zkrácené efektem neobchodování, o to více se u nich projevuje problém malého počtu pozorování.

Maďarsko, Polsko, Slovensko

Hypotézu slabé formy efektivnosti akciových trhů Visegrádské skupiny zemí jako první testují na začátku druhé poloviny 90. let Filer, Hanousek (1996).⁷⁰ Aplikují test poměru rozptylů upravený o heteroskedasticitu na měsíčních a týdenních datech hlavních burzovních akciových indexů WIG, BUX a SAX od jejich uvedení do července 1996. Hypotézu, že se výnosy chovají jako náhodná procházka nelze podle nich zamítnout. Důležité informace se rychle promítají do cen likvidních akcií. Měnlivost rozptylů v čase je výrazná. Předpoklad homoskedasticity by vedl k zamítnutí hypotézy bez ohledu na počet zpoždění. Dle alternativní metody run testů je počet sekvencí v Polsku a Maďarsku nižší než očekávaný za předpokladu náhodné procházky, odchylka ale není statisticky významná na 5% hladině. Autoři uzavírají, že SVE trhy se blíží slabé formě efektivnosti. Závěry je ovšem třeba interpretovat opatrně, neboť použité řady jsou krátké k prokázání dlouhodobého vzorce chování cen akcií v souladu s modelem náhodné procházky.

Filer, Hanousek (1999) výše uvedenou analýzu aktualizují, prodlužují testované časové řady do konce roku 1998. Výsledky testu poměru rozptylu jsou prakticky shodné, totiž že pro týdenní ani měsíční data nelze zamítnout hypotézu náhodného chování indexů BUX, WIG a SAX. Na rozdíl od dřívější analýzy však měnlivost rozptylů v čase nemá tak výrazný vliv na výsledky. Výše některých kritérií se ovšem blíží kritickým hodnotám kvůli nízkému počtu pozorování. V případě

⁶⁸ Viz např. Dockery, Vergari (1997), Rockinger, Urga (2001), Chun (2000), Worthington, Higgs (2003).

⁶⁹ Viz např. Chun (2000).

⁷⁰ Závěry pro ČR viz subkapitola 4.1.2.

run testů opět dosáhl počet sekvencí nižší než očekávané hodnoty za předpokladu náhodné procházky a stejně jako ve starší studii byl rozdíl u měsíčních výnosů statisticky významný pro Slovensko. Středoevropské trhy resp. jejich indexy se tak blíží slabé formě efektivnosti. Slabou stránkou obou studií je skutečnost, že neobsahují analýzu dat s vyšší frekvencí než jeden týden a nemohou tak vyloučit příležitosti k dosahování nadprůměrných výnosů při využívání několikadenních trendů.

Stejnou metodu, tj. test poměru rozptylů, využívají pro maďarský trh Dockery, Vergari (1997). Na základě analýzy časové řady týdenních výnosů indexu BUX v období leden 1991 až květen 1995 docházejí k závěru, že index koná náhodnou procházku. Současně potvrzují významný vliv měnlivosti rozptylů na výsledky, neboť za předpokladu homoskedasticity by museli hypotézu zamítnout na 5% hladině významnosti. Robustnost závěrů opět snižují krátké časové řady a absence analýzy dat s vyšší frekvencí.

Nivet (1997) pracuje s nejstaršími dostupnými daty z polského trhu. Na základě autokorelační analýzy se denní a týdenní výnosy indexu WIG mezi lety 1991 až 1994 nechovají v souladu s hypotézou náhodné procházky. Autokorelace zůstávají statisticky významné na 5% hladině po několik týdnů. V souladu s autorem je potřeba ovšem upozornit na velmi nízkou vypovídací schopnost výsledků. Během zkoumaných let docházelo k častému přerušování obchodování a také využívání maximálního limitu pro denní změnu (10 %). Společně s faktorem neobchodování způsobují autokorelace ve zkoumaných časových řadách, které nejsou ekonomicky podstatné a nelze je považovat za znak neefektivnosti trhu. Další slabou stránku představuje nezahrnutí transakčních nákladů a vlivu heteroskedasticity. Z těchto důvodů nelze závěry považovat za průkazné.

Autokorelace v časových řadách cen pěti polských titulů a indexu WIG20 a WIG během období duben 1991 až červen 1995 konstatuje také Scholtens (1997) při využití regresního modelu. Žádné závislosti se nevyskytují během poslední třetiny zkoumaného období, což autor interpretuje růstem efektivnosti trhu. Nicméně z důvodů autokorelací indexů během celého období nepřijímá hypotézu slabé formy efektivnosti.

Závěry nejsou ovšem příliš robustní, neboť zvolená metodologie nestaví na obecně formulovaném modelu chování akciových výnosů. Regresní koeficient zpožděných dat výnosů nevypovídá o trvalém systému v chování výnosů. Navíc nejsou vybrané společnosti dostatečně reprezentativním vzorkem polského trhu. Analýza závislostí akciových indexů není upravená o efekt neobchodování, což znemožňuje posoudit, do jaké míry lze dosahovat nadprůměrných výnosů na základě identifikovaných struktur v chování cen. Současně není reflektován vliv transakčních nákladů na konečné výnosy a závěr o nárůstu efektivnosti trhu se zdá být založen na příliš krátkých časových řadách.

Rockinger, Urga (2001) konstatují, že zatímco maďarský trh dosáhl efektivnosti již před rokem 1994, polský trh (a český) zůstává neefektivní. Autoři užívají variantu regresního modelu umožňující sledovat v čase se vyvíjející míru předvídatelnosti chování denních výnosů indexů BUX a WIG přepočtených do USD za období duben 1994 až červenec 1997.⁷¹ V případě významného regresního koeficientu hovoří o předpověditelnosti a známce neefektivního trhu. Vedle toho zkoumají autokorelace pomocí tradičního Ljung-Boxova testu upraveného o statisticky významnou heteroskedasticitu a konstatují, že veškeré zkoumané časové řady vykazují

⁷¹ Aplikovaný model kombinuje regresi, Kalmanův filtr a asymetrický GARCH model.

za celé analyzované období silné závislosti, které nejsou vysvětlitelné transakčními náklady a nízkou likviditou.

Stejně jako v předchozím případě nevyužívá autor obecně formulovaný model chování akciových výnosů, regresní koeficient nevypovídá o vnitřní logice chování výnosů. Robustnost výsledů dále snižuje - při snaze zachytit vývoj chování výnosů v čase - „porcování“ časové řady na kratší období. Nakonec není reflektován při interpretaci vývoje autokorelací ani vliv měnících se podmínek v čase (transakčních nákladů, nesynchronního obchodování a efektů neobchodních dní) ve středoevropském regionu, např. polská burza přešla na denní obchodování až koncem 1994.

Zalewska-Mitura, Hall (1999) využívají dynamický GARCH-M(1,1) model ke sledování vývoje charakteru maďarského trhu v čase. Model neuvažuje efektivnost jako statickou vlastnost trhu, ale umožňuje sledovat změny v autokorelacích na nových trzích krátce po jejich vzniku. Na základě analýzy denních kurzů pěti maďarských titulů nelze v období 1990 až říjen 1997 identifikovat u tří z nich žádný trend směřující k dosažení slabé formy efektivnosti.⁷²

Závěry dále rozvádí Zalewska-Mitura (1999) a popisuje vedle maďarského i chování polského trhu na základě analýzy denních výnosů deseti společností z varšavské burzy od dubna 1991 (či jejich uvedení) do dubna 1998. Zatímco na začátku 90. let trh reaguje na informace se zpožděním, postupem času se přibližuje slabé formě efektivnosti, kdy ceny rychle a správně reflektují nové informace. Ceny akcií, které se začaly obchodovat později, dosahují obecně vyšší úroveň efektivnosti než tituly uvedené v roce 1991. Neexistenci trendu k vyšší efektivnosti u tří z pěti testovaných maďarských titulů autorka zdůvodňuje různou mírou regulace a transparentnosti v porovnání s polským trhem, kde dosahuje vyšší úroveň. Na maďarské burze je investor vystaven jednání nízkého počtu tvůrců trhu. Trh tak může být náchylnější k cenovým manipulacím než v Polsku, kde je řízen objednávkou. Autor uzavírá, že pro nové, mělké a málo likvidní trhy je vhodnější systém řízený objednávkou, neboť se poptávka a nabídka všech investorů střetává na jednom místě a trh je lépe kontrolovatelný.

Výsledky za první polovinu 90. let jsou ovšem významně ovlivněny existencí procentních limitů pohybů cen, což prodlužovalo dobu přizpůsobení ceny akcie novým informacím. Ukazuje se, že v období 1991-94 byly tyto limity často využívány a je tak třeba apelovat na opatrnou interpretaci výsledků. Při využití tradičního přístupu analýzy autokorelací během celého období by se hypotéza slabé formy efektivnosti polského akciového trhu nepotvrdila.

Obdobné závěry uvádí i Scheicher (1999) na základě autokorelační analýzy a Ljung-Boxova testu časové řady denních výnosů akcií tří likvidních polských společností a globálního indexu WIG od srpna 1994 do srpna 1996.⁷³ Polský akciový trh se chová srovnatelně s vyspělými trhy v západní Evropě, když období let 1991-94 se zdá dostatečné k jeho standardizaci. Transparentnosti trhu napomáhají následující faktory: jediný organizátor trhu, detailní regulace zveřejňování cenově citlivých informací, kontinuální obchodování, nízké transakční náklady odhadované na 0,5 %, vyšší počet brokerů (50). Časové řady individuálních titulů nevykazují významné autokorelace, opak platí pro index WIG i po započtení transakčních nákladů, což lze přisuzovat faktoru neobchodování. Vzhledem k silným nelineárním závislostem může být vhodnějším modelem chování akciových výnosů místo náhodné procházky (resp. Gaussovského bílého šumu) model GARCH.

⁷² Domus, Globus, Fotex, Pannonplast a Pick Szeged, přičemž chování cen akcií tří posledních společností nesměruje k efektivnosti.

⁷³ Akcie bank BSK, BRE a WBK a Warsaw Global Index.

Chun (2000) testuje hypotézu náhodné procházky na akciových trzích v Polsku, Maďarsku a na Slovensku. Na základě testu poměru rozptylu robustním vůči heteroskedasticitě denních výnosů akciových indexů⁷⁴ od března 1993 (či jejich uvedení) do prosince 1997 uzavírá, že zatímco maďarský trh koná náhodnou procházku, polský i slovenský trh se nechová v souladu s hypotézou (na 1% hladině významnosti). Nalezené autokorelace jsou tak významné, že je nelze odůvodnit pouze faktorem neobchodování, i když jeho vliv je prokazatelný, a ani po započtení transakčních nákladů nelze konstatovat soulad s hypotézou efektivních trhů v její slabé formě. Nalezená intenzita závislosti by implikovala, že více než 40 % titulů z obou indexů by se neobchodovalo častěji než jednou za týden, pokud by šlo o nevážené indexy; jelikož jsou ale vážené, procento je ještě vyšší.

Chun pokračuje v analýze chování maďarského trhu pomocí testu vzájemného vztahu akciových kursů a cen privatizačních kupónů.⁷⁵ Uzavírá, že je slabě efektivní. Vychází z předpokladu, že lze aplikovat analýzu vztahu akciového a dluhopisového trhu, např. reakce na změny v diskontní sazbě, ekonomického cyklu, rizikové premii, atd. Využívá testu kointegrace obou trhů a analýzu VAR (vector autoregression) k identifikaci, zda nelze využít informace z jednoho trhu k předpovědi chování druhého. Pokud jsou oba trhy efektivní, neměly by být kointegrované resp. kointegrace není ekonomicky využitelná. Studie nezamítá hypotézu nulové kointegrace obou trhů. Na základě Grangerovi kauzality je také zřejmé, že se ceny akcií přizpůsobují nové informaci velmi rychle, během jednoho dne. Důvodem efektivity maďarského trhu ve srovnání s jinými ve střední Evropě je podle autora značná aktivita zahraničních investorů na trhu, časté sekundární umístění akcií na zahraničních trzích a vyšší likvidita jednotlivých maďarských titulů.

Obdobnou metodologii využívá i Podpiera (2001), který na základě (a) Grangerovy kauzality náhodné odchylky denních výnosů titulů obchodovaných současně na středoevropských trzích a v zahraničí a (b) testu kointegrace cen těchto titulů dochází k závěru, že existují významné toky informací mezi středoevropským trhem a trhem GDR v Londýně. Nelze je tudíž považovat za plně integrované, existují krátkodobé rozdíly v ceně souběžně obchodovaných aktiv.⁷⁶ Přibližně symetrický arbitrážní mechanismus rozdíly cen v Praze a Londýně napravuje a mezi oběma trhy nastoluje dlouhodobý rovnovážný vztah během pěti dní - trhy jsou kointegrované. Ceny akcií se nechovají v souladu s hypotézou efektivních trhů.

Podpiera sleduje vztah denních výnosů 10 akcií na budapešťské a 9 na varšavské burze a výnosů jejich GDR obchodovaných v Londýně v období od srpna 1997 do srpna 2000.⁷⁷ Pro testování kointegrace jsou ceny GDR přečteny tržním kurzem k USD. Slabinou tohoto přístupu je riziko vzniku zkreslení při přepočítávání, které nemusí reflektovat skutečné transakční náklady

⁷⁴ WIG (Varšava), BUX (Budapešť), SAX (Bratislava).

⁷⁵ Téměř 90 % dospělé populace participovala na maďarské kupónové privatizaci. Kupóny se charakterem podobají konvertibilním dluhopisům, kdy ovšem datum a poměr výměny za aktiva není dopředu znám a určuje je se zpožděním vláda.

⁷⁶ Rozdíl v průměrných cenách na obou trzích (kladný či záporný) se pohybuje od 0,6 % průměrné domácí ceny Českého Telecomu po 5,4 % u polského KGH, přičemž lze vyzorovat nepřímou úměru výše odchylek a tržní kapitalizace společností. Průměrná absolutní hodnota odchylky všech společností dosáhla 2 %, což představuje prostor pro ziskovou arbitráž. Tento závěr může být problematický, neboť ve své úvaze autor neuvažuje transakční náklady a především ignoruje, že jakákoliv obchodní strategie může být založena na průměrné hodnotě odchylek a nikoliv průměru jejich absolutních hodnot. Průměrná odchylka za celý soubor je blízka nule, u jednotlivých titulů se pohybuje v rozmezí od -4,4 % do 4,4 %.

⁷⁷ Alespoň jednosměrný statisticky významný tok informací lze identifikovat u každé ze zkoumaných časových řad.

arbitrážních příležitostí, tyto navíc nejsou ve studii zohledněny. Navíc selektivní přístup k posuzování chování cen akcií nevyovídá příliš o charakteristikách trhu jako celku. Nakonec ani rovnost cen akcií v dlouhodobém horizontu nezaručuje, že jejich chování není předvídatelné. Z těchto důvodů nelze vyvozovat silné závěry o efektivnosti středoevropských trhů. Ve skutečnosti autor spíše testuje středně silnou formu efektivnosti. Konstatuje, že arbitrážní příležitosti mohou u českých akcií trvat i několik dnů, což představuje potenciál k nadprůměrným výnosům. Bez započtení transakčních nákladů však takový závěr nelze ověřit.

Gilmore, McManus (2003) používají několik přístupů k analýze chování středoevropského akciového trhu v období od července 1995 do září 2000. Jejich závěry jsou nejednoznačné a závisí na zvolené metodě. Identifikují ovšem podstatný vliv faktoru neobchodování a nízké likvidity na zvýšenou míru předpověditelnosti trhů. Tento faktor se ovšem nezdá dostatečný k vysvětlení odchylek od procesu náhodné procházky, které tak lze přičíst „nedokonalosti“ trhů, nikoliv ovšem jejich neefektivnosti.

První část jejich studie obsahuje test lineární závislosti týdenních výnosů IFC indexů pro Polsko a Maďarsko pomocí Ljung-Boxova Q kritéria a poměru rozptylů. Na rozdíl od denních výnosů, které vykazují silné závislosti, týdenní výnosy nejsou dle Q kritéria autokorelované. Také test poměrů rozptylů upravený o heteroskedasticitu, která je výrazná, říká, že nelze zamítnout hypotézu náhodné procházky týdenních výnosů indexů. Test Grangerovské kauzality neidentifikuje závislosti mezi maďarským a pražským trhem, nicméně oba trhy se zdají významné pro predikci chování trhu v Polsku. Ekonomická významnost nalezených závislostí však testována není, a tudíž nelze tvrdit, že vypovídají o neefektivnosti některého ze středoevropských trhů. Studie také postrádá analýzu faktoru neobchodování.

Druhá kategorie testů porovnává schopnosti modelu náhodné procházky a alternativních modelů typu ARIMA a GARCH popisovat chování výnosů indexů. Alternativní modely dosahují výrazně nižší úroveň chyb v předpovědích, což autoři označují za argument zpochybňující platnost hypotézy náhodné procházky. Současně ale připouštějí, že tím není automaticky zamítnuta hypotéza efektivního středoevropského trhu.

Poshakwale, Murinde (2001) konstatují, že akciové indexy v Polsku (WIG20) a Maďarsku (BUX) se nechovají dle modelu náhodné procházky a jejich budoucí vývoj lze do určité míry předpokládat na základě historických denních výnosů (nikoliv ale na základě historické volatility), které jsou autokorelované při zpoždění až deseti dnů. Jako nejvhodnější model jejich chování se zdá ARMA (1,0). Závěry studie ovšem nejsou robustní vzhledem k použití krátkých časových řad (leden 1994 až červen 1996), nezohlednění faktoru neobchodování a transakčních nákladů.

Autoři nenacházejí tradiční negativní pondělní efekt na maďarské burze. V Polsku jsou statisticky významné odchylky od průměru pro úterní a páteční výnosy, což je v rozporu např. se závěrem Bolt, Milobedzki (1994) pro období 1991-1993. Vzhledem k absenci analýzy ekonomické využitelnosti těchto efektů nelze učinit závěr o efektivnosti trhu.

Wheeler, Neale, Kowalski, Letza (2002) na základě Ljung-Boxova testu autokorelací a run testů výnosů šestnácti polských titulů a syntetického akciového indexu konstatují, že se varšavský trh zpočátku období duben 1991 – květen 1997 chová zcela neefektivně a ačkoliv se míra neefektivnosti postupem času snižuje, za celé období lze u 14 společností i u indexu zamítnout hypotézu náhodné procházky. Časové řady vykazují výrazné pozitivní autokorelace ve zpoždění jednoho obchodního dne, nikoliv ale v delším, a run testy indikují podstatné a dlouhotrvající trendy prakticky u všech řad. Růst počtu obchodních dnů v týdnu, vyšší počet brokerů,

intenzivnější konkurence a zlepšená kvalita emitenty zveřejňovaných informací mohou stát za tímto vývojem. Přesto jsou na konci zkoumaného období v některých případech autokorelace stále statisticky významné a efektivnost varšavské burzy zůstává podle autorů nízká. Tento stav může být důsledkem možnosti realizovat obchody s některými tituly mimo trh a mimo standardní obchodní hodiny a také možnosti burzy pozastavit obchodování.

Autoři ovšem upozorňují na podstatný vliv technických faktorů, které způsobují distorze na trhu. Jde především o limity maximálních denních změn cen ($\pm 10\%$), které především na počátku 90. let často omezují realizaci (spárování) poptávky či nabídky. V některých případech tak ceny nemusejí rychle absorbovat veškeré relevantní informace. Neuspokojená poptávka či nabídka, resp. jejich část, se tak přesouvá na příští obchodní den, což vede k určité předvídatelnosti chování cen akcií.

Výrazným nedostatkem studie je abstrakce od vlivu neobchodních dní, který vzhledem k charakteru zkoumaných řad může být podstatný. Zamítnutí modelu náhodné procházky tudíž nutně nemusí znamenat ekonomickou neefektivnost polského trhu. Dalším faktorem snižujícím robustnost studie je ignorování transakčních nákladů, i když jejich vliv na výsledky by nemusel být rozhodující.

V rámci analýzy dopadu přechodu z aukčního na kontinuální obchodování polské burzy Henke (2002) zkoumá chování 68 titulů z WSE v období od ledna 1996 do října 1999 se smíšenými závěry. Na rozdíl od předpokladů, že přechod na kontinuální obchodování zvyšuje efektivnost, empiricky lze růst prokázat pouze u jedné třetiny zkoumaných titulů a celkově se cenová efektivnost polského trhu nezvyšuje. Pozitivní vliv lze vysledovat u likvidních titulů, naopak u málo obchodovaných akcií kontinuální obchodování efektivnost snížilo.

Vypovídací schopnost závěrů omezuje použitá metodologie, neboť staví na prostém porovnání variability náhodné složky denních výnosů akcií před a po zavedení nového systému obchodování nikoliv na nalezení vazeb či vzorců chování náhodné složky. Kontinuální obchodování u nelikvidních společností snížilo frekvenci transakcí vzhledem ke stanovení standardního obchodovaného množství, lotu, a zvýšilo variabilitu denních změn. To nicméně nic neříká o předvídatelnosti těchto změn a možnosti na zvýšené variabilitě dosahovat nadprůměrných výnosů. Autor také nezohledňuje efekt neobchodování, ačkoliv ho identifikuje.

Gunduz, Hatemi-J (2005) analyzují chování výnosů ve vazbě na historické údaje o objemech obchodů, měřeno počtem zobchodovaných akcií a jejich podílem na celkové emisi.⁷⁸ Kointegrační analýzou a testem Grangerovi kauzality docházejí k závěru, že v Maďarsku i Polsku (na rozdíl od ČR) existuje statisticky významný kauzální vztah mezi oběma veličinami, což svědčí o neefektivnosti trhu ve smyslu slabé formy, neboť lze z likvidity usuzovat na budoucí chování cen akcií. Závěry jsou v rozporu s chováním vyspělých trhů, na kterých objem obchodů nevysvětluje (nezpůsobuje) chování cen akcií. Důvodem mohou být restriktivní pravidla obchodování, především limity maximálních denních cenových změn, které omezují přenos informací do cen resp. jeho rychlost, neadekvátní právní a technické prostředí, nedostatečné zveřejňování relevantních informací a také faktor neobchodování u nelikvidních titulů. Zjevným nedostatkem studie je absence zohlednění vlivu transakčních nákladů.

⁷⁸ Využívají časové řady týdenních výnosů akciových indexů a objemů obchodů v místních měnách v období od června 1991 (či později) do března 2002.

Analýze slabé formy efektivnosti na základě parametrického testu autokorelací denních výnosů, neparametrického run testu a Chowova-Denningova testu poměru rozptylů podrobují Worthington, Higgs (2003) akciové burzy v Maďarsku, Polsku a Rusku.⁷⁹ Z nich pouze maďarský koná náhodnou procházku a je tak slabě efektivní, především díky relativně vysoké institucionální vyspělosti tamního trhu.

Zatímco test autokorelací a run test ukazují na lineární závislosti v Polsku a Maďarsku, testy poměru rozptylů upravené o heteroskedasticitu neidentifikují chování cen maďarských akcií jako statisticky významně odchylné od modelu náhodné procházky. Vzhledem k použitým časovým řadám denních výnosů však výsledky mohou být ovlivněny efektem neobchodování, který není zohledněn. Také chybí analýza ekonomické využitelnosti nalezených autokorelací.

Smith, Ryoo (2003) nepotvrzují hypotézu náhodného chování akciových trhů v Maďarsku a Polsku na základě testu násobného poměru rozptylů.⁸⁰ Studie ovšem nezohledňuje působení faktoru neobchodování na autokorelace. Pro vyslovení závěru ohledně efektivnosti trhů není navíc posouzena ekonomická významnost nalezených závislostí. Také je otázkou, zda je zkoumané období dostatečně dlouhé k analýze využitelných vzorců chování trhů při zvolené týdenní frekvenci pozorování. Výše uvedené faktory snižují robustnost závěrů.

Otázce předvídatelnosti výnosů trhu - jako důsledku regulatorně stanovených limitů maximálních denních změn cen akciových titulů - se věnují Charemza, Shields, Zalewska (2004) na příkladu polské burzy. Pokud byla poptávka či nabídka zkrácena či obchodování zcela zastaveno z důvodu dosažení maximální přípustné denní změny, pak se neuspokojená poptávka/ nabídka v určité míře promítá do cen příští obchodní den a nikoli do jiných titulů, segmentů či trhů.⁸¹ V případě pěti testovaných titulů polské burzy v období od dubna 1991 do května 1995, kdy se obchodovalo ještě při nižší než denní frekvenci a často docházelo ke krácení poptávky či nabídky, bylo jejich budoucí chování odhadnutelné (na statisticky významné hladině).⁸² Z výše uvedeného plyne, že pro testování slabé formy efektivnosti je vhodné využívat data z období, kdy organizátoři trhu umožňují denní obchodování, a kdy tak nedochází - ve vysoké frekvenci a/nebo míře - ke krácení nabídky nebo poptávky investorů.⁸³

Henke (2005) analyzuje lednový efekt na varšavské burze. V letech 1992-2004 dosahoval akciový index WIG v lednu v průměru vyšších výnosů (7 %) než v kterýkoli jiný měsíc na 10 % hladině významnosti. Výnos za první obchodní den v roce (1,7 %) představuje 24 % celoměsíčního výnosu. Také výnos druhého obchodního je významně odlišný od dlouhodobého denního průměru. Vzhledem k nulové dani z kapitálových výnosů považuje autor přeskupování portfolií institucionálních investorů na začátku kalendářního roku za jediné vysvětlení nalezeného slabého lednového efektu. Tuto domněnku potvrzují nadstandardně vysoké lednové objemy obchodů (58 % nad průměrem).

⁷⁹ Analyzují časové řady vážených indexů MSCI (Morgan Stanley Capital International) v dolarovém vyjádření za období leden 1994 až květen 2003 (polský index od ledna 1993).

⁸⁰ Analýze podrobují časové řady týdenních výnosů indexů BUX a WIG za období od dubna 1991 do srpna 1998.

⁸¹ Autoři pracují s ex-ante předvídatelností - neuvažují možnost, že se nerovnováha na trhu opakuje i v příštím obchodním dni, tzn. že se abnormální změna hodnoty opět plně nerealizuje v ceně.

⁸² V letech 1991-1992 se obchodovalo dvakrát týdně, v roce 1993 třikrát, od poloviny 1994 čtyřikrát a na denní obchodování varšavská burza přešla na konci roku 1994.

⁸³ Datové vstupy v empirické části doktorské práce (kapitoly 6 a 7) jsou v souladu se závěrem studie Charemza a kol. (2004); počínají rokem 1995, kdy středoevropské burzy měly standardně zavedeny denní obchodování.

Pro studium lednových efektů jsou vhodné řady dlouhé desítky let, závěry studie na základě jedenácti vstupních údajů tak nejsou robustní. Také zdůvodnění ledového efektu je diskutabilní, neboť většina investorů na polské burze pochází ze zahraničí, kde také platí kapitálovou daň. Lze tedy předpokládat i vliv daňové optimalizace ke konci roku na chování cen akcií, což potvrzují i významně nadprůměrné prosincové objemy obchodů (vedle lednových). Navíc odchylka prosincového výnosu od měsíčního průměru je statisticky významná na 5% hladině, což tuto hypotézu podporuje.

Na základě Ljung-Boxova a neparametrického run testu nachází Zgaljic (2004) polský burzovní trh významně neefektivní.⁸⁴ Investoři zde mohou vyhledáváním ziskových obchodních strategií dosahovat nadprůměrných výnosů. Během zkoumaného období (1991-2003) nicméně dochází k výraznému posunu ke slabé formě efektivnosti po zavedení nového elektronického obchodního systému Waset, a to především u likvidních společností indexu WIG20. Arbitrárně stanovené limity denních změn cen individuálních akcií - nikoliv indexu, jak bývá obvyklé - představují podstatný zdroj neefektivnosti.

Autor uvádí, že 91 z 239 časových řad denních výnosů individuálních titulů vykazovalo statisticky významnou autokorelaci na 5% hladině, což ovšem nemusí nutně představovat vysoké číslo vzhledem k zahrnutí i nelikvidních titulů a nezohlednění efektu neobchodování. Runs testy vykazují daleko vyšší četnost 208 případů. Významnou roli lze přičíst 10% regulatornímu limitu maximální denní změny. Neuspokojená poptávka či nabídka způsobuje trendové chování cen akcií. Vliv limitu se Zgaljic pokouší odfiltrout analýzou řad týdenních výnosů, kdy jsou statisticky významné závislosti v 33 respektive 85 případech. Nicméně zvolený přístup nelze považovat za vhodný, neboť delší období na přizpůsobení ceny akcie novým informacím neumožňuje přímé srovnání se závěry analýzy náhodného chování denních výnosů.

Lze také identifikovat lednový efekt u indexu WIG (na 10% hladině), nikoliv však u ostatních indexů. Robustnost tohoto závěru zůstává nízká vzhledem ke krátké časové řadě 13 pozorování, navíc významnější potenciál abnormálního výnosu skýtá „prosincový efekt“, který není zamítnut na 5% hladině významnosti u dvou indexů a na 10% hladině u tří. Potvrzuje také závěry Henkeho (2005), že se výnosy statisticky významně odlišují od průměru především první dva obchodní dny v roce. V rozporu s obecným předpokladem výraznějších odchylek u menších společností lze na polské burze dosahovat nadprůměrných výnosů především u indexu největších společností. Autor tento jev přisuzuje daňové optimalizaci zahraničních investorů na konci roku, tj. v rozporu se závěry Henkeho, který ledový efekt přisuzuje přeskupování portfolií na začátku roku.

Podle Vošvrdy, Žikeše (2004) je chování maďarského trhu předvídatelné na základě historických časových řad, zatímco polského nikoliv.⁸⁵ Volba týdenní frekvence dat eliminuje možné komplikace s faktorem neobchodování. K otestování hypotézy náhodné procházky, kterou na 5% hladině významnosti zamítají na maďarském trhu, autoři využívají test poměrů rozptylů upravený o heteroskedasticitu. Na maďarském trhu model ARIMA (2,1,0)-GARCH (1,1) nejvhodněji popisuje chování výnosů indexu. Na polském trhu lze výnosy indexu vhodně modelovat prostřednictvím modelu náhodné procházky a procesu GARCH (1,1).

Výše uvedená studie vychází částečně z disertační práce Žikeše (2003), podle které hypotéza náhodné procházky ve středoevropském regionu neplatí. Současně ale jsou lineární závislosti v

⁸⁴ Analyzuje časové řady denních a týdenních výnosů jednotlivých titulů a indexů WIG, WIG20, WIRR a MidWIG

⁸⁵ Pracují s týdenními výnosy indexů BUX a WIG20 v období leden 1996 až prosinec 2002.

týdenních výnosech maďarského akciového indexu BUX velmi nízké, což omezuje ekonomickou využitelnost předvídatelnosti výnosů. Závěry pro výnosy indexu WIG jsou obdobné, závislosti výnosů jsou ovšem nelineární, tj. současné výnosy jsou závislé na historické volatilitě.

Autor se také věnuje předvídatelnosti výnosů na základě historického vývoje jiných indexů. Uzavírá, že mezi lety 1999 a 2002 jsou akciové trhy v Maďarsku a Polsku (a ČR) kointegrované (v případě výnosů v lokálních měnách) a jejich chování vzájemně předpověditelné, což je známkou jejich neefektivnosti. Vývoj indexu BUX se dá předvídat na základě sledování vývoje varšavského a pražského indexu, polská burza sleduje předchozí chování českého trhu, vždy se zpožděním jednoho týdne. Vliv pražského trhu je přitom velmi silný a statisticky významný na 1% hladině. Závěry jsou v souladu se studií Neubauera (2001), který pomocí kointegrační analýzy identifikuje dlouhodobé vztahy mezi středoevropskými trhy (Polsko, Maďarsko, Slovensko a ČR) a také s vyspělými trhy (USA, Německo), přičemž během období od října 1993 do března 1998 spíše oslabují.

Pro polský trh konstruuje Žikeš specifický model založený na maximalizaci predikční schopnosti kombinace zpožděných hodnot měsíčních výnosů a makroekonomických veličin, kterým ověřuje ekonomickou významnost závislostí. Při jeho aplikaci na 39 nejlikvidnějších polských společností v období leden 1997 až prosinec 2002 dosahuje definovaná obchodní strategie výnosu, který by byl srovnatelný s výnosem z pasivně drženého portfolia pouze při transakčních nákladech v minimální výši 7,5 %. Autor nicméně žádný jednoznačný závěr o (ne)efektivnosti středoevropského trhu nevyslovuje.

Schotman, Zalewska (2004) uvádí, že se chování hlavních akciových indexů v Polsku a Maďarsku časem stává méně předvídatelné a trhy dosahují slabé formy efektivnosti.⁸⁶ Po prvních dvou letech, během kterých se autokorelace při jednodenním zpoždění maďarského indexu pohybují okolo 40 %, intenzita závislostí výrazně klesá na statisticky nevýznamnou úroveň v roce 1999, kde zůstává dodnes. Ačkoliv se autokorelace výnosů polského indexu během let 1994-97 pohybují na nižší 30% úrovni, přibližují se k nule až v roce 2000.

Slabou stránkou použité metodologie při snaze zachytit vývoj chování výnosů je nezbytné rozdělení řady na kratší období, což snižuje robustnost výsledů. Navíc model není upraven pro případ přítomnosti faktoru neobchodování, který během zkoumaných let mohl mít vliv na chování cen akcií. Je také sporné, zda a nakolik regresní model historických dat vypovídá o dlouhodobém chování výnosů.

Bohl, Brzeszczyński (2004) analyzují vliv rostoucí přítomnosti domácích institucionálních investorů na autokorelace a volatilitu výnosů polského akciového trhu. V důsledku penzijní reformy v Polsku začíná od května 1999 část polského obyvatelstva přispívat do kapitálových penzijních fondů, které mají regulatorně omezenou možnost investovat do zahraničních cenných papírů. Vyvolaná dodatečná poptávka na domácím trhu vede podle autorů ke snížení pozitivních autokorelací výnosů. Informovaní investoři zrychlují reakci cen na nové události a zvyšují tak efektivnost polského trhu.⁸⁷

⁸⁶ Testují časové řady denních výnosů indexů BUX a WIG během období od dubna 1994 do února 2004 na základě regresního modelu zpožděných dat.

⁸⁷ Zatímco v roce 1999 se na celkovém objemu obchodů varšavské burzy podílejí domácí institucionální a individuální investoři 20 % a 45 %, do roku 2003 se tento poměr prakticky obrací.

K testování statistické významnosti strukturální změny aplikují autoři asymetrický GARCH model na denní výnosy indexů WIG a WIG20 v období od listopadu 1994 do prosince 2003. Větší přítomnost institucionálních investorů se odráží v růstu likvidity trhu resp. v poklesu četnosti neobchodování, což může mít pozitivní vliv na rozvolňování autokorelační struktury. Právě chybějící úprava o faktor neobchodování ale neumožňuje tuto domněnku ověřit a především vyřknout robustní závěry o změnách v míře efektivnosti trhu. Také nelze vyloučit, že v průběhu let klesají transakční náklady, které v prvních letech obchodování na varšavské burze mohly vést k silnějším autokorelacím bez toho, aby struktury v chování cen akcií byly ekonomicky využitelné. Tyto aspekty tak snižují vypovídací schopnost studie.

Obdobný GARCH model uplatňují Gebka, Henke, Bohl (2003) k testování dopadu penzijní reformy na chování denních výnosů 30 nejlikvidnějších polských titulů v období leden 1998 až prosinec 2000 a dospívají k témuž výsledku jako Bohl, Brzeszczyński (2004). Pouze u tří společností došlo vlivem nárůstu obchodní aktivity institucionálních investorů ke zvýšení pozitivních autokorelací výnosů. Regresní analýza vztahu mezi mírou angažovanosti institucionálních investorů v obchodech s daným titulem a autokorelacemi v jeho výnosech potvrzuje negativní závislost, která může být způsobena růstem informovanosti trhu (informačního obsahu cen). Manažeři penzijních fondů mohou lépe odhadovat fundamentální hodnotu společností než jiní investoři a jejich obchodní aktivita tak vede k rychlejšímu promítání fundamentálních informací do cen akcií. Obdobně jako předchozí studie neuvažuje s faktorem neobchodování a transakčními náklady, jejichž význam mohl v čase klesat.

Diviš, Teplý (2005) testují efektivnost za pomoci testu poměru rozptylů upraveného o heteroskedasticitu. Aplikují ho na týdenní a měsíční data indexu BUX, WIG a slovenský SAX z let 1993 – 2004. Výnosy indexů se chovají náhodně během celého období i mezi roky 1998 – 2004, a nelze tudíž zamítnout hypotézu slabé formy efektivnosti. Autoři navíc konstatují, že dochází ke zlepšení informační efektivnosti, neboť klesá hodnota testových kritérií. Nepříznivě na robustnost závěrů o efektivnosti středoevropských trhů dopadá skutečnost, že se studie nevěnuje náhodnosti chování denních dat, faktoru neobchodování ani chování individuálních titulů, neboť i zde může - v rozporu s hypotézou - existovat prostor k dosahování dlouhodobě abnormálních výnosů.

Žikeš, Bubák (2006) analyzují sezónní týdenní efekty. Aplikují periodický autoregresní model GARCH na časové řady denních výnosů indexů BUX a WIG20 v období od ledna 1997 do června 2004. Z časových řad jsou vyloučeny veškeré neobchodní dny, což by v kombinaci s charakterem indexů, které se skládají pouze z nejlikvidnějších titulů, mělo eliminovat případné autokorelace způsobené faktorem nesynchronního obchodování. Docházejí k závěru, že na varšavské burze existuje ve výnosech indexu výrazný pondělní efekt, kdy první den v týdnu se objevují nejvýraznější, statisticky významné autokorelace na 1% hladině. V Maďarsku se vyskytuje výrazná sezónnost volatility indexu, a to především v pondělí a také úterý. Na druhé straně konstatují, že nalezená statisticky významná sezónnost nemusí implikovat neefektivnost trhu a nemusí být zárukou ekonomické významnosti, neboť nezohledňují transakční náklady.

Jiné státy SVE

Slabou formu efektivnosti vídeňské burzy testuje Huber (1995). Na základě autokorelací a mnohonásobného poměru rozptylů upraveného o heteroskedasticitu zamítá hypotézu, že denní výnosy devíti nejlikvidnějších individuálních akcií konají náhodnou procházku v období 1986-

1992. Obdobný závěr platí i pro období leden 1990 až srpen 1992, ačkoliv hodnoty testových kritérií se obecně přibližují oboru přijetí. Chování akciových indexů ATX a globálního WBK je náhodné procházce vzdáleno v obou případech. Závěry obdobného testu týdních výnosů (středních) u individuálních titulů i obou indexů však výrazně svědčí ve prospěch nulové hypotézy. Autor nezkoumá vliv faktoru neobchodování a uvádí, že procento dnů bez kurzového pohybu se u individuálních akcií pohybuje v rozmezí 12 až 23 %. Zakončuje, že zamítnutí hypotézy souvisí s mikrostrukturou rakouského trhu a obecně nízkou aktivitou, kterou zajišťuje navíc pouze několik málo institucionálních investorů.

Chun (2000) testuje hypotézu náhodné procházky na rakouském akciovém trhu na základě testu poměru rozptylů denních výnosů indexu ATX od března 1993 do prosince 1997. V protikladu se závěry Hubera (1995) konstatuje, že rakouský trh koná náhodnou procházku na 1% hladině významnosti a chová se tak v souladu s hypotézou efektivních trhů v její slabé formě. Jedním z možných vysvětlení je zvyšující se efektivnost rakouského trhu v souvislosti s liberalizací finančního trhu a přípravou na vstup do EU v roce 1995. Již Huberova studie indikovala nárůst efektivnosti v chování výnosů na rakouském trhu na začátku devadesátých let.

Deželan (1999) analyzuje informační efektivnost v její slabé formě na akciovém trhu ve Slovinsku. Na základě runs testů, testu poměru rozptylů a jiných přístupů konstatuje, že trh není slabě efektivní. Autokorelace denních výnosů indexů SBI a LB13 v období ledna 1994 do března 1998 jsou statisticky významné, a to ve zpoždění až tří dnů. Pomocí informací o výnosech za poslední tři dny lze vysvětlit až 10 % chování aktuálních cen. Runs testy aplikované na časové řady denních výnosů 22 individuálních titulů v období leden 1995 až prosinec 1997 identifikují významné pozitivní závislosti u 16 z nich.

Autor nicméně upozorňuje na velmi krátké časové řady a omezení použité metodologie. Jde především o nezohlednění možných ekonomicky nepodstatných autokorelací kvůli efektu neobchodování u menších společností zahrnutých do indexů. Současně nejsou kvantifikovány transakční náklady a provedena analýza ekonomické využitelnosti nalezených závislostí.

Metodu dynamické analýzy chování akciového trhu, obdobně jako Rockinger, Urga (2001) a Zalewska-Mitura, Hall (1999), využívají Kvedaras, Basdevant (2002) v pobaltských republikách, což jim umožňuje zohlednit vliv strukturálních změn na chování trhů.⁸⁸ Kombinují metodologii klasického testu poměru rozptylů pro případ heteroskedasticity a filtračních technik (Kalman filtr) k zohlednění v čase se měnících autokorelací. Identifikují jasný posun estonského a litevského trhu ke slabé formě efektivnosti. Ačkoliv oba trhy vykazují známky předvídatelného chování, lze ho zdůvodnit transakčními náklady či náklady na získání informací. Lotyšský trh ovšem zůstává výrazně neefektivní.

Slabou stránkou studie při snaze zachytit vývoj chování výnosů je nezbytné „porcování“ časové řady na cca roční období, což snižuje robustnost výsledů. Není uvažován či explicitně kvantifikován vliv nesynchronního obchodování a transakčních nákladů, jejichž pokles by mohl být důvodem klesajících autokorelací na dvou ze tří pobaltských trhů.

Januškevičius (2003) využívá k testování efektivnosti litevského trhu model neuronových sítí (adaptační simulační model), na jehož základě lze dosahovat statisticky významně vyšších výnosů než strategií „koupit a držet“. Litevský akciový trh může být tudíž neefektivní. Časovou řadu od

⁸⁸ Autoři analyzují časové řady denních výnosů indexů TALSE, DIRSE a LITIN v období únor 1996 (či později) až únor 2002.

ledna 1999 do října 2002 rozděluje na dvě období. Prvních 700 pozorování využívá k postavení modelu a pomocí něho odhaduje zbývajících 253 pozorování indexů LITIN a LITIN-G. Při srovnání s hodnotami dosaženými při strategii koupit a držet zohledňuje transakční náklady (variantně od 0 % až po 0,5 %). Model dosahuje nadprůměrných výnosů i pro různě nastavené citlivosti nákupních a prodejních signálů, když při hrubších filtrech dosahuje výrazně lepších výsledků. Podstatnou slabou stránkou modelu zůstávají příliš krátké časové řady, které nedovolují zobecnit závěry analýzy.

Předvídatelnost chování lotyšského akciového trhu testuje Kakanis (2004). Denní, měsíční, dvouměsíční a čtvrtletí výnosy syntetického indexu (15-ti likvidních společností) od dubna 1994 do února 2004 vykazují statisticky významné pozitivní autokorelace na 5% hladině (denní a měsíční především ve zpoždění jednoho období). Nicméně závislosti denních výnosů jsou zřejmě ekonomicky nevýznamné a jejich hlavním zdrojem je chování cen akcií v prvních letech existence burzy. Pouze minimální závislosti lze vysledovat v posledních třech až čtyřech letech zkoumaného období. Měsíční a dvouměsíční výnosy jsou nicméně mírně předvídatelné během celého zkoumaného období, což indikuje, že výnosy akcií obchodovaných v Rize stále nekonají náhodnou procházku. Autor nekvantifikuje transakční náklady a neprovádí analýzu ekonomické využitelnosti nalezených závislostí.

4.2.2. Středně silná forma efektivity

Úvodní shrnutí

Studie středně silné formy efektivity na středoevropských trzích se až na výjimky shodují, že není dosahována. Většina z nich zkoumá vztah mezi oznámenými makroekonomickými veličinami a chováním akciových trhů a konstatují, že ceny se přizpůsobují pomalu a vývoj akciového indexu lze na základě některých makroekonomických dat předvídat.⁸⁹ Největší potenciál k abnormálním ziskům skýtají země s malým a málo likvidním trhem (Estonsko, Slovinsko). V případě Slovenska se studie přiklání dokonce k hypotéze naprosté odtrženosti akciového trhu od fundamentálního ekonomického vývoje. Zřejmě nejnižší předvídatelnost má maďarský trh a následně polský. Studie, která se věnuje efektu oznámení zpětného odkupu akcií na polském trhu, také konstatuje, že se informace projevuje v cenách ještě po třech dnech od oznámení, tj. v rozporu s hypotézou.

Největší slabinou testů středně silné formy efektivity v regionu střední Evropy bývají krátké časové řady a nízký počet pozorování, což se negativně podepisuje na robustnosti závěrů. Může jít také o hlavní důvod jejich relativně řídkého výskytu. Kromě toho studie často opomíjí zohlednit transakční náklady, které by ovšem v řadě případů výsledky neovlivnily. Nelze tedy tvrdit, že by oblast testování středně silné formy efektivity na středoevropském trhu byla dostatečně prozkoumána.

⁸⁹ Pokud chceme říci o trhu, že je středně silně efektivní, musí být splněny dva předpoklady: (1) existuje vztah mezi aktuálními makroekonomickými veličinami a výnosem trhu, resp. ceny plně reflektují nově zveřejněné informace a (2) historické hodnoty veličin nejsou schopny předpovídat výnosy trhu.

Přehled literatury

Gordon, Rittenberg (1995) podávají výpověď o charakteru varšavské burzy v prvních letech její existence. Od června 1993 do července 1994 institucionální rigidita způsobuje pomalé přizpůsobování cen 23 testovaných akciových titulů na polské burze novým veřejně dostupným informacím, což je v rozporu se středně silnou formou efektivnosti. Přispívá tomu omezená kapacita obchodníků, nedostupnost relevantních informací, hrozba obchodování na základě neveřejných informací, struktura daní podněcující spekulace či jednání investorů ve shodě.

Výše uvedenou institucionální rigiditou rozumí především 10% limit denních změn cen akcií, který neumožňuje okamžité a plné promítnutí informací do cen během obchodního dne a vede ke krátkodobým trendům, a tudíž předvídatelnosti vývoje cen v následujícím dni. Tato strategie může i po očištění o transakční náklady přinášet výnosy výrazně vyšší než strategie „kup a drž“. Slabou stránkou studie jsou především krátké použité časové řady, nestandardní použitý postup analýzy a řada konstatování, které jsou spíše domněnkami než závěry empirické analýzy.

Filer, Hanousek (1996) se zabývají testem středně silné formy efektivnosti na základě Grangerovského vztahu akciových indexů a měnových či fiskálních makroekonomických veličin. Saldo obchodní bilance je jedinou proměnou, která může vysvětlovat budoucí chování indexu v Maďarsku a na Slovensku a ukazovat na neefektivnost zdejších akciových trhů. V Polsku nenacházejí žádnou veličinou využitelnou k predikci vývoje trhu. Závěry ovšem nejsou robustní, neboť neschopnost předikovat akciové výnosy na základě většiny makroekonomických veličin nemusí být dána efektivností trhu, ale naprostým odtržením akciového trhu od fundamentálních dat, což by naopak svědčilo o jeho neefektivnosti.

Dvojice Hanousek, Filer (1997) se vrací k testování této formy efektivnosti, kdy na empirických datech z Polska, Maďarska a Slovenska ověřují existenci vazby mezi aktuálními makroekonomickými veličinami⁹⁰ a aktuálními výnosy trhu, avšak současně nemožnost předpovídat aktuální výnosy na trhu na základě zpožděných makroekonomických dat.⁹¹ Jejich výsledky spojenou hypotézu nepotvrzují, resp. nepotvrzují její druhou část. Lze tudíž předvídat chování akciového trhu na základě některých historických dat. Konstatují, že středoevropské trhy se nezdají dosahovat středně silné formy efektivnosti, mohou existovat příležitosti pro ziskové obchodní strategie.⁹²

Vztah makroekonomických veličin a akciového trhu v Polsku během let 1993-95 analyzují Flores, Szafarz (1997). Konstatují, že v cenách akcií nejsou v zásadě obsaženy makroekonomické informace, ceny jsou tak ve zvýšené míře vystaveny spekulacím obchodů a obchodování na základě neveřejných informací. Autoři testují regresní vztah cen tří společností a tří vysvětlujících makroekonomických proměnných v různých kombinacích a zpožděních tak, aby maximalizovali těsnotu vztahu.⁹³ Konstatují, že pouze ve dvou z devíti případů existuje na 5% hladině významnosti vztah mezi makroekonomickou veličinou a cenou akcie, resp. že makroekonomická

⁹⁰ Peněžní zásoba (M1 a M2), průmyslová produkce, deficit státního rozpočtu, inflace, měnový kurs vůči USD, objem importů, exportů a obchodní bilance.

⁹¹ K dispozici jim byla časová řada měsíčních výnosů od uvedení akciového indexu do konce roku 1996, tedy řádově 50 pozorování, nejdelší zpoždění užívají 12 měsíců.

⁹² Historické údaje o peněžní zásobě, průmyslové produkci a vládním dluhu lze použít k předvídaní chování akciového trhu v Maďarsku, historické údaje o obchodní bilanci a průmyslové produkci ovlivňují ceny na akciovém trhu v Polsku a na Slovensku.

⁹³ Společnosti: WBK, Exbud, Vistula; makroekonomické ukazatele: spotřebitelské ceny, měsíční průměrný kurz k USD, měsíční refinanční sazba centrální banky.

informace přispívá k zpřesnění očekávání budoucího vývoje kurzů. Nepropojenost akciového trhu s reálnou ekonomikou by mohla naznačovat, že dosažení středně silné formy efektivnosti polského trhu je nepravděpodobné. Závěry ovšem nejsou robustní především vzhledem k omezenému rozsahu dat (počtu titulů, makroekonomických proměnných, délky časových řad).

Jednoduchý regresní model využívá Jermakowicz, Gornik-Tomaszewski (1998) k empirickému testu vztahu abnormálních výnosů a neočekávaných hospodářských výsledků 52 nefinančních společností obchodovaných na varšavské burze během období 1995-97. Chování cen akcií je statisticky významně pozitivně korelováno s úrovní a změnou zisků, které dohromady vysvětlují 8 % změn ročních kapitálových výnosů (na hlavním trhu burzy 10 %). Většinu vlivu nese ovšem úroveň nikoliv změna v ziscích. Vliv zisků na ceny akcií ve srovnání s vyspělými zahraničními trhy je tak systematicky nižší.

K testu hypotézy středně silné efektivnosti se vrací Hanousek, Filer (2000). Analyzují lineární závislost Grangerovského typu měsíčních datech výnosů indexu WIG, BUX a SAX a dvanácti měsíčně zveřejňovaných makroekonomických ukazatelů od ledna 1993 do června 1999 (celkem 78 pozorování, na Slovensku 70).⁹⁴ Vzhledem k tomu, že většina dat je publikována na konci první dekády měsíce, ponechávají trhu na přizpůsobení až tři týdny, zatímco efektivní trhy by měly reagovat v rozmezí hodin, maximálně do jednoho dne.

Výnosy akciového trhu v Polsku a Maďarsku reagují na makroekonomické veličiny se zpožděním, nejvýznamněji při zpoždění pěti měsíců. Trh tak nevykazuje středně silnou formu efektivnosti. V obou zemích jsou hodnoty všech dvanácti makroekonomických veličin schopny předvídat budoucí vývoj výnosů akciového trhu na 1% hladině významnosti a jejich predikční schopnost se v čase nemění. Regresní model ovšem nezohledňuje existenci transakčních nákladů a autoři následně neanalyzují možnost dosahovat nadprůměrných zisků na základě této závislosti. Vzhledem k intenzitě závislosti avšak předpokládají, že taková možnost existuje. Současně konstatují, že akciový trh není schopen předpovídat vývoj ekonomických veličin.

Hodnoty čtyř makroekonomických veličin jsou schopny předpovídat vývoj výnosů akciového trhu na Slovensku, nejlépe při zpoždění jeden až tři měsíce.⁹⁵ Vzhledem k tomu, že trh reaguje na zveřejnění pouze tří z dvanácti veličin,⁹⁶ zdá se, že akciový trh je od reálné ekonomiky výrazně odtržen, což je známkou jeho neefektivnosti. Navíc intenzita vztahu ekonomických veličin a akciového trhu v čase spíše mírně klesá.

S využitím APT modelu Pajuste, Kepitis, Högfeltd (2000) testují vztahy mezi makroekonomickými veličinami a kapitálovými trhy v Maďarsku, Polsku, Slovinsku a Estonsku.⁹⁷ Analyzují potenciál zpožděných dat předvídat měsíční výnosy lokálních akciových indexů a docházejí k závěru, že je významný ve všech státech kromě Maďarska a že dosahuje vyšší míry než na vyspělých trzích (tj. 10 % a více).⁹⁸

⁹⁴ Peněžní zásoba (M1 a M2), průmyslová produkce, deficit státního rozpočtu, inflace, měnový kurs vůči USD, objem importů, exportů a obchodní bilance.

⁹⁵ M2, index spotřebitelských a průmyslových cen a průmyslová produkce

⁹⁶ M1, M2 a průmyslová produkce

⁹⁷ Využívají budapešťský BUX, varšavský WIG, lublaňský SBI a talinský TALSE v období od června 1994 do července 1998.

⁹⁸ Použitý APT model dokáže zdůvodnit vývoj indexu ze 4 % v Maďarsku, 10 % na Slovensku, 15 % v Polsku až po 62 % v Estonsku.

Velmi nízkou efektivnost dosahuje estonský trh, což lze vysvětlit jeho malým rozsahem, nízkou likviditou i hloubkou trhu. Chování lokálního indexu je dobře předvídatelné na základě historických makroekonomických dat. Pouze o málo lepší situace je ve Slovinsku, kde jsou akciové trhy ovlivňovány přibližně stejnou měrou jak aktuálními tak historickými faktory. V Polsku lze identifikovat mj. statisticky významnou autokorelaci měsíčních dat indexu, která ale vykazovala během zkoumaného období pouze omezenou stabilitu, což možnost využít závislosti snižuje. Vyšší efektivnost vykazuje trh v Maďarsku, kde index reaguje pouze na aktuální zveřejněná data, také díky poměrně velkému a likvidnímu trhu s aktivní účastí zahraničních investorů.

Slabou stránkou analýzy jsou relativně krátké časové řady, především v případě 25 pozorování u Estonska, a nezohlednění transakčních nákladů, které mohou mít vliv na konečnou ekonomickou významnost nalezených závislostí.

Korczak, Bohl (2003) analyzují reakce na oznámení o uvedení ADR na trh v USA. Zkoumají vliv na výnosnost i objem obchodů akcií 8 společností obchodovaných na burzách v Polsku a Maďarsku a 4 v ČR v letech 1995 až 2001. Abnormální kumulativní nárůst tržní hodnoty společností během 300 dní okolo uvedení jejich ADR na zahraničních trzích je významný a dosahuje 25 %, přičemž většina nárůstu lze zaznamenat před zahájením obchodování.⁹⁹ Objem obchodů roste o 34 %, a to opět především šest měsíců před samotným začátkem obchodování.

Závěry nezohledňují efekt transakčních nákladů, jejich započtení by ovšem výsledky zřejmě nezměnilo i vzhledem k statistické významnosti abnormálních výnosů na 1% hladině. Dalším faktorem, který omezuje možnost generalizace závěrů, je poměrně nízký počet analyzovaných událostí. Pozitivní abnormální výnosy přitom studie identifikuje u 13 z 20 společností.

Několikaměsíční období abnormálních výnosů před započtením obchodování s ADR přímo neindikuje efektivnost trhu či opak. V období od oznámení záměru o kotaci ADR do samotného uvedení na trh mohou výnosy odrážet mj. postupně se snižující riziko neúspěchu kotace. Ačkoliv studie identifikuje nadprůměrné výnosy až 50 dní po události, tyto nejsou statisticky významné.

Černý (2004) charakterizuje časovou strukturu reakce akciového trhu v Polsku na informace obsažené v cenách akcií na německém trhu. Dokladuje velmi vysokou rychlost přenosu, reakce následuje do jedné hodiny, což je srovnatelné s reakční rychlostí na západoevropských trzích resp. mezi nimi. Autor pro svou analýzu využívá test kointegrace a Grangerovu kauzalitu časových řad akciových indexů WIG20 a DAX30 pro vysoké frekvence od 5 minut do 1 dne během období osmi měsíců let 2003 až 2004. Rychlost vstřebání informací obsažených v chování zahraničních trhů neodporuje hypotéze středně silné formě efektivnosti polského trhu.

Gryglewicz (2004) analyzuje reakce cen akcií společností kotovaných na varšavské burze během let 1997 až 2000 na oznámení zpětných odkupů akcií a výplaty prvních dividend. Na oznámení zpětného odkupu reagují ceny již během jednoho dne a abnormální výnos dosahuje maximální výše 6,2 % do třetího dne po oznámení. Abnormální výnos po oznámení výplaty první dividendy je také pozitivní (2,2 %), avšak statisticky nevýznamný na 5% hladině. Testovaný soubor obsahuje 33 oznámení odkupu akcií v průměrné výši 10 % celkové emise a 54 oznámení výplaty prvních dividend. Ačkoliv akciové kurzy začínají reagovat prakticky vzápětí na novou informaci, lze tvrdit, že postupná třídení reakce cen akcií není slučitelná s hypotézou středně silné formy efektivnosti.

⁹⁹ Abnormální výnosy se poměrují k výnosnosti indexů BUX, WIG20 a PX50.

4.2.3. Silná forma efektivnosti

Studie silné formy efektivnosti založené na sledování výnosů osob s přístupem k neveřejným informacím zůstávají na středoevropském trhu zřídka kvůli omezené dostupnosti dat.

Kombinovaný test středně silné a silné formy efektivnosti na polském trhu provádí dvojice Wisniewski, Bohl (2002). Předně konstatují, že osoby, které mají přístup k neveřejným informacím, je také v praxi využívají k obchodování s akciemi. Výnosnost insider obchodování na polské burze je pak vyšší než bývá obvyklé na vyspělých trzích, což je podle autorů důsledkem nedostatečné státní kontroly insider obchodů a sankcí regulátora.¹⁰⁰ Také se zdá, že trh reaguje na informační obsah insider obchodů pomalu a obvykle trvá neinformovaným investorům téměř 100 dní, než se plně vstřebá. Ti investoři, kteří by sledovali a imitovali obchodování osob s přístupem k insider informacím, by dosahovali prakticky stejných výnosů jako samotní informovaní investoři a výrazně předčili výkonnost trhu i po započtení transakčních nákladů spojených s aktivním obchodováním. Napomáhat jim může i poměrně přísná informační povinnost osob s přístupem k neveřejným informacím.¹⁰¹ Lze tedy shrnout, že polský trh není jak silně efektivní, tak ale ani středně-silně efektivní vzhledem ke zpoždění, s kterým se informace do cen promítá.

Analýza vychází z tradiční metodologie „event studies“, tj. sleduje průměrné abnormální výnosy během zvoleného období 100 dnů před a 250 dnů po oznámení obchodu zasvěcené osoby s přístupem k vnitřním informacím. Testovaný vzorek obsahuje 104 obchodů členů dozorčích rad a představenstev a jejich rodinných příslušníků s akciemi 58 společností nahlášených regulátorovi od února 2000 do března 2001. Zatímco obchody členů dozorčí rady nepřinášejí nadstandardní výnosy, výrazně lépe jsou na tom členové představenstev. Nicméně zcela nejvyšších zisků dosahují při insider obchodování rodinní příslušníci osob s přístupem k neveřejným informacím.

¹⁰⁰ Od počátku existence varšavské burzy byl vyneseno pouze jeden rozsudek ve věci insider obchodování.

¹⁰¹ V USA mají insideři povinnost reportovat transakce do konce následujícího dne po dni, v kterém obchod realizují, teprve od roku 2002 na základě Sarbanes-Oxley Act. Od roku 1934 měli členové vedení firem takovou povinnost do desátého dne následujícího měsíce, v kterém obchod realizovali. V Polsku je tato povinnost standardně stanovena ve lhůtě 24 hodin po zobchodování, což se ale v cca 50 % případů nedodrží a průměrné zpoždění v hlášení obchodů dosahuje čtyř dnů.

5. Data a metodologie

Vymezením použité metodologie a popisem zkoumaných dat v kapitole 5 začíná empirická část doktorské práce; navazující kapitoly tvoří jádro analýzy chování středoevropských akciových trhů. Specifický důraz je kladen na český trh. I z toho důvodu je testována vedle slabé formy i středně silná forma hypotéza jeho efektivnosti; použitou metodologii popisuje poslední část této kapitoly. Velký prostor je v kapitole věnován vztahu testování modelu náhodné procházky a hypotézy efektivních trhů.

5.1. Data

Empirické analýze jsou v kapitolách 6 a 7 podrobeny časové řady zavíracích hodnot indexů a cen akciových titulů z následujících trhů: Burza cenných papírů Praha (BCPP), budapešťská, varšavská a lublaňská akciová burza. Přehled analyzovaných titulů, které byly součástí indexů PX-50, PX-D, WIG20, BUX a SBI20, poskytuje příloha P0. Při volbě indexů je dodržováno pravidlo minimální odchylky počtu podkladových titulů s cílem postihnout obdobnou šíři trhů (od 12 titulů v Maďarsku po 20 v Polsku). Protože k obchodování na denní bázi jednotlivé středoevropské burzy přecházely obvykle během první poloviny 90. let a na některých z nich se standardně začalo obchodovat dokonce později, analyzovaná data počínají rokem 1995, kromě případů pozdějšího uvedení titulu na příslušný trh. Končí v prosinci 2005, dosahují tudíž délky 11 let (maximálně), což lze z hlediska robustnosti výsledků testu hypotézy efektivních trhů považovat za dostatečně dlouhý časový úsek. Zdrojem dat je agentura Bloomberg.

Stejně ekonometrické metody (bližší viz kapitola 5.2.) jsou aplikovány na denní, týdenní a měsíční data (výnosy), aby analýza pokryla možné systematické chování výnosů akcií v různých časových horizontech. Delší perioda není vhodná z důvodu příliš krátkých časových řad; v určitých případech, kdy časové řady nedosahují standardních 11 let, nejsou uváděny z důvodu velmi nízkého počtu pozorování ani příslušné výstupy pro řady měsíčních výnosů. V případě týdenních dat je zvolen postupně každý obchodní den kalendářního týdne jako rozhodný den pro vyjádření výnosu (dále též jen „rozhodný den“). Neobchodní dny v řadách zůstávají, i pokud se týkají celého trhu (svátky, atd.), jejich dopad na výsledky analýzy je detailněji analyzován a zohledněn (viz kapitola 6.1.3. a 6.2.3.). V případě štěpení akcií jsou data zpětně přepočítána na novou "nominální" hodnotu akcie.

Z důvodu komplexní charakteristiky středoevropského trhu se práce kromě klasické analýzy časových řad indexů a jednotlivých titulů zaměřuje i na analýzu řad rozdělených do skupin. První skupinu tvoří nejlikvidnější středoevropské akcie. Například na českém trhu to jsou tituly, které se obchodovaly v systému SPAD (Systém pro podporu trhu akcií a dluhopisů) BCPP a tvořily index PX-D. Charakterizuje je maximální likvidita v domácích podmínkách a v ČR navíc systém stanovování ceny na základě povinných kotací tvůrců trhu. Proti tomu tvoří druhou skupinu tituly, které vykazují vzhledem k předchozím nižší likviditu. Na českém trhu jde o tituly obchodované "tradičním" systémem řízeným objednávkami a zařazené do indexu PX-50. Na základě srovnání dvou skupin lze částečně usuzovat, jaký vliv může mít likvidita, případně obchodní systém, na efektivnost středoevropských kapitálových trhů.

Rozdělení řad na dvě části dle časového hlediska umožňuje analyzovat vývoje efektivnosti trhů během zkoumaného období let 1995-2005. Např. od června 1998 se s vybranými českými akciemi

obchoduje v systému SPAD. Obdobnými změnami a úpravami obchodního systému procházela na konci 90. let i polská burza. Porovnáním výsledků dvou takto definovaných období lze usuzovat, k jakému vývoji došlo z hlediska efektivnosti rozvíjejících se kapitálových trhů střední Evropy. Zároveň si je ale třeba uvědomit, že případné rozdíly mohou být způsobeny i dalšími faktory. Dělené časové řady nemusí být navíc dostatečně dlouhé k identifikaci dlouhodobých závislostí především týdenních a měsíčních výnosů.

Z důvodu posuzování relativní efektivnosti českého trhu (viz kapitola 8) jsou pomocí stejných ekonometrických nástrojů a metod analyzovány i zavedené a dlouho obchodované společnosti na vyspělých kapitálových trzích, které slouží jako srovnávací báze (benchmark). Hlavním benchmarkem je americký trh představovaný indexem Dow Jones Industrial Average (DJIA) a jeho podkladovými tituly. Z evropských trhů představují srovnávací bázi nizozemská a frankfurtská burza, resp. indexy AEX a DAX.

Pro účely testování středně silné formy efektivnosti českého akciového trhu - reakcí cen na nové informace o nabídkách převzetí (viz kapitola 9) - jsou analyzovány časové řady 101 akciových titulů obchodovaných na BCPP. Jsou dlouhé osm let, začínají rokem 1998 a končí 2005. Skládají se pouze z obchodních dní, tzn. že neobchodní dny společně pro celý trh jsou vynechány (svátky, atd.). Zdrojem informací o nabídkách převzetí je Česká národní banka.

V potaz jsou brány pouze kapitálové výnosy středoevropských akcií, tj. bez ohledu na jejich případné dividendové výnosy. Tento přístup je zjevně suboptimální vzhledem k tomu, že z pohledu hypotézy efektivních trhů rozhoduje nemožnost dosahovat nadprůměrných výnosů bez rozlišení na kapitálovou a dividendovou část. Nicméně očištění časových řad středoevropských titulů o vyplácené dividendy není prakticky realizovatelné.

Předně existují pouze omezené informační zdroje. Na rozdíly od vyspělých trhů není dostupný systematický přehled dividendových politik společností především v 90. letech a ani organizátoři trhů historické řady o dividendy neupravovali. Další nestandardní prvek představuje odlišné určení rozhodného dne, tj. určení dne časové řady, u kterého je potřeba kapitálový výnos upravit o vyplácenou dividendu. Zatímco na vyspělých trzích jde o den uskutečnění obchodu, například na českém trhu jde o rozhodující vypořádání obchodu v centrální evidenci cenných papírů. Ke dni obchodu je tedy potřeba připočítat příslušný počet dnů k vypořádání. Ten se během sledovaného období měnil a byl různý pro různé segmenty na jednom trhu.

Případná zkrácení by ale měla zůstat marginální z důvodu nízké četnosti a výše dividend. Především 90. léta charakterizovala pasivní (reziduální) dividendová politika společností, také vzhledem k systematickým strukturálním změnám ve středoevropských ekonomikách. Marek (2000) uvádí, že společnosti se nacházely zpravidla v počáteční fázi svého životního cyklu, kdy pouze velmi omezený okruh z nich měl dostatek zdrojů jak k rozsáhlé investiční aktivitě tak na dividendovou politiku. Region střední Evropy investoři ještě donedávna považovali za tzv. emerging market, na kterém očekávají realizaci požadovaných výnosů především formou kapitálových zisků, a na kterém se typicky vyskytují růstové a nikoliv dividendové tituly. Průměrná výše dividendového výnosu tento fakt ve sledovaném období odrážela. Například podle studie Bena, Hanousek (2005) vyplácelo dividendy v období let 1996-2002 méně než 10 % ze zkoumaného vzorku 1 664 středně velkých a velkých českých firem, které se obchodovaly na pražské burze. Průměrný dividendový výplatní poměr, včetně firem nevyplácejících dividendy, dosahoval podle autorů pouze 3-4 % (ovšem při velmi vysoké směrodatné odchylce), tj. řádově nižší hodnoty, než je obvyklé na vyspělých trzích.

5.2. Metodologie

Test hypotézy slabé formy efektivnosti trhu si klade za cíl odpovědět na otázku, zda lze na základě znalosti časových řad historických kurzů dlouhodobě dosahovat abnormálního výnosu. Pokud nelze předpovídat výnosy plynoucí z pohybu cen akcií, které by se v tomto smyslu chovaly nahodile, pak nelze zamítnout nulovou hypotézu slabě efektivního středoevropského trhu. Náhodné chování cen/výnosů je postačující, ale nikoliv nutnou, podmínkou slabé formy efektivnosti. Míru předvídatelnosti, která již není konzistentní s hypotézou, lze hodnotit na základě vyjádření relativní efektivnosti středoevropských trhů (viz dále).

Základní model při testování slabé formy efektivnosti představuje model náhodné procházky ve tvaru:

$$p_t = \mu + p_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (5.1)$$

kde $p_t = \ln P_t$, P_t je cena v čase t a $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$ pro všechna $k \neq 0$, tedy model náhodné procházky typu III (viz také kapitola 2 a 3). Navazující empirická analýza se věnuje pouze lineární (ne)závislosti veličin stochastického procesu. Jestliže je modelem chování logaritmů cen akcií proces náhodné procházky, nelze ve vývoji logaritmů výnosů identifikovat žádný lineární systém, představovaný modelem třídy ARMA. Model tedy předpokládá, že výnosy resp. jejich logaritmy představují proces bílého šumu ε_t , odhlédneme-li od dlouhodobé trendové složky ve vývoji cen akcií reprezentované konstantou μ .

Diferenciace (logaritmů) hodnot vede z hlediska analýz časových řad k jejich stacionarizaci v úrovních. Stacionarita je testována pomocí rozšířeného parametrického Dickeyho-Fullerova testu nulové hypotézy jednotkového kořene (Dickey, Fuller, 1979) a neparametrického Phillips-Perronova testu (Phillips, Perron, 1988). Oba testy jsou robustní vůči případné přítomnosti autokorelací v časových řadách a mají asymptoticky Studentovo t rozdělení. Výpočty jsou prováděny pomocí standardizovaných nástrojů v prostředí EViews. Počet zpoždění při výpočtu kritických hodnot ADF testu je volen automaticky za maximalizace Schwarzova informačního kritéria a při omezení maximálního počtu zpoždění na deset. Výsledné hodnoty testových kritérií a kritické hodnoty při 5% hladině významnosti shrnují tabulky přímo v textu nebo v příloze.

Podmíněná autoregresní heteroskedasticita, ARCH (viz Engle 1982), časových řad je testována jako alternativní hypotéza pomocí ARCH LM (Lagrange multiplier) testu v prostředí EViews při omezení maximálního počtu deseti zpoždění. Volba ARCH modelu chování rozptylů byla motivována empirickými pozorováními, že u mnohých časových řad finančních dat lze měnlivost reziduí vyjádřit jako funkci zpožděných hodnot této měnlivosti. Již v 80. letech ji v empirických studiích identifikovali např. Engle (1982), Domowitz, Hakkio (1985), Diebold, Pauly (1986) nebo Diebold, Lee, Im (1985). Engleův ARCH model podle těchto studií vhodně a věrně popisuje chování časových řad na finančních trzích.

Proměnlivost volatility časových řad analyzovaných akciových titulů i indexů během sledovaného období je tak velmi pravděpodobná. V prostředí středoevropského kapitálového trhu ji např. u indexu PX-50 identifikoval již Filáček, Kapička, Vošvrda (1998). V tabulkách jsou uváděny (a) hodnoty Engelova LM kritéria s asymptoticky χ^2 rozdělením, (b) hodnoty F-kritéria, jehož přesné rozdělení není známo, ale které bývá často využíváno (vč. softwaru EViews) pro účely přibližné indikace homoskedasticity jako nulové hypotézy, a (c) příslušné hladiny významnosti.

Následující dvě části kapitoly obsahují popis základních ekonometrických nástrojů k analýze lineárních závislostí a otestování modelu náhodné procházky, a to pro případ heteroskedasticity časových řad. Další tři části vysvětlují použitou metodologii pro zohlednění faktoru neobchodování, transakčních nákladů a pro relativizaci závěrů vzhledem k vyspělým trhům. V zásadě představují převodový můstek mezi testováním modelu náhodné procházky a testováním hypotézy efektivních trhů. Poslední část kapitoly uvádí postup pro otestování středně silné formy efektivnosti.

5.2.1. Základní ekonometrické nástroje

K prokázání lineární (ne)závislosti logaritmů výnosů při různých zpožděních, tj. jejich (ne)autokorelovanosti, se v empirické části vychází ze tří základních ekonometrických nástrojů:

- autokorelační struktura,
- Ljungův-Boxův test,
- test poměru rozptylů (Variance Ratio test).

Veškeré výpočty jsou prováděny v prostředí EViews 4.1 a následně zpracovávány v prostředí Microsoft Excel 2002.

Autokorelační struktura

Hypotézu efektivních trhů nelze zamítnout, pokud je autokorelační funkce nulová resp. pokud se autokorelační koeficienty logaritmů výnosů statisticky významně neodchylují od nuly. Test je standardně prováděn na 5% hladině významnosti pro 1 až 12 zpoždění k . Lze předpokládat, že případné vzorce v chování analyzovaných indexů a individuálních titulů by se v tomto zpoždění projeví. K testování autokorelací je použit jednoduchý výběrový autokorelační koeficient:

$$\hat{\rho}(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^T (r_t - \bar{r})(r_{t-k} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2}, \quad (5.2)$$

kde $r_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ a $k = 1, 2, \dots$

Časová řada měsíčních a týdenních výnosů obsahuje maximálně 130 resp. 570 pozorování, což není dostatečný počet na to, aby bylo negativní zkreslení při odhadu autokorelací zanedbatelné. Velikost zkreslení dosahuje zhruba $1/T$, kde T představuje počet pozorování, a vzniká v důsledku vypočtu autokorelačního koeficientu na základě odchylek výnosů od střední hodnoty. Jelikož ta není známá, odhaduje se za pomoci výběrového průměru. Součet odchylek od výběrového průměru je ovšem ze své logiky nulový, pak pozitivní odchylky musí být následovány spíše negativními odchylkami a naopak, což způsobuje výše zmíněné negativní autokorelace. K odstranění zkreslení lze využít úpravu koeficientu dle Fullera (1976):

$$\tilde{\rho}(k) = \hat{\rho}(k) + \frac{T-k}{(T-1)^2} (1 - \hat{\rho}^2(k)). \quad (5.3)$$

kde T představuje počet pozorování.

Výše uvedené výběrové autokorelační koeficienty mají asymptoticky normované normální rozdělení:

$$\sqrt{T}\hat{\rho}(k) \stackrel{a}{\approx} N(0,1), \quad (5.4)$$

$$\frac{T}{\sqrt{T-k}}\tilde{\rho}(k) \stackrel{a}{\approx} N(0,1). \quad (5.5)$$

Ljung-Box test

Pomocí Ljung-Boxova Q kritéria (1978) se testuje hypotéza $H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$. Test je robustní i pro relativně nízký počet pozorování. Testové kritérium Q_m má tvar

$$Q_m = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}^2(k)}{T-k}, \quad (5.6)$$

kde m představuje zvolený počet autokorelací ρ .

Za předpokladu platnosti hypotézy H_0 má testové kritérium Q_m asymptoticky χ^2 rozdělení. Je součtem prvních m čtverců autokorelačních koeficientů a říká, zda nedochází k statisticky významnému odchýlení autokorelací od nuly v jakémkoliv směru a m zpoždění (opět na 5% hladině). Klíčový krok představuje volba vhodného počtu zpoždění, aby se ve zvoleném horizontu projevil jakýkoliv systém ve výnosech a naopak ještě nedocházelo k započtení nevýznamných (nesystematických) autokorelací při vyšších zpožděních (obvykle $m=10$). V přílohách jsou tabelovány hodnoty pro součet prvních 1 až 12 autokorelací.

Test poměru rozptylů

Třetí aplikovaný ekonometrický nástroj představuje test poměru rozptylů (Variance Ratio test), jenž využívá poznatek, že nepodmíněný rozptyl procesu náhodné procházky je lineární funkcí časové proměnné. Platí tedy, že $D(r_t) = t \cdot \sigma_\varepsilon^2$. Například rozptyl logaritmů výnosů za dva dny ($q=2$) se musí rovnat dvojnásobku rozptylu logaritmů denních výnosů, aby mohlo jít o projev procesu náhodné procházky. Jinak řečeno, poměr obou rozptylů se nesmí statisticky významně odchylovat od jedné (standardně na 5% hladině).

Test definovali pro jednotlivý poměr rozptylů Lo, MacKinlay (1988, 1989). V případě konstantního poměru rozptylů v čase obecně platí:

$$VR(q) = \frac{\sigma^2[r_t(q)]}{q \cdot \sigma^2[r_t]} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \cdot \rho_k, \quad (5.7)$$

kde k představuje počet zpoždění při výpočtu autokorelačního koeficientu a q vyjadřuje počet výnosů započítávaných do delší periody ($r_t(q) = r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-q+1}$).

Asymptotické rozdělení poměru rozptylů je dáno:

$$\sqrt{nq}(\overline{VR}(q) - 1) \stackrel{a}{\approx} N\left(0, \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q}\right). \quad (5.8)$$

Standardizované testové kritérium, $\psi(q)$,

$$\psi(q) = \sqrt{nq}(\overline{VR}(q) - 1) \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right)^{-1/2} \quad (5.9)$$

má pak asymptoticky normované normální rozdělení. Odhad poměru rozptylů $\overline{VR}(q)$, který lze použít při konstantním rozptylu časové řady s $nq+1$ pozorováními, se rovná podílu odhadů dvou rozptylů za různě dlouhá období:

$$\overline{VR}(q) \equiv \frac{\overline{\sigma}_c^2(q)}{\overline{\sigma}_a^2}, \quad (5.10)$$

kde

$$\overline{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2, \quad (5.11)$$

resp.

$$\overline{\sigma}_c^2(q) = \frac{1}{q(nq-q+1)(1-q/nq)} \sum_{k=q}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2, \quad (5.12)$$

přičemž $\hat{\mu}$ představuje odhad střední hodnoty časové řady.

Před aplikací výše uvedených základních nástrojů je třeba diskutovat tři problematické oblasti, které znesnadňují ekonomicky správnou interpretaci výsledků testů:

- heteroskedasticitu časových řad a následně její nežádoucí vliv na vykazované hodnoty aurokorelací či testová kritéria;
- zdánlivé autokorelace (spurious autocorrelations) ve smyslu jejich ekonomické nepodstatnosti vznikající z důvodu nesynchronního obchodování resp. neobchodování a
- transakční náklady, které jsou podstatné při rozlišení mezi statisticky a ekonomicky významnými závislostmi.

Současně je vhodné srovnat obdržené výsledky s testem efektivnosti vyspělých kapitálových trhů a podpořit tak sílu formulovaných závěrů.

5.2.2. Heteroskedasticita

Podmíněná heteroskedasticita časových řad má vliv na rozdělení hodnot aurokorelací. Způsobuje, že skutečná (empirická) hladina významnosti, tj. pravděpodobnost chyby prvního druhu, převyšuje „standardní“ hladinu za předpokladu stabilního rozptylu řady v čase. To by vedlo k velmi častému, ovšem neopodstatněnému, zamítnutí nulové hypotézy lineární nezávislosti časových řad výnosů.

Heteroskedasticitu lze ve výpočtech zohlednit v zásadě dvěma způsoby. První využívá obecný upravený test autokorelací, který je robustní k různým formám měnlivosti rozptylů. Druhý přístup předpokládá určení či odhad konkrétní formy heteroskedasticity pro každý jednotlivý případ a buďto odvození specifického testu autokorelací či odpovídající úpravu testované časové řady. Výhoda přístupu založeném na úpravě testu spočívá především v jeho obecnosti. Vzhledem k počtu analyzovaných řad (stovky) umožňuje tento přístup pokrýt potřebné výpočty z kapacitního hlediska. Nevýhodou přístupu je jeho zjevně nižší síla v případě, že je známa

konkrétní forma podmíněné heteroskedasticity či ji lze dobře odhadnout. Vzhledem k rozsahu analýzy je však tento přístup fakticky nerealizovatelný.

Kritérium Q_m Ljung-Boxova testu dané rovnicí (5.6) je níže modifikováno dle přístupu Diebolda (1988), který předpokládá chování rozptylu podle modelu ARCH:

$$Q_m = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\sigma^4}{\sigma^4 + \text{Cov}[r_t^2, r_{t-k}^2]} \cdot \frac{\hat{\rho}^2(k)}{T-k}, \quad (5.13)$$

kde $\text{Cov}[r_t^2, r_{t-k}^2]$ představuje autocovarianci čtverce výnosů při zpoždění k . Testové kritérium má pak asymptoticky χ^2 rozdělení.

V případě testu poměru rozptylů provedli úpravu testového kritéria samotní autoři homoskedastické verze testu. Úprava zajišťuje, že v případě nulové autokorelace se hodnota poměru rozptylů s rostoucím počtem pozorování asymptoticky blíží jedné i při proměnlivé volatilitě. Modifikované testové kritérium $\psi^*(q)$ dvojice Lo, MacKinlay (1988, 1989) může být přímo použito v případě přítomnosti různých forem v čase proměnlivého rozptylu řady (včetně sezónních změn volatility či Engleova ARCH procesu), který se vyskytuje prakticky u všech zkoumaných titulů a indexů na středoevropských kapitálových trzích:

$$\psi^*(q) = \frac{\sqrt{nq}(\overline{VR}(q) - 1)}{\sqrt{\hat{\theta}(q)}}. \quad (5.14)$$

Kritérium má asymptoticky normované normální rozdělení, přičemž odhad asymptotického rozptylu $\theta(q)$ poměru rozptylů $\overline{VR}(q)$ má tvar:

$$\hat{\theta}(q) = 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right)^2 \hat{\delta}_k, \quad (5.15)$$

kde $\hat{\delta}_k$ jsou odhady asymptotických rozptylů (za přítomnosti heteroskedasticity) odhadů autokorelačních koeficientů $\hat{\rho}_k$, které lze vyjádřit vztahem:

$$\hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (p_j p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2}. \quad (5.16)$$

Poměr rozptylů $\overline{VR}(q)$ je definován vztahy (5.10)-(5.12), resp. za poměrně obecných podmínek ho lze zapsat v asymptoticky platném tvaru (5.7).

5.2.3. Nesynchronní obchodování

Efekt nesynchronního obchodování resp. neobchodování vzniká v okamžiku, kdy frekvence pozorovaných dat (závěrečné kurzy) převyšuje periodu skutečného obchodování. Předpoklad rovnoměrně rozloženého reálného pohybu cen, například v intervalu 24 hodin, může způsobovat zdánlivý dojem předvídatelnosti výnosů, ačkoliv skutečné ceny či výnosy zůstávají nezávislé.

Tento jev lze osvětlit následující úvahou. Mějme relativně nelikvidní akciový titul, který se obchoduje méně často než denně. Dlouhodobý požadovaný výnos dosahuje na akciovém trhu

kladné hodnoty a lze ho popsat trendovou složkou ve vývoji časové řady cen, tj. střední hodnota výnosů je nenulová, kladná. V případě neobchodování v určitém dni či sekvence neobchodních dní je pozorovaný výnos nulový. V okamžiku příštího obchodu má pozorovaný výnos tendenci směřovat k součtu nerealizovaných výnosů během období neobchodování. Právě tyto skoky okolo kladné střední hodnoty výnosů akcie vytváří ve výnosech negativní autokorelace, někdy označovány jako zdánlivé, neboť nejsou ekonomicky podstatné resp. v praxi využitelné.

Na rozdíl od individuálních titulů, kde neobchodování vede k negativním autokorelacím, v případě časových řad portfolií či indexů lze očekávat spíše pozitivní zdánlivé autokorelace, což lze opět ozřejmit na jednoduchém příkladě. Skládá-li se index z akciových titulů více i méně likvidních, reaguje část indexu na novou neočekávanou informaci rychleji než ostatní. V případě, že reakce akcií je rozložena do více období, zpožděná cenová reakce některých akcií vytváří zdánlivé pozitivní autokorelace.

Lze samozřejmě namítat, že hypotéza efektivních trhů předpokládá velmi rychlé promítnutí nových informací do cen, a tudíž autokorelace způsobené zpožděnou reakcí cen akcií nejsou zdánlivé, ale skutečně vypovídají o neefektivnosti trhu. Zde je potřeba zdůraznit rozdílnost mezi hypotézou náhodné procházky a efektivních trhů. Efektivnost vylučuje využívat nalezené závislosti k dosahování abnormálního prospěchu, což je zjevně případ neobchodování, neboť vykazovaná cena u méně likvidního titulu nemusí představovat cenu, za kterou lze na trhu obchodovat. Skutečná cena (efekt nové informace) se projeví až v okamžiku realizování dalšího obchodu. Současně ovšem v takovém případě nelze říci, že ceny nelikvidních akcií konají náhodnou procházku a že nejsou - alespoň do určité míry - předvídatelné.

Pro vyjádření dopadu neobchodování na autokorelace časových řad individuálních titulů i indexů lze vyjít z modelu nesynchronního obchodování autorů Lo, MacKinlay (1990) respektive Campbell, Lo, MacKinlay (1997). Model je založen na definování tzv. kumulativních virtuálních výnosů r_{it} cenného papíru i v období t . Tyto výnosy představují na efektivním trhu změny ve fundamentální hodnotě cenného papíru a v každém jednotlivém období jsou nezávislé. Na likvidním trhu jsou rovny vykazovaným cenovým změnám r_{it}^0 , $r_{it}^0 = \log(p_{it}/p_{it-1})$, které lze vyjádřit pro množinu N cenných papírů:

$$r_{it}^0 = \sum_{k=0}^{k_t} r_{it-k}, \quad i = 1, \dots, N. \quad (5.17)$$

V tomto součtu náhodného počtu virtuálních výnosů (zda se akcie obchoduje či nikoliv nezávisí dle předpokladu na jakémkoliv proměnné modelu) je klíčovou proměnnou doba neobchodování k_t , tj. počet po sobě jdoucích období, kdy se akcie i neobchodovala, kterou lze definovat:

$$k_t \equiv \sum_{k=0}^{\infty} \left\{ \prod_{j=1}^k \delta_{it-j} \right\}, \text{ kde} \quad (5.18)$$

$$\delta_{it} = \begin{cases} 1 \text{ (bez obchodu)} & \text{s pravděpodobností } \pi_i \\ 0 \text{ (s obchodem)} & \text{s pravděpodobností } 1 - \pi_i \end{cases}. \quad (5.19)$$

Dummy proměnná δ_{it} nabývá jednotkovou hodnotu v případech, kdy se cenný papír i neobchoduje v období t a v případě obchodování nabývá hodnotu nula. Definujeme-li proměnnou π_i jako pravděpodobnost, že se cenný papír i v období t nezobchoduje, pro její vztah k délce období neobchodování platí:

$$E[k_t] = \frac{\pi_i}{1 - \pi_i}, \quad \text{Var}[k_t] = \frac{\pi_i}{(1 - \pi_i)^2}. \quad (5.20)$$

Lo, MacKinlay dokazují, že v případě nenulové očekávané střední hodnoty výnosu akcie $E[r_{it}^0] = \mu_i$, $\mu_i \neq 0$, způsobuje efekt neobchodování negativní autokorelace časových řad individuálních akciových titulů pro všechna zpoždění, přičemž s jejich délkou autokorelace geometricky klesají:

$$\text{Corr}[r_{it}^0, r_{it-k}^0] = \frac{-\mu_i^2 \pi_i^k}{\sigma_i^2 + \frac{2\pi_i}{1-\pi_i} \mu_i^2}, \quad k > 0, \quad (5.21)$$

kde $\sigma_i^2 \equiv \text{Var}[r_{it}]$. Autoři ovšem k této veličině neuvádějí důležité údaje o jejím rozdělení, což v zásadě znemožňuje její další přímé použití k výpočtům.

Hypotéza efektivních trhů staví na předpokladu, že případně identifikované závislosti nelze využít k dosahování nadprůměrného výnosu. Je zřejmé, že autokorelace, které jsou důsledkem výhradně působení faktoru neobchodování (rovnice 5.21), k formulování konkrétní investiční strategie využít nelze. Hypotézu by naopak bylo nutné zamítnout, pokud se v řadách vyskytují statisticky významné a ekonomicky využitelné autokorelace „nad rámec“ zdánlivých autokorelací. Srovnáním empiricky naměřených autokorelačních hodnot a hodnot zdánlivých autokorelací způsobených neobchodováním může indikovat tu část autokorelační struktury, která by mohla svědčit o neefektivním chování trhu. V případě, kdy trh je efektivní, by skutečné autokorelace byly ekonomicky nevýznamně různé od nuly a charakterizovaly by vlastnosti či chování virtuálních výnosů r_{it} odrážejících změny ve fundamentální hodnotě cenných papírů. V opačném případě by popisovaly vlastnosti virtuálních výnosů r_{it} , které ovšem neodrážejí plně či správně relevantní historické informace. Nicméně jak bylo uvedeno výše, vzhledem k neznámému rozdělení zdánlivých autokorelací je nelze od naměřených autokorelací přímo odečíst.

V případě autokorelací výnosů indexů Lo, MacKinlay (1990) definují vztah pouze pro zdánlivé autokorelace u portfolií λ složených z cenných papírů se stejnou pravděpodobností neobchodování π_λ . V takovém případě platí:

$$\text{Corr}[r_{\lambda t}^0, r_{\lambda t-k}^0] = \pi_\lambda^k, \quad k \geq 0, \quad \text{kde} \quad (5.22)$$

$$r_{\lambda t}^0 \approx \frac{1}{N_\lambda} \sum_{i \in \lambda} r_{it}^0. \quad (5.23)$$

Srovnáním empiricky naměřených autokorelačních hodnot a hodnot zdánlivých autokorelací způsobených neobchodováním lze opět zhruba odhadovat tu část autokorelační struktury, která by mohla svědčit o neefektivním chování trhu.

V podmínkách střední Evropy nejsou ovšem zkoumané akciové indexy často složeny z titulů se stejnou či obdobnou úrovní pravděpodobnosti neobchodování. Výše uvedený vztah tedy lze uplatnit pouze omezeně. Neplatí to ale například pro index PX-D, který se skládá z titulů obchodovaných v obchodním systému SPAD pražské burzy. Systém tvůrců trhu prakticky eliminuje případy neobchodování, resp. omezuje je na státní svátky či obdobné případy, které jsou společné pro všechny zahrnuté tituly. Obdobně ani u indexů BUX a WIG20 nepřesahuje variační koeficient pravděpodobností neobchodování jedné čtvrtiny. Nelze tedy zřejmě přesně kvantifikovat vliv faktoru nesynchronního obchodování na naměřené autokorelace, nicméně úsudek založený na využití přístupu Lo,MacKinlay je smysluplný. Ze vztahů 5.21 a 5.22 navíc

vyplývá, že hodnota zdánlivých autokorelací exponenciálně klesá s růstem zpoždění a nemohou tak mít výrazný vliv na naměřené autokorelace ve vyšších zpožděních. Na středoevropském trhu se tématu neobchodování věnuje např. Žikeš (2003), který sice problematiku rozebírá teoreticky, ovšem nesnaží se o jeho kvantitativní vyjádření. S jeho závěrem, že faktor neobchodování může mít podstatný vliv nejenom na výsledky analýzy lineárních závislosti výnosů indexu PX-50 ale i maďarského BUX, se nelze ztotožnit. Z výše uvedených důvodů je systematický významný vliv na interpretaci výsledků ohledně chování indexu BUX prakticky vyloučen.

5.2.4. Relativizace závěrů

S cílem formulovat komplexní závěry je v kapitole 8 posuzována relativní efektivnosti středoevropského trhu, neboť v praxi zřejmě nelze nalézt perfektně efektivní trh, jak ho definuje ekonomická teorie. Myšlenku „relativní efektivnosti“ prezentují např. Lo, MacKinlay (1999), kteří výhody přístupu ve srovnání s tradičním měřením „absolutní“ efektivnosti dokladují na analogii fyzikální efektivnosti spalovacích motorů - jejich 100% účinnost je možná pouze za ideálních neexistujících podmínek. Obdobně představuje absolutní efektivnost kapitálových trhů modelový, v praxi nedosažitelný příklad.

Výsledky ekonometrické analýzy středoevropského trhu jsou proto porovnávány s výsledky získanými aplikací stejných metod na vyspělé kapitálové trhy. Za benchmark lze považovat v globálním měřítku New York Stock Exchange (NYSE) a v evropském prostředí nizozemskou či frankfurtskou burzu. U těchto trhů lze předpokládat v praxi maximálně dosažitelnou efektivnost, a proto představují reálnější základ pro porovnání a formulování závěrů ohledně efektivnosti středoevropského akciového trhu, než čistě teoretický model náhodné procházky, který navíc předpokládá nulové transakční náklady.

Klíčovou otázkou je, zda se přítomnost autokorelací na středoevropském trhu v různých zpožděních významně odlišuje od amerického nebo jiného trhu, tj. zda testová kritéria testu poměru rozptylů a Ljung-Boxova testu poukazují ve zkoumaném regionu na významně vyšší výskyt lineárních závislostí. Odpověď lze získat srovnáním kritérií testů časových řad akciových indexů vyjadřující agregátně chování celého trhu. Alternativu představuje srovnání těchto kritérií u individuálních titulů, což vede k robustnějším závěrům vzhledem k odlišným charakteristikám chování indexů a individuálních titulů, kdy v rámci indexů se některé charakteristiky chování individuálních titulů vzájemně kompenzují.

Za benchmark jsou stanoveny hlavní indexy amerického, německého a nizozemského trhu - DJIA, DAX a AEX – resp. tituly, z kterých se indexy skládají. K nim je poměřována empiricky zjištěná četnost výskytu statisticky významných hodnot testových kritérií u titulů na čtyřech středoevropských trzích. Srovnání je prováděno zvláště pro každý jednotlivý počet autokorelací m Ljung-Boxova testu či počet period q testu poměru rozptylů a také agregátně za všech dvanáct jejich hodnot. Vzhledem k různému počtu titulů v indexech je použit test hypotézy o shodnosti relativních četností π (na 5% hladině významnosti). Ačkoliv obrázek si lze často utvořit již při zběžném srovnání výstupních tabulek a příloh empirické analýzy v kapitolách 6 a 7, pro systematické porovnání výskytu významných hodnot autokorelací v rámci jednotlivých zpoždění je v kapitole 8 aplikován jednostranný Fischerův faktoriální test pro malé výběry při hypotéze:¹⁰²

¹⁰² Viz např. Hebák (1995) nebo Hebák a kol. (2004).

$$H_0: \pi_1 = \pi_2$$

$$H_1: \pi_1 > \pi_2$$

Při platnosti nulové hypotézy pro daný počet titulů v indexech porovnávaného středoevropského a vyspělého trhu (n_1 a n_2) jsou počty výskytů statisticky významných hodnot testových kritérií na srovnávaných trzích (m_1 a m_2) nezávislé náhodné veličiny s binomickým rozdělením $Bi(n_1, \pi)$ a $Bi(n_2, \pi)$, kdy $\pi_1 = \pi_2 = \pi$. Hypotéza je zamítnuta, pokud pro hledanou pravděpodobnost P platí:

$$\sum_{t=m_1}^{m_1+m_2} P(t, m_1 + m_2 - t | m_1 + m_2) \leq \alpha, \quad \text{kde} \quad (5.24)$$

$$P(t, m_1 + m_2 - t | m_1 + m_2) = \frac{n_1! n_2! (m_1 + m_2)! (n_1 + n_2 - m_1 - m_2)!}{(n_1 + n_2)! t! (n_1 - t)! (m_1 + m_2 - t)! (n_2 - m_2 - m_1 + t)!}, \quad (5.25)$$

kde t představuje počet kombinací četností v čtyřpolní tabulce při daném n_1 , n_2 , m_1 a m_2 a kde α udává zvolenou hladinu významnosti, tj. tradičně 0,05.

Vzhledem k tomu, že není vždy striktně dodržena optimální velikost zkoumaného výběru do 20 případů, kterou výše uvedený test předpokládá, a vzhledem k testování shody četností výskytu statisticky významných autokorelací pro všech dvanáct zpoždění najednou, je aplikován také dvojstranný test hypotézy shody relativních četností pro velký rozsah výběru:

$$H_0: \pi_1 = \pi_2$$

$$H_1: \pi_1 \neq \pi_2$$

Používané testové kritérium U má asymptoticky normované normální rozdělení:

$$U = \frac{P_1 - P_2}{\sqrt{\bar{P}(1-\bar{P})(n_1^{-1} + n_2^{-1})}}, \quad \text{kde} \quad (5.26)$$

P_k jsou výběrové relativní četnosti, $P_k = m_k/n_k$ a \bar{P} představuje průměrnou výběrovou relativní četnost $(m_1+m_2)/(n_1+n_2)$. Dvojstranný test navíc umožňuje identifikovat situace, kdy je výskyt významných autokorelací na středoevropských trzích signifikantně méně častý než na vyspělých (opět na 5% hladině). Že takové situace skutečně nastávají, odhaluje kapitola 8. Předem lze uvést, že oba testy přinášejí v zásadě shodné závěry.

5.2.5. Transakční náklady

Empirické testy dokladují, že prakticky na všech trzích se více či méně často vyskytují odchylky od modelu náhodné procházky a chování některých individuálních titulů je do určité míry předvídatelné. Hypotéza efektivních trhů ve své slabé formě zkoumá, zda lze na základě případných závislostí stanovit konkrétní obchodní strategii, která by investorovi přinášela dlouhodobě (systematicky) abnormální výnos. Nevylučuje tudíž určité autokorelace v časových řadách výnosů individuálních titulů či akciových indexů, avšak tato míra nemůže být ekonomicky podstatná. Rozdíl mezi ekonomickou a statistickou významností může být dán nedodržením striktních podmínek modelu. V praxi jde především o existenci transakčních nákladů a nutnosti jejich zohlednění při interpretaci výsledků. Níže jsou uvedeny tři alternativy zohlednění transakčních nákladů, přičemž v práci je uplatněna třetí z nich.

Autokorelace způsobené transakčními náklady

Specifický přístup k odhadu transakčních nákladů spojených s obchodováním na akciových trzích spočívá ve využití rozpětí nákupních a prodejních cen tvůrců trhu. Jeho použití je tudíž omezeno na obchodní systémy využívající tvůrce trhu, kteří kontinuálně v každý okamžik nabízejí potenciálnímu investorovi cenu, za kterou jsou ochotní nakupovat či prodávat. Zabezpečování likvidity akcií je pro tvůrce trhu spojeno s určitými náklady. Obvykle se uvažují tři jejich hlavní složky: náklady na realizaci příkazu klienta (R), náklady spojené s udržováním likvidní zásoby akcií (L) a tzv. náklady nepříznivého výběru (A). První dvě jsou spojeny s technickým zabezpečením obchodování, třetí složka v zásadě představuje kompenzaci rizika vzniku dodatečných nákladů při obchodování s investory, kteří mají přístup k neveřejným informacím. Mají-li někteří investoři lepší informace než tvůrce trhu, pak lze očekávat v průměru záporný výnos z obchodování s takovými investory.

Zřejmě největší přínos v modelování transakčních nákladů přináší studie Glosten (1987). Jeho jednoduchý model asymetrických informací postihuje základní charakteristiky nákladů nepříznivého výběru jakožto složky rozpětí tvůrců trhu.

Glosten stanovuje rozpětí tvůrců trhu S jako rozdíl prodejní P_p a nákupní ceny P_n :

$$S \equiv P_p - P_n, \quad (5.27)$$

kde ceny vyjadřuje na základě následujících vztahů:

$$\begin{aligned} P_n &= P - R_n - L_n - A_n, \\ P_p &= P + R_p + L_p + A_p. \end{aligned} \quad (5.28)$$

Cena P vyjadřuje cenu odrážející běžnou sadu (veřejně dostupných) informací Ω a lze ji za předpokladu neurálního přístupu k riziku vyjádřit:

$$P = E[P^* | \Omega], \quad (5.29)$$

kde P^* představuje fundamentální hodnotu akcie, tj. její cenu za předpokladu, že každý investor má přístup ke všem informacím.

Pak lze rozpětí S vyjádřit jako součet výše uvedených třech složek nákladů tvůrců trhu:

$$S \equiv (R_p + R_n) + (L_p + L_n) + (A_p + A_n) \quad (5.30)$$

První dvě složky považuje Glosten za exogenní a označuje je jako hrubý zisk. Při odvozování složky nákladů nepříznivého výběru předpokládá, že tvůrce trhu mají přístup k běžné sadě informací a realizovaným obchodům při různých prodejních a nákupních cenách se přizpůsobují dle následujícího mechanismu:

$$\begin{aligned} p(x) &= E\left[P^* | \Omega \cup \{\text{investor kupuje za cenu } x\}\right], \\ n(y) &= E\left[P^* | \Omega \cup \{\text{investor prodává za cenu } y\}\right]. \end{aligned} \quad (5.31)$$

Náklady nepříznivého výběru jsou pak dány vztahy:

$$A_p = p(P_p) - P \quad \text{a} \quad A_n = P - n(P_n) \quad (5.32)$$

Lze zopakovat, že všechny tři složky nákladů se na trzích s obchodním systémem založeným na tvůrcích trhu odráží v rozpětí cen, za které tvůrce trhu nabízejí či poptávají akcie. Zpětně lze tudíž rozpětí využít k odhadu transakčních nákladů. Je také zřejmé, že skutečné (realizované) rozpětí může být užší než vyplývá z kotací tvůrců trhu. Jde o situace, kdy tvůrce trhu dává investorovi

výhodnější ceny v rámci aktuálního rozpětí, přičemž v takových případech snižuje či zcela opomíjí kompenzaci za riziko nepříznivého výběru. Půjde o obchodování s klientem, u kterého je velmi pravděpodobné, že nedisponuje neveřejnými informacemi.

Vedle využití rozpětí pro přímou kvantifikaci transakčních nákladů lze jeho charakteristiky aplikovat na chování časových řad, resp. usuzovat z indukovaných lineárních závislostí v časových řadách na velikost transakčních nákladů za předpokladu platnosti hypotézy efektivních trhů. Roll (1984) formuluje jednoduchý model tvorby cen za přítomnosti tvůrců trhu a rozpětí prodejních a nákupních cen S :

$$P_t = P_t^* + I_t(S/2), \quad \text{kde} \quad (5.33)$$

$$I_t \text{ IID } \begin{cases} +1 \text{ (iniciován kupcem)} & \text{s pravděpodobností } \frac{1}{2} \\ -1 \text{ (iniciován prodejcem)} & \text{s pravděpodobností } \frac{1}{2} \end{cases}$$

kde P_t^* vyjadřuje fundamentální hodnotu akcie v čase t a proměnná I_t nabývá kladné či záporné jednotkové hodnoty v závislosti na tom, zda je obchod iniciován kupcem (za prodejní cenu) nebo prodávajícím (za nákupní cenu), přičemž $E[I_t] = 0$.

Dokazuje, že rozpětí nákupních a prodejních cen tvůrců trhu indukují negativní autokorelace pro první zpoždění ve velikosti:

$$\text{Corr}[\Delta P_{t-1}, \Delta P_t] = -\frac{S^2/4}{(S^2/2) + \sigma^2(\Delta P^*)} \leq 0, \quad (5.34)$$

kde ΔP_t představuje změnu ceny a $\sigma(\Delta P^*)$ směrodatnou odchylku ΔP_t^* .

Využití modelu je zřejmé. Na základě empiricky naměřených autokorelací výnosu individuálních titulů pro první zpoždění lze kvantifikovat velikost efektivního (realizovaného) rozpětí tvůrců trhu, a tím i výši transakčních nákladů na daném trhu (v relativním vyjádření). Pokud jsou naměřené autokorelace vysvětlitelné existencí transakčních nákladů, nelze na základě nalezených odchylek v chování výnosů individuálních titulů od modelu náhodné procházky usuzovat na neefektivnost trhu ve smyslu slabé formy hypotézy. Pokud jsou naopak autokorelace příliš vysoké, než aby je mohly vyvolat transakční náklady, nelze daný trh považovat za slabě efektivní.

Roll (1984) ve své studii dochází k závěru, že celkové průměrné rozpětí tvůrců trhu na americké burze NYSE dosahuje 0,30 % a pro akcie obchodované na burze AMEX 1,74 %. Polovinu rozpětí lze považovat za odhad průměrných transakčních nákladů spojených s realizováním obchodu na těchto burzách. Sám autor nicméně své závěry interpretuje s opatrností, neboť u přibližně poloviny analyzovaných titulů dosahovalo odhadované efektivní rozpětí záporné hodnoty, což zřejmě indikuje přítomnost poměrně výrazné chyby modelu.

V prostředí středoevropských trhů je obdobný přístup aplikován pouze velmi zřídka, pro český trh lze nalézt studie autorů Hanousek, Podpiera (2000, 2003). První z nich analyzuje období dvou měsíců v roce 1999, přičemž průměrné efektivní rozpětí dosahuje 1,6 %, druhá studie se věnuje období od března 1999 do prosince 2001, kdy průměrné rozpětí činí 1,9 %.

Výše uvedený přístup zohlednění transakčních nákladů ve vazbě na hodnotu autokorelací nelze nicméně využít pro analýzu v empirické části doktorské práce. Akciové burzy obvykle při svém vzniku nevyužívaly systém tvůrců trhu a přecházely na něj až v průběhu zkoumaného období 1995-2005. Například pražská burza zavedla Systém pro podporu akcí a dluhopisů (SPAD) v roce

1998. Problematická je též dostupnost dat ze zkoumaných středoevropských trhů, neboť modely vycházejí z údajů o jednotlivých realizovaných obchodech a o prodejních a nákupních cenách nabízených tvůrci trhu v průběhu dne. Systém tvůrců trhu je navíc využíván pouze pro segment nejlíkvidnějších titulů, zatímco doktorská práce se zaměřuje na chování širší množiny titulů, které jsou součástí hlavních akciových indexů. Všímá si také autokorelační struktury v různých zpožděních, které výše uvedený model nepostihuje.

Zohlednění v konkrétní investiční strategii

Alternativní způsob zohlednění transakčních nákladů představuje jejich přímou kvantifikaci a odečtení od hrubých abnormálních výnosů dosahovaných na základě nalezených závislostí v chování výnosů individuálních titulů či indexů. Pokud jsou závislosti natolik silné, že abnormální výnosy významně převyšují transakční náklady, daný trh nelze považovat za slabě efektivní, neboť lze dosahovat dlouhodobě nadprůměrných čistých výnosů.

Jednoznačnou nevýhodou přístupu je potřeba *a priori* specifikovat investiční strategii, která má přinášet abnormální výnosy. Pokud autor na základě zvolené obchodní strategie nedosahuje nadprůměrných zisků i po započtení transakčních nákladů, nemůže jednoznačně konstatovat, že zkoumaný trh dosahuje slabé formy efektivnosti. Nelze vyloučit, že existuje minimálně jedna strategie, která takového abnormálního výnosy přináší. Na druhou stranu platí, že nalezneme-li alespoň jednu ziskovou strategii, lze určitý trh považovat za neefektivní. Slabinu studií, které takový potenciál identifikovaly, nicméně představuje jejich omezená platnost. Ukazuje se, že aplikace strategie na jiná než testovaná období či na jiný soubor titulů nepřináší často stejné ani obdobné závěry, a nelze je tudíž využít k reálnému obchodování.

Zohlednění pomocí měření relativní efektivnosti

Jinou možností, jak nepřímo zohlednit transakční náklady v chování určitého trhu a kterou využívá doktorská práce, představuje srovnání jeho charakteristik s trhem, u kterého jsou transakční náklady známy. Budeme-li předpokládat kapitálový trh, který se svým charakterem nejvíce blíží dokonalému trhu modelu náhodné procházky, představuje pro ostatní trhy vhodný benchmark. Půjde o trh vysoce likvidní, transparentní a konkurenční, což jsou mj. předpoklady nízkých transakčních nákladů. V globálním měřítku bývá považován za takový benchmark americký trh NYSE a v evropském měřítku např. německá či nizozemská burza, u kterých lze předpokládat maximálně dosažitelnou úroveň efektivnosti v praxi.

Předpokládáme-li, že je americký trh efektivní, pak lze na základě porovnání výskytu statisticky významných závislostí usuzovat na míru efektivnosti srovnávaného trhu, přičemž jsou implicitně zohledňovány transakční náklady. Výše uvedené platí vždy v případě, kdy jsou transakční náklady na obou trzích srovnatelné. Přístup nelze ale jednoznačně aplikovat, pokud by byly transakční náklady podstatně vyšší např. na americkém trhu a současně by výskyt závislostí na americkém trhu byl vyšší nebo srovnatelný než na zkoumaném středoevropském trhu, nebo pokud by naopak při výrazně vyšších transakčních nákladech na středoevropských trzích byl výskyt závislostí na těchto trzích také podstatně častější.

Avšak i v případě, kdy není splněna podmínka obdobné výše transakčních nákladů, představuje měření relativní efektivnosti reálnější přístup k testování hypotézy efektivních trhů než pokud by transakční náklady nebyly zohledněny vůbec a závěry by odrážely pouze odchylky chování výnosů od teoreticky formulovaného modelu.

5.2.6. Testy reakcí na nové informace

Analýza reakcí českého akciového trhu (BCPP) na informace o vzniku povinnosti nabídky převzetí a na zveřejnění oznámení s konkrétní nabídkou převzetí, a interpretace závěrů vzhledem k hypotéze středně silné formy efektivnosti, je obsahem kapitoly 9. Je-li možné na základě nových veřejných informací dosahovat abnormálních výnosů, tj. nadprůměrně vysokých z ekonomického hlediska, trh nelze považovat za středně silně efektivní. Použitá metodologie sleduje standardní postup testování reakcí trhů na oznámení nové informace (event studies), který spočívá v pěti základních krocích:¹⁰³

1. Výpočet skutečného výnosu r_{it} daného titulu i v čase t dle vzorce $r_{it} = (P_{it} - P_{it-L}) / P_{it-L}$, kde P_{it} představuje tržní cenu. Délka L událostního okénka reakce titulu by měla umožňovat jak analýzu rychlosti reakce na novou informaci, tak ale i možnost dosahovat na základě této informace nadprůměrných výnosů v relativně delším horizontu. Vzhledem k tomu je analýza provedena jak na denních tak týdenních datech (maximálně v horizontu sedmi měsíců po události). Současně je analyzováno i chování daného titulu deset týdnů před rozhodným dnem, za účelem testování možnosti případného obchodování na základě neveřejných informací.
2. Stanovení modelu rovnovážného výnosu akcií, k jehož predikcím se poměří skutečné výnosy daného titulu. Jsou formulovány tři modely:

- CAPM:
$$\tilde{r}_{it} = r_{ft} + \hat{\beta}_i(r_{mt} - r_{ft}), \quad (5.35)$$

- jednoduchý indexní (IM):
$$\tilde{r}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i r_{mt} \quad a \quad (5.36)$$

- kontrolní portfolio (KP):
$$\tilde{r}_{it} = r_{PX-Glob}. \quad (5.37)$$

Výnos trhu r_{mt} je v případě CAPM a indexního modelu představován indexem PX-Glob. Za bezrizikovou úrokovou míru je dosazována tříměsíční depozitní sazba na mezibankovním trhu (PRIBID). Parametry dvou modelů jsou odhadnuty pomocí regrese, metodou nejmenších čtverců, a to pouze v případech, kdy dostupná časová řada má minimálně dvojnásobek délky událostního okénka. Riziku zavádějících interpretací závěrů v důsledku chybné specifikace modelu by mělo zabránit srovnání výstupů při použití všech tří přístupů.

3. Výpočet očekávaného (predikovaného) výnosu \tilde{r}_{it} dle zvoleného modelu a jeho porovnání se skutečným výnosem za stejné období. Rozdíl obou hodnot představuje abnormální výnos:

$$\tilde{u}_{it} = r_{it} - \tilde{r}_{it}. \quad (5.38)$$

4. Stanovení průměrného kumulativního abnormálního výnosu CAR pro zkoumaný soubor N titulů:

$$CAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{u}_{it}. \quad (5.39)$$

5. Ověření statistické významnosti výsledků pomocí dvoustranného testu nulové hypotézy H_0 , že abnormální výnosy nejsou významně různé od nuly, použitím testového kritéria Φ :

¹⁰³ Metodologie viz například Fama a kol. (1969) nebo MacKinley (1997).

$$\phi = \frac{CAR_t}{\text{var}(CAR_t)^{1/2}} \sim N(0,1), \text{ kde} \quad (5.40)$$

$$\text{var}(CAR_t) = \sum_{i=t-L}^t \text{var}(AR_{i_t}) \text{ a} \quad (5.41)$$

$$\text{var}(AR_{i_t}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_{ai}^2. \quad (5.42)$$

Protože σ_{ai}^2 v rovnici (5.42) je neznámý, rozptyl abnormálních výnosů lze odhadnout:

$$\hat{\sigma}_{ai}^2 = \frac{1}{T-2} \sum_{i=t_0}^n (\tilde{u}_{it_i})^2, \quad (5.43)$$

kde parametry t_0 a t_1 vymezují období o délce T , ze kterého je počítána regrese.

Ekonomická interpretace je integrální součástí komentářů k jednotlivým výsledkům.

Vzhledem k potřebě jemnější analýzy v období okolo rozhodných dnů jsou počítány kumulativní výnosy u jednotlivých titulů po dnech. Tento přístup také umožňuje sledovat rychlost přizpůsobení trhů nové informaci a vyhnout se problému vysoké citlivosti výstupů na volbu konkrétní délky událostního okna. V případě testu reakce cen na vznik povinnosti nabídky akcií stávajícím akcionářům je zkoumaný soubor dále rozdělen na skupinu společností, které skutečně nabídku převzetí učinily, a společnosti, které povinnost nesplnily například z důvodu nevykonávání hlasovacích práv, konkurzu přejímající společnosti či nesplnění zákonné povinnosti. Skutečnost, zda společnost realizovala nabídku převzetí, mohla způsobit odlišné chování cen obou skupin titulů. Na dvě části je rozdělen také soubor případů oznámení nabídky v tisku, kdy jedna skupina případů představuje nabídky s prémie vůči tržní ceně a druhá naopak nabídky s diskontem.

6. Test slabé formy efektivity - ČR

Kapitola 6 popisuje a interpretuje výsledky empirické analýzy českého akciového trhu vzhledem k modelu náhodné procházky a teoretické definici slabě efektivního trhu (absolutní efektivity – ortodoxní přístup). Výsledky, které shrnuje kapitola 6.4, jsou posléze v kapitole 8 relativizovány vzhledem k stanovenému benchmarku, srovnávací bázi z vyspělých kapitálových trhů (relativní efektivity).

Pokud je trh efektivní vzhledem k danému souboru informací (historické ceny), pak není možné dosáhnout ekonomického prospěchu z obchodování s využitím těchto informací. Předvídatelnost chování trhu v budoucnosti, na kterém lze postavit konkrétní ziskovou investiční strategii, je podmíněna existencí systému v historických cenách. Empirická analýza za pomoci vybraných ekonometrických metod odpovídá na otázku, do jaké míry se akciový trh chová náhodně. Výsledky analýzy jsou shrnuty do tabulek přímo v textu či v přílohách, a to s rozlišením denních, týdenních a měsíčních výnosů. Separátně je pak analyzován faktor neobchodování a jeho vliv na interpretaci výsledků. Detailnější analýzu chování českého akciového trhu v závislosti na jeho segmentech a zvoleném období obsahují kapitoly 6.2 a 6.3.

6.1. Ortodoxní přístup

6.1.1. Denní výnosy

Základní charakteristiky časových řad českých akciových titulů i indexů v zásadě odpovídají očekávání (viz příloha P1). Patrná je výraznější špičatost rozdělení ve srovnání s normálním rozdělením ($K=3$) indikující vysokou koncentraci výnosů okolo jejich střední hodnoty a současný výskyt několika extrémních cenových změn v kladném i záporném směru. K vysoké špičatosti přispěl i limit maximálních denních změn stanovený v prvních letech obchodování organizátorem trhu (5 % případně 10 %). Rozdělení výnosů jednotlivých titulů je také zpravidla negativně skloněné, tj. asymetrické s delšími levými konci. Již z výše uvedeného plyne, že výnosy individuálních titulů i indexů nemají obvykle normální rozdělení. Hypotézu normálního rozdělení lze také zamítnout na základě vysokých hodnot Jarque-Bera testového kritéria.

Veškeré zkoumané časové řady výnosů jsou na rozdíl od vývoje cen akcií a hodnot indexů stacionární. Na základě upraveného Dickey-Fullerova testu, kdy naměřené hodnoty t -kritéria vždy přesahují kritické hodnoty i na 1% hladině významnosti, můžeme zamítnout hypotézu nestacionarity výnosů resp. jednotkového kořene. Obdobné informace poskytují i hodnoty kritéria Phillips-Perronova testu. Splnění předpokladu stacionarity umožňuje další analýzu a testování řad. Níže uvedená tabulka 6.1 uvádí hodnoty kritérií obou testů pro časové řady cen i výnosů a také automaticky zvolené optimální počty zpoždění ADF testů dle Schwarzova informačního kritéria a optimální šířky pásma PP testu.

Tabulka 6.1: Test stacionarity časových řad, ceny a denní výnosy, ČR, 1995-2005

	ADF kritérium	ADF kritérium	PP kritérium	PP kritérium	1% hladina	5% hladina	10% hladina
CBJ	2,64818 (1)	-48,44021 (0)	2,79715 (10)	-48,30034 (19)	-3,43251	-2,86238	-2,56726
CEZ	4,71457 (9)	-49,52468 (0)	5,58211 (23)	-49,47280 (13)	-3,43244	-2,86235	-2,56725
CS	-2,17628 (1)	-36,06948 (0)	-2,08217 (1)	-36,06943 (1)	-3,43430	-2,86317	-2,56769
CSRD	-1,30679 (9)	-46,85804 (0)	-1,18795 (7)	-47,19164 (15)	-3,43268	-2,86245	-2,56730
IAPS	-1,75029 (2)	-25,60551 (1)	-1,73677 (8)	-39,98202 (5)	-3,43379	-2,86295	-2,56757
IPB	-0,98682 (4)	-31,33813 (0)	-0,94627 (37)	-30,43296 (30)	-3,43474	-2,86336	-2,56779
KOMB	-0,42804 (2)	-43,75537 (0)	-0,43211 (6)	-43,23684 (23)	-3,43244	-2,86235	-2,56724
OKD	7,07597 (8)	-40,31864 (0)	7,12956 (7)	-40,96003 (14)	-3,43269	-2,86246	-2,56731
PARM	-1,03455 (0)	-23,34034 (2)	-1,26079 (10)	-42,54859 (13)	-3,43295	-2,86257	-2,56737
RBAG	-0,66060 (0)	-27,21187 (0)	-0,66060 (0)	-27,18848 (2)	-3,43788	-2,86475	-2,56854
SKUH	-0,84321 (1)	-45,32452 (0)	-0,84243 (8)	-45,36760 (12)	-3,43259	-2,86242	-2,56728
SPTT	-1,84212 (0)	-50,97606 (0)	-1,89184 (14)	-50,94734 (13)	-3,43248	-2,86236	-2,56725
SSZL	2,37726 (1)	-43,65004 (0)	2,94469 (27)	-43,28102 (15)	-3,43268	-2,86245	-2,56730
SVDL	-1,06325 (1)	-45,97777 (0)	-0,95954 (9)	-46,03380 (4)	-3,43263	-2,86243	-2,56729
SVEG	-1,51952 (5)	-43,38394 (0)	-1,38340 (12)	-43,55612 (5)	-3,43264	-2,86244	-2,56729
SVEN	-1,81523 (2)	-31,45270 (1)	-1,74447 (4)	-46,24964 (10)	-3,43263	-2,86243	-2,56729
TABAK	-0,85304 (0)	-53,97138 (0)	-0,81282 (11)	-53,97509 (6)	-3,43244	-2,86235	-2,56725
UNIP	0,44685 (1)	-41,99635 (0)	0,48430 (3)	-41,85204 (12)	-3,43317	-2,86267	-2,56742
MAX	7,07597 (9)	-23,34034 (2)	7,12956 (37)	-27,18848 (30)	-3,43244	-2,86235	-2,56724
MIN	-2,17628 (0)	-53,97138 (0)	-2,08217 (0)	-53,97509 (1)	-3,43788	-2,86475	-2,56854
PRŮM	0,05462 (3)	-40,51083 (0)	0,16648 (11)	-43,14699 (12)	-3,43320	-2,86269	-2,56743
PX-50	2,83720 (1)	-47,88669 (0)	3,14090 (1)	-47,95475 (3)	-3,43244	-2,86235	-2,56725
PX D	1,98255 (0)	-41,23710 (0)	1,84535 (6)	-41,29699 (10)	-3,43376	-2,86293	-2,56756

Z hlediska testování autokorelací výnosů je klíčovou otázkou stabilita či naopak měnivost rozptylu v čase. Heteroskedasticita je v případě dat z kapitálového trhu obvyklá, především u dlouhých časových řad. Z tabulky 6.2 je patrné, že český akciový trh není výjimkou, což platí pro chování rozptylu výnosů individuálních titulů i indexů. Ve všech případech hodnoty Engleova LM kritéria a F-kritéria jednoznačně ukazují na přítomnost autoregresní podmíněné heteroskedasticity v chování reziduí během 11-letého zkoumaného období. Je tedy zřejmé, že při testování hypotézy efektivních trhů musí být použité instrumentarium nutně upraveno – v souladu s očekáváním - pro případ heteroskedastických časových řad. Výše uvedené závěry jsou v souladu s výsledky testu heteroskedasticity denních výnosů indexu PX-50 studie Filáček, Kapička, Vošvrda (1998) či IFC ČR indexů studie Gilmore, McManus (2003). Také Trešl (1999) hypotézu stacionarity rozptylu denních výnosů zamítá u indexů PX-50 a PX-Glob v kalendářním roce 1997 na 5% hladině významnosti, nikoliv ovšem v relativně krátké periodě jednoho kalendářního čtvrtletí.

Tabulka 6.2: Test heteroskedasticity časových řad, denní výnosy, ČR, 1995-2005

	F- kritérium	Pravděpo dobnost	LM- kritérium	Pravděpo dobnost	F- kritérium	Pravděpo dobnost	LM- kritérium	Pravděpo dobnost	
CBJ	16,8284	0,0000	159,2483	0,0000	SVDL	9,2632	0,0000	89,8506	0,0000
CEZ	12,7325	0,0000	122,3384	0,0000	SVEG	33,0910	0,0000	294,9627	0,0000
CS	44,5048	0,0000	348,3676	0,0000	SVEN	5,2600	0,0000	51,7826	0,0000
CSRD	7,1179	0,0000	69,5608	0,0000	TABAK	4,0156	0,0000	39,7502	0,0000
IAPS	20,1341	0,0000	181,9501	0,0000	UNIP	20,8573	0,0000	191,0938	0,0000
IPB	12,1097	0,0000	112,3434	0,0000	MAX	139,7095	0,0000	940,3822	0,0000
KOMB	139,7095	0,0000	940,3822	0,0000	MIN	4,0156	0,0000	39,7502	0,0000
OKD	10,4133	0,0000	100,4885	0,0000	PRŮM	22,5677	0,0000	186,9578	0,0000
PARM	14,8737	0,0000	140,4417	0,0000	PX-50	29,0968	0,0000	264,9748	0,0000
RBAG	6,4695	0,0000	60,7770	0,0000	PX D	13,8239	0,0000	129,1121	0,0000
SKUH	18,0284	0,0000	169,5574	0,0000					
SPTT	18,0378	0,0000	170,1305	0,0000					
SSZL	12,7728	0,0000	122,2138	0,0000					

O vlivu měnlivosti rozptylů na lineární závislosti se lze přesvědčit i z následujících dvou výsledkových tabulek. Tabulka 6.3 uvádí výstupy testu autokorelací pro první zpoždění ($k=1$), Ljung-Boxova testu při $m=10$ a testu poměru rozptylů při dvojnásobném časovém horizontu ($q=2$) za předpokladu homoskedasticity. Na základě hodnot testových kritérií lze zamítnout na 5% hladině nulovou hypotézu, že české akciový trh systematicky nevykazuje statisticky významné lineární závislosti. Autokorelace jsou - kromě jediné výjimky - pozitivní. Všechna tři kritéria se shodují na dvou případech, kdy nelze nulovou hypotézu zamítnout. Z individuálních titulů je výjimkou akcie Philip Morris ČR, podle některého z testů pak i Erste Bank nebo Český Telecom, lineární závislosti nevýznamně různé od nuly jsou indikovány také u indexu PX-D.

Tabulka 6.3: Testy lineárních závislostí, denní výnosy, ČR, 1995-2005, předpoklad homoskedasticity

	Autokor. koeficient	Chyba odhadu	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Poměr rozptylů	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná hladina význam.
	ρ_1	se	Q_{10}		VR(2)	Z_2	
CBJ	0,08439	0,01896	46,22334	0,00000	1,08517	4,49235	0,00001
CEZ	0,07684	0,01869	33,32436	0,00024	1,07759	4,15209	0,00003
CS	0,09391	0,02521	36,99748	0,00006	1,09521	3,77740	0,00016
CSRD	0,09789	0,01963	38,81606	0,00003	1,08420	4,29088	0,00002
IAPS	0,06678	0,02360	49,23632	0,00000	1,06790	2,87757	0,00401
IPB	0,13247	0,02652	48,75610	0,00000	1,08599	3,24382	0,00118
KOMB	0,19806	0,01867	143,80236	0,00000	1,19889	10,65337	0,00000
OKD	0,22622	0,01970	180,07671	0,00000	1,22697	11,52408	0,00000
PARM	0,15846	0,02067	124,34016	0,00000	1,15926	7,70740	0,00000
RBAG	0,06312	0,03446	20,71244	0,02319	1,06549	1,90136	0,05726
SKUH	0,13356	0,01930	60,48913	0,00000	1,13355	6,92169	0,00000
SPTT	0,04082	0,01883	11,85243	0,29505	1,04140	2,19926	0,02786
SSZL	0,15459	0,01963	83,00651	0,00000	1,15395	7,84554	0,00000
SVDL	0,11143	0,01944	40,88849	0,00001	1,11224	5,77474	0,00000
SVEG	0,16617	0,01948	114,54540	0,00000	1,16699	8,57210	0,00000
SVEN	0,11906	0,01944	74,08220	0,00000	1,11991	6,16916	0,00000
TABAK	-0,00905	0,01869	9,39570	0,49501	0,99158	-0,45078	0,65215
UNIP	0,10484	0,02147	30,34210	0,00075	1,10362	4,82699	0,00000
MAX	0,22622	0,03446	180,07671	0,49501	1,22697	11,52408	0,65215
MIN	-0,00905	0,01867	9,39570	0,00000	0,99158	-0,45078	0,00000
PRŮM	0,11220	0,02124	63,71596	0,04524	1,10944	5,35995	0,04126
PX-50	0,11018	0,01869	54,32066	0,00000	1,11095	5,93766	0,00000
PX D	0,03065	0,02351	8,72915	0,55799	1,03056	1,30023	0,19352

Hodnoty autokorelací denních výnosů při vyšších zpožděních jsou součástí přílohy P2. Vyplývá z ní, že jsou statisticky různé od nuly u minimálně třetiny časových řad individuálních titulů pro první dvě, páté a desáté zpoždění a u indexu PX-50 pro první dvě a desáté zpoždění. Nárůst významnosti pozitivních korelací denních výnosů při poměrně vysokém zpoždění dvou týdnů (deset obchodních dní) je zajímavou, avšak těžko interpretovatelnou vlastností řad, kterou identifikoval již Filáček, Kapička, Vošvrda (1998).¹⁰⁴ Ljungovo-Boxovo Q kritérium při vyšší hodnotě m indikuje na 5% hladině, že alespoň jeden autokorelační koeficient je různý od nuly u výrazné většiny společností a indexu PX-50 (příloha P3). Obdobné závěry poskytuje kritérium testu poměru rozptylů (příloha P4). Je tedy zřejmé, že za předpokladu homoskedasticity použité

¹⁰⁴ Ani Filáček, Kapička, Vošvrda neposkytují žádné rozumné vysvětlení závislosti aktuálních a čtrnáct dní starých výnosů. Nelze identifikovat žádný specifický rys pravidel obchodování BCPP, který by tento jev způsoboval. Jeho statistickou významnost na 5% hladině potvrzují i autokorelace týdenních výnosů (při druhém zpoždění) v případě volby pátku, pondělí a úterý jako rozhodného dne. Při bližším pohledu je také zřejmé, že tento jev během doby mizí, neboť statisticky významné autokorelace jsou typické pouze pro první polovinu zkoumaného období (1995-2000).

testy indikují systematické přítomnosti lineárních závislostí v časových řadách, což je v souladu s dosavadními závěry dostupné literatury.

Gilmore, McManus (2003) identifikují pomocí homoskedastického Ljung-Boxova kritéria statisticky významné autokorelace denních výnosů indexu IFC CR v období 1995-2000, a to především v prvních čtyřech sledovaných letech. Statisticky významné závislosti vykazuje i chování indexu MSCI CR mezi roky 1994 a 2003 (Worthington, Higgs, 2003). Významné autokorelace denních výnosů indexu PX-50 potvrzuje např. práce Němečka (1998), na druhou stranu shledává obvykle chování individuálních titulů v letech 1995-97 jako náhodné (na základě výsledků Ljung-Boxova testu).

Nicméně úsudek o platnosti či zamítnutí hypotézy náhodné procházky je možné formulovat až na základě testů upravených o přítomnost heteroskedasticity testovaných řad, jak je uvádí tabulka 6.4. U všech časových řad je patrné podstatné snížení hodnot kritérií resp. zvýšení četnosti zamítnutí alternativní hypotézy lineární závislosti denních výnosů. Přesto lze ve většině případů včetně indexu PX-50 zamítnout na 5% hladině významnosti nulovou hypotézu lineární nezávislosti. Množinu výjimek rozšířila podle obou testů časová řada České spořitelny; jeden z testů vždy indikuje náhodnou procházku u dalších pěti řad. Výše uvedené je mj. ve shodě se závěry Worthington, Higgs (2003), kteří pomocí mnohonásobného testu poměru rozptýlů upraveného pro případ heteroskedasticity identifikují statisticky významné závislosti výnosů indexu MSCI CR v období 1994-2003.

Tabulka 6.4: Testy lineárních závislostí, denní výnosy, ČR, 1995-2005, předpoklad heteroskedasticity

	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná hladina význam.		Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná hladina význam.
	Q_{10}^*		Z_2^*			Q_{10}^*		Z_2^*	
CBJ	22,98333	0,01081	2,90349	0,00369	SVDL	18,81899	0,04262	4,16496	0,00003
CEZ	13,35369	0,20456	2,55289	0,01068	SVEG	43,03506	0,00000	5,16252	0,00000
CS	8,67842	0,56287	1,64577	0,09981	SVEN	31,28433	0,00053	3,43990	0,00058
CSRD	14,07834	0,16945	2,71257	0,00668	TABAK	4,15489	0,94009	-0,34500	0,73010
IAPS	19,23409	0,03739	1,40573	0,15980	UNIP	13,97713	0,17404	2,77313	0,00555
IPB	23,95796	0,00771	1,74391	0,08118					
KOMB	52,58785	0,00000	3,50096	0,00046	MAX	77,56805	0,94009	8,28297	0,73010
OKD	77,56805	0,00000	8,28297	0,00000	MIN	4,15489	0,00000	-0,34500	0,00000
PARM	52,90751	0,00000	5,49858	0,00000	PRŮM	26,17616	0,18746	3,22093	0,07535
RBAG	11,73922	0,30289	1,42225	0,15495					
SKUH	24,65462	0,00604	4,85084	0,00000	PX-50	21,39778	0,01848	4,49988	0,00001
SPTT	4,61903	0,91513	1,63142	0,10280	PX D	3,77803	0,95681	1,08499	0,27793
SSZL	33,53844	0,00022	4,62984	0,00000					

V příloze P5 a P6 jsou opět uvedeny hodnoty kritérií Ljung-Boxova testu a testu poměru rozptýlů pro vyšší počet autokorelací m a period q , tentokrát za předpokladu měnlivosti rozptýlu denních výnosů v čase. Ačkoliv opět klesají jak hodnoty testových kritérií tak počet případů jejich statistické významnosti, stále není chování poloviny až dvou třetin časových řad individuálních titulů a indexu PX-50 slučitelné s hypotézou náhodné procházky pro $m < 13$ či $q < 14$.

Lze tedy uzavřít, že časové řady denních výnosů individuálních titulů, z kterých se skládal index PX-50 a které se obchodovaly na BCPP v časovém intervalu leden 1995 až prosinec 2005, systematicky vykazují lineární závislosti. Pokud kurz vybrané akcie společnosti včera vzrostl, dá se předpovědět, že cena dané akcie dnes s určitou pravděpodobností spíše poroste, než poklesne. Kvůli systematické přítomnosti lineárních závislostí u individuálních titulů nelze vyloučit, že existuje investiční strategie, která využívají krátkodobých trendů a přináší nadprůměrné výnosy.

Analýza časových řad denních výnosů indexů BCPP, PX-50 a PX-D, poskytuje nejednoznačné závěry. Pro výnosy indexu PX-50 jsou charakteristické silné a dlouho přetrvávající pozitivní autokorelace na rozdíl od indexu PX-D, který popisuje segment nejlikvidnějších společností obchodovaných v systému SPAD. Jeho výnosy se chovají v souladu s hypotézou náhodné procházky. Chování akciového indexu PX-50, obdobně jako individuálních akcií, tedy nepodporuje hypotézu slabě efektivního trhu. Naopak, chování indexu PX-D je s hypotézou v souladu.

6.1.2. Týdenní a měsíční výnosy

Na výše uvedenou analýzu denních výnosů navazují testy lineárních závislostí výnosů v delších periodách – jednoho měsíce resp. týdne. Vzhledem k většímu časovému prostoru pro vstřebání informací do cen akcií i do hodnot indexů by časové řady měly vykazovat nižší výskyt případů statisticky významných autokorelací.

Autoregresní podmíněná heteroskedasticita řad týdenních a měsíčních výnosů je méně výrazná než u denních výnosů. Z přílohy P7 je nicméně patrné, že v případě týdenních (pátečních) výnosů ukazují hodnoty Engleova LM kritéria a F-kritéria na přítomnost statisticky významné heteroskedasticity v chování reziduí na 5% hladině u všech řad kromě dvou. V případě měsíčních výnosů je tomu u třetiny časových řad individuálních titulů (a obou indexů). Opět je tedy potřeba při testování hypotézy náhodné procházky upravit instrumentarium o heteroskedasticitu.

Tabulka 6.5 shrnuje výsledky Ljung-Boxova testu ($m=10$) a testu poměru rozptylů ($q=2$) za předpokladu heteroskedasticity měsíčních výnosů. Na základě hodnot kritérií a příslušných hladin významností lze zamítnout alternativní hypotézu na 5% hladině, že české akciový trh vykazuje statisticky významné lineární závislosti, a to jak pro oba indexy, tak individuální tituly. Pouze u jediné řady výnosů individuálního titulu indikuje test poměru rozptylů, nikoliv ale Q kritérium, že nelze zamítnout alternativní hypotézu (IPS).

Tabulka 6.5: Testy lineárních závislostí, měsíční výnosy, ČR, 1995-2005

	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná hladina význam.		Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná hladina význam.
	Q_{10}^*		Z_2^*			Q_{10}^*		Z_2^*	
CBJ	9,98170	0,44210	0,61063	0,54144	SVDL	5,52286	0,85363	1,00600	0,31442
CEZ	5,24926	0,87392	0,06769	0,94604	SVEG	4,40152	0,92742	-0,23761	0,81218
CS	6,10227	0,80660	0,93469	0,34995	SVEN	3,69825	0,95993	0,00683	0,99455
CSRD	4,80774	0,90365	1,12547	0,26039	TABAK	5,15040	0,88091	0,43767	0,66162
IAPS	7,72225	0,65595	2,15728	0,03098	UNIP	8,12909	0,61623	0,86488	0,38711
IPB	1,88318	0,99716	-0,15201	0,87918					
KOMB	5,53867	0,85242	0,57391	0,56603	MAX	9,98170	0,99716	2,15728	0,99455
OKD	4,29141	0,93325	1,11296	0,26573	MIN	1,88318	0,44210	-1,14635	0,03098
PARM	9,94009	0,44576	0,71056	0,47735	PRÚM	5,66139	0,81381	0,51956	0,47384
RBAG	4,20675	0,93754	-1,14635	0,25165					
SKUH	3,52788	0,96614	1,32807	0,18415	PX-50	4,30630	0,93247	0,61271	0,54007
SPTT	3,91570	0,95107	-1,05413	0,29182	PX D	4,33374	0,93104	-0,65646	0,51153
SSZL	7,83602	0,64485	1,00562	0,31460					

Ve snaze identifikovat případné kalendářní efekty a vyloučit možné pochyby o vhodnosti volby kalendářního dne v týdnu, ke kterému se měří výnosy (rozhodný kalendářní den), byly analýze postupně podrobeny výnosy pro všech pět kalendářních dnů samostatně. Niže uvedené tabulky 6.6 a 6.7 popisují testy lineárních závislostí týdenních výnosů měřených ve středu a v úterý. Charakterizují případy maximální a minimální četnosti významných závislostí. První tabulka

popisuje střední výnosy, při kterých jsou testem poměru rozptylů identifikovány statisticky významné závislosti u čtyř řad individuálních titulů (IPB, Paramo, Severočeská energetika, Erste Bank). Naopak při volbě úterních výnosů se jedná pouze o dva případy (IPB, Paramo).

Tabulka 6.6: Testy lineárních závislostí, týdenní (střední) výnosy, ČR, 1995-2005

	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná kritérium	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná kritérium		Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná kritérium	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná kritérium
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.		Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
CBJ	9,36390	0,49795	-1,36340	0,17276	SVDL	2,34360	0,99296	0,96094	0,33658
CEZ	3,87706	0,95272	-0,29995	0,76422	SVEG	11,31227	0,33371	2,24540	0,02474
CS	4,87554	0,89934	-0,04424	0,96471	SVEN	5,31738	0,86899	0,93184	0,35142
CSRD	4,26951	0,93437	0,15107	0,87992	TABAK	5,74805	0,83597	-1,07531	0,28223
IAPS	8,40645	0,58920	0,18916	0,84996	UNIP	4,21187	0,93728	0,20936	0,83416
IPB	15,72167	0,10788	-2,61853	0,00883					
KOMB	6,45759	0,77547	-0,53356	0,59365	MAX	15,72167	0,99296	2,88970	0,96471
OKD	5,21288	0,87651	1,66509	0,09589	MIN	2,34360	0,10788	-2,61853	0,00386
PARAM	12,59452	0,24723	2,88970	0,00386	PRŮM	6,68456	0,73234	-0,01438	0,45118
RBAG	3,86578	0,95320	-2,03502	0,04185					
SKUH	3,39006	0,97070	-0,10895	0,91325	PX-50	11,22772	0,34005	0,65044	0,51541
SPTT	10,06334	0,43495	-1,04984	0,29379	PX D	6,34522	0,78547	0,25375	0,79969
SSZL	3,29062	0,97373	-0,37263	0,70943					

Tabulka 6.7: Testy lineárních závislostí, týdenní (úterní) výnosy, ČR, 1995-2005

	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná kritérium	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná kritérium		Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná kritérium	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná kritérium
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.		Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
CBJ	4,80624	0,90374	-1,17500	0,24000	SVDL	4,60383	0,91603	1,40749	0,15928
CEZ	9,39265	0,49529	-1,79335	0,07292	SVEG	7,75622	0,65264	0,97516	0,32948
CS	6,12558	0,80460	0,43327	0,66482	SVEN	3,59166	0,96389	0,63847	0,52317
CSRD	8,35058	0,59463	0,52777	0,59766	TABAK	6,19709	0,79844	-1,48830	0,13667
IAPS	3,05009	0,98022	0,56245	0,57381	UNIP	3,58205	0,96424	-0,47546	0,63446
IPB	19,34008	0,03615	-3,40399	0,00066					
KOMB	12,07409	0,28013	-0,74690	0,45512	MAX	19,34008	0,98022	3,20528	0,66482
OKD	6,89444	0,73537	1,95472	0,05062	MIN	3,05009	0,03615	-3,40399	0,00066
PARAM	13,96794	0,17446	3,20528	0,00135	PRŮM	7,22652	0,71231	-0,16529	0,30025
RBAG	4,68759	0,91105	-1,76750	0,07714					
SKUH	4,58935	0,91687	0,85631	0,39182	PX-50	9,17759	0,51534	0,11143	0,91128
SPTT	6,36535	0,78369	-0,77241	0,43987	PX D	3,24602	0,97503	-0,28177	0,77812
SSZL	4,70254	0,91014	-1,91332	0,05571					

Volba rozhodného dne pro výpočet týdenního výnosu ovlivňuje množinu časových řad, které vykazují statisticky významné závislosti. U žádné řady nejsou týdenní výnosy lineárně závislé pro každý rozhodný den týdne. U dvou titulů jsou závislé - podle testu poměru rozptylů – systematicky ve většině případů (IPB, Paramo). U dalších čtyř se objevují autokorelace sporadicky dle volby rozhodného kalendářního dne (Severočeská energetika, OKD, České radiokomunikace, Erste Bank). Řady výnosů obou indexů nevykazují statisticky významné závislosti s výjimkou pátečních. Ljung-Boxův test v zásadě významné závislosti neindikuje.

Přílohy P8 a P9 obsahují hodnoty testových kritérií spolu s hladinami významnosti pro vyšší zpoždění. Časové řady měsíčních výnosů nevykazují pro prvních pět m a q žádné závislosti indikující jejich systematické chování, které by bylo využitelné pro dosahování nadprůměrných výnosů (s již zmiňovanou jednou výjimkou v případě testu poměru rozptylů). Nárůst počtu statisticky významných hodnot kritéria testu poměru rozptylů pro $q > 5$ je poměrně překvapivý a těžko interpretovatelný fenomén, obzvláště když Ljungův-Boxův test a výsledky analýzy dvou dílčích období v kapitole 6.2.2. takovéto závislosti neindikují. Chování obou zkoumaných indexů

je v souladu s náhodnou procházkou, což odpovídá závěrům analýzy Diviš, Teplý (2005) u indexu PX-50 pro období let 1993-2004.

V případě týdenních výnosů uvádí příloha P10 a P11 hodnoty kritérií testů časových řad pátečních výnosů. Ljung-Boxovo Q kritérium při vyšším počtu autokorelací m neindikuje na 5% hladině statisticky významné autokorelace u individuálních společností (maximálně s jednou výjimkou) i obou indexů, a to při jakékoliv volbě rozhodného dne. Při nižším m pak lze nalézt významné hodnoty kritéria zpravidla u jedné, výjimečně dvou, časových řad. Kritérium testu poměru rozptylů je statisticky významné obvykle ve dvou či třech případech řad individuálních titulů při $q < 7$, pro vyšší q pak ve dvou případech. Lineární závislosti řady indexu PX-D nejsou významné s výjimkou pátečních výnosů. Výstupy testu poměru rozptylů výnosů indexu PX-50 jsou poměrně citlivé na volbu rozhodného dne. Zatímco úterní výnosy neindikují žádné závislosti, páteční výnosy jsou autokorelovány pro všechna q . Pro ostatní rozhodné dny jsou autokorelace statisticky významné obvykle pro $3 < q < 11$, což také odpovídá závěrům studií Žikeš (2003) nebo Vošvrda, Žikeš (2004) pro období 1996-2002. Na druhou stranu Diviš, Teplý (2005) významné autokorelace pátečních výnosů indexu PX-50 nenacházejí, když využívají data za delší období let 1993-2004.

Lze shrnout, že systematické lineární závislosti měsíčních výnosů indexů PX-50 a PX-D a individuálních akcií obchodovaných na BCPP nebyly nalezeny, a to bez ohledu na jejich likviditu. Výjimku představují autokorelace výnosů méně likvidních titulů identifikované testem poměru rozptylů pro $q > 6$. Interpretace výsledků analýzy chování týdenních výnosů je obtížnější. Stěžuje ji několik případů časových řad výnosů individuálních titulů a částečně také chování indexu PX50, které se podle testu poměru rozptylů nechovají v souladu s modelem náhodné procházky. To může indikovat přítomnost nadprůměrně ziskových příležitosti. Nicméně nelze identifikovat systematické nenáhodné chování typické pro převážnou část akciového trhu, který jako celek nevykazuje systémovou přítomnost lineárních závislostí týdenních výnosů; alternativní hypotéza lineární závislosti je zamítnuta ve velké většině případů na 5% hladině významnosti. Volba rozhodného dne pro výpočet výnosů nemá zásadní vliv na interpretaci výsledků. Rozdíly se navíc stírají či dokonce obrací v případě volby vyšších zpoždění autokorelací.

Ze závěrů výše uvedených dvou kapitol plyne, že případná zisková strategie by na českém akciovém trhu musela být založena na velmi krátké několikadenní periodě. Neexistuje prostor pro systematické nelézání nadprůměrně ziskových příležitostí v delších obdobích. Je zřejmé, že takovéto strategie jsou dostupnější profesionálním investorům a především samotným tvůrcům trhu či makléřům, kteří mají exkluzivní a velmi rychlý přístup k informacím a flexibilní možnost obchodovat.

6.1.3. Faktor neobchodování

Vzhledem k potenciálnímu vlivu nesynchronního obchodování resp. faktoru neobchodování na vykazované lineární závislosti a riziku chybné ekonomické interpretace výsledků je v této části podrobena detailnějšímu zkoumání hypotéza, že faktor neobchodování ovlivňuje výše uvedené výsledky ekonometrické analýzy. Je vhodné připomenout, že autokorelace způsobené neobchodováním mohou mít vliv na závěry ohledně platnosti hypotézy náhodné procházky, avšak z ekonomického hlediska nejsou využitelné pro dosahování nadprůměrných výnosů, a tudíž nemohou svědčit v neprospěch hypotézy efektivních trhů.

Pro výpočet odhadu autokorelací v časových řadách výnosů individuálních titulů způsobených neobchodováním dle vzorce 5.21 je zapotřebí odhadnout střední hodnotu, směrodatné odchylky a také pravděpodobnost neobchodování. Tabulka 6.8 udává empiricky naměřené pravděpodobnosti neobchodování v délce jednoho dne, týdne a měsíce u individuálních titulů. Pravděpodobnost s rostoucí délkou periody klesá, i když různým tempem u jednotlivých titulů, což je dáno především odlišnou mírou koncentrace neobchodování do souvislých časových období. Tabulka také ukazuje na významně odlišnosti v hodnotách u jednotlivých časových řad, s maximem přes 60 %.

Tabulka 6.8: Pravděpodobnost neobchodování, ČR, 1995-2005

	Denní	Pondělní	Uterní	Středeční	Čtvrteční	Páteční	Měsíční
CBJ	39,849%	11,131%	10,952%	9,874%	10,252%	10,791%	1,575%
CEZ	5,654%	0,524%	0,524%	0,524%	0,524%	0,524%	0,000%
CS	6,032%	0,635%	0,952%	0,952%	0,952%	0,952%	0,000%
CSRD	7,775%	0,771%	0,771%	0,769%	0,769%	0,962%	0,000%
IAPS	17,362%	5,556%	6,389%	6,128%	6,685%	6,128%	0,000%
IPB	8,989%	2,105%	2,807%	2,456%	1,754%	1,761%	0,000%
KOMB	4,782%	0,349%	0,524%	0,524%	0,524%	0,524%	0,000%
OKD	47,228%	22,287%	21,748%	21,899%	23,256%	24,225%	4,202%
PARM	51,511%	28,967%	29,282%	29,466%	29,650%	29,834%	9,346%
RBAG	3,673%	0,000%	0,000%	0,000%	0,000%	0,000%	0,000%
SKUH	35,690%	10,056%	9,125%	9,108%	9,851%	10,056%	0,000%
SPTT	5,632%	0,532%	1,064%	0,354%	0,354%	0,531%	0,000%
SSZL	60,970%	31,985%	31,021%	29,038%	29,423%	31,154%	9,322%
SVDL	43,807%	18,336%	18,336%	18,113%	17,925%	17,358%	3,333%
SVEG	54,514%	31,499%	31,879%	32,576%	32,638%	32,258%	9,917%
SVEN	58,610%	36,673%	35,917%	35,660%	37,170%	36,981%	17,500%
TABAK	6,702%	0,524%	1,047%	0,873%	0,698%	0,698%	0,000%
UNIP	3,961%	0,000%	0,230%	0,000%	0,000%	0,000%	0,000%
MAX	60,970%	36,673%	35,917%	35,660%	37,170%	36,981%	17,500%
MIN	3,673%	0,000%	0,000%	0,000%	0,000%	0,000%	0,000%
PRŮM	25,708%	11,218%	11,254%	11,017%	11,246%	11,374%	3,066%

Implikace pro hodnotu autokorelace závisí (dle výše odkazovaného vzorce) především na vztahu pravděpodobnosti neobchodování a střední hodnoty výnosu. Je zřejmé, že se s délkou periody pozorování pohybují protisměrně, střední hodnoty rostou, zatímco pravděpodobnosti neobchodování klesají. Tabulka 6.9 uvádí indikativní výše negativních autokorelací výnosů individuálních titulů při prvním zpoždění způsobovaných faktorem neobchodování, opět v rozlišení pro různý časový horizont výnosů. Je zřejmé, že jejich hodnoty jsou ve velké většině případů velmi nízké a zanedbatelné z hlediska interpretace výsledků.

Vzhledem k poklesu autokorelací s rostoucím zpožděním geometrickou řadou není nutné jejich hodnoty dále uvádět. Faktor neobchodování je možné při testování hypotézy nulových lineárních závislostí zanedbat, aniž by se snížila robustnost výsledků analýzy. Potvrzují to i zkušební výpočty testových kritérií za použití upravených autokorelací.

Tabulka 6.9: Odhad autokorelací způsobených neobchodováním, ČR, 1995-2005

	Denní	Pondělní	Úterní	Středeční	Čtvrteční	Páteční	Měsíční
CBJ	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002
CEZ	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
CS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
CSRD	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IAPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IPB	-0,0002	-0,0003	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	0,0000
KOMB	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
OKD	-0,0014	-0,0021	-0,0019	-0,0020	-0,0021	-0,0023	-0,0015
PARM	0,0000	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001
RBAG	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SKUH	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SPTT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SSZL	-0,0005	-0,0011	-0,0009	-0,0009	-0,0011	-0,0010	-0,0014
SVDL	-0,0002	-0,0005	-0,0005	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0003
SVEG	-0,0002	-0,0004	-0,0004	-0,0005	-0,0005	-0,0004	-0,0006
SVEN	-0,0002	-0,0003	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0006
TABAK	-0,0008	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
UNIP	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
MAX	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
MIN	-0,0014	-0,0021	-0,0019	-0,0020	-0,0021	-0,0023	-0,0015
PRŮM	-0,0002	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003

Vztah 5.22 nelze využít pro analýzu autokorelací způsobených neobchodováním u indexu PX-50, neboť charakter chování a pravděpodobnost neobchodování podkladových titulů je značně heterogenní. Příznivější situace nastává v případě indexu PX-D, který se z hlediska pravděpodobnosti neobchodování chová jako relativně homogenní portfolio. Od roku 1999 v průměru dosahuje hodnoty 4,052 % při směrodatné odchylce 0,701 procentního bodu.¹⁰⁵ Vzhledem k statisticky nevýznamné pozitivní hodnotě autokorelace denních výnosů indexu PX-D v prvním zpoždění (3,065 %, viz tabulka 6.3) nemá faktor neobchodování vliv na interpretaci závěrů analýzy, což platí také pro vyšší zpoždění, kdy odhad autokorelací způsobených neobchodováním klesá geometrickou řadou. Výše uvedený závěr platí i pro týdenní a měsíční výnosy vzhledem k prakticky nulové pravděpodobnosti neobchodování titulů zařazených v indexu PX-D v takto dlouhých periodách.

Ačkoliv nelze vliv faktoru neobchodování na autokorelace indexu PX-50 kvantifikovat, je vhodné se u něj zastavit alespoň úvahou. Z tabulky 6.4, přílohy P5 a P6 vyplývá, že denní výnosy indexu jsou lineárně závislé, obdobně jako výnosy podkladových titulů (i jejich týdenní výnosy – viz příloha P10 a P11). Je také zřejmé, že se index skládá v zásadě ze skupiny likvidních a skupiny málo likvidních titulů. U většiny titulů z druhé skupiny dosahuje pravděpodobnost neobchodování okolo 50 % procent (dní). V průměru se tedy obchodují každý druhý den, a tudíž se i nové informace do jejich cen promítají se zpožděním, což může způsobovat pozitivní autokorelace výnosů indexu. Hovoříme o tzv. křížových autokorelacích individuálních titulů v portfoliu, které na českém trhu identifikoval a kvantifikoval např. Němeček (1998). Vliv na autokorelace by byl minimální, pokud by se neobchodní dny vyskytovaly rovnoměrně v čase, tj. tituly by se obchodovaly obden. Ve skutečnosti ovšem bývají dny s a bez zobchodování často seskupeny do delších period. Lze tedy předpokládat, že faktor neobchodování může mít dopad na interpretaci závěrů ohledně platnosti hypotézy náhodné procházky výnosů indexu PX-50 (především denních), a to pro několik málo prvních zpoždění.

¹⁰⁵ V případě indexu PX-50 činí průměrná pravděpodobnost (denního) neobchodování za celé sledované období 25,708 % při směrodatné odchylce 21,772 procentních bodů.

6.2. Vývoj efektivnosti v čase

Za účelem analýzy vývoje testových kritérií a potažmo efektivnosti trhu v čase jsou v polovině sledovaného období časové řady rozděleny na dvě části, tj. s předělem ke konci června 2000. Srovnáním dvou dílčích období lze komentovat změny v hodnotách testových kritérií, resp. četnosti přijetí alternativní hypotézy lineárně závislých výnosů. Z analýzy jsou v jednotlivých obdobích vynechány časové řady, které nemají dostatečný počet vstupních hodnot, neboť se některé tituly začaly obchodovat až pro roce 1995 (viz kapitola 5.1). Interpretace výsledků však musí brát v potaz, že dělením období dochází k poklesu vypovídací schopnosti o existenci dlouhodobých trendů.

6.2.1. Denní výnosy

Jak se změnila intenzita lineárních závislostí denních výnosů ukazují následující dvě tabulky hodnot kritérií Ljung-Boxova testu a testu poměru rozptylů (pro $m=10$ a $q=2$). Je patrné, že pro první období 1995-2000 je četnost výskytu významných autokorelací podobná jako pro celé sledované období. U více než dvou třetin společností a indexu PX-50 lze na základě hodnot jednoho z kritérií - častěji ale testu poměru rozptylů - přijmout alternativní hypotézu lineárně závislých výnosů na 5% hladině významnosti. Výše uvedené souhlasí se závěry studie Chun (2000), v které je na základě testu poměru rozptylů zamítnuta hypotéza náhodného pohybu denních výnosů indexu PX-50 v období 1993-1997.

Tabulka 6.10: Testy lineárních závislostí, denní výnosy, ČR, 1995-2000

	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná kritérium	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná kritérium		Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná kritérium	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná kritérium
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.		Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
CBJ	17,18893	0,07029	2,55075	0,01075	SVDL	11,74002	0,30283	2,38776	0,01695
CEZ	17,16664	0,07076	3,22011	0,00128	SVEG	27,71685	0,00200	3,99627	0,00006
CS	8,39579	0,59024	1,61627	0,10604	SVEN	20,41857	0,02553	2,62089	0,00877
CSRD	11,81568	0,29758	2,33129	0,01974	TABAK	7,25745	0,70094	-0,53713	0,59118
IAPS	14,30893	0,15936	0,91403	0,36070	UNIP	11,13076	0,34742	1,75806	0,07874
IPB	23,95796	0,00771	1,74391	0,08118					
KOMB	48,11683	0,00000	3,23872	0,00120	MAX	52,64748	0,70094	7,56416	0,59118
OKD	52,64748	0,00000	7,56416	0,00000	MIN	7,25745	0,00000	-0,53713	0,00000
PARM	18,96006	0,04077	3,46409	0,00053	PRŮM	20,12550	0,18487	2,74659	0,07852
SKUH	19,16998	0,03816	4,35424	0,00001					
SPTT	9,59484	0,47673	1,90030	0,05739	PX-50	31,87602	0,00042	5,02023	0,00000
SSZL	22,54677	0,01255	3,56830	0,00036	PX D	4,77375	0,90577	0,96941	0,33234

Jiný obrázek se naskýtá při pohledu na testová kritéria v případě denních výnosů v druhé periodě let 2000-2005. Předně je zřejmý významný pokles hodnot kritérií a především četnost, jejich statistické významnosti.¹⁰⁶ U poloviny řad individuálních titulů a u obou indexů lze alternativní hypotézu zamítnout. Na druhou stranu není výskyt pouze sporadický a nelze tedy jednoznačně uzavřít, zda se ve výnosy akciového trhu chovají systematicky podle určitého vzoru či naopak systematicky náhodně.

¹⁰⁶ V deseti případech klesla hodnota testového kritéria pod kritickou hodnotu, naopak ve dvou případech se přes ni dostala (IPS, Unipetrol).

Tabulka 6.11: Testy lineárních závislostí, denní výnosy, ČR, 2000-2005

	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná hladina význam.		Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná hladina význam.
	Q_{10}^*		Z_2^*			Q_{10}^*		Z_2^*	
CBJ	11,35636	0,33044	1,34010	0,18021	SVDL	13,38716	0,20282	3,44414	0,00057
CEZ	5,18543	0,87845	0,43796	0,66142	SVEG	22,50082	0,01275	4,00355	0,00006
CS	8,17742	0,61151	0,96235	0,33587	SVEN	15,22226	0,12417	3,03082	0,00244
CSRD	7,96717	0,63204	1,40714	0,15939	TABAK	2,90271	0,98362	0,12575	0,89993
IAPS	44,59875	0,00000	1,67373	0,09418	UNIP	9,08536	0,52402	2,10315	0,03545
KOMB	8,39881	0,58994	2,00366	0,04511					
OKD	29,87561	0,00090	3,48030	0,00050	MAX	44,59875	0,98362	4,42501	0,89993
PARM	41,10220	0,00001	4,42501	0,00001	MIN	1,21080	0,00000	0,12575	0,00001
RBAG	1,21080	0,27117	1,42225	0,15495	PRŮM	14,52968	0,40155	2,08244	0,18407
SKUH	10,08169	0,43336	1,92950	0,05367					
SPTT	3,80607	0,95567	0,67120	0,50209	PX-50	5,53680	0,85256	1,09660	0,27282
SSZL	12,14602	0,27540	2,94095	0,00327	PX D	5,15545	0,88055	0,70418	0,48132

Obdobné rozdíly jsou zřejmé z hodnot kritérií pro jiný počet autokorelací m a vyšší počet období q (výstupy testu poměru rozptylů jsou uvedeny v příloze P12 a P13). Ljung-Boxovo kritérium ukazuje na statisticky významné hodnoty autokorelací v prvním období u 8 až 11 řad denních výnosů individuálních titulů a u indexu PX-50, v druhém období ale pouze u 5 až 7 řad. Také test poměru rozptylů indikuje, že až u 12 časových řad lze zamítnout hypotézu jednotkového poměru rozptylů v prvním období, kdežto u 7 z nich v druhém období.

Na základě dosavadní analýzy lineárních závislostí denních výnosů na českém akciovém trhu nelze tedy jednoznačně a všeobecně konstatovat, zda se trh systematicky chová v posledních letech v souladu či v rozporu s hypotézou náhodné procházky. Z analýzy dělených časových řad denních výnosů individuální titulů i akciových indexů nicméně plyne, že během zkoumaného období došlo k poklesu výskytu systematických lineárních závislostí. Jednou z příčin poklesu závislostí může být vznik systému SPAD, který akciovým zajišťuje prostřednictvím povinnosti tvůrců trhu neustále kótovat prodejní a nákupní ceny dostatečnou likviditu a velmi dobrou prodejnost daného titulu s obvykle pouze minimálním zpožděním.

6.2.2. Týdenní a měsíční výnosy

Výsledné hodnoty testových kritérií se pro týdenní výnosy liší dle jednotlivých kalendářních dnů v týdnu, ale celkový obrázek o charakteru trhu v obou období zůstává poměrně konzistentní. Níže uvedená tabulka 6.12 obsahuje hodnoty kritérií v prvním dílčím období pro páteční výnosy. Je z nich zřejmé, že statisticky významné lineární závislosti nejsou identifikovány u žádné z testovaných řad. Ani v případě volby jiného rozhodného dne v týdnu Q kritérium neukazuje na významné závislosti. Test poměru rozptylů indikuje významné autokorelace nejčastěji u jedné či dvou řad individuálních titulů. Týdenní výnosy obou indexů se chovají náhodně pro $m=10$ a $q=2$ (avšak nikoliv pro vyšší zpoždění – viz dále).

Tabulka 6.12: Testy lineárních závislostí, týdenní (páteční) výnosy, ČR, 1995-2000

	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná kritérium	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná kritérium		Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná kritérium	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná kritérium
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.		Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
CBJ	3,57888	0,96435	-0,08146	0,93507	SVDL	1,79702	0,99767	-0,39130	0,69557
CEZ	3,01650	0,98103	0,12462	0,90082	SVEG	11,44411	0,32398	1,20131	0,22963
CS	3,84945	0,95388	1,05312	0,29229	SVEN	9,13471	0,51937	1,29744	0,19448
CSRD	5,60532	0,84726	1,16951	0,24220	TABAK	5,39816	0,86304	-0,59109	0,55446
IAPS	11,11690	0,34848	0,94427	0,34503	UNIP	1,00593	0,99982	0,30842	0,75776
IPB	11,57492	0,31451	-1,39631	0,16262					
KOMB	4,14626	0,94051	0,43245	0,66541	MAX	11,57492	0,99982	1,69780	0,93507
OKD	7,70688	0,65744	1,69780	0,08955	MIN	1,00593	0,31451	-1,94354	0,05195
PARM	4,51013	0,92141	1,01657	0,30936	PRŮM	6,19657	0,74885	0,27006	0,46989
SKUH	6,07907	0,80858	0,15481	0,87697					
SPTT	10,88055	0,36690	-1,94354	0,05195	PX-50	9,99275	0,44113	1,71003	0,08726
SSZL	4,49685	0,92216	-0,40562	0,68502	PX D	3,39851	0,97043	1,68051	0,09286

Chování časových řad v letech 2000-2005 lze komentovat v zásadě obdobnými závěry, s výjimkou pátečních týdenních výnosů, pro které jsou příslušné hodnoty kritérií a hladin významnosti tabelovány níže. Předně u nich došlo k růstu četnosti výskytu statisticky významných hodnot na 5 % hladině. Hypotézu lineární nezávislosti výnosů lze na základě Ljung-Boxova testu zamítnout sice pouze u jednoho titulu, ale na základě testu poměru rozptylů u tří titulů a především u obou indexů. Nelze tedy konstatovat, že na českém kapitálovém trhu došlo během sledovaného období k poklesu lineárních závislostí v chování týdenních výnosů podobně jako u denních výnosů. Je třeba ale upozornit, že v obou částech testované periody se závislosti ve výnosech individuálních titulů, identifikované na základě testu poměru rozptylů, vyskytují méně často, než při analýze období let 1995-2005 jako celku (kapitola 6.1.2). Volba období může tedy sama o sobě mít vliv na výskyt významných autokorelací a tím i interpretaci výsledků ve smyslu hypotézy efektivních trhů. Potvrzuje se, že při testování efektivnosti je předpoklad dostatečné délky testovaného období zásadní.

Tabulka 6.13: Testy lineárních závislostí, týdenní (páteční) výnosy, ČR, 2000-2005

	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná kritérium	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná kritérium		Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná kritérium	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná kritérium
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.		Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
CBJ	2,95661	0,98243	1,07660	0,28166	SVDL	6,41502	0,77927	0,44519	0,65618
CEZ	3,99310	0,94766	0,40071	0,68863	SVEG	12,24852	0,26877	0,87626	0,38089
CS	7,33810	0,69319	-0,02133	0,98298	SVEN	3,84840	0,95393	1,13518	0,25630
CSRD	10,33221	0,41185	2,73215	0,00629	TABAK	5,82717	0,82957	1,06796	0,28554
IAPS	18,57299	0,04603	1,58508	0,11295	UNIP	4,87584	0,89932	-0,48127	0,63032
KOMB	1,99740	0,99636	-0,17895	0,85798					
OKD	4,25191	0,93527	0,58336	0,55965	MAX	18,57299	0,99636	2,73215	0,98298
PARM	12,57631	0,24833	2,10098	0,03564	MIN	1,99740	0,04603	-0,48127	0,00629
RBAG	7,92138	0,63652	0,32204	0,74742	PRŮM	7,71814	0,65856	0,79726	0,49467
SKUH	6,22535	0,79599	0,02167	0,98271					
SPTT	8,85745	0,54568	2,01313	0,04410	PX-50	4,75482	0,90694	2,06126	0,03928
SSZL	12,97058	0,22532	-0,12541	0,90020	PX D	5,31283	0,86933	2,20319	0,02758

Hodnoty Q kritéria pro jiné počty m autokorelací také ukazují, že v období do poloviny roku 2000 nelze nalézt více než jednu časovou řadu se statisticky významnými závislostmi v týdenních výnosech pro jakýkoliv kalendářní den týdne. Test poměru rozptylů indikuje při vyšších q obvykle jednu či maximálně dvě řady u nichž lze zamítnout nulovou hypotézu lineární nezávislosti. Výše uvedené dokladuje mj. příloha P14 pro pondělní výnosy. Při aplikaci Ljung-Boxova testu na časové řady od poloviny roku 2000 nelze vyzorovat významné odlišnosti od charakteru chování řad v první části období. Jiný pohled dávají ovšem hodnoty kritéria testu

poměru rozptylů, které jsou statisticky významné obvykle ve dvou či třech případech a maximálně u čtyř řad výnosů individuálních titulů (viz příloha P15). Opět se ukazuje, že během zkoumaného období nedošlo k očekávanému poklesu výskytu závislostí v řadách týdenních výnosů individuálních výnosů. Na druhou stranu závislosti ve výnosech týdenních výnosů obou indexů jsou systematicky indikovány v první části zkoumaného období (pro $q > 3$), zatímco v období od poloviny roku 2000 pouze v případě volby pátku jako rozhodného dne.

Výsledky testů týdenních výnosů indexů na českém trhu nejsou v dostupné literatuře jednoznačné. Na jedné straně starší studie obvykle nenacházejí významné lineární závislosti, např. Filer, Hanousek (1996, 1999), kteří aplikují test poměru rozptylů na výnosy indexu PX-50 v období let 1993 až 1996, resp. 1998. Také Gilmore, McManus (2003) potvrzují pomocí stejného testu náhodné chování výnosů indexů (IFC CR) v období 1995-2000. Na druhou stranu Žikeš (2003) nebo Vošvrda, Žikeš (2004) nachází významné autokorelace v období 1996-2002, což je v souladu s výše uvedenými závěry analýzy. Důvodem rozdílů mohou být jak odlišně zvolená analyzovaná období tak například různý postup při výpočtu týdenních výnosů.

Hodnocení výstupů analýzy chování měsíčních výnosů je na druhou stranu poměrně jednoznačné. Níže uvedené tabulky pro první a druhou část testovaného období ukazují, že jsou měsíční výnosy lineárně nezávislé u obou indexů i individuálních titulů (pro $m=10$ a $q=2$), což je také v souladu se závěry pro celé sledované jedenáctileté období. Pro jiné počty autokorelací Ljung-Boxova testu a vyšší počet period q testu poměru rozptylů platí, že hodnoty kritérií v prvním případě neindikují lineární závislosti v žádném případě, test poměru rozptylu nachází v první části sledovaného období výjimku mezi řadami individuálních titulů (viz příloha P16). Nicméně není potvrzen tak častý výskyt závislostí, jak to test indikuje pro celé analyzované období 1995-2005 pro vyšší počet q (viz příloha P9). Výše uvedené charakteristiky chování měsíčních výnosů indexu PX-50 mj. odpovídají závěrům studií autorů Filer, Hanousek (1996, 1999) pro index PX-50 v letech 1993 až 1996 resp. 1998.

Tabulka 6.14: Testy lineárních závislostí, měsíční výnosy, ČR, 1995-2000

	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná hladina význam.		Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná hladina význam.
	Q_{10}^*		Z_2^*			Q_{10}^*		Z_2^*	
CBJ	9,70937	0,46635	0,54696	0,58441	SVDL	6,71280	0,75225	-0,40784	0,68339
CEZ	2,98971	0,98167	0,20750	0,83562	SVEG	2,21344	0,99443	-0,20345	0,83878
CS	6,35781	0,78436	1,01089	0,31207	SVEN	3,65452	0,96159	0,08107	0,93539
CSRD	3,54903	0,96541	0,20265	0,83941	TABAK	5,54997	0,85155	1,22231	0,22159
IAPS	7,14996	0,71122	1,84765	0,06465	UNIP	5,03901	0,88856	0,92979	0,35248
IPB	1,88318	0,99716	-0,15201	0,87918					
KOMB	6,10216	0,80661	0,81022	0,41781	MAX	9,70937	0,99716	2,64192	0,98049
OKD	4,57538	0,91768	1,34188	0,17963	MIN	1,88318	0,46635	-0,40784	0,00824
PARM	8,05991	0,62298	-0,27893	0,78030	PRŮM	5,58913	0,81249	0,62270	0,55060
SKUH	8,49177	0,58092	2,64192	0,00824					
SPTT	7,71971	0,65619	0,02445	0,98049	PX-50	3,77378	0,95698	1,13522	0,25628
SSZL	5,25743	0,87333	0,76086	0,44674	PX D	9,07283	0,52521	-0,44815	0,65405

Tabulka 6.15: Testy lineárních závislostí, měsíční výnosy, ČR, 2000-2005

	Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Test. kritérium Z_2^*	N(0,1) 2-stranná hladina význam.		Ljung-Box kritérium	χ^2 2-stranná hladina význam.	Test. kritérium Z_2^*	N(0,1) 2-stranná hladina význam.
CBJ	3,71285	0,95937	-0,31713	0,75114	SVEG	11,94273	0,28891	-0,29438	0,76847
CEZ	6,05919	0,81027	-0,06757	0,94613	SVEN	1,54910	0,99877	-0,58949	0,55553
CSRD	7,25893	0,70079	1,02844	0,30374	TABAK	3,46159	0,96839	-0,30351	0,76150
IAPS	2,61343	0,98912	-1,69315	0,09043	UNIP	5,19654	0,87767	0,21641	0,82867
KOMB	8,36829	0,59291	-0,48830	0,62534					
OKD	3,29006	0,97375	-0,69410	0,48762	MAX	11,94273	0,99877	1,61163	0,94613
PARM	8,23290	0,60610	1,61163	0,10704	MIN	1,54910	0,28891	-1,69315	0,09043
RBAG	4,20675	0,93754	-1,14635	0,25165	PRŮM	5,53762	0,80718	-0,47245	0,46306
SKUH	9,00131	0,53198	-1,68448	0,09209					
SPTT	4,89891	0,89783	-1,17247	0,24101	PX-50	4,35264	0,93004	-0,11032	0,91216
SSZL	3,27170	0,97429	-1,49232	0,13561	PX D	3,76101	0,95748	-0,23667	0,81291
SVDL	6,95951	0,72926	0,87031	0,38413					

Na rozdíl od závěrů analýzy denních výnosů, testy výnosů v delších periodách neindikují pokles autokorelací. Zatímco měsíční výnosy jsou systematicky lineárně nezávislé během celého sledovaného období, v řadách týdenních výnosů lze obvykle nalézt určité výjimky, které přetrvávají i po roce 2000. Vzhledem k pozitivnímu vývoji v případě denních výnosů lze nicméně celkově konstatovat, že během sledovaných 11 let dochází spíše k poklesu výskytu krátkodobých trendů a k mírnému posunu v chování výnosů směrem k modelu náhodné procházky. Výše uvedené je zhruba v souladu s dílčími závěry studie Hájka (2002).

6.2.3. Faktor neobchodování

Pro připomenutí lze uvést, že význam faktoru neobchodování při testování časových řad výnosů individuálních titulů roste s vyšší střední hodnotou výnosů a s pravděpodobností neobchodování. Základní charakteristiky zkoumaných řad ukazují, že se druhá polovina sledovaného období vyznačuje výraznějším růstovým trendem vzhledem k první, což lze ovšem považovat za důsledek volby relativně krátké periody, která zachycuje pouze určitou fázi cyklu, efekt konvergence k EU a jiné specifické faktory.¹⁰⁷ Přesto mohou závěry ukázat, že i přes relativně nestandardní tržní podmínky nemá faktor neobchodování vliv na interpretaci výsledků analýzy.

Níže uvedená tabulka 6.16 indikuje odhad, jaké autokorelace (první zpoždění) může faktor neobchodování způsobovat v časových řadách výnosů v období od poloviny roku 2000 do konce roku 2005 při různých dlouhých horizontech výnosů. Vzhledem k hodnotám za celé sledované období je patrný pokles u titulů obchodovaných v systému SPAD a naopak výrazný nárůst u akcií, u nichž během doby výrazně poklesla frekvence obchodování. Ve vztahu k naměřeným hodnotám a především kritickým hodnotám testů je však význam faktoru neobchodování opět zanedbatelný, což potvrdily i zkušební výpočty testových kritérií.

¹⁰⁷ Potvrzuje se, že pouze několikaleté časové řady z kapitálových trhů mohou být příliš krátké na formulování robustních závěrů.

Tabulka 6.16: Odhad autokorelací způsobených neobchodováním, ČR, 2000-2005

	Denní	Pondělní	Úterní	Středeční	Ctvrtěční	Páteční	Měsíční
CBJ	-0,0041	-0,0040	-0,0031	-0,0029	-0,0033	-0,0037	-0,0044
CEZ	-0,0002	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
CS	-0,0004	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
CSRD	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IAPS	-0,0003	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
IPB	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
KOMB	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
OKD	-0,0094	-0,0104	-0,0097	-0,0111	-0,0116	-0,0127	-0,0154
PARM	-0,0002	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0004
RBAG	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SKUH	-0,0021	-0,0017	-0,0013	-0,0014	-0,0017	-0,0017	0,0000
SPTT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SSZL	-0,0060	-0,0101	-0,0081	-0,0092	-0,0097	-0,0097	-0,0285
SVDL	-0,0013	-0,0014	-0,0014	-0,0016	-0,0014	-0,0013	-0,0020
SVEG	-0,0016	-0,0022	-0,0023	-0,0015	-0,0012	-0,0014	-0,0045
SVEN	-0,0009	-0,0014	-0,0015	-0,0011	-0,0010	-0,0012	-0,0052
TABAK	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	0,0000
UNIP	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
MAX	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
MIN	-0,0094	-0,0104	-0,0097	-0,0111	-0,0116	-0,0127	-0,0285
PRŮM	-0,0015	-0,0018	-0,0015	-0,0016	-0,0017	-0,0018	-0,0034

Výsledky analýzy vlivu faktoru neobchodování na chování indexu PX-D se v zásadě neliší od závěrů uvedených v kapitole 6.1.3. Pravděpodobnost neobchodování 3,989 % při standardní odchylce 0,520 procentního bodu v období od poloviny roku 2000 nemá dopad na interpretaci výsledků, kdy naměřené lineární závislosti výnosů indexu nejsou statisticky významné na 5% hladině (viz tabulka 6.11 a příloha P13). Obdobnou analýzu nelze provést u indexu PX-50, kvůli významně odlišným úrovním pravděpodobnosti neobchodování u podkladových titulů indexu.¹⁰⁸ Nicméně je zřejmé, že velmi rozdílné pravděpodobnosti neobchodování potenciálně mohou mít vliv na hodnoty autokorelací v prvních několika málo zpožděních, celkový obrázek by tím ale ovlivněn být neměl.

S tím souhlasí i Chun (2000), který uvádí, že naměřené autokorelace u indexu PX-50 v období 1993-1997 by dle metodologie Lo, MacKinlay indikovaly, že více než 40 % titulů z indexu se nezobchoduje během jednoho týdne. Takové hodnoty výrazně převyšují skutečné pravděpodobnosti neobchodování na českém trhu (viz také tabulka 6.8).

6.3. Efektivnost dle segmentů trhu

Kapitola se věnuje otázce vlivu systému obchodování resp. obchodního segmentu na cenově informační efektivnost. Soubor osmnácti sledovaných časových řad titulů, které byly zahrnuty v indexu PX-50, je rozdělen do dvou skupin. První obsahuje tituly obchodované po většinu období v Systému pro podporu akcií a dluhopisů, SPAD, který je založen na kotacích tvůrců trhu (systém řízený cenou). Druhou skupinu tvoří tituly obchodované po většinu období v aukčním

¹⁰⁸ Pravděpodobnost (denního) neobchodování dosahuje u titulů indexu PX-50 v období od poloviny roku 2000 v průměru 40,06 % při směrodatné odchylce 34,54 procentního bodu.

systemu řízený m objednávkou, KOBOS.¹⁰⁹ Složení indexu PX-D v zásadě kopíruje první skupinu titulů.

Z tabulky 6.4 i přílohy P5 a P6 plyne, že statisticky významné závislosti denních výnosů se dle testu poměru rozptylů a obdobně hodnot Q kritéria systematicky vyskytují u všech titulů obchodovaných mimo SPAD a indexu PX-50. Nelze je ale nalézt u zhruba každého druhého SPAD titulu a indexu PX-D. U týdenních výnosů se sporadicky identifikované významné závislosti vyskytují u obou skupin (viz tabulka 6.6 a 6.7, příloha P10 a P11).¹¹⁰ Rostoucí počet statisticky významných autokorelací měsíčních výnosů při vyšším počtu period q testu poměru rozptylů je opět charakteristický pro tituly neobchodované v systému SPAD s výjimkou Českých radiokomunikací (viz příloha P9).

Při pohledu na hodnoty kritérií testů denních výnosů pro období od poloviny roku 2000 je zcela zřejmé, že identifikované závislosti jsou typické pouze pro tituly obchodované mimo systém SPAD. V prvním období je pak výskyt statistické významnosti autokorelací rozdělen mezi segmenty obdobně, jako v celém sledovaném období, tj. jsou systematicky přítomny u titulů neobchodovaných v systému SPAD, indexu PX-50 a u každého druhého titulu ze SPADu. V průběhu času se tedy ještě více diferencoval charakter chování denních výnosů titulů v různých segmentech trhu.

Porovnání charakteristik časových řad týdenních výnosů obou segmentů ve dvou částech sledovaného období vede v zásadě k obdobným závěrům jako při analýze celých časových řad. Statisticky významné závislosti sporadicky identifikované testem poměrů rozptylů (nejčastěji u jedné řady) se vyskytují střídavě u obou skupin, bez ohledu na volbu rozhodného dne v týdnu.¹¹¹ Zatímco u indexu PX-D nejsou závislosti obvykle významné, u indexu PX-50 jsou významné pro většinu kalendářních dnů týdne v prvním období, nikoliv ovšem v druhém. Jak bylo uvedeno v kapitole 6.2.2., nelze v jednotlivých dílčích periodách identifikovat lineární závislosti u žádné ze zkoumaných řad měsíčních výnosů individuálních titulů ani indexů.

Z výše popsaných četností statisticky významných hodnot testových kritérií lze usuzovat na roli likvidity resp. obchodního systému trhu (jeho segmentu) na míru efektivnosti. Závislosti se zpravidla vyskytují u časových řad výnosů méně likvidních a méně informačně transparentních společností obchodovaných v segmentu KOBOS, v systému řízeném objednávkou. Tyto závislosti přetrvávají především v řadách denních výnosů a méně likvidní společnosti obchodované na BCPP tudíž stále nekonají náhodnou procházku. Na druhou stranu během doby došlo k signifikantnímu poklesu četnosti výskytu významných závislostí ve výnosech likvidních společností obchodovaných v systému SPAD. Také autokorelace výnosů indexu PX-D nejsou statisticky významné. Pokud bude obchodní systém SPAD pražské burzy vykazovat obdobné charakteristiky i v delším období, lze ho označit za slabě efektivní.

¹⁰⁹ SPAD: Česká spořitelna, České radiokomunikace, Český Telecom, ČEZ, Erste Bank, Komerční banka, Philip Morris ČR, Unipetrol, IPS, IPB.

KOBOS: Česká pojišťovna, OKD, Paramo, Sokolovská uhelná, SSŽ, Severočeské doly, Severočeská energetika, Středočeská energetická.

¹¹⁰ V případě SPAD titulů jde výhradně o České radiokomunikace a případně IPB.

¹¹¹ V případě SPAD titulů jde v prvním období vždy o IPB, v druhém období zpravidla o IPS.

6.4. Shrnutí

Empirická analýza za pomoci vybraných ekonometrických metod odpovídá na otázku, zda se český akciový trh (resp. Burza cenných papírů Praha) chová v souladu s hypotézou náhodné procházky a zda může dosahovat slabé formy efektivnosti. Na základě dat z let 1995-2005 nelze přijmout hypotézu slabé formy efektivnosti pražské akciové burzy, a to kvůli systematickým odchylkám chování výnosů od modelu náhodné procházky. Během sledovaného období se na všech zkoumaných segmentech trhu systematicky objevují významné lineární závislosti denních výnosů individuálních akciových titulů, které nelze vysvětlit faktorem nesynchronního obchodování (resp. neobchodování), a také denních výnosů indexu PX-50. Systém ve vývoji akciových kursů umožňuje do určité míry předpovídat chování trhu. Nelze tudíž vyloučit, že existuje konkrétní investiční strategie, která může přinášet nadprůměrné zisky.

Podobný systém v chování týdenních a měsíčních výnosů není identifikován, i když existují některé odchylky od náhodného chování. Případná zisková strategie by musela být založena na velmi krátké periodě. Neměl by existovat prostor pro systematické nelézání nadprůměrně ziskových příležitostí v delších cyklech. Je zřejmé, že takovéto strategie jsou dostupnější profesionálním investorům a především samotným tvůrcům trhu či makléřům, kteří mají exkluzivní a velmi rychlý přístup k informacím a flexibilní možnosti obchodování.

Ukazuje se také, že likvidita titulů ovlivňuje charakter jejich chování. Výskyt trendů pozitivně závisí na objemu obchodů vyjádřených v absolutní korunové hodnotě. Také nestandardní chování měsíčních výnosů při vyšších zpožděních je typické pro méně likvidní tituly. Přesto nelze říci, že by se nejlíkvidnější tituly obchodované v systému tvůrců trhu SPAD v letech 1995-2005 chovaly v souladu s modelem náhodné procházky, u poloviny z nich se vyskytuje několikadenní trend ve vývoji kurzu.

Posledním hlavním závěrem analýzy je indikace rostoucí efektivnosti českého akciového trhu, avšak pouze v případě segmentu nejlíkvidnějších titulů. V období od poloviny roku 2000 do konce 2005 se systém SPAD pražské burzy v zásadě chová v souladu s modelem náhodné procházky, a to jak individuální tituly, tak index PX-D. Ukazuje se, že systém založený na kotacích tvůrců trhu, který vytváří dostatečně likvidní prostředí umožňující prakticky okamžité realizování investičního záměru, měl příznivý vliv na efektivnost českého trhu. Je ovšem potřeba zmínit, že méně než šestileté období nemusí být dostatečné pro nalezení dlouhodobého charakteru chování tohoto segmentu trhu. Pokud však bude vykazovat tyto charakteristiky v delším období, lze ho označit za slabě efektivní.

Na výše uvedené závěry navazuje analýza relativní efektivnosti domácího resp. střeoevropského akciového trhu v kapitole 8. Ačkoliv se výnosy domácích titulů během let 1995-2005 nechovaly v souladu s modelem náhodné procházky, a byly tudíž do určité míry předvídatelné, četnost odchylek jejich chování od modelu je vhodné porovnat se situací na nejvyspělejších kapitálových trzích, které představují dosažitelnou úroveň efektivnosti v praxi. V případě, že se na českém trhu vyskytují odchylky významně častěji než na vyspělých trzích, lze zamítnout hypotézu jeho slabé efektivnosti pro období let 1995 až 2005.

7. Test slabé formy efektivity - střední Evropa

Kapitola 7 popisuje a interpretuje výsledky empirické analýzy chování akciových trhů v Polsku, Maďarsku a Slovinsku. Za pomoci vybraných ekonometrických metod odpovídá na otázku, do jaké míry se středoevropský akciový trh chová náhodně. Výsledky analýzy jsou opět shrnuty do tabulek přímo v textu či v přílohách, a to s rozlišením denních, týdenních a měsíčních výnosů. Separátně jsou analyzovány faktor neobchodování a faktor likvidity ve vztahu k interpretaci výsledků. Struktura analýzy i forma popisu výsledků odpovídá předchozí kapitole týkající se českého kapitálového trhu.

7.1. Ortodoxní přístup

7.1.1. Denní výnosy

Obdobně jako v kapitole 6 jsou časové řady z jiných akciových trhů střední Evropy testovány z hlediska stacionarity a měnlivosti rozptylů. Na základě upraveného Dickey-Fullerova testu a Phillips-Perronova testu lze konstatovat, že časové řady jsou integrované prvního řádu, $I(1)$, tj. stacionární v diferencích resp. výnosech. Hodnoty Engleova LM kritéria a F-kritéria ukazují na přítomnost autoregresní podmíněné heteroskedasticity v chování reziduí u výnosů individuálních titulů i indexů během 11-letého zkoumaného období. Opět je tak nutné při testování hypotézy efektivních trhů použít instrumentarium upravené pro případ heteroskedastických časových řad.¹¹²

Potenciální přítomnost lineárních závislostí denních výnosů je standardně testována pomocí upraveného Ljung-Boxova testu a testu poměru rozptylů. Z tabulky 7.1. zřetelně vyplývá odlišný výskyt statisticky významných závislostí v jednotlivých zemích. Zatímco maďarský index BUX i akciové tituly, z kterých se skládá, se podle naměřených hodnot obou kritérií (pro $m=10$ a $q=2$) chovají v zásadě náhodně, o ostatních trzích to již říci nelze. Především trh ve Slovinsku (vedle ČR) systematicky vykazuje přítomnost lineárních závislostí u většiny titulů a indexu SBI20. Ani na polském trhu nelze podle testu poměru rozptylů autokorelace výnosů považovat za sporadický jev. Potvrzuje to nenáhodné chování indexu WIG20. Jednotlivé trhy se odlišují také ve směru závislosti. Zatímco na polském trhu jsou naměřené autokorelace až na výjimky pozitivní a na maďarském trhu ve většině případů také, na slovinském trhu je naopak jednodenní růst cen následován u většiny zkoumaných titulů poklesem.

Výše uvedené závěry empirické analýzy jsou mj. v souladu se závěry práce Zgaljice (2004), který chování denních výnosů indexu WIG20 označuje za neefektivní ve smyslu slabé formy hypotézy. Pomocí Ljung-Boxova testu, ovšem neupraveného o heteroskedasticitu, analyzuje též časové řady individuálních titulů a u plných 47 % z nich identifikuje statisticky významné autokorelace na 5% hladině. Také závěry studie Worthington, Higgs (2003) jsou ve shodě, neboť pomocí mnohonásobného testu poměru rozptylů identifikují statisticky významné závislosti denních výnosů polského indexu MSCI v období 1993-2003, ale nikoliv maďarského indexu mezi roky 1994 a 2003.

¹¹² Identifikace heteroskedasticity na polském či maďarském trhu viz také studie Gilmore, McManus (2003).

Tabulka 7.1: Testy lineárních závislostí, denní výnosy, středoevropské trhy, 1995-2005

POL	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
WIG20	9,7185	0,0018	3,7258	0,0002
MAX	10,0199	0,9852	3,8201	0,9572
MIN	0,0003	0,0015	-0,3553	0,0001
MEDIÁN	3,0254	0,2482	1,7931	0,1983
SM. ODCH.	2,6607	0,2855	1,0543	0,2643
ZAMITNUTI	1 / 20	5%	9 / 20	45%

MAĎ	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
BUX	1,7663	0,1838	1,4494	0,1472
MAX	6,3887	0,9234	1,9991	0,9053
MIN	0,0092	0,0115	-2,7764	0,0055
MEDIÁN	1,3407	0,4617	0,3301	0,4093
SM. ODCH.	1,8294	0,2946	1,2536	0,2848
ZAMITNUTI	0 / 12	0%	2 / 12	17%

SLO	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
SBI20	63,4608	0,0000	5,4040	0,0000
MAX	151,2320	0,9810	3,6644	0,7971
MIN	3,0188	0,0000	-5,9537	0,0000
MEDIÁN	35,8353	0,2354	-1,2355	0,1961
SM. ODCH.	37,4072	0,3477	2,5307	0,2733
ZAMITNUTI	9 / 15	60%	8 / 15	53%

ČR	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
PX50	21,3978	0,0185	4,4999	0,0000
MAX	77,5680	0,9401	8,2830	0,7301
MIN	4,1549	0,0000	-0,3450	0,0000
MEDIÁN	26,1762	0,1875	3,2209	0,0754
SM. ODCH.	19,4089	0,3034	1,9641	0,1718
ZAMITNUTI	11 / 18	61%	12 / 18	67%

Tabulka 7.2 uvádí četnosti statisticky významných hodnot kritéria testu poměru rozptylů pro různý počet period q , a také jejich procento z celkového počtu N sledovaných titulů na daném trhu. V případech, kdy se vyskytují lineární závislosti u národního indexu, je u četnosti uveden symbol „+“. U poloviny až dvou třetin časových řad individuálních titulů na slovinském a českém trhu, i obou indexů, hodnoty testového kritéria indikují lineární závislosti, které jsou neslučitelné s modelem náhodné procházky. U polských titulů se s rostoucím q snižuje četnost výskytu závislostí, nicméně z hlediska závěru o (ne)platnosti hypotézy náhodné procházky není tato skutečnost podstatná. Potvrzuje se, že akciový trh v Budapešti se chová v zásadě náhodně. Přílohy P18 a P19 rozvádí výsledky testů poměru rozptylů středoevropských trhů pro vyšší počet period q ve větším detailu a rozvádí také základní charakteristiky hodnot Q kritéria Ljung-Boxova testu pro různý počet autokorelací m .

Tabulka 7.2: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, denní výnosy, středoevropské trhy, 1995-2005

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	12	2	3	1	1	1	1	1	1	1	1	1
		17%	25%	8%	8%	8%	8%	8%	8%	8%	8%	8%
POL	20	9+	9+	8+	9+	8+	7+	4+	4+	3	3	3
		45%	45%	40%	45%	40%	35%	20%	20%	15%	15%	15%
SLO	15	8+	8+	8+	8+	8+	9+	9+	8+	7+	7+	7+
		53%	53%	53%	53%	53%	60%	60%	53%	47%	47%	47%
ČR	18	12+	13+	13+	13+	11+	11+	11+	10+	10+	9+	9+
		67%	72%	72%	72%	61%	61%	61%	56%	56%	50%	50%

Lze tedy uzavřít, že ze středoevropských tržích pouze časové řady denních výnosů maďarských titulů a indexu BUX zpravidla vykazují v časovém intervalu leden 1995 až prosinec 2005 náhodné chování v souladu se slabou formou hypotézy efektivních trhů. Na ostatních zkoumaných tržích, tj. slovinském, polském (i českém), systematická přítomnost lineárních závislostí u individuálních titulů i indexů nepodporuje hypotézu, neboť nelze vyloučit, že existuje investiční strategie, která přináší nadprůměrné výnosy. Slovinský trh se vedle českého zdá nejvíce vzdálen hypotéze.

7.1.2. Týdenní a měsíční výnosy

S klesající frekvencí sledovaných dat mají informace více času promítnout se do cen akcií i hodnot titulů. Lze očekávat, že především autokorelace měsíčních výnosů nebudou statisticky významné. Níže je testována platnost modelu náhodné procházky na týdenních a měsíčních datech.

Tabulka 6.3 výše uvedené potvrzuje pro maďarský, polský (i český) kapitálový trh. Ljung-Boxův test ($m=10$) na těchto trzích neindikuje žádné odchylky od modelu náhodné procházky, test poměru rozptylů ($q=2$) až na výjimku také nenachází statisticky významné závislosti. Zatímco první test vychází obdobně i pro slovinský trh, test poměru rozptylů identifikuje překvapivě tři časové řady vykazující závislosti měsíčních výnosů. Sice nelze hovořit o jejich systematickém výskytu, ale ani o ojedinělé přítomnosti odchylek. Převažující směr autokorelací se opět u střeoevropských trhů odlišuje. Zatímco na maďarském zůstávají obdobně jako u denních výnosů převážně pozitivní, ve Slovinsku a v Polsku se jejich směr mění. Na slovinském trhu měsíční růst cen následuje u většiny zkoumaných titulů spíše další růst, na polském trhu je tomu naopak.

Tabulka 7.3: Testy lineárních závislostí, měsíční výnosy, střeoevropské trhy, 1995-2005

POL	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
WIG20	0,9773	0,3229	-1,3833	0,1666
MAX	2,2089	0,9730	2,1550	0,9830
MIN	0,0011	0,1372	-1,7753	0,0312
MEDIÁN	0,5835	0,5872	-0,4027	0,5253
SM. ODCH.	0,7089	0,2759	0,9199	0,3254
ZAMÍTNUTÍ	0 / 20	0%	1 / 20	5%

MAĎ	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
BUX	0,1420	0,7063	0,6635	0,5070
MAX	1,1198	0,9330	2,4215	0,9814
MIN	0,0071	0,2900	-1,2963	0,0155
MEDIÁN	0,2523	0,6906	0,1304	0,5336
SM. ODCH.	0,3134	0,1914	0,9446	0,2582
ZAMÍTNUTÍ	0 / 12	0%	1 / 12	8%

SLO	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
SBI20	4,8473	0,9011	0,8175	0,4137
MAX	10,8773	0,9892	2,7402	0,9618
MIN	2,6062	0,3672	-2,1366	0,0061
MEDIÁN	5,7327	0,8014	0,7827	0,4226
SM. ODCH.	2,5982	0,2073	1,1141	0,3154
ZAMÍTNUTÍ	0 / 15	0%	3 / 15	20%

ČR	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
PX50	4,3063	0,9325	0,6127	0,5401
MAX	9,9817	0,9972	2,1573	0,9945
MIN	1,8832	0,4421	-1,1464	0,0310
MEDIÁN	5,6614	0,8138	0,5196	0,4738
SM. ODCH.	2,1656	0,1706	0,8177	0,2786
ZAMÍTNUTÍ	0 / 18	0%	1 / 18	6%

Pro vyloučení možných chyb při interpretaci výsledků založených na specificky zvoleném počtu autokorelací m resp. period q , jsou v tabulce 7.4 opět uvedeny četnosti statisticky významných hodnot kritéria testu poměru rozptylů pro jejich různý počet a procento z celkového souboru sledovaných titulů. Ani při jiné volbě předpokladů se nemění obrázek pro maďarský či polský trh; statisticky významné autokorelace měsíčních výnosů indexů či individuálních titulů se vůbec nevyskytují či jsou pouze výjimečné. Závěry odpovídají mj. výsledkům práce Diviš, Teplý (2005), kteří konstatují nekorelovanost výnosů indexů BUX a WIG v období let 1993-2004. O slovinském trhu to již říci nelze, hodnoty kritéria opět indikují v pětina až čtvrtině případů lineární závislosti, které jsou neslučitelné s hypotézou náhodné procházky. Specifický růst četnosti závislostí u českých titulů pro vyšší hodnoty q pro období 1995-2005 byl zaznamenán a komentován v části 6.1.2. V příloze P20 lze nalézt detailnější popis výsledků testů poměru rozptylů pro vyšší počet period q a v příloze P21 hodnoty kritérií Ljung-Boxova testu pro různý počet autokorelací m .

Tabulka 7.4: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, měsíční výnosy, středoevropské trhy, 1995-2005

	N	q=2	q=3	q=4	q=5	q=6	q=7	q=8	q=9	q=10	q=11	q=12
MAĎ	12	1 8%	2 17%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 8%	1 8%
POL	20	1 5%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%
SLO	15	3 20%	4 27%	3 20%	3 20%	3 20%	3 20%	4 27%	4 27%	5 33%	4 27%	4 27%
ČR	18	1 6%	0 0%	1 6%	1 6%	1 6%	3 17%	4 22%	4 22%	5 28%	5 28%	5 28%

Analýze je podrobena všech pět alternativ stanovení týdenního výnosu dle jednotlivých kalendářních dnů v týdnu a případná specifika jsou v dalším textu uvedena. Výsledky pro maďarský a polský trh lze interpretovat poměrně jednoznačně. V obou případech neexistují, až na sporadické výjimky u jednoho titulu, statisticky významné lineární závislosti týdenních výnosů. Také hlavní indexy z obou trhů, BUX a WIG20, se v zásadě chovají v souladu s modelem náhodné procházky (výjimku dle Ljung-Boxova testu představují pouze úterní výnosy indexu BUX). Charakter chování týdenních výnosů na slovenském trhu se zdá obdobný českému, jeho interpretace je tudíž obtížnější. Test poměru rozptylů identifikuje vždy minimálně dva z patnácti zkoumaných titulů, které se nechovají náhodně. V případě pondělních výnosů se závislosti vyskytují u čtyř řad. U indexu SBI20 se vyskytují v řadách úterních a pátečních výnosů, jak to ilustruje tabulka 7.5.

Tabulka 7.5: Testy lineárních závislostí, páteční výnosy, středoevropské trhy, 1995-2005

POL	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
WIG20	3,7192	0,9591	0,7990	0,4243
MAX	8,4601	0,9964	0,7937	0,9595
MIN	1,9950	0,5840	-1,3232	0,1858
MEDIÁN	4,7484	0,8768	-0,0488	0,6649
SM. ODCH.	1,8469	0,1240	0,5693	0,2198
ZAMÍTNUTÍ	0 / 20	0%	0 / 20	0%

MAĎ	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
BUX	11,7401	0,3028	-0,0562	0,9552
MAX	10,0700	0,9959	1,7842	0,9306
MIN	2,0522	0,4344	-1,4331	0,0744
MEDIÁN	6,5654	0,7292	-0,0958	0,4590
SM. ODCH.	2,6919	0,2129	0,9849	0,2818
ZAMÍTNUTÍ	0 / 12	0%	0 / 12	0%

SLO	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
SBI20	10,7933	0,3739	2,1006	0,0357
MAX	18,2489	0,9830	1,8232	0,9499
MIN	2,9326	0,0509	-2,3271	0,0200
MEDIÁN	8,9132	0,5805	-0,6998	0,3872
SM. ODCH.	4,2910	0,2919	1,1289	0,3256
ZAMÍTNUTÍ	0 / 15	0%	3 / 15	20%

ČR	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
PX50	10,7171	0,3800	2,5856	0,0097
MAX	18,3297	0,9795	2,7168	0,9895
MIN	3,0775	0,0497	-1,3963	0,0066
MEDIÁN	7,9126	0,6470	0,7273	0,4677
SM. ODCH.	4,1047	0,3000	0,9722	0,3339
ZAMÍTNUTÍ	1 / 18	6%	2 / 18	11%

Tabulka 7.6. shrnuje četnost výskytu významných závislostí týdenních (pátečních) výnosů pro různá q testu poměru rozptylů. Ukazuje se, že na polském trhu zůstávají prakticky vždy nevýznamné, včetně indexu WIG20, a zdejší trh se chová v souladu s modelem náhodné procházky. Zgaljic (2004) sice nachází významné autokorelace na 5% hladině u téměř 15 % časových řad týdenních výnosů individuálních titulů ve srovnatelném období, rozdíl lze ale přičíst heteroskedasticitě, kterou ve své práci nezohledňuje, a vyššímu počtu zkoumaných titulů, které zahrnují méně likvidní emise. Na maďarském trhu platí obdobný závěr, i když obvykle jeden titul

vykazuje autokorelace a u indexu BUX je lze nalézt mezi střeďečními výnosy (pro $3 < q < 10$). Nicméně trh jako celek se chová v souladu s modelem náhodné procházky. Žikeš (2003) a Vošvrda, Žikeš (2004) na základě testu poměru rozptylů konstatují, že polský index WIG koná v letech 1996-2002 náhodnou procházku, u maďarského indexu BUX ale nalézají významné závislosti při volbě $q=8$. Jak bylo uvedeno, tyto autokorelace maďarského indexu byly identifikovány pouze pro středu jako rozhodný den (autoři ho ve studii neuvádějí).¹¹³ Diviš, Teplý (2005) na základě analýzy autokorelací pátečních výnosů konstatují náhodné chování jak indexu WIG tak maďarského BUX v období let 1993-2004.

Tabulka 7.6: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, páteční výnosy, střeďoevropské trhy, 1995-2005

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	12	0 0%	1 8%	2 17%	2 17%	2 17%	1 8%	1 8%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
POL	20	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
SLO	15	3+ 20%	2+ 13%	1+ 7%	1+ 7%	1+ 7%	1 7%	1 7%	0 0%	0 0%	0 0%	1 7%
ČR	18	2+ 11%	2+ 11%	2+ 11%	2+ 11%	2+ 11%	2+ 11%	2+ 11%	2+ 11%	2+ 11%	2+ 11%	2+ 11%

Více než dvojnásobnou četnost významných závislostí lze identifikovat na slovinském trhu, který se tak svým charakterem velmi podobá českému. Z bližšího pohledu na jednotlivé tituly slovinského trhu vyplývá, že u dvou řad jsou týdenní výnosy lineárně závislé podle testu poměru rozptylů pro každý rozhodný den (Terme Catez, Delo), u dalších dvou titulu ve většině případů (Istrabenz, Sava) a u několika dalších se objevují autokorelace sporadicky dle volby rozhodného kalendářního dne. Také index SBI20 se často odchyluje od modelového předpokladu, především při nižších hodnotách q . Ljung-Boxův test indikuje závislosti méně často, v Polsku vůbec, na maďarském trhu sporadicky, na slovinském trhu obvykle u jednoho titulu.

Výše uvedených několik případů časových řad týdenních výnosů individuálních titulů, které se nechovají v souladu s modelem náhodné procházky, mohou indikovat přítomnost nadprůměrně ziskových příležitosti na střeďoevropském trhu. Nejsou ale typické pro většinu trhu, nelze hovořit o jejich systematickém výskytu. Přílohy P22 a P23 detailněji popisují výsledky Ljung-Boxova a testu poměru rozptylů týdenních výnosů (pátečních) pro různé hodnoty m a q .

Lze shrnout, že týdenní a měsíční výnosy individuálních titulů na maďarském a polském trhu nejsou lineárně závislé. Oba trhy se chovají v souladu s modelem náhodné procházky, což potvrzují i nevýznamné autokorelace výnosů indexů BUX a WIG20. Z hlediska testované nulové hypotézy je lze považovat za slabě efektivní při zvolené frekvenci dat. Interpretace výsledků analýzy chování týdenních i měsíčních výnosů titulů na lublaňské burze i indexu SBI20 není jednoznačná. Obvykle ve dvou případech individuálních titulů a také v chování indexu lze nalézt rozpor vzhledem k modelu náhodné procházky, což představuje potenciál pro dosahování abnormálních výnosů. Tamní akciový trh ale jako celek nevykazuje systematickou přítomnost lineárních závislostí, když hypotéza lineární závislosti je zamítnuta ve velké většině případů. Volba rozhodného dne týdne pro výpočet výnosů má omezený význam pro interpretaci výsledků.

¹¹³ Je třeba poznamenat, že při volbě pondělí, úterý a pátku jako rozhodný den pro výpočet týdenních výnosů lze hypotézu náhodné procházky maďarského trhu zamítnout na 10% hladině významnosti. Je tedy možné, že při volbě jiného zkoumaného období mohou být hodnoty významné i na 5% hladině.

Spojíme-li závěry posledních dvou kapitol, lze jednoznačně konstatovat slabou formu efektivnosti a náhodné chování maďarského trhu. Ostatní středoevropské trhy vykazují větší či menší odchylky od modelu náhodné procházky. Nejvíce se mu přibližuje varšavská burza, na které by případná zisková obchodní strategie musela vycházet z vysoké frekvence obchodování, neboť týdenní ani měsíční výnosy neskýtají abnormální investiční příležitosti. Ty lze identifikovat na slovinském trhu, nicméně není jednoznačné, zda existuje prostor pro systematické nelézání nadprůměrně ziskových příležitostí u individuálních titulů v delší než několikadenní periodě. Obdobně jako na českém trhu mohou takovéto strategie realizovat zřejmě pouze profesionální investoři s velmi rychlým přístupem k informacím a s přímým napojením na obchodní systém.

7.1.3. Faktor neobchodování

V kapitolách 6.1.3 a 6.2.3 bylo konstatováno, že nesynchronní obchodování nemá významný vliv na interpretaci výsledků ekonometrické analýzy na českém akciovém trhu, ačkoliv pravděpodobnost neobchodování u některých titulů činila až 60 % z celkového počtu obchodních dní. Obdobný závěr lze očekávat i na ostatních trzích ve střední Evropě. Níže je tedy detailněji rozebráno, zda některé závislosti mohou být vyvolány faktorem neobchodování. V takovém případě by zamítnutí hypotézy náhodné procházky nesvědčilo v neprospěch hypotézy efektivních trhů, neboť z ekonomického hlediska nelze takových autokorelací využít pro dosahování nadprůměrných výnosů.

Tabulka 7.7 shrnuje empiricky naměřené pravděpodobnosti, že se daný titul na polském, maďarské a slovinském trhu neobchoduje jeden kalendářní den, týden, případně měsíc. Vzhledem k nulovému výskytu neobchodních období v délce měsíce u polských a maďarských titulů, nejsou příslušné sloupce uvedeny. Pravděpodobnosti s rostoucí délkou periody klesají. Polský a maďarský trh vykazují velmi podobné charakteristiky, pravděpodobnost neobchodování ovlivňují především národní svátky. Slovinský trh se liší, některé tituly vykazují výrazně nadprůměrné pravděpodobnosti; v tomto ohledu připomíná opět český trh, i když naměřené hodnoty nedosahují zdaleka takové výše (viz tabulka 6.8).

Tabulka 7.7: Pravděpodobnost neobchodování, středoevropské tituly, 1995-2005

POL	Denní	Týdenní	MAĎ	Denní	Týdenní	SLO	Denní	Týdenní	Měsíční
AGO	3,96%	0,00%	BCHEM	5,26%	0,08%	KRKG	6,28%	0,00%	0,00%
BCA	3,30%	0,00%	DANUB	6,84%	0,07%	MELR	6,96%	0,19%	0,00%
BPH	5,81%	0,11%	DEMASZ	4,11%	0,05%	PETG	6,86%	0,05%	0,00%
PEO	3,79%	0,00%	EGIS	4,57%	0,07%	PILR	8,96%	0,39%	0,00%
BZW	3,57%	0,00%	FHB	3,11%	0,00%	IEKG	7,84%	0,49%	0,00%
BRE	6,00%	0,00%	FOTEX	4,91%	0,07%	GRVG	6,97%	0,20%	0,00%
BDX	5,39%	0,04%	RICHT	4,46%	0,07%	SAVA	7,87%	0,38%	0,00%
CPL	6,11%	0,08%	MTEL	4,25%	0,09%	LKPG	8,08%	1,07%	0,00%
DBC	6,21%	0,17%	MOL	4,75%	0,08%	ITBG	7,64%	0,73%	0,00%
MPP	7,48%	0,00%	OTP	4,46%	0,07%	DRPG	15,87%	1,38%	0,00%
KTY	6,15%	0,12%	PPLAST	5,35%	0,07%	MER	10,11%	2,16%	1,16%
KGH	4,35%	0,00%	TVK	5,10%	0,08%	AELG	15,68%	1,02%	0,00%
NET	3,72%	0,00%				ZTOG	8,34%	0,20%	0,00%
ORB	4,10%	0,00%				TCRG	25,51%	4,87%	2,11%
PGF	4,15%	0,00%				DELR	32,45%	3,85%	1,19%
PKN	3,85%	0,00%							
PKM	3,89%	0,00%							
SFT	3,85%	0,00%							
STX	5,10%	0,00%							
TPS	3,94%	0,00%							
MAX	7,48%	0,17%	MAX	6,84%	0,09%	MAX	32,45%	4,87%	2,11%
MIN	3,30%	0,00%	MIN	3,11%	0,00%	MIN	6,28%	0,00%	0,00%
PRŮM	4,74%	0,03%	PRŮM	4,77%	0,07%	PRŮM	11,70%	1,13%	0,30%
SM.ODCH	1,15%	0,05%	SM.ODCH.	0,85%	0,02%	SM.ODCH.	7,45%	1,40%	0,63%

Vzhledem k obvykle relativně nízkým pravděpodobnostem a očekávání, že realizované výnosy, resp. jejich střední hodnoty, na středoevropských trzích nejsou řádově odlišné od českého trhu, vliv na autokorelace výnosů individuálních titulů by měl být dle vzorce 5.21 zanedbatelný. Výpočty tento předpoklad potvrzují. Odhadovaná výše negativních autokorelací při prvním zpoždění, způsobovaných faktorem neobchodování, dosahuje nejvyšších hodnot na slovinském trhu a uvádí je tabulka 7.8, opět v rozlišení pro různý časový horizont výnosů. Hodnoty se ve velké většině případů blíží nule a neovlivňují interpretaci výsledků. Vzhledem k poklesu autokorelací s rostoucím zpožděním geometrickou řadou není nutné jejich hodnoty dále uvádět. Faktor neobchodování lze tudíž při testování hypotézy náhodné procházky a efektivnosti středoevropských trhů zanedbat, aniž by se snížila robustnost výsledků analýzy.

Tabulka 7.8: Odhad autokorelací způsobených neobchodováním, Slovinsko, 1995-2005

	Denní	Pondělní	Uterní	Středeční	Ctvrteční	Páteční	Měsíční
AELG	-0,0005	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	0,0000
DELR	-0,0003	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0002
DRPG	-0,0002	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	0,0000
GRVG	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000
IEKG	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
ITBG	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	0,0000
KRKG	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
LKPG	-0,0002	-0,0002	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0002	0,0000
MELR	-0,0005	-0,0001	-0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000
MER	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0002	-0,0003
PETG	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
PILR	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SAVA	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000
TCRG	-0,0003	-0,0005	-0,0004	-0,0004	-0,0005	-0,0006	-0,0013
ZTOG	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
MAX	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
MIN	-0,0005	-0,0005	-0,0004	-0,0004	-0,0005	-0,0006	-0,0013
PRŮM	-0,0002	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001

Polský index WIG20 ani maďarský BUX nejsou homogenní portfolia z hlediska pravděpodobnosti neobchodování. Variační koeficienty pravděpodobností u nich dosahují 24 % resp. 18 %. Přesto lze u nich s určitou mírou nepřesnosti odhadnout autokorelace způsobené neobchodováním.¹¹⁴ V případě indexu BUX posouvá odečtení zdánlivých autokorelací statisticky nevýznamnou hodnotu kritérií obou testů ještě dále od kritických hodnot. Faktor neobchodování tudíž nemá vliv na interpretaci závěrů analýzy, což platí také pro vyšší zpoždění, kdy odhad autokorelací způsobených neobchodováním klesá geometrickou řadou. V případě indexu WIG20 nemá sice úprava o faktor neobchodování potenciál změnit interpretaci testu poměru rozptylů, který indikuje silné lineární závislosti, hodnotu Q kritéria pro $m=1$ snižuje ovšem natolik, že klesá pod kritickou mez. Pro týdenní a měsíční výnosy je efekt zanedbatelný vzhledem k velmi nízké pravděpodobnosti neobchodování titulů zařazených v obou indexech.

Vliv faktoru neobchodování nelze kvantifikovat u indexu SBI20 vzhledem k heterogennímu charakteru chování a pravděpodobnosti neobchodování titulů v indexu. Nicméně je zřejmé, že může způsobovat část naměřených a statisticky významných autokorelací denních a dokonce i týdenních výnosů indexu (viz přílohy P18 a P19, případně P22 a P23), když se nové informace promítají do cen titulů s různým zpožděním. Zásadní dopad na interpretaci závěrů ohledně platnosti hypotézy náhodné procházky výnosů slovinského indexu SBI20 ale zřejmě očekávat

¹¹⁴ Autoři Lo, MacKinlay (1990) ho např. aplikují na portfolia titulů vytvořená jako decily rozdělení pravděpodobností.

nelze, neboť faktor neobchodování má potenciál ovlivnit autokorelace pouze v prvních několika málo zpožděních.

Nesynchronní obchodování nemá - podobně jako na českém trhu - potenciál systematicky ovlivnit závěry předchozí analýzy chování akciového trhu v Polsku, Maďarsku a zřejmě ani ve Slovinsku. Pouze výjimečně by testové kritérium po úpravě o autokorelace vyvolané neobchodováním kleslo pod kritickou mez, což nemění celkový obrázek o efektivnosti středoevropských trhů.

7.2. Vývoj efektivnosti v čase

Na základě závěrů analýzy dělených časových řad z českého kapitálového trhu se nabízí domněnka, že i na ostatních středoevropských trzích může mít volba zkoumaného období vliv na výsledky a jejich interpretaci. Proto je opět jedenáctileté zkoumané období rozděleno na dvě části s předělem ke konci června 2000. Předmětem zájmu je otázka, zda během doby došlo k posunu ve výskytu lineárních závislostí a zda lze na tomto základě usuzovat na změny v efektivnosti. Tam, kde časové řady nemají dostatečný počet vstupních hodnot, např. ze slovinského trhu jsou dostupné až od roku 1998, není analýza kompletní především u nižších frekvencí dat.

7.2.1. Denní výnosy

Změnu četnosti výskytu lineárních závislostí denních výnosů dokladuje dvojice tabulek. První z nich, tabulka 7.9 pro období 1995-2000, ukazuje, že pořadí zkoumaných zemí dle relativní četnosti významných lineárních závislostí zůstává stejné, jako při analýze celých časových řad (tabulka 7.1). Z hodnot kritérií Ljung-Boxova testu a testu poměru rozptylů (pro $m=10$ a $q=2$) je také patrné, že četnost výskytu statisticky významných autokorelací denních výnosů na 5% hladině významnosti není sice v první části řádově jiná než v celém období, je ale nižší, a to na všech čtyřech zkoumaných trzích.

V Maďarsku testy neindikují pro období 1995-2000 žádné případy odchylek od náhodné procházky. Chování polského trhu je podle Ljung-Boxova testu také náhodné, test poměrů rozptylů ale odhaluje několik případů autokorelací, včetně indexu WIG20. U indexu WIG identifikuje statisticky významné lineární závislosti pro roky 1991-1994 již Nivet (1997), 1993-1997 Chun (2000) a pro období 1994-1996 Scheicher (1999). Poshakwale, Murinde (2001) zamítají hypotézu náhodného chování jak indexu WIG20 tak BUX v letech 1994-1996. Také Gilmore, McManus (2003) nalézají na základě Ljung-Boxova testu silné korelace indexů na obou trzích mezi roky 1995 a 2000. Případné rozdíly vůči výše uvedeným studiím jsou dány odlišným obdobím, výběrem titulů (WIG vs. WIG20) a zohledněním heteroskedasticity, která má významný vliv na hodnoty testových kritérií.¹¹⁵ Ze stejných důvodů jsou nalezené autokorelace u polských individuálních titulů výrazně méně časté ve srovnání se studií Wheeler a kol. (2002), která identifikuje významné autokorelace u poloviny z 16 testovaných řad v letech 1994-1997 za předpokladu homoskedasticity.

¹¹⁵ Povrzuje to i Chun (2000), když homoskedastický Ljung-Boxův test sice hovoří o významných autokorelacích u indexu BUX v letech 1993-1997, ale hypotézu náhodné procházky nelze zamítnout na základě testu poměru rozptylů upraveného o heteroskedasticitu.

Slovenský akciový trh podle obou testů v řadě případů individuálních titulů i indexu SBI20 vykazuje silné lineární závislosti, což je v souladu se závěry dosavadních studií. Například Deželan (1999) potvrzuje za pomoci testu poměru rozptylů silné autokorelace denních výnosů slovenského indexu LB13 v letech 1994-1996.

Tabulka 7.9: Testy lineárních závislostí, denní výnosy, středoevropské trhy, 1995-2000

POL	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina	Z_2^*	hladina
		význam.		význam.
WIG20	16,0311	0,0987	3,3370	0,0008
MAX	15,4500	0,9877	4,1701	0,7018
MIN	2,6934	0,1165	-1,1547	0,0000
MEDIÁN	8,2448	0,6153	1,4179	0,2321
SM. ODCH.	4,2607	0,3225	1,2336	0,2395
ZAMÍTNUTÍ	0 / 17	0%	5 / 17	29%

MAĎ	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina	Z_2^*	hladina
		význam.		význam.
BUX	9,9008	0,4492	1,4129	0,1577
MAX	14,1992	0,9924	1,7123	0,9319
MIN	2,3867	0,1641	-1,2291	0,0868
MEDIÁN	8,6273	0,5749	0,6300	0,3700
SM. ODCH.	4,0875	0,3170	0,8824	0,2435
ZAMÍTNUTÍ	0 / 11	0%	0 / 11	0%

SLO	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina	Z_2^*	hladina
		význam.		význam.
SBI20	42,2555	0,0000	4,6890	0,0000
MAX	46,6323	0,9516	3,4087	0,8351
MIN	3,9041	0,0000	-2,5633	0,0007
MEDIÁN	14,3429	0,4131	0,5390	0,3004
SM. ODCH.	10,9874	0,3259	1,9149	0,3064
ZAMÍTNUTÍ	3 / 15	20%	7 / 15	47%

ČR	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina	Z_2^*	hladina
		význam.		význam.
PX50	31,8760	0,0004	5,0202	0,0000
MAX	52,6475	0,7009	7,5642	0,5912
MIN	7,2574	0,0000	-0,5371	0,0000
MEDIÁN	20,1255	0,1849	2,7466	0,0785
SM. ODCH.	12,3842	0,2205	1,6713	0,1540
ZAMÍTNUTÍ	8 / 17	47%	11 / 17	65%

Pohled na testová kritéria u individuálních titulů v druhé periodě (tabulka 7.10) zřetelně odhaluje, že v porovnání s obdobím do června 2000 na všech trzích s výjimkou českého došlo k růstu četnosti statisticky významných lineárních závislostí, obvykle u jednoho či dvou titulů, což je v rozporu s očekáváním. Rostoucí likvidita, míra informační otevřenosti a transparentnosti trhů měly přispívat k jejich vyšší efektivitě a poklesu četnosti odchylek od modelu náhodné procházky. Při porovnání s celým obdobím let 1995 až 2005 dostáváme pro středoevropský trh v zásadě obdobný obrázek. Nižší výskyt významných závislostí denních výnosů individuálních titulů v posledních letech je sice charakteristický pro Polsko (vedle ČR), na druhou stranu na maďarském trhu je tomu naopak, zatímco slovenský trh nezaznamenal žádný posun. K výše uvedenému lze zformulovat minimálně tři vysvětlující hypotézy:

- Likvidita a pozornost se na některých trzích zaměřila na relativně úzký okruh společností. Ostatní tituly obsažené v hlavních indexech naopak zaznamenaly pokles zájmu a obchodování. Pro variantu dichotomie trhu, která je například typická pro české prostředí, svědčí růst četnosti výskytu významných závislostí při poklesu mediánu testových kritérií.
- Pětileté časové řady mohou být příliš krátké pro formulování robustních závěrů o efektivnosti trhu na základě četnosti výskytu významných autokorelací, a to i v případě denní frekvence dat.
- Růst četnosti skutečně vypovídá o poklesu efektivnosti středoevropských trhů během zkoumaného období.

Jednotlivé hypotézy jsou blíže analyzovány na různých místech práce. Problematiku vlivu a vývoje likvidity rozebírá kapitola 7.3. Odpověď na otázku dostatečné délky časových řad vyplývá z analýzy chování vyspělých akciových trhů v krátkých periodách (viz kapitola 8.1). Ukazuje se nicméně, že oba faktory mohou (částečně) vysvětlovat růst četnosti statisticky významných závislostí.

Jednoznačnou interpretaci dále komplikuje skutečnost, že vývoj v závislostech denních výnosů hlavních akciových indexů je opačný. V souladu s očekáváním došlo během zkoumaného období k poklesu jejich autokorelací, u indexu WIG20 (a také PX50) pod kritickou hodnotu, což může být následkem zavedení nového obchodního systému na varšavské burze. Systém Warset od listopadu 2000 umožňuje kontinuální obchodování likvidnějších titulů, tj. velké většiny podkladových titulů indexu, a zřejmě mohl ovlivnit chování indexu obdobně jako systém SPAD. Výše uvedené v zásadě konstatuje i Zgaljic (2004), který testuje efektivní chování indexu před a po zavedení systému. Rozpor s vývojem autokorelací denních výnosů individuálních titulů přičítá 10% limitu jejich maximální denní změny, která omezuje rychlost promítání informací do cen. Zgaljicův argument ovšem přijmout nelze bez detailnější analýzy, kterou neprování, vzhledem k faktu, že cenové změny přesahující 10 % bývají na akciových trzích pouze zřídka a zřejmě nemohou způsobovat systematicky odlišné chování titulů a indexu.

Tabulka 7.10: Testy lineárních závislostí, denní výnosy, středoevropské trhy, 2000-2005

POL	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
WIG20	3,1671	0,9772	1,7616	0,0781
MAX	18,8995	0,9996	2,9863	0,9335
MIN	1,2127	0,0313	-0,9288	0,0028
MEDIÁN	6,8984	0,6800	1,2837	0,2873
SM. ODCH.	3,6118	0,2736	1,2847	0,3079
ZAMÍTNUTÍ	1 / 20	5%	7 / 20	35%

MAĎ	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
BUX	6,8093	0,7433	0,3733	0,7089
MAX	22,7394	0,9903	2,1790	0,9356
MIN	0,2892	0,0118	-5,0718	0,0000
MEDIÁN	7,6975	0,6524	-0,4641	0,3326
SM. ODCH.	5,7662	0,2985	1,8968	0,2691
ZAMÍTNUTÍ	1 / 12	8%	3 / 12	25%

SLO	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
SBI20	47,2497	0,0000	3,2639	0,0011
MAX	147,9951	0,9190	2,0303	0,5079
MIN	4,3055	0,0000	-5,4590	0,0000
MEDIÁN	29,1378	0,2426	-1,8721	0,1177
SM. ODCH.	35,1564	0,3199	2,0872	0,1725
ZAMÍTNUTÍ	8 / 15	53%	9 / 15	60%

ČR	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
PX50	5,5368	0,8526	1,0966	0,2728
MAX	44,5988	0,9836	4,4250	0,8999
MIN	1,2108	0,0000	0,1258	0,0000
MEDIÁN	10,0817	0,3304	1,9295	0,0537
SM. ODCH.	12,3958	0,3264	1,2377	0,2582
ZAMÍTNUTÍ	4 / 17	24%	9 / 17	53%

Analýza hodnot kritérií pro jiný počet autokorelací m Ljung-Boxova testu a vyšší q testu poměru rozptýlů v zásadě nepřináší příliš nových informací (četnosti statisticky významných hodnot kritérií obou testů jsou uvedeny v příloze P24 a P25). Na slovinském trhu jsou rozdílné charakteristiky ještě zřetelnější, neboť v prvním období četnost významných autokorelací s vyšším počtem zpoždění klesá, v periodě od poloviny roku 2000 však zůstává jejich počet relativně stabilní. Ani závěry o vývoji autokorelací indexů se nemění. Nezměněný obrázek dostáváme také při porovnání s celým obdobím let 1995 až 2005 (kromě ČR).

Na základě dosavadní analýzy lineárních závislostí denních výnosů lze shrnout, že středoevropský trh se chová z pohledu hypotézy efektivních trhů heterogenně a že výskyt významných závislostí v čase zpravidla neklesá. Na maďarské burze se vyskytují závislosti ve vývoji výnosů individuálních titulů pouze sporadicky, nemohou tudíž vést k systematickému nacházení dlouhodobých nadprůměrných ziskových příležitostí (i index BUX se chová náhodně), přičemž tento závěr platí pro obě části zkoumaného období. Na ostatních zkoumaných trzích se vyskytuje značný počet odchylek od modelu náhodné procházky, nejvíce ve Slovinsku (vedle ČR), navíc tento počet se během zkoumané periody - na rozdíl od očekávání - nesnížil. Jednoznačný trend ve

vývoji efektivnosti nelze identifikovat. Výskyt statisticky významných lineárních závislostí není v Polsku ani Slovinsku v letech 2000-2005 pouze sporadický, stejně jako během celého období.

7.2.2. Týdenní a měsíční výnosy

Chování jednotlivých akciových trhů střední Evropy během let 1995-2005 se opět vzájemně liší, pokud sledujeme časové řady týdenních výnosů individuálních titulů. Tabulka 7.11 obsahuje souhrnnou statistiku hodnot testových kritérií v prvním dílčím období (1995-2000) pro páteční výnosy (pro $m=10$ a $q=2$). Maďarský trh, představovaný indexem BUX a jeho podkladovými tituly, v zásadě opět nevykazuje žádné odchylky od modelu náhodné procházky, stejně jako v celém testovaném období (viz tabulka 7.5). Na polském trhu se v letech 1995-2000 také nevyskytuje ani jeden titul, který systematicky vykazuje statisticky významné autokorelace pro všechny rozhodné dny v týdnu. Nicméně u pondělních výnosů (a v žádných jiných dnech) lze na základě testu poměru rozptylů identifikovat silné závislosti hned u pěti ze sedmnácti testovaných řad. Tato poměrně signifikantní kumulace výskytu může signalizovat určitou strukturu v chování trhu během prvních let obchodování, která může vyplývat např. z povahy obchodního systému či jiných institucionálních důvodů. Nestandardní chování pondělních výnosů potvrzuje také statisticky významná hodnota kritéria testu poměru rozptylů výnosů indexu WIG20. Na druhou stranu ho u indexu i titulů neindikuje Ljungův-Boxův test. Statisticky významné lineární závislosti se u titulů z indexu SBI20 vyskytují pouze sporadicky, v jednom či maximálně dvou případech, a to dle obou testů bez ohledu na volbu rozhodného dne. Samotný index se chová v souladu s modelem náhodné procházky.

Tabulka 7.11: Testy lineárních závislostí, páteční výnosy, střeoevropské trhy, 1995-2000

POL	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
WIG20	1,9001	0,9970	0,5905	0,5548
MAX	10,3716	9,8281	1,3728	0,9760
MIN	3,7965	0,4085	-1,8641	0,0623
MEDIÁN	6,9540	2,7245	-0,2574	0,5918
SM. ODCH.	2,6400	0,2097	0,7742	0,2714
ZAMÍTNUTÍ	0 / 17	0%	0 / 17	0%

MAĎ	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
BUX	9,9008	0,4492	1,4129	0,1577
MAX	14,1992	0,9924	1,7123	0,9319
MIN	2,3867	0,1641	-1,2291	0,0868
MEDIÁN	8,6273	0,5749	0,6300	0,3700
SM. ODCH.	4,0875	0,3170	0,8824	0,2435
ZAMÍTNUTÍ	0 / 11	0%	0 / 11	0%

SLO	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
SBI20	7,9337	0,6353	1,8838	0,0596
MAX	23,6126	0,9753	1,5376	0,8210
MIN	3,2366	0,0087	-2,5600	0,0105
MEDIÁN	8,8941	0,6107	-0,7239	0,3359
SM. ODCH.	5,1665	0,2991	1,1156	0,2856
ZAMÍTNUTÍ	1 / 14	7%	1 / 14	7%

ČR	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
PX50	9,9928	0,4411	1,7100	0,0873
MAX	11,5749	0,9998	1,6978	0,9351
MIN	1,0059	0,3145	-1,9435	0,0520
MEDIÁN	6,1966	0,7488	0,2701	0,4699
SM. ODCH.	3,3715	0,2574	0,9669	0,2936
ZAMÍTNUTÍ	0 / 17	0%	0 / 17	0%

Pohled na výsledky analýzy druhé části zkoumaného období (2000-2005) odhaluje, že nestandardní chování pondělních výnosů na polském trhu zcela mizí. Na slovinském trhu lze vypořádat určitý pokles četnosti výskytu závislostí v řadách výnosů individuálních titulů (pro $q=2$ a $m=10$). Také oba indexy, WIG20 a SBI20, konají náhodnou procházku. Na maďarské burze se četnost závislostí významných na 5 % hladině zvýšila, obvykle na dva až tři případy bez ohledu

na volbu rozhodného dne v týdnu. Potvrzují se tím výstupy analýzy denních výnosů. V souladu s výše uvedeným jsou i závěry autorů Vošvrda, Žikeš (2004), kteří identifikují zvýšenou předvídatelnost výnosů maďarského trhu. Pro páteční výnosy jsou příslušné hodnoty kritérií a hladin významnosti tabelovány níže.

Tabulka 7.12: Testy lineárních závislostí, páteční výnosy, střeoevropské trhy, 2000-2005

POL	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
WIG20	5,2560	0,8734	0,8123	0,4166
MAX	8,7225	0,9942	1,5904	0,9555
MIN	0,1651	0,5586	-1,2757	0,1117
MEDIÁN	4,7902	0,8505	0,2294	0,5493
SM. ODCH.	2,0902	0,1299	0,7682	0,2779
ZAMITNUTÍ	0 / 20	0%	0 / 20	0%

MAĎ	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
BUX	6,8093	0,7433	0,3733	0,7089
MAX	22,7394	0,9903	2,1790	0,9356
MIN	0,2892	0,0118	-5,0718	0,0000
MEDIÁN	7,6975	0,6524	-0,4641	0,3326
SM. ODCH.	5,7662	0,2985	1,8968	0,2691
ZAMITNUTÍ	1 / 12	8%	3 / 12	25%

SLO	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
SBI20	5,5671	0,8502	1,3687	0,1711
MAX	18,2661	0,9957	1,4567	0,7151
MIN	2,0813	0,0506	-1,5823	0,1136
MEDIÁN	7,2537	0,6975	-0,2686	0,3666
SM. ODCH.	3,8161	0,2577	1,0390	0,2146
ZAMITNUTÍ	0 / 15	0%	0 / 15	0%

ČR	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
PX50	4,7548	0,9069	2,0613	0,0393
MAX	18,5730	0,9964	2,7322	0,9830
MIN	1,9974	0,0460	-0,4813	0,0063
MEDIÁN	7,7181	0,6586	0,7973	0,4947
SM. ODCH.	4,2682	0,3015	0,8771	0,3326
ZAMITNUTÍ	1 / 17	6%	3 / 17	18%

Opět jsou podrobeny zkoumání i hodnoty kritéria testu poměru rozptylů při vyšších q a pro různé počty autokorelací m Ljung-Boxova testu. Souhrnné tabulky absolutních i relativních četností statisticky významných hodnot kritéria testu poměru rozptylů lze nalézt v příloze P26 a P27. Ukazují, že test indikuje autokorelace pondělních výnosů pěti individuálních titulů na polském trhu v období 1995-2000 pouze pro $q=2$. Výskyt statisticky významných autokorelací je jinak velmi sporadický, a to v obou částech zkoumaného období. Rozdíl ve výsledcích analýzy vzhledem k práci Zgaljice (2004), který nachází významné autokorelace u téměř 20 % časových řad týdenních výnosů v období let 2000-2003, lze zřejmě přičíst heteroskedasticitě, kterou ve své práci nezohledňuje, a zahrnutí i jiných titulů než členů indexu WIG20. V případě maďarského trhu lze v první části období identifikovat pouze sporadický výskyt autokorelací, od roku 2000 se ale chování jedné časové řady odchyluje od modelu náhodné procházky pro jakýkoli kalendářní den týdne. Mizí naopak sporadické autokorelace výnosů indexu BUX z prvních pěti let.

Smith, Ryoo (2003) nacházejí v období 1991-1998 statisticky významné autokorelace střeďečních výnosů indexů WIG a BUX na základě mnohonásobného poměru rozptylů při volbě $q=4$, ale nikoliv 2, 8, nebo 16. Příloha P27 odhaluje, že závěry při aplikaci jednoduchého testu poměru rozptylů na maďarský trh nejsou s jejich studií v zásadním rozporu. Pro polský trh naopak nelze najít shodu, což může být důsledek rozdílné periody, metodologie či rozdílného chování indexu WIG a WIG20, který obsahuje pouze nejlikvidnější polské tituly.¹¹⁶ Gilmore, McManus (2003) naopak popisují chování střeďečních výnosů maďarských a polských indexů IFC v letech 1995-2000 jako náhodné.¹¹⁷ Ani Dockery, Vargari (1997) žádné závislosti v týdenních výnosech indexu

¹¹⁶ Významné autokorelace úterních výnosů indexu WIG v letech 1991-1994 identifikoval pomocí Ljung-Boxova testu např. také Nivet (1997).

¹¹⁷ Je třeba ale upozornit, že jimi reportované hodnoty kritéria homoskedastického i heteroskedastického testu poměru rozptylů jsou abnormálně nízké pro všechny zkoumané trhy.

BUX v letech 1991-1995 nenacházejí při použití testu poměru rozptylů, neuvádějí ovšem rozhodný den v týdnu pro stanovení výnosu. Pro výše uvedené svědčí také závěry analýz Filer, Hanousek (1996, 1999), kteří v období 1991-1996 a 1991-1998 nenacházejí pomocí mnohonásobného testu poměru rozptylů významné lineární závislosti týdenních výnosů indexu BUX nebo WIG. Je zjevné, že volba rozhodného dne týdne může promluvit do celkového vyznění analýzy. Formulování robustních nezkrášených závěrů si tudíž vyžaduje komplexní analýzu týdenních výnosů, nelze spoléhat na výběr jediného kalendářního dne pro výpočet výnosů.

Nelze potvrdit výše indikovaný pokles výskytu závislosti na slovinském trhu v období 2000-2005, který vyplývá z hodnot kritérií při volbě $q=2$ a $m=10$. Na rozdíl od první části období se podle testu poměru rozptylů po roce 2000 často vyskytují významné autokorelace u jedné časové řady. Specificky se chovají pondělní výnosy, neboť závislosti lze nalézt u tří řad. V obou dílčích periodách je ale relativní četnost závislostí v průměru nižší než v celém sledovaném období, kdy se obvykle dvě časové řady nechovají náhodně.

Na rozdíl od testu poměru rozptylů se při aplikaci Ljung-Boxova testu charakter chování řad individuálních titulů během doby nemění. Totéž platí pro chování akciových indexů. Q kritérium neindikuje v jakékoli části období, pro jakýkoli index a pro jakýkoli rozhodný den významné závislosti, zatímco podle testu poměru rozptylů jsou v řadě případů autokorelovány týdenní výnosy slovinského indexu SBI20, především v druhé části období, a sporadicky výnosy indexu BUX v první části období.

Zkoumání týdenních výnosů lze uzavřít konstatováním, že během zkoumaného období nedošlo k očekávanému poklesu výskytu závislostí v řadách týdenních výnosů individuálních titulů. Porovnáváme-li první a druhou půlku období, můžeme hovořit spíše o růstu, a při srovnání s výsledky analýzy na celé období, o stabilitě. Na druhou stranu se závislosti u individuálních titulů vyskytují na jednotlivých středoevropských trzích obvykle v jednom případě, což nesvědčí o systematické odchylce chování trhů od modelu náhodné procházky a zřejmě i porušování předpokladů hypotézy efektivních trhů. Přesnější závěry mohou být ovšem formulovány až po srovnání s výsledky analýzy vyspělých kapitálových trhů v kapitole 8.

Hodnocení výstupů analýzy chování měsíčních výnosů je v zásadě obdobně heterogenní pro jednotlivé trhy, jako v případě týdenních výnosů. Zatímco na maďarském trhu neexistují statisticky významné lineární závislosti, na slovinském trhu se vyskytují v obou částech testovaného období, přičemž se nedá říci, že by jejich výskyt během doby klesal. Autokorelované jsou obvykle tři časové řady. Nedá se tedy hovořit o sporadickém výskytu a slovinský trh se ze středoevropského regionu nejvíce vzdaluje modelu náhodné procházky, což je také v souladu se závěry pro celé sledované jedenáctileté období. Na polském trhu se v druhé části období překvapivě objevují lineární závislosti ve dvou případech, zatímco v první části ani jeden z testů neindikoval autokorelace. Výše uvedené charakteristiky chování měsíčních výnosů středoevropský indexů v druhé půlce 90. let mj. odpovídají závěrům studií autorů Filer, Hanousek (1996, 1999), když v období let 1993 až 1996 resp. 1998, nenacházejí na základě mnohonásobného testu poměru rozptylů významné lineární závislosti výnosů indexů BUX a WIG.

Tabulky 7.13 a 7.14 ukazují, jak se na jednotlivých trzích vyvíjely relativní četnosti významných autokorelací časových řad podle testu poměru rozptylů u individuálních titulů i indexů (případná významnost jejich závislosti je značena křížkem). Detailnější informace o hodnotách kritérií obou testů (pro $m=10$ a $q=2$) obsahuje příloha P28.

Tabulka 7.13: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, měsíční výnosy, středoevropské trhy, 1995-2000

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	11	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 9%	1 9%	1 9%	2 18%	2 18%
POL	16	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
SLO	12	3 25%	3 25%	1 8%	2 17%	2 17%	1 8%	2 17%	3 25%	3 25%	2 17%	1 8%
ČR	17	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	2 12%	3 18%	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%

Tabulka 7.14: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, měsíční výnosy, středoevropské trhy, 2000-2005

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	12	1 8%	1 8%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
POL	20	1 5%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%
SLO	15	2 13%	2 13%	2 13%	2 13%	2+ 13%	4+ 27%	3+ 20%	3+ 20%	4+ 27%	4 27%	4 27%
ČR	17	0 0%	0 0%	0 0%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%

V souladu se závěry analýzy denních výnosů, testy výnosů v delších periodách neindikují pokles autokorelací. Jak v časových řadách měsíčních výnosů tak týdenních výnosů lze obvykle nalézt případy, které se odchylojí od procesu generovaného modelem náhodné procházky a přetrvávají i v druhé části zkoumaného období, tj. po roce 2000. V některých případech dokonce přítomnost autokorelací roste. I tehdy se ovšem dotýkají pouze malého počtu individuálních titulů. Vzhledem k výše uvedenému lze konstatovat, že na středoevropských trzích nedochází během sledovaných 11 let k pozitivnímu posunu v charakteru chování dlouhodobějších výnosů (týdenních a měsíčních) z pohledu hypotézy náhodné procházky a slabé formy efektivity.

7.2.3. Faktor neobchodování

Nesynchronní obchodování nemá vliv na interpretaci výsledků ekonometrické analýzy na středoevropských akciových trzích v období let 1995-2005 (blíže viz kapitola 7.1.3). Zda je potřeba o tento faktor upravit závěry pro dílčí periody celého období osvětluje tato kapitola. Předně nelze vysledovat jednotný trend ve vývoji pravděpodobnosti neobchodování. Zatímco v Polsku a Maďarsku klesala a v řadě týdnů či měsíců dosahovala prakticky nulových hodnot, na slovinském trhu rostla. Obdobně jako na českém trhu se zde prodlužovala doba neobchodování až na týdny a výjimečně i měsíce, pro druhou část sledovaného období ji uvádí tabulka 7.15.

Odhad autokorelací pro první zpoždění způsobených faktorem neobchodování v období 2000-2005 při různě dlouhých horizontech výnosů ve Slovinsku zobrazuje tabulka 7.16. Na ostatních trzích jsou odhadované hodnoty prakticky nulové. Ale ani na slovinském trhu nehrají u individuálních titulů významnou roli, ačkoliv pravděpodobnost neobchodování dosahuje až 35 %. Ve vztahu k naměřeným hodnotám autokorelací a především kritickým hodnotám testů je význam faktoru neobchodování opět zanedbatelný.

Tabulka 7.15: Pravděpodobnost neobchodování, středoevropské trhy, 2000-2005

POL	Denní	MAD	Denní	SLO	Denní	Týdenní	Měsíční
AGO	3,64%	BCHEM	5,38%	KRKG	6,90%	0,00%	0,00%
BCA	3,30%	DANUB	7,97%	MELR	7,80%	0,28%	0,00%
BPH	3,64%	DEMASZ	3,99%	PETG	7,67%	0,07%	0,00%
PEO	3,64%	EGIS	4,20%	PILR	9,06%	0,42%	0,00%
BZW	3,57%	FHB	3,11%	IEKG	8,92%	0,70%	0,00%
BRE	3,78%	FOTEX	4,41%	GRVG	7,80%	0,28%	0,00%
BDX	3,71%	RICHT	3,99%	SAVA	8,01%	0,42%	0,00%
CPL	3,64%	MTEL	3,99%	LKPG	9,06%	1,53%	0,00%
DBC	3,64%	MOL	4,34%	ITBG	8,78%	1,05%	0,00%
MPP	3,64%	OTP	3,99%	DRPG	19,94%	2,07%	0,00%
KTY	3,71%	PPLAST	4,20%	MER	11,43%	2,79%	1,52%
KGH	3,64%	TVK	5,03%	AELG	19,09%	1,46%	0,00%
NET	3,72%			ZTOG	8,29%	0,21%	0,00%
ORB	3,64%			TCRG	28,43%	6,97%	3,03%
PGF	4,06%			DELIR	35,61%	4,81%	1,52%
PKN	3,64%						
PKM	3,64%						
SFT	3,64%						
STX	3,64%						
TPS	3,64%						
MAX	4,06%	MAX	7,97%	MAX	35,61%	6,97%	3,03%
MIN	3,30%	MIN	3,11%	MIN	6,90%	0,00%	0,00%
PRŮM	3,66%	PRŮM	4,55%	PRŮM	13,12%	1,54%	0,40%
SM.ODCH	0,13%	SM.ODCH.	1,17%	SM.ODCH.	8,44%	1,91%	0,87%

Tabulka 7.16: Odhad autokorelací způsobených neobchodováním, Slovinsko, 2000-2005

	Denní	Pondělní	Úterní	Středeční	Čtvrteční	Páteční	Měsíční
AELG	-0,0005	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	0,0000
DELIR	-0,0002	-0,0003	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0003	-0,0004
DRPG	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0002	-0,0002	-0,0002	0,0000
GRVG	-0,0002	0,0000	0,0000	-0,0001	-0,0001	-0,0001	0,0000
IEKG	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	0,0000
ITBG	-0,0003	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	0,0000
KRKG	-0,0006	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
LKPG	-0,0002	-0,0003	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0004	0,0000
MELR	-0,0004	-0,0001	-0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000
MER	-0,0002	-0,0004	-0,0003	-0,0004	-0,0002	-0,0006	-0,0009
PETG	-0,0006	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
PILR	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SAVA	-0,0001	-0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000
TCRG	-0,0006	-0,0011	-0,0011	-0,0010	-0,0014	-0,0014	-0,0028
ZTOG	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
MAX	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
MIN	-0,0006	-0,0011	-0,0011	-0,0010	-0,0014	-0,0014	-0,0028
PRŮM	-0,0003	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0003

Z tabulky 7.15 vyplývá, že polský index WIG20 představuje v letech 2000-2005 na rozdíl od ostatních indexů velmi homogenní portfolio z hlediska pravděpodobnosti neobchodování při denní frekvenci dat. U maďarského indexu BUX dosahuje variační koeficient přibližně 25 %, a s určitou mírou nepřesnosti lze zhruba odhadnout autokorelace denních výnosů. Vzhledem k minimálním pravděpodobnostem neobchodování v délce týdne není potřeba dále analyzovat výnosy pro nižší frekvence dat. Slovinský index SBI20 je obdobně jako český PX-50 příliš heterogenní, aby u něj bylo možné kvantifikovat dopad zdánlivých autokorelací dle metodologie Lo, MacKinlay.

V případě indexu BUX posouvá odečtení zdánlivých autokorelací statisticky nevýznamnou hodnotu kritérií obou testů obvykle ještě dále od kritických hodnot. Faktor neobchodování tudíž

opět nemá vliv na interpretaci závěrů analýzy. V případě indexu WIG20 by klesla hodnota kritéria testu poměru rozptylů za období 2000-2005 pod kritickou mez pro $q=3$, působí tak marginálně na posun interpretace analýzy ve prospěch platnosti modelu náhodné procházky. Obdobně by se pod kritickou mez dostala i v jednom případě hodnota obou kritérií v první části období, nicméně zde jsou autokorelace přítomné i při vyšších zpožděních a celkový obrázek by se příliš nezměnil. To odpovídá závěrům studie Chun (2000), který uvádí, že naměřené autokorelace globálního indexu WIG v letech 1993-1997 by indikovaly, že více než 40 % titulů z indexu se nezobchoduje během jednoho týdne. Takové hodnoty výrazně převyšují skutečné pravděpodobnosti neobchodování na polském trhu.

Vliv faktoru neobchodování nelze kvantifikovat u indexu SBI20, nicméně je možné, že způsobuje část statisticky významných autokorelací denních výnosů, alespoň v prvním zpoždění, a pravděpodobně i týdenních výnosů indexu, vzhledem k často nízkým hladinám významnosti v období 2000-2005. Opět ale nelze očekávat zásadní dopad na interpretaci závěrů ohledně platnosti hypotézy náhodné procházky výnosů slovinského indexu.

Lze tudíž zopakovat, že nesynchronní obchodování nemá - podobně jako na českém trhu - potenciál systematicky ovlivnit závěry analýzy chování akciového trhu v Polsku, Maďarsku a Slovinsku. Pouze v několika málo případech by hodnoty testových kritérií po úpravě o autokorelace vyvolané neobchodováním klesly pod kritickou mez, což nemění celkový obrázek o efektivnosti středoevropských trhů.

7.3. Likvidita a náhodná procházka

Kapitola rozebírá otázku vlivu likvidity na cenově informační efektivnost. Sledované tituly, které jsou součástí indexů BUX, WIG20 a SBI20, tj. obvykle relativně atraktivní investovatelné tituly, jsou rozděleny do dvou skupin podle likvidity. První skupina obsahuje nejlikvidnější tituly obchodované na dané burze, druhou skupinu tvoří stále ještě likvidní tituly, nicméně méně než společnosti z první skupiny.¹¹⁸

Tabulka 7.17 indikuje, že během období 1995-2005 se statisticky významné závislosti výnosů (dle testu poměru rozptylů) vyskytují častěji u méně likvidních titulů z národních indexů, a to bez ohledu na frekvenci analyzovaných dat. Potvrzuje se, že likvidita titulů může mít vliv na četnost významných lineárních závislostí a zřejmě také na dosahování slabé formy efektivnosti trhu.

¹¹⁸ Skupina 1:

BUX – MOL, OTP, Matav, Richter, BorsodChem, TVK;

WIG20 – TPSA, PKN Orlen, Pekao, KGHM, Bank BPH, Prokom, Agora, BRE Bank, Netia, BZ-WBK;

SBI20 – Krka, Merkator, Petrol, Pivovarna Laško, Gorenje, Sava, Intereuropa, Luka Koper.

Skupina 2:

BUX – Egis, FHB, Demasz, Pannonplast, Danubius, Fotex;

WIG20 – Softbank, Orbis, Computerland, BACA, Stalex, Debica, Kety, Budimex, MPP Swiecie, PGF;

SBI20 – Merkur, Droga Kolinska, Delo, Istrabenz, Terme Čatež, Žito, Aerodrom Ljubljana.

Tabulka 7.17: Podíl nejlikvidnějších titulů na četnosti výskytu statisticky významných závislostí, test poměru rozptylů, středoevropské trhy, 1995-2005

	1995-2005			2000-2005		
	Denní	Týdenní	Měsíční	Denní	Týdenní	Měsíční
ČR	22%	42%	20%	7%	36%	100%
MAĎ	20%	19%	17%	6%	6%	0%
POL	36%	0%	0%	44%	31%	0%
SLO	32%	32%	34%	20%	73%	53%

Pro období let 2000-2005 je závěr méně jednoznačný. Na trzích v Maďarsku, Slovinsku i ČR se výskyt významných autokorelací denních výnosů ještě více koncentroval u méně likvidních titulů. Významné závislosti týdenních a měsíčních výnosů titulů na slovinském trhu jsou častější u likvidnějších titulů, obdobně na českém trhu v případě měsíčních výnosů. V tomto případě jsou ovšem autokorelace velmi sporadické, vyskytují pouze u jednoho titulu z první skupiny (České radiokomunikace). Vypovídací schopnost podílů tedy klesá s klesajícím počtem výskytu významných závislostí.

Rozdělení výskytu významných závislostí identifikovaných Ljung-Boxovým testem mezi obě skupiny titulů není jednoznačné pro všechny trhy ze středoevropského regionu během celého zkoumaného období jedenácti let, a ani v období 2000-2005. Důvodem je velmi nízký, sporadický výskyt významných závislostí. V případě, že testem nejsou indikovány žádné závislosti jako statisticky významné na 5% hladině, podíl je neměřitelný a v tabulce 7.18 označený „n.m.“.

Tabulka 7.18: Podíl nejlikvidnějších titulů na četnosti výskytu statisticky významných závislostí, Ljungův-Boxův test, středoevropské trhy, 1995-2005

	1995-2005			2000-2005		
	Denní	Týdenní	Měsíční	Denní	Týdenní	Měsíční
ČR	25%	69%	n.m.	0%	4%	n.m.
MAĎ	38%	100%	n.m.	0%	0%	n.m.
POL	40%	n.m.	0%	76%	n.m.	n.m.
SLO	39%	24%	0%	26%	25%	0%

Obě výše uvedené tabulky se nicméně shodují, že se významné závislosti denních výnosů vyskytují spíše u méně likvidních a obvykle méně informačně transparentních titulů. Lze také usuzovat, že se v průběhu času na všech středoevropských trzích, kromě polského, mohl ještě více diferencovat charakter chování denních výnosů v závislosti na likviditě titulů. Podobné závěry neplatí pro chování týdenních a měsíčních výnosů. Jedním z důvodů je velmi nízký až nulový výskyt významných závislostí.

7.4. Shrnutí

Na základě ekonometrické analýzy lze konstatovat, že se středoevropské akciové trhy z hlediska hypotézy efektivních trhů nechovají jako homogenní trh. Pouze časové řady výnosů maďarských akciových titulů a indexu BUX systematicky vykazují v časovém intervalu leden 1995 až prosinec 2005 náhodné chování v souladu se slabou formou hypotézy efektivních trhů, bez ohledu na frekvenci analyzovaných dat. Ostatní středoevropské trhy, tj. slovinský, polský i český, vykazují

větší či menší odchylky od modelu náhodné procházky. Systém ve vývoji akciových kursů umožňuje do určité míry předpovídat jejich chování. Nelze vyloučit, že existuje investiční strategie, která přináší nadprůměrné výnosy kvůli systematické přítomnosti lineárních závislostí, jež nelze vysvětlit faktorem nesynchronního obchodování. Tyto závislosti jsou typické především pro denní výnosy individuálních titulů i indexů.

Proces tvorby cen (výnosů) se náhodné procházce nejvíce přibližuje – pomineme-li efektivní maďarský trh - na varšavské burze, na které by případná zisková obchodní strategie musela využívat vysokou frekvenci obchodování, neboť týdenní ani měsíční výnosy abnormální příležitosti neskytají. Obdobně jako na českém trhu mohou takovéto strategie realizovat zřejmě pouze profesionální investoři s velmi dobrým přístupem k informacím a k obchodnímu systému. Výraznější trendy lze identifikovat na slovinském trhu, kde existuje prostor pro systematické nelézání nadprůměrně ziskových příležitostí především v několikadenních obdobích. Slovinský trh se zdá nejméně efektivní.

Na rozdíl od indikovaného poklesu výskytu lineárních závislostí na českém akciovém trhu v případě segmentu nejlíkvinnějších titulů (viz kapitola 6), tento trend není patrný na ostatních trzích. Čestnost odchylek od modelu náhodné procházky v období od poloviny roku 2000 do konce 2005 se v zásadě neliší od četnosti naměřené pro celé jedenáctileté období. Naopak, především na maďarském trhu je patrný mírný růst výskytu statisticky významných autokorelací. I tak ovšem jde o sporadické případy a celkový obrázek o míře náhodného chování jednotlivých trhů zůstává v zásadě neměnný.

Ani faktor neobchodování nemá potenciál významně ovlivňovat interpretaci výsledků. Dopad na autokorelace u individuálních titulů je zcela zanedbatelný. V případě lineárních závislostí denních a někdy i týdenních výnosů nesynchronní obchodování sporadicky snižuje hodnoty testových kritérií pod kritickou mez. Vždy však pouze pro několik málo prvních zpoždění, a tudíž nemění komplexní obrázek o (případných) autokorelačních strukturách.

Z analýzy také vyplynulo, že náhodná volba rozhodného dne pro výpočet týdenních výnosů může promluvit do celkového vyznění analýzy. Formulování robustních nezkrášených závěrů si tudíž vyžaduje komplexní analýzu týdenních výnosů, nelze spoléhat na výběr jediného kalendářního dne pro výpočet výnosů.

V kapitole 8 jsou výše uvedené výstupy analýzy středoevropského akciového trhu porovnávány se situací na nejvyspělejších kapitálových trzích, které představují dosažitelnou úroveň efektivnosti v praxi. Pokud je identifikovaná míra předvídatelnosti v Polsku, Slovinsku i ČR výrazně vyšší a může vést k dosahování dlouhodobě nadprůměrných výnosů, lze zamítnout hypotézu slabé formy efektivnosti.

8. Relativní srovnání testů slabé formy

V předchozích kapitolách je chování středoevropských trhů poměřováno k modelu náhodné procházky. V případě, že za pomoci ekonometrických metod nejsou nalezeny statisticky významné lineární závislosti, cenový pohyb je náhodný a daný trh dosahuje slabé formy efektivnosti dle hypotézy efektivních trhů. Pro jednoduchost lze tuto analýzu nazvat testem „absolutní efektivnosti“.

Nicméně v řadě případů se na jednotlivých trzích více či méně často vyskytují odchylky od tohoto modelu a chování některých individuálních titulů je předvídatelné. Hypotéza efektivních trhů ve své slabé formě zkoumá, zda lze na základě případných závislostí stanovit konkrétní obchodní strategii, která by investorovi přinášela dlouhodobě (systematicky) nadprůměrný výnos. Nevylučuje tudíž určitou míru předvídatelnosti a autokorelace v časových řadách, avšak tato míra není ekonomicky podstatná. Rozdíl mezi ekonomickou a statistickou významností může být dán nedodržením striktních podmínek modelu. V praxi jde především o existenci transakčních nákladů a nutnosti jejich zohlednění při interpretaci výsledků.

Cílem kapitoly 8 je částečně a nepřímě zohlednit rozdíl mezi modelem náhodné procházky a hypotézou efektivních trhů. Budeme-li předpokládat kapitálový trh, který se svými charakteristikami nejvíce blíží dokonalému trhu modelu náhodné procházky, představuje reálnou základnu ke srovnání pro ostatní kapitálové trhy, včetně středoevropských. Půjde o trh, který lze charakterizovat vysokou likviditou, transparentností, konkurencí, což jsou mj. předpoklady nízkých relativních transakčních nákladů. V globálním měřítku za takový benchmark bývá považován americký trh NYSE a v evropském měřítku např. německá a nizozemská burza.

Kapitola tudíž zkoumá „relativní efektivnost“ středoevropských trhů v porovnání s maximálně dosažitelnou úrovní efektivnosti trhů v praxi (relativní efektivnost blíže viz např. Lo, MacKinlay, 1999). Je-li výskyt významných závislostí výrazně systematictější, jde o indikaci, že hypotéza na daném trhu neplatí. Naopak, pokud se sice jejich chování dá do určité míry předvídat, avšak nikoli významně systematictěji než na nejvyspělejších kapitálových trzích, nelze hovořit o prokázání neefektivnosti.

V první části kapitoly jsou na časové řady výnosů indexů a individuálních titulů na vyspělých trzích aplikovány tytéž ekonometrické nástroje, jako v předchozích kapitolách. Tím je vymezen benchmark pro srovnání obou trhů, které je provedeno v druhé části kapitoly.

8.1. Efektivnost vyspělých trhů – benchmark

8.1.1. Denní výnosy

Z hodnot kritéria testu poměru rozptylů zřetelně vyplývá odlišný výskyt statisticky významných závislostí na 5% hladině na jednotlivých trzích, nicméně na žádném není v období 1995-2005 pouze sporadický. Zatímco na nizozemském trhu dosahuje relativní četnost významných autokorelací v průměru pro všechna zpoždění 8 %, na německém trhu jde o dvojnásobek a ve Spojených státech dokonce o trojnásobek, tj. v každém čtvrtém případě jsou denní výnosy titulů významně autokorelovány, když s rostoucím q se zvyšuje četnost výskytu závislostí. Vyspělé trhy se také navzájem odlišují převážujícím směrem závislostí. Zatímco na nizozemském trhu jsou naměřené autokorelace v prvním zpoždění až na jednu výjimku pozitivní, na americkém trhu je

naopak jednodenní růst následován u dvou třetin titulů poklesem. Všechny trhy mají společné, že chování akciových indexů DJIA, DAX a AEX odpovídá náhodné procházce při volbě jakéhokoliv zpoždění.

Tabulka 8.1: Statistická významnost závislosti, test poměru rozptylů, denní výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	2 7%	3 10%	4 13%	6 20%	6 20%	8 27%	9 30%	11 37%	11 37%	12 40%	12 40%
NĚM	30	2 7%	3 10%	5 17%	5 17%	5 17%	5 17%	6 20%	5 17%	5 17%	5 17%	5 17%
NIZ	20	3 15%	4 20%	2 10%	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%

Přílohy P29 a P30 rozvádí výsledky testu poměru rozptylů a Ljung-Boxova testu ve větším detailu. Shrnutí výsledků Ljung-Boxova testu poskytuje tabulka 8.2. Zatímco Q kritérium indikuje výrazně méně významných autokorelací na americkém a německém trhu než test poměru rozptylů, ukazuje naopak obvykle na tři i více případů na nizozemském trhu.

Tabulka 8.2: Statistická významnost závislosti, Ljungův-Boxův test, denní výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

	N	m = 1	m = 2	m = 3	m = 4	m = 5	m = 6	m = 7	m = 8	m = 9	m = 10	m = 11
USA	30	1 3%	3 10%	4 13%	4 13%	3 10%	3 10%	3 10%	3 10%	1 3%	1 3%	1 3%
NĚM	30	1 3%	2 7%	3 10%	2 7%	1 3%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	3 15%	2 10%	4 20%	4 20%	3 15%	3 15%	4 20%	4 20%	5 25%	3 15%	2 10%

Analýza dělených řad indikuje změnu chování jednotlivých trhů během zkoumaného období. Následující tabulka ukazuje, že jak v období 1995-2000 tak mezi lety 2000-2005 se na všech trzích vyskytují případy, kdy denní výnosy individuálních titulů nekonají náhodnou procházku na 5% hladině významnosti. Relativní četnosti významných lineárních závislostí i pořadí zkoumaných zemí se v čase mění. Zatímco v obou částech zkoumaného období je výskyt statisticky významných autokorelací méně či stejně pravděpodobný než v celém období na americkém a německém trhu, pro nizozemský trh platí opak. Z obou testů také plyne, že první období charakterizuje méně lineárních závislostí než druhé období v případě frankfurtské burzy, chování titulů na amsterdamské i newyorské burze se během doby více přibližuje náhodné procházce. U žádného z akciových indexů - DJIA, DAX a AEX – nejsou identifikovány statisticky významné závislosti v obou částech zkoumaného období. Tabulka zobrazuje pouze hodnoty kritéria testu poměru rozptylů, výsledky Ljung-Boxova testu lze nalézt v příloze P31.

Tabulka 8.3: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, denní výnosy, vyspělé trhy, 1995-2000 a 2000-2005

1995-2000												
	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	6 20%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	4 13%	6 20%	8 27%	8 27%	8 27%	8 27%
NĚM	28	5 18%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%
NIZ	20	9 45%	7 35%	4 20%	2 10%	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%	2 10%	1 5%	1 5%

2000-2005												
	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	1 3%	1 3%	2 7%	2 7%	3 10%	3 10%	3 10%	3 10%	3 10%	3 10%	2 7%
NĚM	30	4 13%	3 10%	4 13%	4 13%	4 13%	5 17%	4 13%	4 13%	3 10%	3 10%	2 7%
NIZ	20	2 10%	3 15%	4 20%	1 5%	2 10%	2 10%	2 10%	3 15%	3 15%	2 10%	2 10%

Lze uzavřít, že výnosy individuálních titulů na vyspělých trzích se nechovají v období leden 1995 až prosinec 2005 vždy v souladu s modelem náhodné procházky, což platí i pro kratší periody v rámci tohoto období. Vyspělé trhy se chovají z pohledu hypotézy náhodné procházky heterogenně, obdobně jako středoevropský trh. Existuje větší či nižší počet případů (0 % až 40 %), kdy jsou lineární závislosti statisticky významné. Na základě použitých testů nelze určit, který z trhů se od modelu odchyluje nejvíce, neboť jejich pořadí, stanovené dle četnosti významných hodnot kritérií, je při použití testu poměru rozptylů a Ljung-Boxova testu opačné. Jednoznačný trend ve vývoji efektivnosti nelze identifikovat. Během zkoumaného období dochází jak růstu tak na některých trzích k poklesu výskytu významných autokorelací denních výnosů individuálních titulů. Zdá se proto, že přítomnost lineárních závislostí u některých titulů je typická pro vyspělé kapitálové trhy, maximálně se vyskytují u 40 % časových řad, nicméně obvykle nebývají častější než u každého čtvrtého či pátého titulu na daném trhu.

Z nestability výstupů analýzy v závislosti na zvoleném období lze usuzovat na důležitost volby dostatečné délky analyzovaných časových řad. Ukazuje se, že pětileté období může být krátké pro formulování obecně platných závěrů o efektivnosti trhu. Analyzované řady nemohou například odrážet celý průběh cyklického vývoje kapitálového trhu. V případě zachycení silné růstové fáze se může jeho charakter jevit odlišně než při zachycení fáze stagnace, což může vychylovat výsledky. Je vhodné připomenout, že výše uvedené odpovídá jedné z hypotéz vysvětlující neočekávaný růst výskytu významných autokorelací na středoevropském trhu během jedenáctiletého zkoumaného období (viz kapitola 7.2.1). Nelze ho tudíž interpretovat jako jednoznačnou indikaci poklesu efektivnosti daného trhu.

8.1.2. Týdenní a měsíční výnosy

Obdobně jako denní výnosy jsou podrobeny testu poměru rozptylů a Ljung-Boxovu testu měsíční výnosy individuálních titulů a indexů amerického, německého a nizozemského trhu. Tabulka 8.4 zřetelně odhaluje, že první z testů identifikuje významné závislosti pouze výjimečně u individuálních titulů a nikdy u indexů, trhy se chovají systematicky v souladu s modelem náhodné procházky. Hodnoty Q kritéria nejsou v práci tabelovány, nicméně výstup analýzy se prakticky neliší od níže uvedených četností. Z hlediska testované hypotézy jsou trhy slabě efektivní při sledování výnosů v měsíční frekvenci. Převažující směr autokorelací u individuálních titulů v prvním zpoždění je na americkém a německém trhu záporný, stejně tak u indexů DJIA a DAX. Na nizozemském trhu je růst cen následován příští měsíc jejich růstem přibližně stejně často jak poklesem. Detailnější informace o hodnotách kritérií obou testů lze nalézt v přílohách P32 a P33.

Tabulka 8.4: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, měsíční výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%
NĚM	30	2 7%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	1 5%	0 0%	0 0%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

Popis chování měsíčních výnosů během zkoumaného období je na rozdíl od střeoevropských trhů poměrně jednoznačný, neboť ani v jedné části s předělem v červnu 2000 se na západoevropských trzích významné lineární závislosti v zásadě nevyskytují. Sporadický výskyt významných autokorelací odpovídá výsledkům analýzy za celé období. Podle očekávání nejsou autokorelovány výnosy žádného ze zkoumaných akciových indexů ani v jednom z dílčích období. Tabulka 8.5. zobrazuje, jak se na jednotlivých trzích vyvíjely relativní četnosti významných autokorelací časových řad (podle testu poměru rozptylů) u individuálních titulů Výsledky Ljung-Boxova testů pro obě části období lze nalézt v příloze P34.

Tabulka 8.5: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, měsíční výnosy, vyspělé trhy, 1995-2000 a 2000-2005

1995-2000												
	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	2 7%	2 7%	1 3%	1 3%	1 3%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NĚM	27	1 4%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 4%
NIZ	20	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

2000-2005												
	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NĚM	30	2 7%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%	1 3%
NIZ	20	2 10%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

Výskyt autokorelací týdenních výnosů se různí jak v závislosti na jednotlivých trzích, kalendářních dnech týdne, tak na volbě zpoždění. Agregátně lze říci, že test poměru rozptylů identifikuje významné lineární závislosti nejčastěji u dvou či tří časových řad (6 % až 12 %). Zatímco na německém trhu se jejich výskyt blíží spodní hranici, na americkém trhu častěji horní. Nicméně velmi záleží na zpoždění autokorelací, jak to dokládá tabulka 8.6 v případě pátečních výnosů (jiné dny viz příloha P37). V prvních několika zpožděních se týká tři až pěti časových řad, pro vyšší hodnoty q testu poměru rozptylů četnost závislostí klesá. V USA jsou překvapivě v prvním a druhém zpoždění autokorelovány výnosy každého čtvrtého titulu podle testu poměru rozptylů.

Tabulka 8.6: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, týdenní (páteční) výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

	N	q=2	q=3	q=4	q=5	q=6	q=7	q=8	q=9	q=10	q=11	q=12
USA	30	7 23%	7 23%	6 20%	4 13%	4 13%	3 10%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	1 3%
NĚM	30	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	0 0%
NIZ	20	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	2 10%	3 15%	3 15%	2 10%	2 10%	2 10%	1 5%

Výše uvedené platí v zásadě i pro výsledky Ljung-Boxova testu s tím rozdílem, že četnost významných závislostí je výrazně nižší. Na německém trhu test indikuje autokorelace v zásadě pouze sporadicky, na americkém trhu při nízkých zpožděních u každého osmého titulu pro první zpoždění. Tabulka 8.7 opět představuje výstup analýzy chování pátečních výnosů. Přílohy P35 a P36 poskytují podrobnější informace o hodnotách kritérií obou testů závislostí pátečních výnosů.

Tabulka 8.7: Statistická významnost závislostí, Ljungův-Boxův test, týdenní (páteční) výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

	N	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	m=9	m=10	m=11
USA	30	4 13%	2 7%	1 3%	1 3%	2 7%	1 3%	1 3%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%
NĚM	30	1 3%	1 3%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	1 5%	0 0%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

Výskyt statisticky významných lineárních závislostí v týdenním horizontu je poměrně překvapivá vzhledem k obecnému předpokladu, že zkoumaný výběr představuje trhy s maximálně dosažitelnou efektivností v praxi. Závislosti ale nejsou typické pro většinu trhu, nelze hovořit o jejich systematickém výskytu. Řada studií konstatuje chování vyspělých trhů v zásadě v souladu s modelem náhodné procházky, když analyzují chování akciových indexů reprezentujících daný trh. Tomu odpovídají závěry i této empirické analýzy, neboť žádné významné autokorelace týdenních výnosů indexů DJIA, DAX či AEX nebyly identifikovány. Jak ukazuje analýza chování individuálních titulů, nalezení významných závislostí u menší části z nich neovlivňuje výrazně chování daného indexu, který charakterizuje agregátní (systematický) vývoj trhu jako celku.

Typická se zdá variabilita ve výskytu závislostí vzhledem ke zvolenému rozhodnému dni pro výpočet týdenního výnosu. Podle testu poměru rozptylů například vykazují na americkém trhu jejich maximální přítomnost pondělní výnosy, a to u více než třetiny časových řad v prvním zpoždění, což je dvojnásobek četnosti významných autokorelací úterních výnosů. Jinak je tomu na

nizozemském trhu, kdy střední výnosy jsou neobvykle silně autokorelovány při prvním a druhém zpoždění u každé čtvrté časové řady. Nejrovnoměrnější výskyt lze nalézt na německém trhu, což dokladuje příloha P37. Výsledky Ljung-Boxova testu jsou pro všechny tři země méně variabilní (četnosti nejsou pro jednotlivé dny tabelovány).

Podstatné závěry lze formulovat na základě analýzy dílčích období. Z tabulky 8.8 a přílohy P38 je zřejmé, že v letech 1995-2000 se významné závislosti týdenních výnosů vyskytovaly podle testu poměru rozptylů častěji na americkém trhu než na obou evropských. Zatímco při prvním zpoždění se autokorelace vyskytují v průměru za všechny tři trhy u každé páté řady, při desátém zpoždění jde pouze o sporadický výskyt. Z hlediska volby rozhodného dne se potvrzuje, že na americkém trhu se nejsilnější závislosti vyskytují u pondělních a také pátečních výnosů, na nizozemském trhu především u středních výnosů. Výrazný rozdíl v chování výnosů německých titulů vysledovat nelze. Ljung-Boxův test ukazuje na sporadický výskyt významných závislostí v prvním a maximálně druhém zpoždění na všech trzích, nejvýrazněji u pátečních výnosů (viz tabulka 8.9). Závislosti v chování akciových indexů se v období 1995-2000 nevyskytují.

Tabulka 8.8: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, páteční výnosy, vyspělé trhy, 1995-2000

	N	q=2	q=3	q=4	q=5	q=6	q=7	q=8	q=9	q=10	q=11	q=12
USA	30	12 40%	7 23%	3 10%	2 7%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	2 7%	1 3%
NĚM	27	2 7%	1 4%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	1 4%	1 4%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	2 10%	1 5%	1 5%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

Tabulka 8.9: Statistická významnost závislostí, Ljungův-Boxův test, páteční výnosy, vyspělé trhy, 1995-2000

	N	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	m=9	m=10	m=11
USA	30	2 7%	2 7%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NĚM	27	1 4%	1 4%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

Během let 2000-2005 se jednotlivé trhy od sebe svým charakterem výrazně neliší a lze shrnout, že se chovají v zásadě v souladu s modelem náhodné procházky a hypotézou slabě efektivních trhů. Ljung-Boxův test neidentifikuje žádné statisticky významné závislosti, test poměru rozptylů ukazuje na významné autokorelace pouze sporadicky, jak to dokládá i tabulka 8.10. Četnosti výskytu významných lineárních závislostí v jednotlivých dnech dle testu poměru rozptylů uvádí přílohy P38 a P39 pro obě dílčí období.

Tabulka 8.10: Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, páteční výnosy, vyspělé trhy, 2000-2005

	N	q=2	q=3	q=4	q=5	q=6	q=7	q=8	q=9	q=10	q=11	q=12
USA	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%	2 7%	2 7%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%
NĚM	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%	1 3%	1 3%	0 0%	0 0%
NIZ	20	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	2 10%	2 10%	2 10%	0 0%	0 0%	0 0%

Ukazuje se, že testy vykazují výrazně jiné charakteristiky vyspělých trhů v období od roku 1995 do poloviny 2000 a od tohoto okamžiku do konce roku 2005. Lze v zásadě shrnout, že výše identifikované odchylky od modelu náhodné procházky způsobuje především chování individuálních titulů během první části období. Pro konec devadesátých let byl typický výrazný ekonomický růst americké ekonomiky a akciových trhů, který přerůstal v tzv. technologickou bublinu. Ceny akcií technologických titulů rostly v souladu s velmi optimistickými očekáváními budoucí ziskovosti, které se ovšem později ukázaly jako nerealistické. Vyspělé trhy mohou mít tendenci se odchylovat od modelu především v obdobích silných trendů. Při testování slabé formy efektivnosti je tudíž potřeba volit dostatečně dlouhé období, které odráží dlouhodobé, strukturální charakteristiky trhu. Kratší časové řady než řádově deset let mohou být vychýlené vzhledem k převažujícímu trendu ekonomického či investičního cyklu.

8.1.3. Faktor neobchodování

Analýza potenciálního vlivu faktoru neobchodování je na vyspělých trzích poměrně jednoznačná. Pravděpodobnost neobchodování je u individuálních titulů natolik nízká, že neovlivňuje hodnoty autokorelací denních výnosů (viz tabulka 8.11). Pravděpodobnost neobchodování v týdenní či delší periodě je na všech třech zkoumaných trzích a u všech titulů nulová. Obdobně nevýznamný je vliv faktoru i v případě rozdělení časových řad, přičemž v období 2000-2005 dále klesá na německém a nizozemském trhu. Vzhledem k statisticky nevýznamným lineárním závislostem výnosů indexů DJIA, DAX i AEX při jakékoli frekvenci dat, není analýza vlivu faktoru neobchodování v tomto případě účelná.

Tabulka 8.11: Pravděpodobnost jednodenního neobchodování, vyspělé trhy, 1995-2005

	USA	NĚM	NIZ
MAX	3,5136%	3,0716%	2,5489%
MIN	3,4447%	2,3529%	1,9908%
PRŮM	3,4470%	2,8915%	2,3542%
SM.ODCH	0,0124%	0,1939%	0,1540%

8.1.4. Shrnutí

Podkapitola 8.1 popisuje a analyzuje srovnávací bázi (benchmark), se kterým lze porovnávat chování akciových trhů ve střední Evropě. Odpovídá na otázku, zda lze na nejlíkvinnějších, nejtransparentnějších trzích v globálním měřítku nacházet případy odchylek chování výnosů od modelu náhodné procházky. Ukazuje se, že na všech zkoumaných trzích se více či méně vyskytují statisticky významné autokorelace denních a týdenních výnosů individuálních titulů, které nejsou způsobeny faktorem neobchodování. Měsíční výnosy individuálních titulů se chovají náhodně.

Překvapivě nejčastější výskyt lineárních závislostí lze nalézt na americkém trhu, který je obvykle považován za příklad nejefektivnějšího kapitálového trhu vzhledem k vysoké koncentraci a konkurenci investorů, kapitálu, likvidity. Neočekávaný je též růst četnosti významných autokorelací s růstem zpoždění. Zatímco v řádu několika dnů výskyt odpovídá ostatním trhům, při vyšších zpožděních lze nalézt závislosti u více než třetiny časových řad individuálních titulů. Výše uvedené potvrzuje i analýza týdenních výnosů, která identifikuje porušení modelu náhodné

procházkou především pro první dvě zpoždění. Na obou evropských trzích tato struktura není nalezena a výskyt autokorelací je rovnoměrně rozložen.

Analýza chování indexů DJIA, DAX a AEX ovšem neukazuje na jakékoli významné závislosti. Řada – či spíše většina – studií vyspělých kapitálových trhů zkoumá charakteristiky chování indexů a na tomto základě formuluje závěry ohledně chování trhu jako celku, který index reprezentuje. Zdá se tedy, že odchylky od modelu náhodné procházky, které se vyskytují u menší části individuálních titulů, nejsou překážkou k označení trhu za slabě efektivní.

Zkoumání dílčích časových úseků ukazuje, že volba období, které je kratší než (řádově) deset let, má vliv na výskyt autokorelací. Důvodem může být například dočasný trend, který je typický pro danou část ekonomického či investičního cyklu. Odchylky od modelu náhodné procházky během celého zkoumaného období způsobuje především chování individuálních titulů v letech 1995-2000. Pro konec devadesátých let byl typický výrazný ekonomický růst, ceny akcií technologických titulů se vyvíjely v souladu s velmi optimistickými očekáváními budoucí ziskovosti, které se ovšem později ukázaly jako nerealistické. Při testování slabé formy efektivnosti je tudíž potřeba volit dostatečně dlouhé období, které odráží strukturální charakteristiky trhu.

8.2. Relativní efektivnost trhů ve střední Evropě

8.2.1. Období let 1995-2005

Na základě jednostranného Fisherova faktoriálního testu shody relativních četností pro malé výběry (rovnice 5.24 a 5.25) jsou srovnávány četnosti výskytu statisticky významných autokorelací pro jednotlivá zpoždění na daném středoevropském trhu s třemi vyspělými trhy, které byly zvoleny jako benchmark (americká NYSE, frankfurtská a amsterdamská burza). V případě, že na základě testu přijímáme alternativní hypotézu, tj. že se srovnávané trhy svým charakterem liší, je hodnota pravděpodobnosti v níže uvedené tabulce 8.1 i dalších tabulkách označena hvězdičkou a pro přehlednost navíc zvýrazněna tučným fontem.

Při porovnání výskytu významných autokorelací denních výnosů dle testu poměru rozptylů jasně vycházejí najevo rozdíly mezi jednotlivými středoevropskými trhy, které již indikovala tabulka 7.2 a příloha P19. Předně je zjevné, že chování maďarského trhu, na kterém se statisticky významné lineární závislosti vyskytují pouze sporadicky, je v období let 1995-2005 v souladu s charakterem nejvyspělejších akciových trhů a dá se označit za slabě efektivní. Více než poloviční četnost výskytu významných závislostí ve výnosech denních výnosů na slovinském a českém trhu naopak svědčí o systematicky vyšší přítomnosti struktur ve vývoji akciových kurzů, což nejenže odporuje předpokladu náhodné procházky, ale také hypotéze slabě efektivních trhů. Na vyspělých trzích se takto časté závislosti, tj. příležitosti k dosahování abnormálních výnosů, nevyskytují. Charakter chování polského trhu stojí mezi výše uvedenými případy. Ačkoliv se významně vyšší přítomnost autokorelací denních výnosů nevyskytuje systematicky u všech zpoždění, přesto lze shledat, že rozdíl je podstatný, a to především pro první čtyři zpoždění. Výše uvedené představuje dostatečný důvod konstatovat, že polský trh nedosahuje v letech 1995-2005 míry efektivnosti (ve slabé formě), která je typická pro vyspělé kapitálové trhy.

Tabulka 8.12: Fischerův faktoriální test shody relativních četností výskytu významných autokorelací, denní výnosy, test poměru rozptylů, 1995-2005

		q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12	q = 13
MAĎ	USA	0,320	0,216	0,832	0,925	0,925	0,968	0,980	0,992	0,992	0,995	0,995	0,995
	NĚM	0,320	0,216	0,887	0,887	0,887	0,887	0,925	0,887	0,887	0,887	0,887	0,887
	NIZ	0,634	0,535	0,770	0,375	0,375	0,375	0,617	0,770	0,770	0,770	0,770	0,865
POL	USA	0,002*	0,006*	0,035*	0,058	0,111	0,374	0,869	0,945	0,980	0,989	0,989	0,997
	NĚM	0,002*	0,006*	0,066	0,032*	0,066	0,126	0,635	0,523	0,703	0,703	0,703	0,861
	NIZ	0,041*	0,088	0,032*	0,001*	0,002*	0,004*	0,171	0,331	0,500	0,500	0,500	0,829
SLO	USA	0,001*	0,003*	0,007*	0,028*	0,028*	0,033*	0,054	0,227	0,371	0,455	0,455	0,455
	NĚM	0,001*	0,003*	0,015*	0,015*	0,015*	0,005*	0,010*	0,015*	0,039*	0,039*	0,039*	0,039*
	NIZ	0,020*	0,045*	0,007*	0,000*	0,000*	0,000*	0,001*	0,007*	0,019*	0,019*	0,019*	0,047*
ČR	USA	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,005*	0,020*	0,035*	0,164	0,164	0,353	0,353	0,498
	NĚM	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,002*	0,002*	0,005*	0,007*	0,007*	0,017*	0,017*	0,040*
	NIZ	0,001*	0,002*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,003*	0,003*	0,008*	0,008*	0,050*

Tabulka 8.13 obsahuje výstupy Fischerova faktoriálního testu aplikovaného na hodnoty Q kritéria Ljung-Boxova testu (viz přílohy P18 a P29). Potvrzují se závěry o míře efektivnosti maďarského trhu na jedné straně a slovinského a českého na druhé straně. U polského trhu jsou výsledky ještě méně jednoznačné než v případě porovnání na základě testu poměru rozptylů, nicméně četnost statisticky významných autokorelací denních výnosů v prvním zpoždění je opět podstatně vyšší než na americkém a německém trhu.

Tabulka 8.13: Fischerův faktoriální test shody relativních četností výskytu významných autokorelací, denní výnosy, Ljungův-Boxův test, 1995-2005

		q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12	q = 13
MAĎ	USA	0,495	0,446	0,561	0,832	0,755	0,755	0,216	0,755	0,495	1,000	1,000	1,000
	NĚM	0,495	0,320	0,446	0,646	0,495	0,286	0,019*	0,286	0,286	1,000	1,000	1,000
	NIZ	0,865	0,485	0,752	0,923	0,865	0,865	0,535	0,923	0,957	1,000	1,000	1,000
POL	USA	0,005*	0,078	0,401	0,401	0,456	0,456	0,456	0,881	0,645	0,645	0,645	0,645
	NĚM	0,005*	0,036*	0,277	0,164	0,170	0,058	0,058	0,400	0,400	0,400	0,400	0,400
	NIZ	0,137	0,118	0,653	0,653	0,669	0,669	0,796	0,976	0,990	0,947	0,885	0,885
SLO	USA	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,003*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*
	NĚM	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*
	NIZ	0,020*	0,000*	0,002*	0,002*	0,003*	0,003*	0,007*	0,045*	0,040*	0,008*	0,001*	0,001*
ČR	USA	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,001*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*
	NĚM	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*
	NIZ	0,000*	0,000*	0,005*	0,005*	0,004*	0,004*	0,011*	0,026*	0,055	0,004*	0,003*	0,008*

Dvojstranný test relativních četností pro velké výběry poskytuje prakticky identické závěry, a proto nejsou hodnoty testového kritéria tabelovány. Dvojstranný charakter testu umožňuje identifikovat, že výskyt statisticky významných hodnot kritéria testu poměru rozptylů na maďarském trhu je při vyšších zpožděních dokonce podstatně nižší než na americkém trhu NYSE. Umožňuje také srovnávat celkový výskyt závislostí na dvou trzích pro všech dvanáct zpoždění najednou. Potvrzuje se, že na slovinském a českém trhu se významné závislosti vyskytují se systematicky vyšší frekvencí než na vyspělých trzích. Naopak, maďarský a polský trh se neodlišují četností výskytu statisticky významných autokorelací denních výnosů individuálních titulů od nejvyspělejších světových trhů.

Srovnání četnosti závislostí týdenních výnosů dle jednotlivých rozhodných dnů v týdnu – viz např. přílohy P22, P23 a P35, P36 – vede za pomoci Fisherova testu k závěru, že se s několika sporadickými výjimkami ve Slovinsku za charakter středoevropského trhu neliší od charakteru vyspělých akciových trhů, a to při srovnání kritéria jak testu poměru rozptylů tak Ljung-Boxova testu. Přičemž pro první případ jsou odpovídající pravděpodobnosti uvedeny v tabulce 8.14.

Tabulka 8.14: Fischerův faktoriální test shody relativních četností výskytu významných autokorelací, pondělní výnosy, test poměru rozptylů, 1995-2005

		q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12	q = 13
MAĎ	USA	1,000	1,000	0,887	0,925	0,887	0,832	0,887	0,887	0,755	0,755	0,755	0,646
	NĚM	1,000	1,000	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,286	0,286
	NIZ	1,000	1,000	0,617	0,865	0,770	0,770	0,770	0,770	0,770	0,770	0,770	0,375
POL	USA	0,999	1,000	0,963	0,980	1,000	1,000	0,963	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	NĚM	0,881	1,000	0,793	0,793	1,000	1,000	0,793	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	NIZ	0,947	1,000	0,756	0,947	1,000	1,000	0,885	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
SLO	USA	0,843	0,950	0,759	0,644	0,542	0,429	0,759	0,759	0,311	0,311	0,311	0,198
	NĚM	0,154	0,547	0,407	0,198	0,198	0,198	0,407	0,407	0,198	0,198	0,032*	0,032*
	NIZ	0,332	0,581	0,390	0,519	0,360	0,360	0,581	0,581	0,360	0,360	0,360	0,070
ČR	USA	0,916	0,919	0,827	0,743	0,827	0,743	0,827	0,827	0,629	0,629	0,629	0,484
	NĚM	0,227	0,401	0,484	0,266	0,484	0,484	0,484	0,484	0,484	0,484	0,136	0,136
	NIZ	0,437	0,448	0,459	0,616	0,656	0,656	0,656	0,656	0,656	0,656	0,656	0,218

V případě testování shody četností najednou pro všech pět dnů v týdnu dosahuje minimální počet pozorování 60 (maďarský trh: 5 dnů v týdnu × 12 časových řad individuálních titulů), což umožňuje aplikovat klasický test pro velké výběry. Vyplývá z něj, že existují dva rozdíly mezi středoevropskými a vyspělými trhy. Předně se na polském trhu statisticky významné autokorelace dle testu poměru rozptylů vyskytují překvapivě méně často než na vyspělých trzích (obdobně to platí i pro Ljung-Boxův test). Druhý rozdíl lze vyzorovat mezi výskytem významným autokorelací týdenních výnosů ve Slovinsku identifikovaných testem poměru rozptylů u vysokých zpoždění (q>10). Na základě porovnání Q kritérií jsou rozdíly vůči vyspělým trhům patrné již od druhého zpoždění. Aplikace testu na celkový výskyt závislostí pro všech dvanáct zpoždění najednou potvrzuje, že chování výnosů na slovinském trhu se liší od charakteru německého trhu a na 10% hladině spolehlivosti i amerického.

Tabulka 8.15: Dvojstranný test (pro velké výběry) shody relativních četností významných autokorelací, pondělní výnosy, test poměru rozptylů, 1995-2005

		q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12	q = 13
MAĎ	USA	-4,239*	-3,514*	-1,996*	-0,769	0,210	-0,624	-0,624	-0,905	-0,453	-0,282	-0,098	-0,098
	NĚM	-2,632*	-1,356	-0,169	0,424	1,200	0,000	0,000	-0,453	-0,282	0,323	2,758*	2,758*
	NIZ	-3,034*	-2,031*	-0,722	-0,904	-0,063	-0,910	-1,089	-1,121	-0,726	-0,506	-0,266	1,056
POL	USA	-5,106*	-5,295*	-4,076*	-3,215*	-3,376*	-3,144*	-2,718*	-3,024*	-2,635*	-2,495*	-2,347*	-2,347*
	NĚM	-2,974*	-3,024*	-2,295*	-2,140*	-2,635*	-2,635*	-2,140*	-2,635*	-2,495*	-2,024*	n.a.	n.a.
	NIZ	-3,490*	-3,729*	-2,791*	-3,326*	-3,573*	-3,412*	-3,155*	-3,244*	-2,887*	-2,693*	-2,487*	-1,421
SLO	USA	-1,247	-2,377*	-1,316	0,000	0,300	0,622	0,317	0,166	1,356	1,865	2,650*	2,650*
	NĚM	1,407	0,486	0,848	1,356	1,356	1,356	1,043	0,713	1,564	2,568*	5,035*	5,035*
	NIZ	0,604	-0,470	0,144	-0,197	0,000	0,206	-0,274	-0,147	0,884	1,400	2,155*	3,378*
ČR	USA	-1,456	-1,778	-0,822	0,547	0,369	0,709	0,709	0,623	1,206	1,139	1,645	1,645
	NĚM	1,342	1,394	1,529	1,982*	1,475	1,475	1,475	1,206	1,420	1,859	4,170*	4,170*
	NIZ	0,510	0,289	0,717	0,289	0,047	0,263	0,047	0,249	0,731	0,744	1,267	2,578*

Lze uzavřít, že v případě týdenních výnosů se v letech 1995-2005 závislosti obvykle nevyskytují u středoevropských titulů častěji než na vyspělých trzích s výjimkou lublaňské burzy. Na slovinském trhu je významně autokorelováno až 17 % časových řad individuálních titulů, navíc pro řadu zpoždění (viz tabulka P23). Výskyt silných závislostí je statisticky častější než na vyspělých trzích. Ve srovnání s nimi je slovinský trh méně efektivní. Ostatní středoevropské trhy jsou při týdenní frekvenci dat srovnatelně (slabě) efektivní.

Měsíční výnosy by se měly chovat nahodile jak na vyspělých tak středoevropských. Výše uvedené potvrzuje pro období 1995-2005 standardní dvojstranný test relativní četnosti i jednostranný

Fisherův faktoriální test aplikovaný na Q kritéria Ljung-Boxova testu. Obdobně to platí pro kritéria testu poměru rozptylů na maďarském a polském trhu (viz tabulka 8.16).

Tabulka 8.16: Fischerův faktoriální test shody relativních četností výskytu významných autokorelací, měsíční výnosy, test poměru rozptylů, 1995-2005

		q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12	q = 13
MAĎ	USA	0,286	0,077	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,286	0,495	0,495
	NĚM	0,646	0,077	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,286	0,286	0,286
	NIZ	0,617	0,133	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,375	0,375	0,375
POL	USA	0,400	0,400	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,400	0,400	0,400	0,645	0,645
	NĚM	0,793	0,400	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,400	0,400	0,400	0,400	0,400
	NIZ	0,756	0,500	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,500	0,500	0,500	0,500	0,500
SLO	USA	0,032*	0,009*	0,032*	0,032*	0,032*	0,032*	0,009*	0,009*	0,002*	0,009*	0,036*	0,036*
	NĚM	0,198	0,009*	0,032*	0,032*	0,032*	0,032*	0,009*	0,009*	0,002*	0,009*	0,009*	0,009*
	NIZ	0,200	0,026*	0,070	0,200	0,070	0,070	0,026*	0,026*	0,009*	0,026*	0,026*	0,026*
ČR	USA	0,375	1,000	0,375	0,375	0,375	0,047*	0,016*	0,016*	0,005*	0,005*	0,022*	0,022*
	NĚM	0,765	1,000	0,375	0,375	0,375	0,047*	0,016*	0,016*	0,005*	0,005*	0,005*	0,005*
	NIZ	0,730	1,000	0,474	0,730	0,474	0,097	0,041*	0,041*	0,017*	0,017*	0,017*	0,017*

Předpoklad ovšem není splněn na slovinském trhu, kde každá čtvrtá časová řada vykazuje silné lineární závislosti, zatímco na vyspělých trzích se nevyskytují (viz přílohy P21 a P33). Rozdíl vůči americkému a německému trhu je statisticky významný téměř pro všechna zpoždění. I při měsíční frekvenci dat tudíž efektivnost lublaňské burzy významně zaostává za mírou efektivnosti dosahovanou v praxi na nevyspělejších trzích. Překvapivý je již dříve identifikovaný nárůst hodnot autokorelací a četnosti jejich statistické významnosti na českém trhu při vyšších zpožděních (až 5 titulů). Výše uvedená tabulka pouze potvrzuje, že četnost výskytu závislostí je významně vyšší na 5% hladině v porovnání s charakterem vyspělých trhů. Intuitivní vysvětlení fenoménu není zřejmé. Období let 1995-2005 poskytuje dostatečný rozsah více než 100 měsíčních pozorování.

8.2.2. Období let 2000-2005

Rozdělení řad na dvě části s předělem ke konci června 2000 vede ke dvěma sadám výsledků, z nichž by se dalo usuzovat na změnu v efektivnosti trhů. Na druhou stranu se ukazuje, že i na vyspělých trzích jsou výsledky analýzy citlivé na volbu zkoumaného období v délce pěti let. Níže uvedené srovnání je proto třeba interpretovat při vědomí tohoto omezení.

Dalo by se předpokládat, že efektivnost kapitálových trhů v regionu střední Evropy vzhledem k vyspělým dlouho zavedeným trhům spíše poroste. Z tabulek 8.17 a 8.12, které shrnují výsledky Fischerova testu pro období 2000-2005 a 1995-2005, vyplývá, že rozdíly v přítomnosti významných závislostí v denních výnosech individuálních titulů na středoevropských a vyspělých trzích zůstávají zhruba zachovány.¹¹⁹ Zatímco charakter maďarského trhu zůstává srovnatelný, slovinský a český trhu stále vykazují podstatně systematičtější přítomnosti vzorců v chování denních výnosů než je typické pro vyspělé trhy. V případě polské burzy lze zřejmě usuzovat na určitý pokles četností. Především vůči evropským burzám má v druhé části období polský trh v zásadě shodné charakteristiky. Výše uvedené platí při porovnávání statisticky významných závislostí identifikovaných jak testem poměru rozptylů tak Ljung-Boxovým testem.

¹¹⁹ Shodné závěry s Fisherovým testem poskytuje i klasický dvojstranný test relativních četností pro velké výběry aplikovaný na výskyt významných lineárních závislostí pro všech dvanáct zpoždění najednou.

Tabulka 8.17: Fischerův faktoriální test shody relativních četností výskytu významných autokorelací, denní výnosy, test poměru rozptylů, 2000-2005

		q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12	q = 13
MAĎ	USA	0,063	0,192	0,320	0,646	0,755	0,755	0,755	0,755	0,755	0,755	0,646	0,646
	NĚM	0,312	0,446	0,561	0,832	0,832	0,887	0,832	0,832	0,755	0,755	0,646	0,646
	NIZ	0,261	0,634	0,752	0,617	0,770	0,770	0,770	0,865	0,865	0,770	0,770	0,770
POL	USA	0,005*	0,012*	0,015*	0,015*	0,036*	0,078	0,153	0,153	0,153	0,153	0,164	0,164
	NĚM	0,073	0,078	0,073	0,073	0,073	0,221	0,247	0,247	0,153	0,153	0,164	0,164
	NIZ	0,064	0,225	0,240	0,022*	0,064	0,118	0,204	0,347	0,347	0,204	0,331	0,331
SLO	USA	0,000*	0,000*	0,001*	0,001*	0,003*	0,009*	0,026*	0,026*	0,026*	0,026*	0,011*	0,011*
	NĚM	0,002*	0,003*	0,007*	0,007*	0,007*	0,039*	0,052	0,052	0,026*	0,026*	0,011*	0,011*
	NIZ	0,002*	0,020*	0,045*	0,002*	0,007*	0,019*	0,046*	0,100	0,100	0,046*	0,046*	0,046*
ČR	USA	0,000*	0,002*	0,002*	0,007*	0,017*	0,017*	0,017*	0,044*	0,044*	0,044*	0,007*	0,007*
	NĚM	0,005*	0,017*	0,015*	0,037*	0,037*	0,068	0,037*	0,083	0,044*	0,044*	0,007*	0,007*
	NIZ	0,006*	0,078	0,081	0,011*	0,034*	0,034*	0,034*	0,147	0,147	0,072	0,034*	0,034*

Ze srovnání období let 1995-2000 (není tabelováno) a 2000-2005 také plyne, že relativní efektivnost zůstává ve většině případů prakticky stejná. Naopak, v případě slovinského trhu je patrný v prvním období výskyt významných autokorelací prakticky se stejnou četností jako na vyspělých trzích; v druhém období dochází ke zhoršení, které ovšem není způsobeno intenzivnějšími autokorelacemi na slovinském trhu, ale spíše výrazným poklesem lineárních závislostí na trzích v USA a západní Evropě.

Komparativní analýza týdenních výnosů identifikovaných testem poměru rozptylů odhaluje, že polský a slovinský trh má v letech 2000-2005 v zásadě obdobné charakteristiky jako během celého zkoumaného období 1995-2005. Polský trh je z hlediska výskytu významných autokorelací téměř srovnatelný s vyspělými. V případě slovinského trhu Fisherův test identifikuje odchylky od charakteru americké a německé burzy pouze u pondělních výnosů (viz tabulka 8.18) a klasický dvojstranný test pro velké výběry aplikovaný na všechny dny v týdnu ukazuje, že rozdíl vzhledem k zkoumaným vyspělým trhům existuje v relativně málo případech (obdobně jako v celém období). Při porovnání závislostí identifikovaných Ljung-Boxovým testem se slovinský i polský trh od vyspělých trhů neodlišují. Lze poznamenat, že pro celé období 1995-2005 byly odchylky dle dvoustranného testu pro velké výběry patrné na obou trzích.

Tabulka 8.18: Fischerův faktoriální test shody relativních četností výskytu významných autokorelací, pondělní výnosy, test poměru rozptylů, 2000-2005

		q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12	q = 13
MAĎ	USA	0,286	0,286	0,286	0,286	0,286	0,495	0,495	0,495	0,495	0,495	0,286	0,286
	NĚM	0,495	0,495	0,495	0,495	0,495	0,495	0,286	0,495	0,286	0,286	0,286	0,286
	NIZ	0,375	0,375	0,617	0,617	0,617	0,617	0,617	0,617	0,617	0,617	0,617	0,617
POL	USA	1,000	1,000	0,400	0,400	1,000	1,000	0,645	0,645	0,645	0,645	0,400	0,400
	NĚM	1,000	1,000	0,645	0,645	1,000	1,000	0,400	0,645	0,400	0,400	0,400	0,400
	NIZ	1,000	1,000	0,756	0,756	1,000	1,000	0,756	0,756	0,756	0,756	0,756	0,756
SLO	USA	0,106	0,333	0,106	0,032*	0,032*	0,101	0,101	0,101	0,101	0,101	0,009*	0,009*
	NĚM	0,254	0,561	0,254	0,101	0,101	0,101	0,032*	0,101	0,032*	0,032*	0,009*	0,009*
	NIZ	0,176	0,429	0,390	0,200	0,200	0,200	0,200	0,200	0,200	0,200	0,093	0,093
ČR	USA	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,598	0,598	0,598	0,294	0,294	0,126	0,126
	NĚM	0,598	0,598	0,598	0,598	0,598	0,598	0,362	0,598	0,126	0,126	0,126	0,126
	NIZ	0,459	0,459	0,715	0,715	0,715	0,715	0,715	0,715	0,438	0,438	0,438	0,438

Charakter českého trhu se v druhé části zkoumaného období na rozdíl od celého období 1995-2005 odlišuje od vyspělých trhů. Fisherův faktoriální test i dvojstranný test pro velké výběry použitý současně pro veškeré rozhodné dny potvrzují, že se závislosti na českém trhu v letech 2000-2005 vyskytují ve vyšší míře. Příčina ale leží především ve významném poklesu závislostí na zahraničních trzích. Potvrzuje se, že k robustní interpretaci výsledů je potřeba dostatečně

dlouhých časových řad, neboť výsledky za kratší období mohou být velmi variabilní. Obdobná změna, i když pouze vůči americkému a německému trhu, je patrná v případě chování maďarských titulů, jak to dokládá dvojstranný test pro velké výběry v tabulce 8.19.

Tabulka 8.19: Dvojstranný test (pro velké výběry) shody relativních četností významných autokorelací, týdenní výnosy, test poměru rozptylů, 2000-2005

		q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12	q = 13
MAĎ	USA	4,899*	3,689*	4,560*	3,193*	2,096*	1,702	1,702	1,702	2,096*	2,096*	2,096*	2,576*
	NĚM	4,000*	3,330*	3,008*	2,576*	2,576*	2,559*	2,081*	2,081*	2,081*	2,559*	3,193*	3,193*
	NIZ	3,890*	2,159*	3,730*	1,976*	1,976*	1,489	1,098	1,489	2,615*	1,994*	1,994*	1,994*
POL	USA	-1,065	-1,065	1,278	2,164*	0,960	0,545	0,545	0,545	0,960	0,960	1,382	2,220*
	NĚM	-1,784	-1,345	-0,869	1,477	1,477	1,457	0,945	0,945	0,945	1,457	2,495*	2,790*
	NIZ	-1,347	-1,967*	0,996	1,021	1,021	0,470	0,034	0,470	1,770	1,042	1,385	1,681
SLO	USA	0,713	0,000	2,487*	2,487*	0,713	0,320	0,350	0,350	0,745	0,745	2,192*	2,652*
	NĚM	-0,272	-0,357	0,568	1,808	1,233	1,213	0,730	0,730	0,730	1,243	3,214*	3,214*
	NIZ	0,276	-1,058	2,007*	1,315	0,819	0,276	-0,104	0,304	1,663	0,867	2,054*	2,054*
ČR	USA	2,986*	4,222*	5,151*	5,164*	4,469*	3,455*	3,455*	3,199*	3,005*	3,005*	3,299*	3,428*
	NĚM	1,999*	3,903*	3,854*	4,803*	4,803*	4,141*	3,777*	3,530*	2,993*	3,396*	4,126*	3,888*
	NIZ	2,241*	2,654*	4,230*	3,865*	3,865*	2,931*	2,591*	2,719*	3,177*	2,696*	2,932*	2,711*

Tabulka 8.20 srovnává chování měsíčních výnosů individuálních titulů na středoevropských a vyspělých trzích v rozpětí let 2000 až 2005. Maďarský, polský a český trh dosahují obdobného výskytu významných závislostí (identifikovaných testem poměru rozptylů). Výše uvedené potvrzuje jak standardní dvojstranný test pro velké výběry tak Fisherův faktoriální test aplikovaný na Q kritéria Ljung-Boxova testu. Stejně jako v celém desetiletém období má ovšem odlišné charakteristiky slovenský trh, kde každá čtvrtá časová řada výnosů je významně autokorelována, zatímco na vyspělých trzích se žádné závislosti nevyskytují (viz tabulky 7.14 a 8.5).

Tabulka 8.20: Fischerův faktoriální test shody relativních četností výskytu významných autokorelací, měsíční výnosy, test poměru rozptylů, 2000-2005

		q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12	q = 13
MAĎ	USA	0,286	0,286	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	NĚM	0,646	0,286	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	NIZ	0,770	0,617	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
POL	USA	0,400	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155
	NĚM	0,793	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155	0,155	0,349	0,349	0,349
	NIZ	0,885	0,500	0,500	0,500	0,500	0,500	0,244	0,244	0,244	0,244	0,244	0,244
SLO	USA	0,106	0,106	0,106	0,106	0,106	0,009*	0,032*	0,032*	0,009*	0,009*	0,009*	0,009*
	NĚM	0,407	0,106	0,106	0,106	0,106	0,009*	0,032*	0,032*	0,009*	0,036*	0,036*	0,036*
	NIZ	0,581	0,390	0,390	0,390	0,390	0,093	0,070	0,070	0,026*	0,026*	0,026*	0,026*
ČR	USA	1,000	1,000	1,000	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362
	NĚM	1,000	1,000	1,000	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,598	0,598	0,598
	NIZ	1,000	1,000	1,000	0,715	0,715	0,715	0,459	0,459	0,459	0,459	0,459	0,459

Na různých místech doktorské práce vystupuje do popředí otázka předpokladu dostatečné dlouhodobosti zkoumaných dat. Ukazuje se, že několikaleté časové řady jsou příliš krátké, než aby postihly dlouhodobé strukturální charakteristiky trhů, a tudíž nalezené závislosti nemusí zajišťovat dosahování abnormálních výnosů v dlouhodobém měřítku – předpoklad porušení hypotézy efektivních trhů. Lze tudíž uzavřít, že usuzovat na změny v efektivnosti trhů během krátkých, několikaletých období se jeví jako problematické. Na základě porovnání výstupů analýzy pro roky 1995-2000 a 2000-2005 nelze usuzovat na prokazatelný posun v efektivnosti

středoevropských trhů. Nalezené rozdíly nejsou takového charakteru, aby umožňovaly formulovat jednoznačný závěr.¹²⁰

8.2.3. Shrnutí

Analýza relativní efektivnosti potvrzuje rozdíly mezi jednotlivými středoevropskými trhy, které indikovaly již testy lineárních závislostí, a to především v chování denních výnosů. Předně je zjevné, že se maďarský trh chová v období let 1995-2005 v souladu s charakterem nejvyspělejších akciových trhů a dá se označit za slabě efektivní. Naopak častý výskyt významných závislostí na slovinském a českém trhu svědčí o systematicky vyšší přítomnosti struktur ve vývoji akciových kurzů, což odporuje hypotéze (v její slabé formě). Charakter chování polského trhu stojí mezi výše uvedenými případy, nicméně nedosahuje míry efektivnosti, která je typická pro vyspělé kapitálové trhy. Na rozdíl od českého a polského trhu, významné závislosti na slovinském trhu přetrvávají i v horizontu týdnů a měsíců.

Analýza časových řad rozdělených na dvě části s předělem ke konci června 2000 by mohla indikovat změnu v efektivnosti. Dalo by se předpokládat, že efektivnost trhů ve střední Evropě vůči vyspělým trhům spíše poroste díky zvyšující se likviditě, transparentnosti a kvalitě institucionálního a regulatorního prostředí. Nicméně rozdíly v přítomnosti významných závislostí zůstávají zhruba zachovány a celkový obrázek o jednotlivých středoevropských trzích, představovaných podkladovými tituly indexu PX-50, WIG20, BUX a SBI20, zůstává zhruba zachován.

Navíc se potvrzuje, že k robustní interpretaci výsledků změn efektivnosti ve dvou následujících obdobích je potřeba dostatečně dlouhých časových řad. Výsledky analýzy za kratší periody mohou být velmi variabilní, i na vyspělých trzích jsou citlivé na její volbu. Několikaleté časové řady tak mohou být příliš krátké, než aby postihly dlouhodobé strukturální charakteristiky trhů, a tudíž nalezené závislosti nemusí zajišťovat dosahování abnormálních výnosů v dlouhodobém měřítku.

¹²⁰ Například Roll (1994) konstatuje, že anomálie v chování akciových trhů jsou příliš často náhodným jevem, který nemá v příštích obdobích dlouhého trvání. Řada studií zpochybňuje existenci dříve nalezených vzorů v chování trhů aplikací testů na různě dlouhé období, které naznačují malou robustnost závěrů.

9. Reakce cen na informace o nabídkách převzetí

Kapitola 9 obsahuje test středně silné formy efektivnosti pražské burzy. Předmětem zájmu jsou reakce cen individuálních akciových titulů na dvě události: vznik povinnosti učinit nabídku převzetí minoritním akcionářům a zveřejnění nabídky převzetí, obvykle v podobě inzerátu v tisku. Analýza denních dat sleduje rychlost přizpůsobení cen nové informaci, analýza týdenních zkoumá vývoj a případně reverzi abnormálních výnosů v delším horizontu. Pro analýzu chování cen titulů v měsíčních horizontech nejsou časové řady dostatečně dlouhé.

Hypotéza efektivních trhů říká, že na středně efektivním trhu by se informace měly vstřebávat v den jejich zveřejnění či nejpozději den následující, a to především v závislosti na okamžiku zveřejnění během dne. Z předchozí analýzy lineárních závislostí výnosů individuálních titulů a indexu PX50 vyplynulo, že na českém trhu existují krátkodobé trendy ve vývoji cen akcií. Lze tedy pochybovat, že test rychlosti přizpůsobení cen nové informaci by mohl hovořit ve prospěch středně silné formy efektivnosti.

9.1. Vznik povinnosti nabídky převzetí

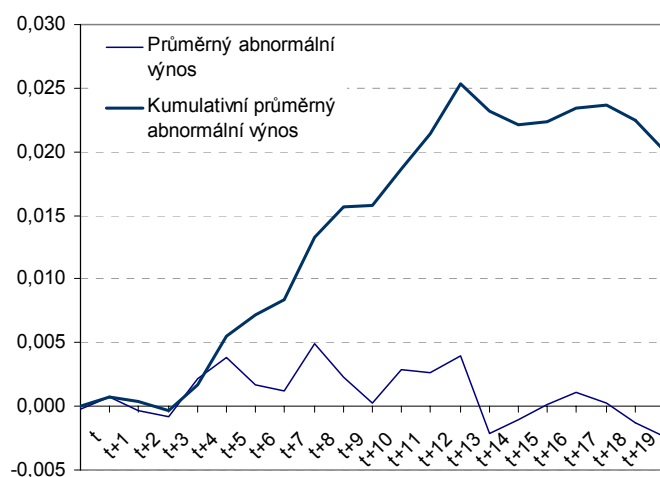
Na vznik povinnosti majoritního akcionáře učinit nabídku převzetí akcií minoritních investorů lze nahlížet jako na cenově neutrální informaci, neboť v okamžiku vzniku povinnosti není známo, jakou cenu majoritní akcionář v odkupu nabídne. Nebývá ani obvyklé, aby noví majoritní vlastníci informovali o ceně transakce, za kterou nabyli majoritu ve společnosti a na jejímž základě by bylo možné přibližně odhadovat budoucí cenu v odkupu. Na druhou stranu lze na povinnost majoritního vlastníka nahlížet z pohledu minoritního akcionáře jako na prodejní opci s neznámou realizační cenou, kterou získává s nulovými náklady. Potenciální ztráta minoritního akcionáře z opce je nulová, případný zisk určuje rozdíl realizační (nabídkové) a tržní ceny. Takováto opce má jistě svou hodnotu a měla by se odrazit v ceně akcie. Akcionáři při jejím spekulativním odhadování mohou brát v úvahu např. renomé přebírající společnosti, její dosavadní akvizičně-cenovou politiku, atd.

Informaci o vzniku povinnosti učinit nabídku převzetí musí přebírající společnost podle právních předpisů oznámit regulátorovi bez zbytečného odkladu, tj. v řádu dní. Samotnou nabídku převzetí musí učinit do dvou měsíců od vzniku povinnosti. V praxi informaci o vzniku povinnosti zveřejňují přebírající společnosti nejčastěji během několika dní. Současně ukládají předpisy jakémukoli investorovi, který získá majoritní podíl, kontrolu nad společností nebo jeho podíl přesáhne další hranice dané zákonem, povinnost oznámit tuto skutečnost regulátorovi do tří pracovních dnů. Regulátor pak na svých webových stránkách uveřejňuje informaci o překročení určitého hraničního podílu tentýž či nejpozději následující den. Do dubna 2004 informaci zveřejňovalo místo regulátora Středisko cenných papírů. Lze tedy shrnout, že informace o získání majority (případně jiného hraničního podílu) a tudíž i o povinnosti nabídnout odkup minoritním akcionářům je zpravidla zveřejněn v rozmezí maximálně čtyř dnů. Poté by jakákoli informace měla být odražena v tržní ceně.

9.1.1. Denní výnosy

Na grafu 9.1 je standardně a kumulativně zobrazen průměrný denní abnormální kapitálový výnos akcií společností obchodovaných na pražské burze, u kterých vznikla povinnost nabídky převzetí v období od prosince 2000 do listopadu 2005. Celkem jde o 112 případů, přičemž u některých titulů se nabídka převzetí vyskytla vícekrát. Abnormální výnos je měřen vzhledem k očekávanému standardnímu výnosu odhadovanému na základě jednoduchého indexního modelu.¹²¹ Je zcela zřejmé, že hodnota informace o vzniku povinnosti nabídky převzetí se do cen akcií vsřebává pomalu a postupně. Potvrzuje se také očekávané, přibližně třídní zpoždění mezi vznikem povinnosti a reakcí trhu. Kumulativní abnormální výnos je statisticky významný na 5% hladině od sedmého obchodního dne a dosahuje maxima 2,5 % dvanáctý obchodní den po vzniku povinnosti. V následujících dnech se udržuje na úrovni přesahující 2 %.

Graf 9.1: Reakce cen na vznik povinnosti nabídky převzetí, indexní model, denní výnosy

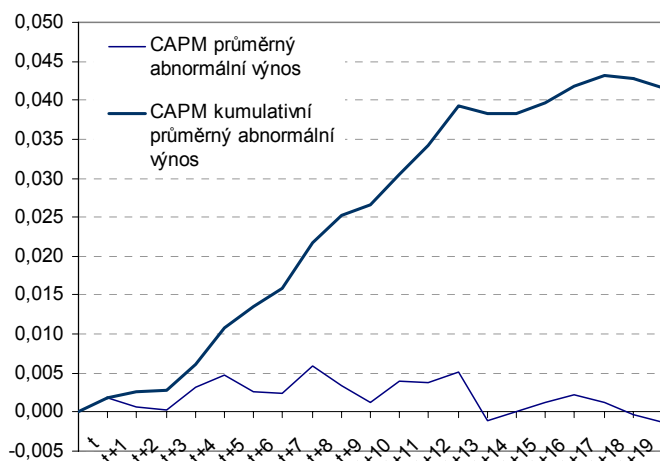


Při použití modelu oceňování kapitálových aktiv místo jednoduchého indexního modelu pro určení očekávaného standardního výnosu dosahuje maximální abnormální výnos, naměřený tentokrát sedmnáctý obchodní den po vzniku povinnosti, vyšší úrovně (4,3 %), jak to ukazuje graf 9.2. Statisticky významná je hodnota kumulativního abnormálního výnosů od čtvrtého dne po vzniku povinnosti. Potvrzuje se, že se cena akcií na pražské burze přizpůsobuje pomalu nové informaci o vzniku povinnosti učinit veřejnou nabídku. Několikadenní růstový trend může představovat příležitost k realizaci nadprůměrného výnosu. Během deseti obchodních dnů (od čtvrtého do dvanáctého obchodního dne o vzniku povinnosti) činí potenciální anualizovaný dodatečný kapitálový výnos 95 %. Skutečná možnost realizovat tento výnos ovšem na českém trhu závisí ve velké míře na dostatečné likviditě titulů. Blíže se problematice likvidity věnuje závěr subkapitoly 9.2.1.

Abnormální výnosy definované na základě srovnání s kontrolním portfoliem představovaným indexem PX-Glob podávají obdobný obrázek, jako v případě využití modelu CAPM (graf není zobrazen). Maximální abnormální výnos dosahovaný osmnáctý obchodní den po dni vzniku povinnosti činí 3,8 %.

¹²¹ Sharp, W. F.: A Simplified Model for Portfolio Analysis. Management Science, leden 1963, ročník 9, č. 2, str. 277-293.

Graf 9.2: Reakce cen na vznik povinnosti nabídky převzetí, CAPM, denní výnosy



Celý soubor 112 případů vzniku povinnosti učinit nabídku převzetí je následně rozdělen do dvou skupin podle toho, zda skutečně k nabídce došlo (89) či nikoliv (23). Důvodem k neuskutečnění nabídky mohlo být nesplnění zákonné povinnosti, zamítnutí nabídky regulátorem (a pozdější schválení jiné nabídky), nevykonávání hlasovacích práv, aj. Lze předpokládat, že v případě společností, u kterých lze očekávat uskutečnění nabídky odkupu s menší pravděpodobností (ať již z jakéhokoli důvodu), hodnota opce pro minoritního akcionáře by měla být - za předpokladu racionálních očekávání - v průměru nižší.

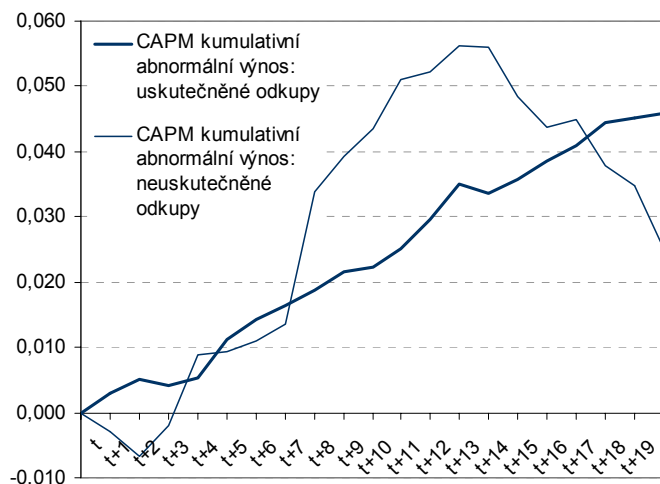
Graf 9.3 ukazuje, že akcie společností, které nakonec odkup neprovedly, vykazují druhý a třetí týden po vzniku povinnosti nabídky převzetí výrazně vyšších abnormálních kapitálových výnosů (dle modelu CAPM) než druhá skupina. Maximálního výnosu 5,6 % je dosahováno dvanáctý obchodní den po vzniku povinnosti, následně kumulativní výnos klesá pod úroveň charakteristickou pro skupinu akcií společností, které nabídku převzetí nakonec realizovaly (maximum 4,6 % devatenáctý den). Zjevně dochází k přestřelování očekávání, neboť kumulovaný výnos od třináctého dne po vzniku povinnosti klesá během následujících sedmi dnů na polovinu.¹²² Interpretace výsledků není intuitivní. Důvodem může být nízký počet 23 případů nerealizovaných nabídek převzetí, který nemusí být dostatečně reprezentativní, aby vyjadřoval systematické chování titulů.

Pokud rozšíříme událostní okénko o deset dní oběma směry, lze sledovat chování akciových kurzů před vznikem povinnosti nabídky převzetí, tj. zda se do cen akcií promítají i insider informace o obchodu před samotným převodem akcií na přebírající společnost (lze předpokládat, že uzavření dohody často předchází transakci). Z grafu 9.4 je zřejmé, že jednotlivé modely podávají různý obrázek o chování titulů. Na základě modelu CAPM není insider obchodování identifikováno, tj. deset obchodních dní před vznikem povinnosti nedochází k realizaci abnormálních výnosů. U dalších dvou modelů dochází pět dní před vznikem povinnosti k abnormálnímu poklesu kurzů. Pokud by mělo jít o obchodování na základě vnitřních informací, neměla by být v takovém případě očekávaná cena v odkupu (odhadnutá na základě transakční ceny) vyšší než tržní cena. Ve zkoumaném vzorku ovšem dochází obvykle k opaku, v průměru poskytuje nabízená cena minoritnímu investorovi premii k tržní ceně. Navíc nejsou hodnoty abnormálních výnosů i jejich

¹²² K obdobnému přestřelování dochází i při použití jednoduchého indexního modelu.

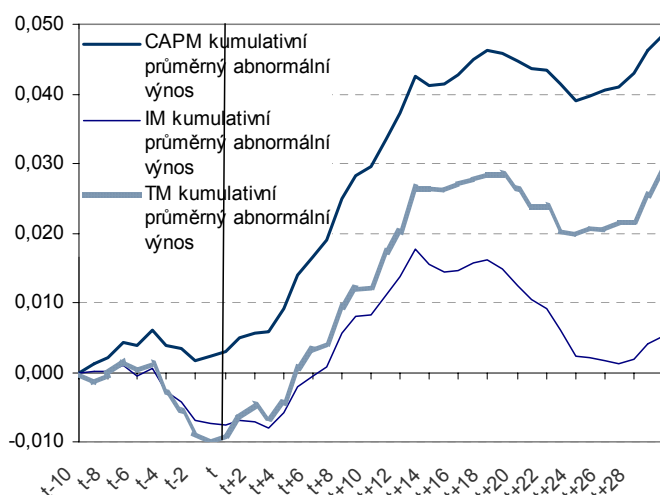
kumulativních součtů statisticky významné. Lze shrnout, že obchodování na základě neveřejných informací není identifikováno.

Graf 9.3: Reakce cen na vznik povinnosti nabídky převzetí, uskutečněné a neuskutečněné odkupy, CAPM, denní výnosy



Následně po vzniku povinnosti dochází k výše popsanému růstu cen. Tento systematický a několikátýdenní vývoj kurzů svědčí o jejich přestřelování v reakci na vznik povinnosti nabídky převzetí a svědčí také o neefektivním chování akciového trhu v ČR ve smyslu středně silné formy hypotézy. Zajímavý je pokračující rychlý pokles kumulativního výnosu po 20. obchodním dnu od vzniku povinnosti až téměř na úroveň výnosu očekávaného na základě jednoduchého indexního modelu. Při jeho využití nejsou kumulativní abnormální výnosy statisticky významné již po čtyřech týdnech od vzniku povinnosti.

Graf 9.4: Chování před i po vzniku povinnosti nabídky převzetí, denní výnosy

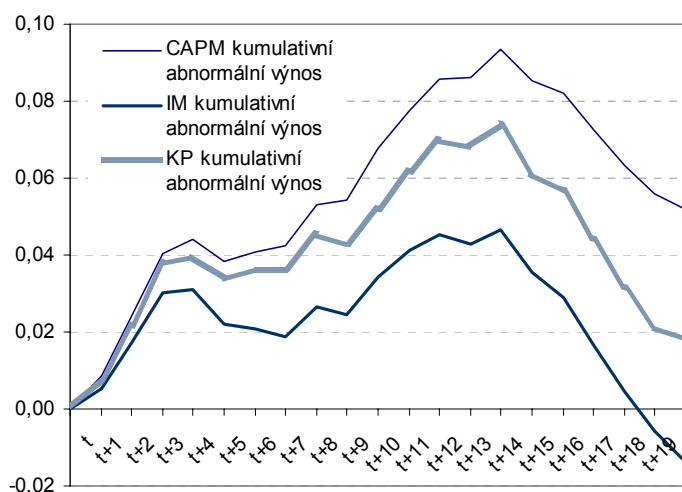


9.1.2. Týdenní výnosy

Analýza chování cen v delším časovém horizontu, tj. analýza týdenních výnosů, částečně umožňuje abstrahovat od faktoru neobchodování a jeho vlivu na výsledky. Týdenní perioda je dostatečně dlouhá na to, aby se nové neočekávané informace promítly do cen i při nižší likviditě titulů. Reakce cen druhý a následující týdny po události by tudíž měly být náhodné a abnormální výnosy by měly oscilovat okolo nuly. Použití týdenních dat v modelech umožňuje také sledovat střednědobé chování cen akcií v řádu několika měsíců po události.

Graf 9.5 popisuje vývoj abnormálních kumulativních výnosů stanovených na základě tří modelů během dvaceti týdnů po vzniku povinnosti učinit nabídku převzetí minoritním akcionářům. Typický je dvouvrcholový průběh pozitivní odezvy. Nejdříve akcie reagují třítýdenním, statisticky významným abnormálním růstem, což odpovídá závěrům analýzy denních výnosů. Na konci třetího týdne po vzniku povinnosti dosahuje průměrný abnormální kumulativní výnos 3,0 % u jednoduchého indexního modelu až po více než 4,0 % u modelu CAPM, tj. v přepočtu na roční bázi 63 % resp. 84 %. Po přechodném poklesu či stagnaci dosahuje průměrný kumulativní výnos druhého vrcholu třináctý týden po vzniku povinnosti ve výši – dle zvoleného modelu - od 4,7 % až do 9,3 %. V přepočtu na roční bázi činí 18 % až 36 %. Po dosažení absolutního vrcholu kumulativní abnormální výnos během pěti dalších týdnů rychle klesá, v případě jednoduchého indexního modelu do statisticky nevýznamných a dokonce záporných hodnot.

Graf 9.5: Reakce cen na vznik povinnosti nabídky převzetí, týdenní výnosy



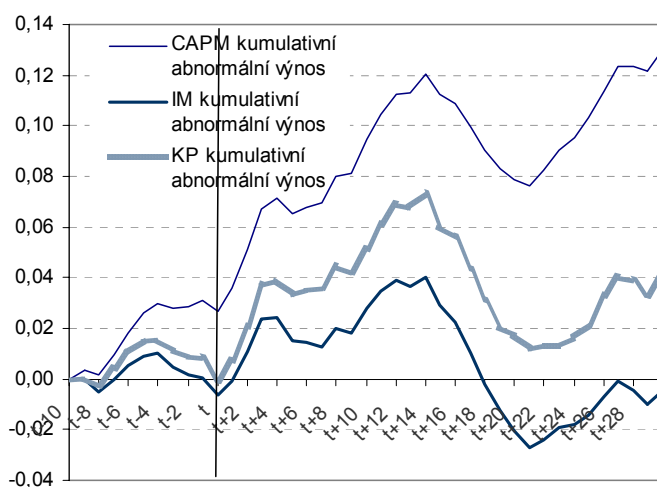
Porovnáním průměrného chování všech 112 případů vzniku povinnosti se souborem 89 případů, u kterých skutečně došlo k odkupu, lze zjistit, že u této podmnožiny jsou abnormální výnosy - stejně jako při analýze denních výnosů - méně volatilní a dosahují nižšího absolutního maxima než u množiny všech společností, nicméně rozdíly nejsou zásadního charakteru (proto nejsou zobrazeny v grafu). Opět se obdobně liší hodnoty abnormálních výnosů odvozených od modelu CAPM, jednoduchého indexního modelu i od kontrolního portfolia.

Prodloužením událostního okénka o deset pozorování oběma směry lze získat globálnější pohled na dění okolo týdne, v kterém vzniká povinnost nabídky převzetí. Při využití jednoduchého indexního modelu a kontrolního portfolia k výpočtu abnormálních výnosů lze konstatovat, že mezi desátým a pátým týdnem před vznikem povinnosti dochází k abnormálnímu růstu cen akcií,

kteřý je následován pětitydenním poklesem stejného rozsahu, indikovaný již analýzou denních výnosů. Maximální abnormální kumulovaný výnos v tomto období nepřesahuje 1,6 % a není statisticky významný na 5% hladině. V případě využití modelu CAPM se naskýtá odlišný obrázek, po prvotním růstu se kumulativní abnormální výnos stabilizuje pět týdnů před vznikem povinnosti okolo statisticky významných 2,9 %.

Z grafu 9.6 je také patrná délka a rozsah poklesu kumulativního abnormálního výnosu po třináctém týdnu. Během následujících sedmi týdnů dosahuje abnormální kumulativní ztráta od 4,4 % (model CAPM) až 6,7 % (jednoduchý indexní model), což představuje na roční bázi 33 % - 50 %. Lze také shledat, že po necelém půlroce od vzniku povinnosti se kumulativní abnormální výnos přibližuje nule (kromě případu využití modelu CAPM).

Graf 9.6: Chování před i po vzniku povinnosti nabídky převzetí, týdenní výnosy



Závěrem je vhodné zopakovat, že během třiceti týdnů po vzniku povinnosti učinit nabídku převzetí skýtá vývoj ceny akcií potenciál pro abnormálně ziskové obchodování. Abnormální výnos je v čase volatilní a investiční strategie by měla spočívat v nákupu titulu vzápětí po vzniku povinnosti nabídky převzetí, jeho prodeji po třech týdnech, přijetí krátké pozice třináctý týden po vzniku povinnosti a její uzavření po dalších sedmi týdnech. Realizovaný kapitálový výnos je natolik vysoký, že související transakční náklady nemohou ohrozit ekonomickou výhodnost takové strategie.

9.2. Zveřejnění nabídky převzetí

Zveřejnění podmínek nabídky převzetí přináší minoritnímu akcionáři především dvě zásadní informace. Díváme-li se na nabídku jako na jím drženou prodejní opci, kterou získává s nulovými náklady, pak oznámení obsahuje informaci o realizační ceně opce a tedy i určuje její hodnotu. Cena ale reagovat vůbec nemusí, je totiž možné, že před zveřejněním nabídky byla již oznámena cena, za kterou proběhla transakce zakládající povinnost nabídku učinit. Racionálně uvažující investor může také brát v úvahu renomé přebírající společnosti, její dosavadní akvizičně-cenovou politikou a další faktory, které se v tržní ceně projevují již před uveřejněním nabídky. Obvykle je

ale výše nabízené ceny novou informací a tržní cena by se měla podle hypotézy efektivních trhů přizpůsobit velmi rychle, skokově, v tomto případě ještě během dne zveřejnění. Nabídky převzetí jsou oznamovány prostřednictvím celostátních tiskovin, účastníci mají tedy celý obchodní den na vyhodnocení informace a reakci na ní.

Druhá zásadní informace vyplývající z nabídky a především nabízené ceny se vztahuje k budoucí obchodovatelnosti titulu. Čím vyšší cena, tím vyšší pravděpodobnost poklesu části emise, která se volně obchoduje (free float), a tím také poklesu likvidity titulu. Lze také očekávat, a to specificky na českém akciovém trhu, že nový vlastník usilující o zrušení veřejné obchodovatelnosti titulu či o vytěsnění minoritních akcionářů se bude snažit vyšší cenou v nabídce získat takový podíl, který mu umožní získat potřebnou kvalifikovanou většinu na valné hromadě.¹²³

Na nabízenou cenu se lze také dívat jako na odhad hodnoty společnosti, přičemž je pravděpodobné, že přejímající společnost má detailnější informace o přebírané firmě než běžný minoritní akcionář. Z výše uvedeného tudíž plyne, že reakce tržní ceny na oznámení nabídky převzetí bude záviset na vztahu nabízené a tržní ceny. V níže uvedené analýze jsou proto případy realizovaných nabídek děleny na dvě části, v závislosti zda je tržní cena vyšší nebo nižší než transakční.

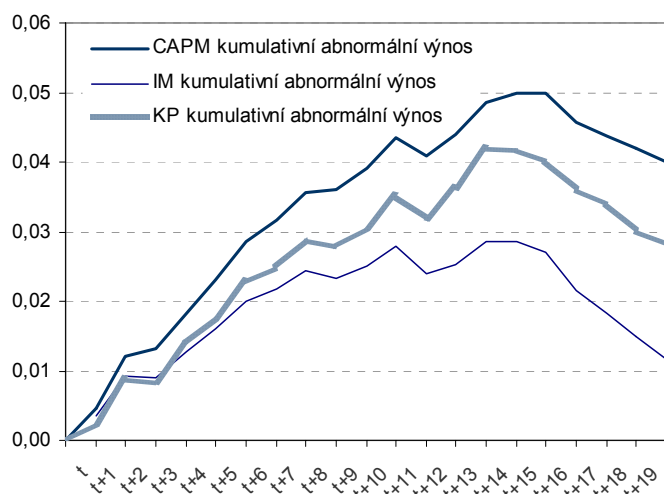
9.2.1. Denní výnosy

Graf 9.7 ukazuje průměrnou reakci trhu dvacet dní po oznámení celkem 92 případů nabídek převzetí, které byly realizovány u společností kotovaných na pražské burze v období od února 2001 do listopadu 2005. Abnormální výnosy jsou měřeny opět na základě tří modelů. Pokud je očekávaný výnos jednotlivých akcií odvozen od modelu oceňování kapitálových aktiv, abnormální výnosy dosahují ze tří variant nejvyšších hodnot, které jsou statisticky významné již ode dne zveřejnění a rostou kontinuálně deset obchodních dní až na 4,3 %, což představuje dodatečný kapitálový výnos na roční bázi ve výši 115 %. Maximum 5,0 % dosahuje kumulativní abnormální výnos čtrnáctý den po datu zveřejnění (95 % na roční bázi). Při využití ostatních modelů je průběh křivek kumulativních abnormálních výnosů obdobný, avšak jejich absolutní hodnota je nižší, v případě indexního modelu jsou hodnoty statisticky významné první až sedmý obchodní den po zveřejnění. Cena akcií na pražské burze se přizpůsobuje pomalu nové informaci o nabídce převzetí akcií minoritních akcionářů.

Silnější křivka v grafu 9.8 charakterizuje chování akcií, u nichž nabízená cena převýšila tržní cenu, slabší křivka naopak vývoj cen akcií, které jsou v odkupu poptávány s diskontem vůči tržní ceně (příklad využití modelu CAPM). Opět se zřetelně projevuje pomalá reakce na novou informaci u první skupiny společností (59 případů). Abnormální výnosy jsou statisticky různé od nuly kromě dne zveřejnění i v následujících sedmi dnech. Kumulovaný abnormální výnos roste až na více než 8,0 % patnáctý obchodní den po oznámení. Následně dochází k jeho mírnému poklesu k 7 % dvacátý den po oznámení, kde se stabilizuje.

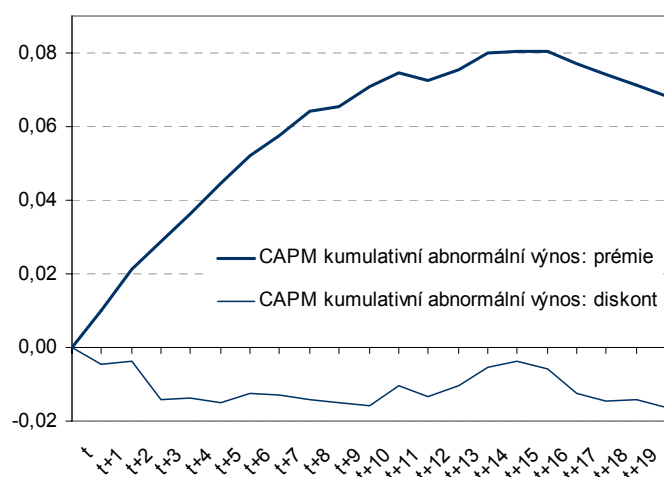
¹²³ Obchodní zákoník vyžaduje $\frac{3}{4}$ přítomných hlasů ke schválení změny druhu či formy akcií nebo vyřazení akcií z obchodování na veřejném trhu. K vytěsnění minoritních akcionářů je potřeba 90% podíl na základním kapitálu společnosti (dříve se využíval převod jmění na akcionáře, ke kterému bylo potřeba opět 90% podíl).

Graf 9.7: Reakce cen na zveřejnění nabídky převzetí, denní výnosy



Z grafu je též patrné asymetrické chování druhé skupiny titulů (vzhledem k první), u kterých je cena nabízená v odkupu nižší než tržní (33 případů). Ceny titulů nijak výrazně na oznámení nereagují, statisticky významná je pouze abnormální ztráta druhý den po dni zveřejnění. Kumulativní abnormální ztráta dvacátý den od uveřejnění mírně dosahuje 1,6 % v porovnání s chováním očekávaným na základě modelu CAPM. Chování abnormálních výnosů stanovených na základě ostatních modelů je ovšem mírně odlišné, hodnota kumulativních ztrát je vyšší, například u jednoduchého indexního modelu dosahuje maximum 5,9 %, což představuje hodnotu statisticky významně různou od nuly.

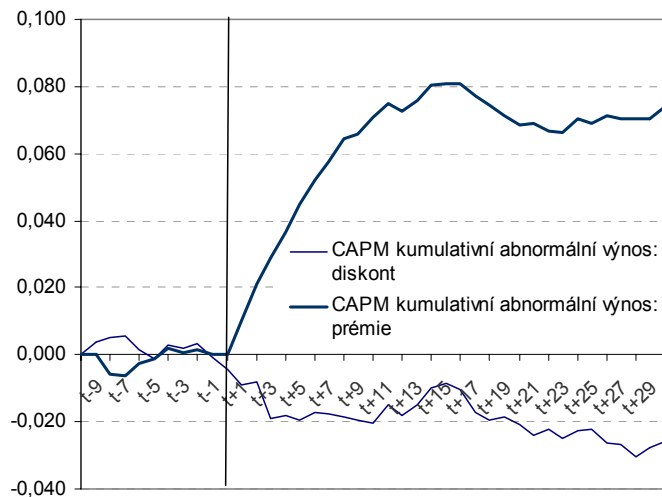
Graf 9.8: Reakce cen na zveřejnění nabídky převzetí s prémie a diskontem, CAPM, denní výnosy



Po rozšíření událostního okénka zpětně o deset obchodních dnů lze analyzovat obchodování na základě neveřejných informací. Jak ukazuje graf 9.9, abnormální výnosy společností z obou skupin se před zveřejněním oznámení chovají v zásadě obdobně, nejsou statisticky významné, teprve po jejich zveřejnění dochází k jejich diferenciaci, jak bylo uvedeno výše (především u

nabídek s prémie). Analýza tedy neindikuje, že by docházelo k podstatnému obchodování na základě neveřejných informací o plánovaných nabídkách převzetí.

Graf 9.9: Chování před i po zveřejnění nabídky převzetí, CAPM, denní výnosy

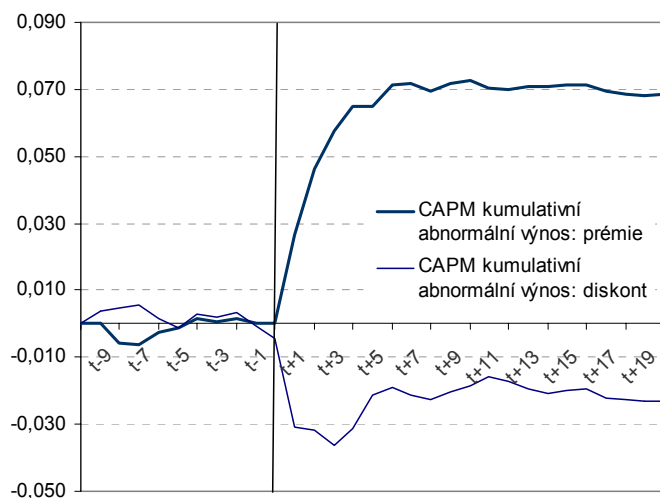


Jak bylo uvedeno dříve v textu, problematickým bodem při interpretaci výsledků a navržení konkrétní investiční strategie přinášející abnormální výnos je faktor neobchodování způsobený nízkou likviditou řady analyzovaných titulů. Zohlednit faktor neobchodování lze například zjednodušujícím předpokladem, že informace, které se promítají do cen se zpožděním kvůli nelikviditě, by se jinak promítly v cenách v první možný obchodní den. Pak při vynechání dnů, kdy se během prvních 20 burzovních dnů po dni oznámení s daným titulem neobchodovalo a informace se nemohla promítnout do cen, velmi optimisticky předpokládáme maximálně možnou rychlost vstřebávání informací.

Za takových předpokladů se ukazuje, že tržní ceny reagují na informaci o nabídce s prémie během čtyř dnů a s diskontem během tří dnů. Zmešká-li investor v případě prémie příležitost investovat v den zveřejnění a investuje na tři následující dni, kdy jsou abnormální výnosy stále statisticky významné, dosáhne kumulativního výnosu v průměru přes 3,8 % (včetně dne zveřejnění je to 6,4 %). Při oznámeném diskontu obdobný prostor pro abnormální výnosy neexistuje. Kromě dne zveřejnění nejsou abnormální výnosy statisticky významné. Během dvou dní následujících po dni zveřejnění nabídky mohou očekávat průměrnou kumulativní ztrátu 0,6 % (celkově včetně dne zveřejnění 3,2 %), což při transakčních nákladech na krátkou pozici není zřejmě ekonomicky podstatné.¹²⁴

¹²⁴ Lze připomenout, že transakční náklady odhadované pro jednoduchou jednosměrnou transakci na pražské burze dosahovaly na přelomu století zhruba 0,95 % u nejlíkvidnějších titulů obchodovaných v systému tvůrců trhu SPAD.

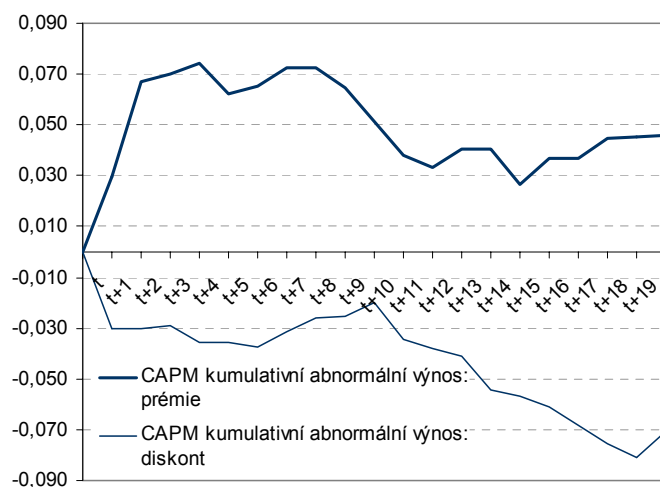
Graf 9.10: Reakce cen na zveřejnění nabídky převzetí, úprava o faktor neobchodování, CAPM, denní výnosy



9.2.2. Týdenní výnosy

Reakci cen akcií, resp. kumulativní abnormální výnos, v průběhu dvaceti týdnů po zveřejnění oznámení o nabídce převzetí dokresluje graf 9.11. Opět jsou zobrazeny abnormální výnosy odvozené od modelu CAPM. Při použití ostatních modelů se výsledky liší trendem vývoje, který je výrazněji klesající. Stejně jako při analýze denních výnosů reagují ceny odlišně v závislosti na tom, zda cena v odkupu převyšuje tržní cenu v okamžik zveřejnění či naopak. Zatímco informace o nabídce s diskontem se vstřebává v rámci týdne, v kterém je oznámení zveřejněno, hlavní část abnormálního výnosu při nabídce s premií investor obdrží až v druhém týdnu po oznámení, na jehož konci dosahuje celkem 6,7 % (232 % na roční bázi).

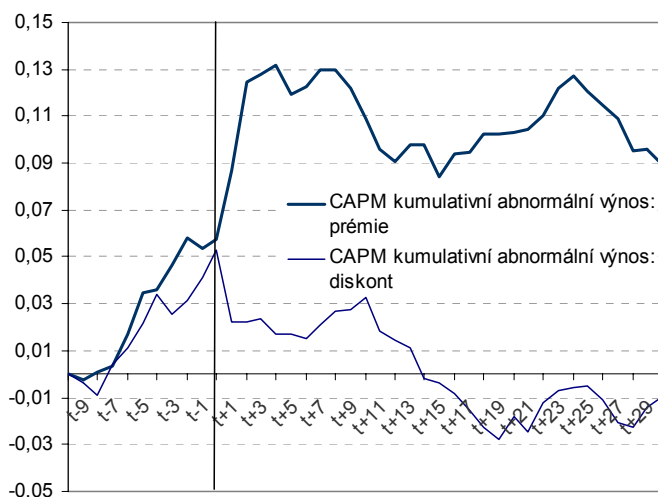
Graf 9.11: Reakce cen na zveřejnění nabídky převzetí, CAPM, týdenní výnosy



Pokud rozšíříme událostní okénko opět o deset pozorování před týden zveřejnění oznámení, lze vypočítat abnormální růst cen akcií již osm týdnů předem. Abnormální kumulativní výnos dosahuje za toto období přibližně 5,5 %, a to jak u odkupů s premií tak diskontem, což je v obou

případech statisticky významná hodnota na 10% hladině. Zdá se, že investoři přikládají povinnosti přebírající společnosti učinit nabídku převzetí kladnou hodnotu v souladu s úvahami v úvodu kapitoly o vnímání této zákonné povinnosti jako o prodejní opci pro současné akcionáře. Osmítýdenní období také odpovídá zákonné lhůtě dvou měsíců pro realizaci povinné nabídky převzetí od vzniku této povinnosti u kotovaných cenných papírů. Racionálně uvažující investoři přitom mohou brát v úvahu např. renomé přebírající společnosti, její dosavadní akvizičně-cenovou politikou, atd. Abnormální výnosy nemohou být důsledkem přítomnosti obchodů využívajících neveřejné informace, neboť k růstu dochází bez ohledu na to, zda přebírající společnost následně nabídne prémii či diskont k aktuální tržní ceně. Ceny akcií reagují odlišně až po zveřejnění nabídky. O nepřítomnosti insider obchodování nasvědčuje i náhodné chování cen akcií několik dní před dnem oznámení, kdy je již konečná cena nabízená v odkupu známa osobám s přístupem k vnitřním informacím (viz subkapitola 9.2.1).

Graf 9.12: Chování před i po zveřejnění nabídky převzetí, týdenní výnosy



9.3. Shrnutí

Kapitola 9 obsahuje test středně silné formy efektivnosti pražské burzy. Předmětem analýzy je rychlost a správnost vstřebání informace o nabídkách převzetí do cen akcií obchodovaných na pražské burze. Lze konstatovat, že český trh nedosahuje středně silné formy efektivnosti. Ceny reagují pomalu na informace o vzniku povinnosti nabídky převzetí i na zveřejnění samotné nabídky minoritním akcionářům. Pomalá reakce skýtá potenciál k dosahování abnormálních výnosů.

Vzhledem k nízké likviditě řady akciových titulů a působení faktoru nesynchronního obchodování jsou časové řady upraveny, aby obsahovaly pouze dny, kdy se daný titul skutečně obchoduje. Tento přístup implicitně a velmi optimisticky předpokládá, že informace, které se promítají do cen se zpožděním kvůli nelikviditě, by se za normálních okolností do nich promítly první možný obchodní den. Avšak i při vynechání dnů, kdy se během prvních dvaceti burzovních dnů po dni zveřejnění nabídky převzetí s daným titulem neobchodovalo a informace se tak nemohla promítnout do cen, reagují tržní ceny na oznámení nabídky převzetí pomalu a postupně. V případě nabídky odkupu s premií nad tržní cenu se informace vstřebává v průměru nejméně čtyři dny.

Kumulativní abnormální výnos během tří dní následujících po dni oznámení dosahuje v průměru 3,8 %, včetně dne zveřejnění 6,4 %. Je zjevné, že i po započtení transakčních nákladů spojených s konkrétní investiční strategií dosahuje investor abnormálního výnosu. V případě nabídek s diskontem reaguje sice tržní cena také postupně (tři dny), nicméně největší část informace se vstřebává již v den oznámení a následný kumulativní abnormální výnos není statisticky významný. Není ani ekonomicky významný, když dosahuje v průměru pouze 0,6 %, což nepokryje související transakční náklady.

Analýza reakcí cen na vznik povinnosti nabídky převzetí navíc odhaluje nadměrnou reakci, kdy dochází k přestřelování kurzů dotčených akcií. Zatímco během prvních třinácti týdnů ceny nadprůměrně rostou a kumulativní abnormální výnos dosahuje 4,7 % - 9,3 %, během následujících sedmi týdnů ceny rapidně klesají a abnormální kumulativní ztráta činí 4,4 % - 6,7 %.

Na základě sledování chování cen před zveřejněním informací o vzniku povinnosti či zveřejněním samotné nabídky lze usuzovat na míru obchodování na základě vnitřních (neveřejných) informací. V obou případech není zřejmé výrazné insider obchodování. Na rozdíl od řady studií ze zahraničních trhů nedochází k reakci na nové informace před ale po jejich zveřejněním, míra insider obchodování v souvislosti s nabídkami převzetí v ČR je tudíž velmi nízká či nulová. Pokud dochází k reakci cen již před zveřejněním nabídky převzetí, je odůvodnitelná racionálními očekáváními (odhady) investorů či v některých případech dostupností informací o ceně dosažené v transakci, která iniciovala povinnost nabídky převzetí.

10. Závěr

Doktorská práce testuje hypotézu efektivního chování středoevropských akciových trhů v období let 1995-2005 v České republice, Polsku, Maďarsku a Slovinsku, a to v její slabé formě. Pomocí ekonometrických nástrojů je nejprve analyzována platnost modelu náhodné procházky pro denní, týdenní a měsíční výnosy akciových titulů a indexů PX-50, PX-D, maďarského BUX, polského WIG20 a slovinského SBI20. Po analýze vlivu nelikvidity některých titulů jsou výsledky interpretovány z pohledu relativní efektivnosti středoevropských trhů vzhledem k vyspělým trhům, které představuje americká burza NYSE, frankfurtská a nizozemská burza. Tento přístup implicitně umožňuje při interpretaci výsledků zohlednit transakční náklady. Relativní srovnání v zásadě předpokládá, že transakční náklady mají na interpretaci naměřených závislostí obdobný vliv jako na vyspělých trzích, které dosahují v praxi maximální míry efektivnosti. Avšak i v případě, kdy není splněna podmínka obdobné výše transakčních nákladů, představuje měření relativní efektivnosti reálnější přístup k testování hypotézy efektivních trhů než pokud by transakční náklady nebyly zohledněny vůbec a závěry by odrážely pouze odchylky chování výnosů od teoreticky formulovaného modelu. Relativní srovnání tak poskytuje dodatečné informace a umožňuje formulovat robustnější závěry.

Na základě komplexní analýzy platnosti modelu náhodné procházky a porovnání s charakteristikami vyspělých kapitálových trhů lze konstatovat, že středoevropský region není z hlediska míry efektivnosti homogenním trhem. Zatímco maďarský trh v zásadě splňuje podmínky slabé formy efektivnosti, český a slovinský trh vykazuje významné lineární závislosti a chová se v rozporu s hypotézou. Chování polského trhu není zcela v souladu s modelem náhodné procházky. Odchylky se na něm nevyskytují sice systematicky, ale přesto významně častěji než na vyspělých trzích. Silné závěry ohledně efektivnosti varšavské burzy proto nelze formulovat.

Důvody rozdílů mezi jednotlivými národními trhy mohou spočívat v odlišných podmínkách jejich vzniku a fungování, různé míře jejich využití při privatizaci státního majetku a následné koncentraci vlastnických podílů, odlišných obchodních systémech, kvalitě regulace a dohledu či míře participace velkých institucionálních a zahraničních investorů. Tyto faktory ovlivňují transparentnost trhu, jeho likviditu, podíl nelikvidních titulů, míru informovanosti účastníků trhu, přímé i nepřímé náklady na obchodování. Vhodný příklad představuje kuponová privatizace, která měla zásadní vliv na charakter českého akciového trhu v prvních letech jeho existence. Na pražské burze i v mimoburzovním obchodním systému se obchodovalo s tituly, které by za standardních okolností nebyly kótovány, ať již z důvodu nezájmu samotných emitentů nebo pro nesplnění základních požadavků transparentnosti.

Ačkoli nejlepší legislativně regulatorní předpoklady k efektivnímu chování měl zřejmě polský trh, soulad s hypotézou vykazuje systematicky pouze maďarský trh díky své relativně vysoké institucionální vyspělosti a významné účasti zahraničních institucionálních investorů již od raných okamžiků existence. Vliv měla i skutečnost, že maďarské kotované společnosti se svými produkty ve větší míře pronikaly na zahraniční trhy než ostatní společnosti v regionu. Výraznější mezinárodní provázanost trhu mohla vést maďarské společnosti k větší informační otevřenosti.

Z podrobnějšího pohledu na jednotlivé analyzované země vyplývají další závěry. U českého akciového trhu lze konstatovat, že není slabě efektivní kvůli systematickému výskytu krátkodobých trendů ve výnosech akcií během let 1995-2005. Konzistentně se na něm objevují významné lineární závislosti denních výnosů individuálních akciových titulů a také indexu PX-50.

Pokud kurz indexu nebo akcie společnosti včera vzrostl, dá se předvídat, že dnes spíše poroste, než poklesne. V segmentu nejlikvidnějších titulů obchodovaných v systému SPAD jsou závislosti méně časté, nicméně jejich výskyt nelze označit za sporadický. Výnosy indexu PX-D, který charakterizuje tento segment, se nicméně chovají v souladu s hypotézou náhodné procházky.

Systematický výskyt trendů v chování individuálních titulů není vysvětlitelný faktorem nesynchronního obchodování, který vzniká, pokud frekvence pozorovaných dat převyšuje periodu skutečného obchodování, a způsobuje tak zdánlivé autokorelace. Ačkoli průměrná pravděpodobnost jednodenního neobchodování titulů z indexu PX-50 činí 26 % a maximální hodnota dosahuje 60 %, indikativní (negativní) hodnoty autokorelací výnosů individuálních titulů způsobovaných faktorem neobchodování jsou ve velké většině případů velmi nízké. Z hlediska interpretace výsledků je lze zanedbat. Pouze v případě samotného indexu PX-50 nelze vyloučit vliv na autokorelace pro několik prvních zpoždění, celkový obrázek o českém trhu by se tím ovšem nezměnil.

Trendy v chování týdenních výnosů nejsou obvykle identifikovány a převážná část českého akciového trhu se chová náhodně. Závěry pro chování měsíčních výnosů jsou obdobné s výjimkou autokorelací u některých méně likvidních titulů při vysokých zpožděních. Vysvětlení fenoménu a jeho příčin není ovšem vůbec zřejmé. Časové řady měsíčních i týdenních výnosů indexu PX-50 stejně jako indexu PX-D závislosti neobsahují.

Několikadenní trendy ve vývoji českých titulů znamenají, že je jejich chování předvídatelné. Neplatnost hypotézy efektivních trhů je však konstatována až po otestování relativní efektivnosti trhu (ve smyslu slabé formy), tj. na základě srovnání výskytu závislostí se situací na nejvyspělejších akciových trzích, které představují maximálně dosažitelnou úroveň efektivnosti v praxi. Ukazuje se, přítomnost krátkodobých struktur ve vývoji kurzů je na českém trhu systematicky vyšší než na americké NYSE, frankfurtské nebo amsterdamské burze. Může proto existovat konkrétní investiční strategie, která v dlouhodobém horizontu přináší abnormální výnosy. Analýza také potvrzuje nestandardně častý výskyt trendů v chování měsíčních výnosů při vysokých zpožděních. Na základě relativního srovnání tak lze zamítnout platnost hypotézy slabé formy efektivnosti pražské burzy.

Kvůli detailnějšímu prozkoumání domácího trhu byla otestována i středně silná forma hypotézy efektivních trhů. Analýza reakcí cen akcií obchodovaných na pražské burze na zveřejnění informací o nabídkách převzetí v období let 2001-2005 ukazuje, že na českém trhu není dosažena. Ceny reagují pomalu na informace o vzniku povinnosti nabídky převzetí i na zveřejnění samotné nabídky minoritním akcionářům. Pomalá reakce skýtá potenciál k dosahování abnormálních výnosů v horizontu několika dní i po zohlednění transakčních nákladů a faktoru nesynchronního obchodování. Týdenní data navíc odhalují přestřelování kurzů v reakci na vznik povinnosti učinit nabídku převzetí.

Na základě sledování chování cen před zveřejněním informací o nabídkách převzetí je usuzováno na míru obchodování na základě vnitřních (neveřejných) informací. Na rozdíl od řady studií ze zahraničních trhů doktorská práce konstatuje, že nedochází k reakci na nové informace před ale až po jejich zveřejnění, míra insider obchodování v souvislosti s nabídkami převzetí v ČR je tudíž velmi nízká či nulová. Pokud dochází k reakci cen již před zveřejněním nabídky převzetí, je odůvodnitelná racionálními očekáváními (odhady) investorů či v některých případech dostupností informací o ceně dosažené v transakci, která iniciovala povinnost nabídky převzetí.

Dalším zkoumaným trhem bylo Slovinsko. Ukazuje se, že lublaňská burza dosahuje v střeoevropském regionu nejnižší míru efektivnosti. Systematická přítomnost lineárních závislostí denních výnosů u většiny individuálních titulů i indexu SBI20 je v rozporu s modelem náhodné procházky. I po zohlednění vlivu faktoru nesynchronního obchodování, který je způsoben nízkou likviditou a vyšší pravděpodobností jednodenního neobchodování (v průměru 12 %), se krátkodobé trendy ve vývoji kurzů vyskytují daleko častěji než na vyspělých kapitálových trzích.

Analýza chování týdenních i měsíčních výnosů akciových titulů a indexu SBI20 odhaluje, že zhruba čtvrtina časových řad se nechová náhodně. Trh jako celek tedy sice nevykazuje systematické trendové chování při nižších frekvencích dat, ze srovnání s charakterem vyspělých trhů nicméně vyplývá, že výskyt významných závislostí týdenních i měsíčních výnosů je významně častější. I při vyšších frekvencích dat tudíž efektivnost lublaňské burzy významně zaostává za mírou efektivnosti dosahovanou v praxi na nevyspělejších trzích a hypotézu slabě efektivního trhu lze zamítnout. Na rozdíl od českého trhu mají vzorce v chování kurzů systematičtější a dlouhotrvající charakter.

Maďarský akciový trh naopak představuje příklad trhu, který může dosahovat v období let 1995-2005 slabé formy efektivnosti. Index BUX i individuální akciové tituly, ze kterých se skládá, se chovají náhodně. Ve střeoevropském regionu jde o jediný trh, kde jsou - až na sporadické výjimky - denní, týdenní i měsíční výnosy lineárně nezávislé. Srovnání četností sporadických odchylek od modelu náhodné procházky dokladuje, že se maďarský trh neodlišuje od nevyspělejších světových trhů. Někdy je dokonce výskyt statisticky významných hodnot testových kritérií na maďarském trhu nižší než na americkém trhu NYSE.

Interpretace výsledků analýzy polského trhu je obtížnější a nejméně jednoznačná. Týdenní a měsíční výnosy individuálních titulů na polském trhu jsou lineárně nezávislé, odchylky jsou během celého sledovaného období pouze výjimečné. V každém případě se nevyskytují častěji než na vyspělých kapitálových trzích. Měsíční výnosy se na polském trhu chovají v souladu s modelem náhodné procházky, což potvrzují i nevýznamné autokorelace výnosů indexu WIG20.

Autokorelace denních výnosů však nelze považovat za zcela sporadický jev, což potvrzuje i trendové chování indexu WIG20. Ačkoliv srovnání s charakterem vyspělých trhů nevyznívá pro polský trh tak negativně jako v případě Slovinska nebo ČR, rozdíl je nicméně podstatný pro prvních několik zpoždění. Z hlediska závěru o (ne)platnosti hypotézy náhodné procházky je vyšší četnost výskytu závislostí při nižších zpožděních podstatná a představuje dostatečný důvod konstatovat, že polský trh nedosahuje v letech 1995-2005 míry efektivnosti (ve slabé formě), která je typická pro vyspělé trhy. Analýza faktoru neobchodování ukazuje, že nemá vliv na intenzitu závislostí výnosů u individuálních titulů a v případě indexu WIG20 snižuje hodnoty autokorelací výjimečně pod kritickou mez, ale celkový obrázek o charakteru polského trhu nemění.

Na základě výše uvedených závěrů ohledně přítomnosti závislostí, platnosti modelu náhodné procházky a slabé formy hypotézy efektivnosti čtyř střeoevropských trhů je možné odhadovat investiční strategii, která by přinášela dlouhodobě abnormální výnosy. Předně by se vyhýbala maďarskému trhu resp. titulům, z kterých se skládá hlavní index BUX budapešťské burzy. V případě polských a českých titulů by musela být založena na velmi krátké periodě. Neměl by existovat prostor pro systematické nalézání nadprůměrně ziskových příležitostí v delších cyklech, tj. v řádu týdnů či měsíců. Je zřejmé, že takovéto strategie jsou v praxi systematicky využitelné především profesionálními investory, obchodníky s cennými papíry a nejlépe samotnými tvůrci trhu, kteří mají exkluzivní a velmi rychlý přístup k informacím a flexibilní možnost obchodování.

Oba trhy zřejmě skýtají ziskové omezené příležitosti pro drobného investora s pomalejším přístupem k novým informacím a s relativně vysokými transakčními náklady.

Protože jsou na českém trhu autokorelace denních výnosů v prvních několika málo zpožděních až na výjimky kladné, obchodní strategie by měla vycházet z předpokladu, že pohyb kurzu bude následován v dalších dnech pohybem ve stejném směru spíše než v opačném. Obdobné příležitosti mohou existovat na polském trhu, je ale potřeba počítat s tím, že intenzita a četnost lineárních závislostí jsou zde méně významné než na českém trhu. Zřejmě nejvýraznější příležitosti k realizaci abnormálně ziskové investiční strategie skýtá slovinský trh. Závislosti výnosů jsou na lublaňské burze časté, intenzivní a mají dlouhého trvání. Jelikož zde na rozdíl od českého a polského trhu převažují negativní hodnoty autokorelací v prvních několika zpožděních, obchodní strategie by měla stavět na očekávání protisměrného pohybu kurzu.

Výsledky lze také interpretovat v kontextu využití jednotlivých forem akciových analýz – fundamentální a technické – jako nástroje identifikace výhodných investičních příležitostí. Test středně silné formy efektivnosti na českém trhu potvrzuje praktickou využitelnost fundamentálních analýz. Investor může využívat pomalé přizpůsobování tržních cen novým fundamentálními informacím o společnostech a může tak dosahovat abnormálních výnosů. Technická analýza je využitelná na českém, slovinském a zřejmě i polském trhu. Nicméně na českém a především polském trhu může vést k dlouhodobě abnormálním výnosům očištěným o transakční náklady pouze u omezeného okruhu technik a u investorů, kteří obchodují s relativně nízkými transakčními náklady a mají velmi flexibilní přístup k informacím a k obchodnímu systému.

Doktorská práce se vyhýbá některým hlavním metodologickým a interpretačním slabinám dosavadních studií hypotézy v regionu střední Evropy. Jednu z nich představují příliš krátké časové řady. Slabá forma hypotézy efektivních trhů předpokládá, že na základě historických informací není možné dosahovat abnormálních výnosů, které by byly ekonomicky významné, v dlouhodobém horizontu. Významně odlišné výsledky analýzy vyspělých trhů ve dvou po sobě následujících pětiletých obdobích dokládají, že několikaleté časové řady jsou často příliš krátké k formulování obecně platných závěrů o efektivnosti trhu. Výsledky mohou být ovlivněny průběhem cyklického vývoje akciových trhů ve vazbě na nerovnoměrný vývoj národních ekonomik. V případě zachycení fáze se silným trendem se může charakter trhu jevit odlišně než při zachycení období relativní stability. Studie slabé formy efektivnosti na vyspělých trzích proto vycházejí z údajů chování trhu za desetiletí. Jedenáctileté časové řady, analyzované v disertační práci, požadavek na minimální délku zkoumaného období splňují.

Přestože tedy může analýza dílčích období již dnes indikovat některá specifika či trendy, k jejich potvrzení budou nutné delší časové řady. Například na českém trhu se index PX-D a nejlíkvinnější české tituly obchodované v systému SPAD pražské burzy chovají v období 2000-2005 v zásadě v souladu s modelem náhodné procházky, což může naznačovat slabě efektivní chování tohoto segmentu. Systém založený na kotacích tvůrců trhu, který vytváří dostatečně likvidní prostředí umožňující prakticky okamžité realizování investičního záměru, může mít příznivý vliv na efektivnost českého trhu. Stále ale platí, že z důvodu nedodržení požadavku dostatečné dlouhodobosti testovaných řad je vypovídací schopnost takového závěru nízká. Jeho potvrzení bude možné v horizontu několika příštích let a je podnětem pro další zkoumání.

Na rozdíl od většiny dosavadních studií se práce neomezuje na analýzu chování akciových indexů, ale robustnost jejích závěrů vychází i z analýzy individuálních titulů. Komplexní

zkoumání charakteru jednotlivých národních trhů vylučuje pochybnosti, zda v rámci indexů (ne)dochází k podstatné vzájemné interakci a kompenzaci odchylek od modelu náhodné procházky či naopak (ne)vznikají nová zkruslení, která ovšem z hlediska hypotézy efektivních trhů nejsou signifikantní (např. křížové korelace různě likvidních titulů). Další výhodou představuje možnost rozdělit soubor zkoumaných titulů na dvě skupiny dle jejich likvidity a sledovat její vliv na efektivnost. Ukazuje se, že významné závislosti denních výnosů se vyskytují spíše u méně likvidních a obvykle méně informačně transparentních titulů. V případě českého trhu je výrazný rozdíl mezi charakterem chování cen akcií obchodovaných v systému SPAD a mimo něj. Z analýzy lze také usuzovat, že se v průběhu času na všech středoevropských trzích, kromě polského, mohl ještě více diferencovat charakter chování denních výnosů titulů v závislosti na jejich likviditě.

Důležitým faktorem, který bývá opomíjen, je vliv nízké likvidity titulů na velikost závislostí. Pokud není splněn předpoklad rovnoměrně rozloženého pohybu cen, například v intervalu 24 hodin, může docházet ke zdánlivé předvídatelnosti výnosů, ačkoliv skutečné ceny či výnosy jsou nezávislé. Efekt nesynchronního obchodování, který vzniká pokud frekvence pozorovaných dat převyšuje periodu skutečného obchodování, je v práci analyzován pro všechny tituly a indexy. Lze konstatovat, že nemá vliv na interpretaci závěrů ohledně náhodného chování individuálních titulů. V případě indexů PX-D, maďarského BUX a polského WIG20 ovlivňuje významnost naměřených autokorelací pro prvních několik málo zpoždění, vliv na celkové závěry ovšem nemá. V případě indexů PX-50 a slovinského SBI20 nelze ovšem dopad faktoru nesynchronního obchodování odhadnout a nelze vyloučit jeho částečný vliv na interpretaci závěrů.

Nakonec je potřeba zmínit doposud málo teoreticky zmapovanou problematiku transakčních nákladů a jejich zohlednění při analýzách efektivnosti. Řada dosavadních studií transakční náklady nezohledňuje, což může mít významný vliv na interpretaci jejich výsledků. V jiných případech se jim autoři věnují intuitivně. S výjimkou určení transakčních nákladů pro konkrétní obchodní strategie - obvykle při využívání nástrojů technické analýzy - neexistuje standardně využívaná metodologie přesně kvantifikující jejich dopad. Výhodou analýzy relativní efektivnosti použité v doktorské dizertační práci je, že implicitně, i když nepřesně, zohledňuje existenci transakčních nákladů.

Seznam literatury

- Alexander, S.:** Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks. *Industrial Management Review*, 1961, roč. 2, s 7 - 26
- Bachelier, L.:** Theory of Speculation. 1900, překlad Boness, J. in Cootner (1964), s. 17 - 78
- Ball, R.:** Anomalies in Relationships Between Securities' Yields and Yield-Surrogates. *Journal of Financial Economics*, 1978, roč. 6, s. 103 – 26
- Ball, R., Brown P.:** An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, 1968, roč. 6, s. 159 - 178
- Banz, R.:** The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 1981, roč. 9, s. 3 - 18
- Basu, S.:** Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price to Earnings Ratio: A Test of the Efficient Markets Hypothesis. *Journal of Finance*, červen 1977, roč. 32, č. 3, s. 663 - 682
- Bena, J., Hanousek, J.:** Rent Extraction by Large Shareholders: Evidence Using Dividend Policy in the Czech Republic. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, únor 2006, č. 291
- Bohl, M. T., Brzeszczyński, J.:** Do Institutional Investors Destabilize Stock Prices? Emerging Market's Evidence Against a Popular Belief. *European University Viadrina Working Paper Series*, Frankfurt (Oder), duben 2004, č. 4
- Bohl, M. T., Siklos, P. L.:** Empirical Evidence on Feedback Trading in Mature and Emerging Stock Markets. *University of Technology Seminar Series*, Sydney, srpen 2004
- Bolt, T. W., Milobedzki, P.:** The Warsaw Stock Exchange in the period 1991-1993. Qualitative problems of its modelling. *Economics of Planning*, 1994, č. 27, s. 211 - 226
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., MacKinlay, A. C.:** *Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, 1997
- Conrad, J., Gultekin, M. N., Kaul, G.:** Asymmetric Predictability of Conditional Variances. *Review of financial studies*, 1991, roč. 4, č. 4, s. 597 - 622
- Cootner, P.:** *The Random Character of Stock Market Prices*. MIT Press, 1964
- Cowles, A.:** Can Stock Market Forecasters Forecast? *Econometrica*, 1933, roč. 1, s. 309 - 324
- Cowles, A.:** Stock Market Forecasting. *Econometrica*, 1944, roč. 12, s. 206 - 214.
- Cowles, A., Jones, H.:** Some A Posteriori Probabilities in Stock Market Action. *Econometrica*, 1937, roč. 5, s. 280 - 294
- Černý, A.:** Stock Market Integration and the Speed of Information Transmission. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, srpen 2004, č. 242
- DeBondt, W. F. M., Thaler, R.:** Does the Stock Market Overreact? *Journal of Finance*, červenec 1985, roč. 40, č. 3, s. 793 - 805
- Deželan, S.:** Efficiency of the Slovenian Capital Market. *University of Ljubljana Working Papers Series*, Slovenia, leden 1999, č. 91

- Dickey, D.A., Fuller, W.A.:** Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, svazek 74, s. 427 – 431.
- Diebold, F. X.:** Modeling the persistence of conditional variance: A comment. *Econometric Review*, 1986, s. 51-56
- Diebold, F. X.:** *Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics*. Springer-Verlag, New York, 1988
- Diebold, F. X., Lee, C. W. J., Im, J.:** A New Approach to the Detection and Treatment of Heteroskedasticity in the Market Model. *University of Pennsylvania Working Paper*, 1985
- Diebold, F. X., Pauly, P.:** Endogenous Risk in a Rational Expectations Portfolio-Balance Model of the DM/Dollar Rate. *European Economic Review*, 1986
- Diviš, K., Teplý, P.:** Informační efektivnost burzovních trhů ve střední Evropě. *Finance a úvěr*, 2005, ročník 55, č. 9-10, s. 471 - 482
- Dockery, E., Vergari, F.:** Testing the random walk hypothesis: evidence for the Budapest stock exchange. *Applied Economics Letters*, 1997, č. 4, s. 627 - 629
- Domowitz, I., Hakkio, C. S.:** Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market. *Journal of International Economics*, 1985, svazek 19, s. 47-66
- Easley, D., Kiefer, N. M., O'Hara, M., Paperman, J. B.:** Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks. *Journal of Finance*, září 1996, ročník 51, svazek 4, s. 1405 – 1436
- Engle, R. F.:** Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. *Econometrica*, 1982, svazek 50, s. 987 – 1008.
- Fama, E.:** The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, 1965, roč. 38, s. 34 - 105
- Fama, E.:** Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 1970, roč. 25, s. 383 - 417
- Fama, E.:** Efficient Capital Markets II. *Journal of Finance*, 1991, roč. 46, s. 1575 - 617
- Fama, E.:** Market Efficiency, Long-Term Returns and Behavioural Finance. *CRSP Working Paper*, University of Chicago, 1997, č. 448
- Fama, E., Fisher, L., Jensen, M., Roll, R.:** The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 1969, roč. 10, s. 1 - 21
- Fama, E., French, K.:** Dividend Yields and Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 1992, roč. 22, s. 3 - 25
- Fama, E., French, K.:** The Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Finance*, 1992, roč. 47, s. 427 - 465
- Filáček, J., Kapička, M., Vošvrda, M.:** Testování hypotézy efektivního trhu na BCPP. *Finance a úvěr*, 1998, ročník 48, č. 9, s. 554 - 566
- Filer, R. K., Hanousek, J.:** The Extent of Efficiency in Central European Equity Markets. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, listopad 1996, č. 104
- Filer, R. K., Hanousek, J.:** The Extent of Efficiency in Central European Equity Markets. V Helmenstein, Ch.: *Capital Markets in Transition Economies*. Edward Edgar, Cheltenham, UK, 1999, s. 392 - 416

- Filip, M.:** Doporučení analytiků na českém akciovém trhu – jsou k užítku? *Finance a úvěr*, 1999, ročník 49, č. 4 a 5, s. 227 - 280
- Filip, M.:** Dividendy českých firem a optimální investiční strategie. *Finance a úvěr*, 2000, ročník 50, č. 12, s. 685 - 697
- Flores, R. G., Szafarz, A.:** Testing the Information Structure of Eastern European Markets: The Warsaw Stock Exchange. *Economics of Planning*, 1997, č. 30, s. 91 - 105
- Fuller, W.:** *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, New York, 1976
- Gebka, B., Henke, H., Bohl, M. T.:** Institutional Trading and Return Autocorrelation: Empirical Evidence on Polish Pension Fund Investors' Behavior. *The Pension Institute Discussion Paper*, University of London, červenec 2003, č. 314
- Gilmore, C. G., McManus, G. M.:** Random-Walk and Efficiency Tests of Central European Equity Markets. *Managerial Finance*, duben 2003, roč. 29, č. 4, s. 42 - 61
- Glosten, L.:** Components of the Bid-Ask Spread and the Statistical Properties of Transaction Prices. *Journal of Finance*, 1987, roč. 42, s. 1293 - 1307
- Gordon, B., Rittenberg, L.:** The Warsaw Stock Exchange: A Test of Market Efficiency. *Economic Studies*, 1995, roč. 37, č. 2, s. 1 - 27
- Granger, C. W. J.:** Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 1969, svazek 37, s. 424 - 438
- Grossman, S., Stiglitz, J.:** On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *American Economic Review*, 1980, roč. 70, s. 393 - 408
- Gryglewicz, S.:** Stock Repurchase as an Alternative to Dividend Payout: Evidence from the Warsaw Stock Exchange. *University of Aarhus Working Paper Series*, březen 2004, č. 169
- Gunduz, L., Hatemi-J, A.:** Stock Price-Volume Relation in East European Stock Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2005, roč. 41, č. 1, s. 29 - 45
- Hájek, J.:** Slabá forma efektivnosti českého akciového trhu. *Politická ekonomie*, 2002, ročník 50, č. 3, s. 377 - 389
- Hanousek, J., Filer, R. K.:** The Relationship Between Economic Factors and Equity Markets in Central Europe. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, listopad 1997, č. 119
- Hanousek, J., Filer, R. K.:** The Relationship Between Economic Factors and Equity Markets in Central Europe. *Economics of Transition*, 2000, č. 8, s. 623 - 638
- Hanousek, J., Němeček, L.:** Co-movements and Interactions between Segments of Parallel Markets: The Case of the Czech Republic. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, prosinec 1997, č. 122
- Hanousek, J., Němeček, L.:** Mispricing and Lasting Arbitrage between Parallel Markets in the Czech Republic. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, prosinec 1998, č. 136
- Hanousek, J., Němeček, L.:** Czech Parallel Capital Markets: Discrepancies and Inefficiencies. *CERGE-EI Discussion Papers*, Praha, únor 1999
- Hanousek, J., Němeček, L.:** Market Structure, Liquidity, and Information Based Trading on the Prague Stock Exchange. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, 2001, č. 66

- Hanousek, J., Podpiera, R.:** How Important Is Informed Trading for the Bid-Ask Spread? Evidence from an Emerging Market. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, prosinec 2000, č. 168
- Hanousek, J., Podpiera, R.:** Informed trading and the bid-ask spread: evidence from an emerging market. *Journal of Comparative Economics*, 2003, č. 31, s. 275 - 296
- Hanousek, J., Podpiera, R.:** Czech Experience with Market-Maker Trading System. *Economic Systems*, červen 2004, roč. 28, č. 2, s. 177 - 191
- Hebák, P.:** *Testování statistických hypotéz*. VŠE, Praha, 1995
- Hebák, P., Bílková, D., Svobodová, A.:** *Praktikum k výuce matematické statistiky II: Testování hypotéz*. VŠE, Praha, 2004
- Henke, H.:** Tax-Loss Selling and Windows-Dressing: An Investigation of the January Effect in Poland. *Eurasian Review of Economics and Finance (EREF)*, březen 2005, roč. 1
- Henke, H.:** When Continuous Trading Is Not Continuous: Stock market performance in different trading systems at the Warsaw Stock Exchange. *European University Viadrina Working Paper Series*, Frankfurt (Oder), 2002, č. 3
- Horská, H.:** The Czech stock market – its effectiveness and economic consequences. *IEEP VSE Working Papers*, 2003, č. 7
- Horská, H.:** Český akciový trh – jeho efektivnost a makroekonomické souvislosti. *Finance a úvěr*, 2005, roč. 55, č. 5-6, s. 283 - 301
- Huber, P.:** Random Walks in Stock Exchange Prices and the Vienna Stock Exchange. *Reihe Economic Series*, Vídeň, leden 1995, č. 2
- Charemza, W. W., Shields, K., Zalewska, A.:** Predictability of stock markets with disequilibrium trading. *The European Journal of Finance*, říjen 2004, roč. 10, č. 5, s. 329-344
- Chow, K. V., Denning, K. C.:** A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 1993, svazek 58, s. 385 – 401
- Chun, R., M.:** Compensation vouchers and equity markets: Evidence from Hungary. *Journal of Banking & Finance*, 2000, č. 24, s. 1155-1178
- Jaffe, J. F.:** Special Information and Insider Trading. *Journal of Business*, červenec 1974, roč. 47, č. 3, s. 410 - 428
- Januškevičius, M.:** Testing Stock Market Efficiency Using Neural Networks: Case of Lithuania. *SSE Riga Working Papers*, květen 2003, roč. 52, č. 17
- Jegadeesh, N., Titman, S.:** Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 1993, roč. 48, s. 65 - 91
- Jensen, M.:** The Performance of Mutual Funds in the Period 1945 – 1964. *Journal of Finance*, 1968, roč. 23, s. 389 - 416
- Jermakowicz, E. K., Gornik-Tomaszewski, S.:** Information Content of Earnings in the Emerging Capital Market: Evidence from the Warsaw Stock Exchange. *Multinational Finance Journal*, 1998, roč. 2, č. 4, s. 245-267

- Jinřichovská, I., Rhys, H.:** Opening up of investment funds: the case of the Czech Republic. *SMB Research Paper*, Aberystwyth, Wales, VB, 2000, č. 12
- Johansen, S.:** Statistical Analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, ročník 12, s. 231 – 254
- Kendall, M.:** The Analysis of Economic Time Series. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 1953, roč. 96, s. 11 - 25
- Kakanis, R.:** Do Stocks Follow the Random Walk in Latvian Stock Market. *YouREC Publications*, červen 2004
- Kodera, J., Pánková, V.:** Makroekonomické veličiny a ceny akcií. *Politická ekonomie*, 2003, č. 6, s. 825 - 837
- Korczak, P., Bohl, M. T.:** Return Performance and Liquidity of Cross-Listed Central European Stocks. *Emerging Markets Review*, květen 2003
- Kotlán, V.:** Jsou finanční indikátory schopny předpovídat vývoj ekonomické aktivity? *Politická ekonomie*, 1999, č. 5, s. 587 - 600
- Kvedaras, V., Basdevant, O.:** Testing the Efficiency of Emerging Markets: the Case of the Baltic States. *Eesti Pank Working Papers*, Tallinn, červenec 2002, č. 9
- Kyle, A.:** Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 1985, roč. 53, s. 1315 - 1335
- Ljung, G., Box, G.:** On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 1978, roč. 66, s. 67-72
- Lo, A. W.:** The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective. *Journal of Portfolio Management*, 2004, č. 30, s. 15 – 29
- Lo, A. W., MacKinlay, A. C.:** Stock prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, jaro 1988, roč. 1, s. 41 – 66
- Lo, A. W., MacKinlay, A. C.:** The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Econometrics*, 1989, svazek 40, s. 203 – 238
- Lo, A. W., MacKinlay, A. C.:** An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading. *Journal of Econometrics*, 1990, svazek 45, s. 181 – 212
- Lo, A. W., MacKinlay, A. C.:** A non-random walk down Wall Street. *Princeton University Press*, 1999
- Lucas, R.:** Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica*, 1978, ročník 48, s. 1149-1168
- MacKinley, A.C.:** Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, sv. 35, březen 1997, s. 13 - 39
- Malkiel, B. G.:** Efficient Market Hypothesis. V Newman, P., Milgate, M., Eatwell, J.: *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*. Macmillan, Londýn, 1992
- Malkiel, B. G.:** The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, 2003, roč. 17, č. 1, s. 59 - 82
- Marek, P.:** Rozdělování hospodářského výsledku a dividendová politika. *Ekopress*, Praha, 2000

- Marsh, T., Merton, R. C.:** Dividend variability and variance bounds tests form the rationality of stock market prices. *American Economic Review*, červen 1986, roč. 76, č. 3, s. 483 - 498
- Mehra, R., Prescott, E. C.:** The Equity Risk Premium: A Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 1985, roč. 15, s. 145 - 161
- Neubauer, M.:** International Portfolio Diversification in the Central European Region. *Prague Economic Papers*, Praha, 2001, č. 1, s. 56 - 77
- Němeček, L.:** Liquidity and Information-Based Trading on the Order Driven Capital Market: The Case of the Prague Stock Exchange. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, říjen 1997, č. 117
- Němeček, L.:** Capital Market in the Czech Republic: Birth and the First Steps (Disertační práce). *CERGE – Univerzita Karlova*, Praha, srpen 1998
- Nivet, J.-F.:** Stock markets in transition: the Warsaw experiment. *Economics of Transition*, 1997, č. 5, s. 171 - 183
- Osborne, M.:** Brownian Motion in the Stock Market. *Operations Research*, 1959, roč. 7, s. 145 - 173
- Pajuste, A., Kepitis, G., Högfeltdt, P.:** Risk factors and predictability of stock returns in Central and Eastern Europe. *SITE Working Paper*, Stockholm, 2000, č. 155
- Pearson, K.:** The Problem of the Random Walk. *Nature*, 1905, roč. 72, č. 1867, s. 342
- Phillips, P.C.B., Perron, P.:** Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 1988, svazek 75, s. 335–346
- Podpiera, R.:** Efektivnost českého finančního trhu ve světle snižování úrokových sazeb. *Finance a úvěr*, 2000, ročník 50, č. 5, s. 270 - 282
- Podpiera, R.:** Efficiency of Financial Markets in Transition: The Case of Macroeconomic Releases. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, červenec 2000, č. 156
- Podpiera, R.:** International Cross-Listing: The Effects of Market Fragmentation and Information Flows. *CERGE-EI Working Paper Series*, Praha, duben 2001, č. 173
- Podpiera, R.:** Interakce mezi trhy a duálně kotované akcie: případ České republiky. *Finance a úvěr*, 2001, ročník 51, č. 3, s. 166 - 181
- Poshakwale, S., Murinde, V.:** Modelling the volatility in East European emerging stock markets: evidence on Hungary and Poland. *Applied Financial Economics*, VB, 2001, č. 11, s. 445-456
- Poterba, J., Summers, L.:** Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics*, 1988, roč. 22, s. 27 - 59
- Ritter, J.:** The Long-Run Performance of Initial Public Offerings. *Journal of Finance*, 1991, roč. 46, s. 3 - 28
- Roberts, H.:** Statistical Versus Clinical Prediction of the Stock Market. *CRSP University of Chicago*, květen 1967
- Roberts, H.:** Stock Market 'Patterns' and Financial Analysis: Methodological Suggestions. *Journal of Finance*, 1959, roč. 44, s. 1 - 10

- Rockinger, M., Urga, G.:** A Time-Varying Parameter Model to Test for Predictability and Integration in the Stock Markets of Transition Economies. *Journal of Business & Economic Statistics*, leden 2001, roč. 19, č. 1, s. 73 - 84
- Roll, R.:** A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market. *Journal of Finance*, 1984, roč. 39, s. 1127 - 1140
- Roll, R.:** What Every CEO Should Know About Scientific Progress in Economics: What is Known and What Remains to be Resolved. *Financial Management*, 1994, roč. 23, s. 69 - 75
- Ross, S. A.:** The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 1976, ročník 13, číslo 3, s. 341-360
- Samuelson, P.:** Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management Review*, 1965, roč. 6, s. 41 - 49
- Sharpe, W. F.:** Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 1964, ročník 19, číslo 3, s. 425 - 442
- Sharpe, W. F.:** Mutual Fund Performance. *Journal of Business*, leden 1966, sv. 39, s. 119 - 138
- Shiller, R. J.:** Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review*, červen 1981, roč. 71, č. 3, s. 421 - 436
- Scheicher, M.:** Modeling Polish Stock Returns. V Christian Helmenstein: *Capital Markets in Transition Economies*. Edward Edgar, Cheltenham, UK, 1999, s. 417 - 437
- Scholes, M.:** The Market for Securities: Substitution Versus Price Pressure and the Effects of Information on Share Prices. *Journal of Business*, 1972, roč. 45, s. 179 - 211
- Scholtens, B.:** The Attractiveness of Poland to Foreign Investors: Stock Market Efficiency and Country Risk. V Kowalski, T.: *Financial Reform in Emerging Market Economies*. Wydawnictwo AE w Poznaniu, Polsko, 1997, s. 165 - 194
- Schotman, P. C., Zalewska, A.:** How far do international investment opportunities extend to the markets of the post-communist countries? Testing for predictability and integration. *EMG/ESRC Workshop – EBRD Paper*, září 2004
- Smith, G., Ryoo, H.-J.:** Variance ratio tests of the random walk hypothesis for European emerging stock markets. *The European Journal of Finance*, červen 2003, č. 9, s. 290 - 300
- Trešl, J.:** Analýza sektorových indexů na pražské burze cenných papírů. *Politická ekonomie*. 1999, č. 1, s. 27 - 39
- Treynor, J.:** How to Rate Management of Investment Funds. *Harvard Business Review*, únor 1965, roč. 43, s. 63 - 75
- Treynor, J. (pseud. Bagehot, W.):** The Only Game in Town. *Financial Analysts Journal*, duben 1971, č. 27, s. 12 - 17
- Vošvrda, M., Žikeš, F.:** An application of the GARCH-t model on Central European stock returns. *Prague Economic Papers*, 2004, č. 1, s. 26 – 39
- Wheeler, F. P., Neale, B., Kowalski, T., Letza, S. R.:** The efficiency of the Warsaw Stock Exchange: the first few years 1991-1996. *The Poznan University of Economics Review*, 2002, roč. 2, č. 2, s. 37-58

Wisniewski, T. P., Bohl, M. T.: The Information Content of Registered Insider Trading Under Lax Law Enforcement. *European University Viadrina Working Paper Series*, Frankfurt (Oder), 2002, č. 17

Working, H.: A Random Difference Series for Use in the Analysis of Time Series. *Journal of the American Statistical Association*, 1934, roč. 29, s. 11 - 24

Working, H.: Note on the Correlation of First Differences of Averages in a Random Chain. *Econometrica*, 1960, roč. 28, s. 916 – 918

Worthington, A. C., Higgs, H.: Weak-form market efficiency in European emerging and developed stock markets. *Queensland University of Technology Discussion Paper*, září 2003, č. 159

Zalewska-Mitura, A.: Deos Market Organization Speed Up Market Stabilization? First Lessons From the Budapest and Warsaw Stock Exchanges. *CEPR Discussion Paper*, Londýn, duben 1999, č. 2134

Zalewska-Mitura, A., Hall, S. G.: Examining the first stages of market performance: a test for evolving market efficiency. *Economic Letters*, 1999, roč. 64, č. 1, s. 1 - 12

Zgaljic, D.: Capital Market Efficiency in Poland: An analysis of weak form efficiency on the Warsaw Stock Exchange (Diplomová práce). USA, Massachusetts, Tufts University, 2004.

Žikeš, F.: The Predictability of Asset Returns: An Empirical Analysis of Central-European Stock Markets. Master Thesis. Praha, UK (IES), červenec 2003

Žikeš, F., Bubák, V.: Seasonality and the Non-Trading Effect on Central European Stock Markets. *Finance a úvěr*, 2006, roč. 56, č. 1-2, s. 69 - 79

Přílohy

P0. Přehled analyzovaných akciových titulů

Polsko		Česká republika		Nizozemí	
AGO	Agora	CBJ	Česká pojišťovna	AABA	ABN Amro
BCA	Bank Austria Creditanstalt	CEZ	ČEZ	AGN	Aegon
BPH	Bank BPH	CS	Česká spořitelna	AH	Ahold
PEO	Bank Pekao	CSR	České radiokomunikace	AKZA	Akzo Nobel
BZW	Bank Zachodni WBK	IAPS	IPS Skanska	ASML	ASML Holding
BRE	BRE Bank	IPB	IPB	BUHR	Buhrmann
BDX	Budimex	KOMB	Komerční banka	DSM	DSM
CPL	Computerland	OKD	OKD	FORA	Fortis
DBC	Debica	PARM	Paramo	GTN	Getronics
MPP	MPP Swiecie	RBAG	Erste Bank	HEIA	Heineken
KTY	Grupa Kety	SKUH	Sokolovská uhelná	HGM	Hagemeyer
KGH	KGHM	SPTT	Český Telecom	INGA	ING Groep
NET	Netia	SSZL	SSŽ	KPN	Royal KPN
ORB	Orbis	SVDL	Severočeské doly	NUM	Royal Numico
PGF	PGF	SVEG	Severočeská energetika	PHIA	Philips Electronics
PKN	PKN Orlen	SVEN	Severomoravská energetika	RDA	Royal Ducht Petroleum
PKM	Prokom Software	TABAK	Philip Morris ČR	REN	Reed Elsevier
SFT	Softbank	UNIP	Unipetrol	SBMO	IHC Caland
STX	Stalex			TNT	TPG
TPS	TPSA			UNA	Unilever
Maďarsko		Německo		Spojené státy	
BCHEM	BorsodChem	ADS	Adidas-Salomon	AA	Alcoa
DANUB	Danubius	ALT	Allianz	AIG	AIG
DEMASZ	Demasz	ALV	Altana	AXP	American Express
EGIS	Egis	BAS	BASF	BA	Boeing
FHB	FHB	BAY	Bayer	CAT	Caterpillar
FOTEX	Fotex	BMW	BMW	CITI	Citigroup
RICHT	Gedeon Richter	CBK	Commerzbank	DD	Du Pont
MTEL	Matav	CONN	Continental	DIS	Walt Disney
MOL	MOL	DB1	Deutsche Boerse	GE	General Electric
OTP	OTP Bank	DBK	Deutsche Bank	GM	General Motors
PPLAST	Pannonplast	DCX	DaimlerChrysler	HD	Home Depot
TVK	TVK	DPW	Deutsche Post	HON	Honeywell Int.
		DTE	Deutsche Telecom	HPQ	Hewlett-Packard
		EOA	E.ON	IBM	IBM
		FME	Fresenius Medical Care	INTC	Intel Corp
		HEN3	Henkel	JNJ	Johnson & Johnson
		HVM	Bayerische Hypo-Vereinsbank	JPM	JPMorgan Chase
		IFX	Infineon	KO	Coca-Cola
		LHA	Deutsche Lufthansa	MCD	McDonald's
		LIN	Linde	MMM	3M
		MAN	MAN	MO	Altria Group
		MEO	Metro	MRK	Merck
		MUV2	Muenchener Re	MSFT	Microsoft
		RWE	RWE	PFE	Pfizer
		SAP	SAP	PG	Procter & Gamble
		SCH	Schering	T	SBC Communications
		SIE	Siemens	UTX	United Technologies
		TKA	ThyssenKrupp	VZ	Verizon Communications
		TUI1	TUI	WMT	Wal-Mart Stores
		VOW	Volkswagen	XOM	Exxon Mobil
Slovinsko					
KRKG	Krka				
MELR	Merkur				
PETG	Petrol				
PILR	Pivovarna Laško				
IEKG	Intereuropa				
GRVG	Gorenje				
SAVA	Sava				
LKPG	Luka Koper				
ITBG	Istrabenz				
DRPG	Droga Kolinska				
MER	Merkator				
AELG	Aerodrom Ljubljana.				
ZTOG	Žito				
TCRG	Terme Čatež				
DELR	Delo				

P1. Základní charakteristiky analyzovaných časových řad, denní výnosy, ČR, 1995-2000

	Období	Počet	Průměr	Maximum	Minimum	Odchylka	Šikmost	Špičatost	Jarque-Bera	Pravděpodobnost
CBJ	I.95 - VIII.05	2 782	0,00045	0,12548	-0,10233	0,02255	0,2501	7,7432	2 637	0,0000
CEZ	I.95 - XII.05	2 864	0,00062	0,13114	-0,23259	0,02104	-0,4723	12,4879	10 849	0,0000
CS	I.95 - I.01	1 574	-0,00020	0,18858	-0,27527	0,03068	-1,6366	19,6021	18 779	0,0000
CSR D	III.95 - II.05	2 597	0,00016	0,13553	-0,30718	0,02648	-1,1071	15,1058	16 389	0,0000
IAPS	I.95 - XI.01	1 796	0,00010	0,14614	-0,16528	0,02151	-0,3267	12,3540	6 580	0,0000
IPB	I.95 - VI.00	1 423	-0,00125	0,11561	-0,26200	0,02378	-1,0545	16,6781	11 357	0,0000
KOMB	I.95 - XII.05	2 864	0,00030	0,20053	-0,24093	0,02607	-0,7747	15,7435	19 666	0,0000
OKD	VII.95 - VI.05	2 578	0,00135	0,25131	-0,11123	0,02515	0,5432	8,7745	3 709	0,0000
PARM	I.97 - XII.05	2 342	0,00018	0,11681	-0,13435	0,02476	-0,2492	5,7552	765	0,0000
RBAG	X.02 - XII.05	843	0,00120	0,06692	-0,08929	0,01466	-0,1004	6,1478	349	0,0000
SKUH	III.95 - VI.05	2 686	0,00013	0,14212	-0,13193	0,02567	0,2228	6,6394	1 505	0,0000
SPTT	III.95 - XII.05	2 822	0,00023	0,12027	-0,15602	0,02123	-0,1909	7,1091	2 002	0,0000
SSZL	I.96 - XII.05	2 597	0,00056	0,12564	-0,13453	0,01960	0,1096	11,1233	7 146	0,0000
SVDL	XI.95 - XII.05	2 647	0,00056	0,12564	-0,15145	0,02367	-0,1660	10,3156	5 915	0,0000
SVEG	VII.95 - VIII.05	2 635	0,00044	0,12143	-0,13324	0,02304	0,0437	7,3511	2 079	0,0000
SVEN	XI.95 - XII.05	2 647	0,00036	0,12529	-0,29771	0,02139	-0,7299	22,1789	40 804	0,0000
TABAK	I.95 - XII.05	2 864	0,00063	0,09759	-0,14225	0,01796	-0,6298	8,6722	4 029	0,0000
UNIP	IX.97 - XII.05	2 170	0,00023	0,15208	-0,21287	0,02493	-0,2805	9,8361	4 254	0,0000
MAX		2 864	0,00135	0,25131	-0,08929	0,0307	0,5432	22,1789	40 804	0,0000
MIN		843	-0,00125	0,06692	-0,30718	0,0147	-1,6366	5,7552	349	0,0000
PRŮM		2 374	0,00034	0,13823	-0,18225	0,0230	-0,3638	11,3121	8 823	0,0000
PX-50	I.95 - XII.05	2 864	0,00034	0,05820	-0,07077	0,0118	-0,2436	5,5750	820	0,0000
PX D	I.99 - XII.05	1 810	0,00041	0,05295	-0,08613	0,0151	-0,3145	4,9787	325	0,0000

P2. Test autokorelací, denní výnosy, předpoklad homoskedasticity, ČR, 1995-2005

	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4	ρ_5	ρ_6	ρ_7	ρ_8	ρ_9	ρ_{10}	ρ_{11}	ρ_{12}
CBJ	0,08439*	0,01271	0,02512	-0,01791	0,00945	-0,04492*	-0,05562*	-0,00518	0,02487	-0,05012*	-0,00391	0,01037
CEZ	0,07684*	0,01784	-0,01890	-0,00540	-0,03013	-0,01538	0,00737	-0,01506	0,01243	0,05858*	-0,01149	0,00716
CS	0,09391*	0,00916	-0,00676	-0,01346	0,05154*	0,02325	-0,04911	-0,04953	0,04067	0,06786*	-0,00580	0,02405
CSR D	0,09789*	-0,00512	0,03478	0,02520	0,00055	0,00689	0,02330	0,03369	0,04579*	0,01010	0,01667	-0,00402
IAPS	0,06678*	0,12458*	0,04823*	0,01993	-0,01882	-0,03986	-0,03480	0,03129	0,01767	-0,01453	0,03542	0,01331
IPB	0,13247*	-0,00860	-0,07484*	-0,0643*	-0,06118*	-0,07796*	-0,00996	0,00715	0,00201	0,01643	0,06321*	0,00440
KOMB	0,19806*	0,03816*	-0,01140	0,00080	-0,05071*	-0,00976	-0,02238	-0,04889*	-0,02739	0,0544*	-0,00082	0,02125
OKD	0,22622*	0,0909*	0,06621*	0,03382	0,00686	-0,00122	0,03000	0,02152	-0,01521	-0,05664*	0,00235	-0,01778
PARM	0,15846*	0,09546*	0,09047*	0,05497*	0,05491*	-0,02111	-0,00037	0,01431	0,06267*	0,00506	0,01051	0,01875
RBAG	0,06312	-0,04538	-0,05012	0,01105	-0,00126	0,02475	-0,00501	-0,03628	-0,10183*	-0,07345*	0,02095	0,00922
SKUH	0,13356*	0,02297	0,01581	0,03281	0,00854	-0,00357	-0,03640	-0,03436	0,00614	0,01527	0,00089	0,01506
SPTT	0,04082*	-0,01090	0,00587	0,01711	-0,02001	0,00773	-0,03140	-0,02074	-0,00860	0,01180	0,02926	0,01319
SSZL	0,15459*	0,02747	0,02779	-0,02988	-0,04874*	0,00428	-0,01768	-0,02975	-0,03883	-0,02429	-0,04147*	-0,00645
SVDL	0,11143*	0,04136*	-0,01587	0,01394	0,00328	0,00235	-0,01283	-0,01105	0,00358	0,02330	0,01990	0,02400
SVEG	0,16617*	0,03423	0,03130	-0,00145	0,09118*	0,00663	-0,04061*	-0,03774	0,02632	0,03911*	-0,00421	-0,03546
SVEN	0,11906*	0,09405*	0,0667*	0,00659	0,01137	-0,00902	-0,00106	0,00431	-0,01441	0,00223	-0,02532	-0,00157
TABAK	-0,00905	0,01989	-0,00558	-0,01751	-0,01825	-0,02861	0,00230	0,02318	0,02203	0,01678	0,00309	-0,00851
UNIP	0,10484*	0,00972	-0,03197	0,00555	-0,02032	-0,03323	0,00297	0,01209	-0,00677	-0,01276	-0,00317	0,02251
MAX	0,22622	0,12458	0,09047	0,05497	0,09118	0,02475	0,03000	0,03369	0,06267	0,06786	0,06321	0,02405
MIN	-0,00905	-0,04538	-0,07484	-0,06430	-0,06118	-0,07796	-0,05562	-0,04953	-0,10183	-0,07345	-0,04147	-0,03546
PRŮM	0,11220	0,03158	0,01094	0,00399	-0,00176	-0,01160	-0,01396	-0,00784	0,00284	0,00495	0,00589	0,00608
PX-50	0,11018*	0,04116*	0,00968	0,03535	-0,00812	0,01299	-0,01188	-0,00722	0,03091	0,04891*	0,01279	0,01663
PX D	0,03065	-0,01430	0,00148	0,03142	-0,00820	0,03329	0,01078	-0,00218	0,03381	0,01576	-0,01207	0,01847

* Hodnota autokorelačního koeficientu statisticky významná na 5% hladině

P3. Ljungův-Boxův test, předpokladu homoskedasticity, denní výnosy, ČR, 1995-2005

	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4	Q_5	Q_6	Q_7	Q_8	Q_9	Q_{10}	Q_{11}	Q_{12}
CBJ	19,83466*	20,2846*	22,04264*	22,93681*	23,18559*	28,80755*	37,42928*	37,50418*	39,22695*	46,22334*	46,26589*	46,56578*
CEZ	16,92635*	17,83882*	18,86275*	18,94626*	21,54983*	22,22853*	22,38428*	23,0352*	23,47819*	33,32436*	33,70348*	33,85069*
CS	13,90656*	14,03892*	14,11093*	14,39641*	18,58813*	19,44139*	23,24446*	27,11477*	29,72514*	36,99748*	37,05059*	37,96473*
CSRD	24,25361*	24,31987*	27,3745*	28,97428*	28,97505*	29,09442*	30,45711*	33,30276*	38,56061*	38,81606*	39,51197*	39,55228*
IAPS	8,02183*	35,95544*	40,14111*	40,85642*	41,49358*	44,354*	46,53179*	48,2939*	48,85588*	49,23632*	51,49789*	51,81714*
IPB	22,90514*	23,00089*	30,2323*	35,55986*	40,37951*	48,21096*	48,33875*	48,40455*	48,4098*	48,7561*	53,88113*	53,90611*
KOMB	112,66074*	116,84311*	117,21645*	117,2183*	124,59534*	124,86863*	126,30611*	133,16069*	135,31201*	143,80236*	143,8043*	145,09996*
OKD	132,04185*	153,34717*	164,65331*	167,60377*	167,72509*	167,72894*	170,05119*	171,24691*	171,84236*	180,07671*	180,09092*	180,90238*
PARM	58,86212*	80,23518*	99,43855*	106,52*	113,58425*	114,62912*	114,62944*	115,10822*	124,28059*	124,34016*	124,59696*	125,40939*
RBAG	3,36962	5,10121	7,11986	7,21632	7,21764	7,70113	7,72132	8,74071	16,62103	20,71244*	21,04393*	21,10703*
SKUH	47,89389*	49,30936*	49,97869*	52,86018*	53,05527*	53,08929*	56,62431*	59,76923*	59,86946*	60,48913*	60,49124*	61,09343*
SPTT	4,70634*	5,04230	5,13956	5,96594	7,09348	7,26193	10,03976	11,25259	11,46083	11,85243	14,25524	14,74225
SSZL	61,96983*	63,92629*	65,93017*	68,24718*	74,41389*	74,46142*	75,27289*	77,5674*	81,47646*	83,00651*	87,46505*	87,57262*
SVDL	32,90279*	37,43048*	38,09724*	38,61222*	38,64073*	38,65532*	39,09116*	39,41488*	39,44877*	40,88849*	41,93909*	43,46748*
SVEG	72,83251*	75,92468*	78,50991*	78,51544*	100,45452*	100,57047*	104,92343*	108,68124*	110,50908*	114,5454*	114,59217*	117,91281*
SVEN	37,56592*	61,01623*	72,79278*	72,90763*	73,25006*	73,46564*	73,46861*	73,51791*	74,06899*	74,0822*	75,78477*	75,7913*
TABAK	0,23493	1,36974	1,45879	2,33689	3,29207	5,63886	5,65407	7,19568	8,58812	9,39570	9,42308	9,63075
UNIP	23,78701*	23,99132*	26,20257*	26,26915*	27,16332*	29,55463*	29,5738*	29,88996*	29,98922*	30,3421*	30,36391*	31,46224*
MAX	132,04185	153,34717	164,65331	167,60377	167,72509	167,72894	170,05119	171,24691	171,84236	180,07671	180,09092	180,90238
MIN	0,23493	1,36974	1,45879	2,33689	3,29207	5,63886	5,65407	7,19568	8,58812	9,39570	9,42308	9,63075
PRŮM	38,59309	44,94309	48,85012	50,33017	53,59207	54,98679	56,76343	58,51115	60,65130	63,71596	64,76453	65,43602
PX-50	34,80153*	39,65919*	39,92771*	43,5071*	43,69595*	44,17929*	44,58333*	44,73275*	47,46795*	54,32066*	54,78889*	55,58107*
PX D	1,69943	2,06962	2,07356	3,86031	3,98207	5,98781	6,19840	6,20700	8,27863	8,72915	8,99355	9,61211

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P4. Test poměru rozptylů, předpoklad homoskedasticity, denní výnosy, ČR, 1995-2005

	Z ₂	Z ₃	Z ₄	Z ₅	Z ₆	Z ₇	Z ₈	Z ₉	Z ₁₀	Z ₁₁	Z ₁₂	Z ₁₃
CBJ	4,49235*	4,33813*	4,35138*	4,00943*	3,79866*	3,36114*	2,79352*	2,366*	2,12694*	1,80286	1,54134	1,35533
CEZ	4,15209*	4,15943*	3,59884*	3,16839*	2,64909*	2,2184*	1,95751	1,70763	1,55912	1,60192	1,59949	1,60644
CS	3,7774*	3,56975*	3,19275*	2,81866*	2,8387*	2,89988*	2,73787*	2,46515*	2,35231*	2,39505*	2,40527*	2,44166*
CSR D	4,29088*	3,71394*	3,78495*	3,82839*	3,70032*	3,54395*	3,53705*	3,64348*	3,83092*	3,94716*	4,06816*	4,13669*
IAPS	2,87757*	4,96407*	5,72518*	5,96379*	5,81557*	5,44797*	5,02201*	4,78005*	4,61716*	4,43739*	4,34659*	4,28013*
IPB	3,24382*	2,28638*	1,10030	0,10189	-0,72365	-1,49140	-1,92389	-2,17986*	-2,34095*	-2,41051*	-2,35114*	-2,28578*
KOMB	10,65337*	10,46691*	9,5065*	8,71596*	7,71373*	6,94069*	6,26199*	5,56514*	4,94423*	4,6083*	4,32853*	4,13864*
OKD	11,52408*	12,39701*	12,65004*	12,53995*	12,19613*	11,76033*	11,45447*	11,20465*	10,87442*	10,42768*	10,03745*	9,65435*
PARM	7,7074*	8,98733*	9,87165*	10,311*	10,61168*	10,48024*	10,25353*	10,03501*	9,96754*	9,85324*	9,72296*	9,60934*
RBAG	1,90136	1,09059	0,18851	-0,31673	-0,56094	-0,62692	-0,66139	-0,64845	-0,86389	-1,09026	-1,21632	-1,26373
SKUH	6,92169*	6,69451*	6,33277*	6,19146*	5,97177*	5,67295*	5,2075*	4,67756*	4,2478*	3,97897*	3,78131*	3,66116*
SPTT	2,19926*	1,72548	1,56830	1,59404	1,39901	1,30748	1,08470	0,84831	0,66411	0,56589	0,56213	0,58346
SSZL	7,84554*	7,6855*	7,48207*	6,81645*	5,96736*	5,3937*	4,88469*	4,38485*	3,87908*	3,42209*	2,96249*	2,58761*
SVDL	5,77474*	6,12214*	5,56846*	5,24924*	4,97904*	4,74581*	4,47875*	4,21435*	4,00509*	3,8881*	3,82532*	3,80875*
SVEG	8,5721*	8,47653*	8,28488*	7,85584*	8,06179*	8,06926*	7,7869*	7,37883*	7,11311*	6,97493*	6,82303*	6,60253*
SVEN	6,16916*	7,70673*	8,48344*	8,51756*	8,38644*	8,10872*	7,81909*	7,55919*	7,27013*	7,01676*	6,72938*	6,47234*
TABAK	-0,45078	0,09144	0,15225	0,00598	-0,19529	-0,46464	-0,61299	-0,61581	-0,54242	-0,43550	-0,34416	-0,29072
UNIP	4,82699*	4,57447*	3,79217*	3,36419*	2,93494*	2,47382*	2,16349*	1,96518*	1,79277	1,62889	1,49244	1,42263
MAX	11,52408	12,39701	12,65004	12,53995	12,19613	11,76033	11,45447	11,20465	10,87442	10,42768	10,03745	9,65435
MIN	-0,45078	0,09144	0,15225	-0,31673	-0,72365	-1,49140	-1,92389	-2,17986	-2,34095	-2,41051	-2,35114	-2,28578
PRŮM	5,35995	5,50280	5,31302	5,04086	4,75246	4,43563	4,12471	3,85285	3,63875	3,47850	3,35079	3,25116
PX-50	5,93766*	6,31746*	6,10667*	6,10729*	5,87791*	5,71435*	5,48797*	5,25427*	5,14676*	5,168*	5,18725*	5,21333*
PX D	1,30023	0,89549	0,73289	0,89109	0,91717	1,06523	1,18715	1,25034	1,37424	1,49227	1,55384	1,62845

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P5. Ljungův-Boxův test, předpoklad heteroskedasticity, denní výnosy, ČR, 1995-2005

	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
CBJ	5,84718*	6,95128*	8,52132*	8,89646	10,64031	12,64984*	16,94231*	16,82618*	19,21211*	22,98333*	22,63212*	24,79306*
CEZ	4,64574*	5,34590	7,15098	5,77415	8,47358	7,75924	9,50261	9,00203	9,26506	13,35369	11,89055	13,23710
CS	2,22102	2,97113	2,51014	3,02175	1,90348	3,55176	5,95267	6,61869	7,95222	8,67842	8,45927	12,34854
CSR D	6,92895*	10,03599*	10,61861*	11,43416*	11,98222*	10,45974	12,17606	14,34983	13,55975	14,07834	14,48881	15,61871
IAPS	1,54692	9,28649*	13,04289*	13,1853*	12,88509*	14,78732*	19,10624*	15,48324	16,56781	19,23409*	21,88901*	19,14774
IPB	5,14136*	7,41643*	11,22615*	16,85894*	20,12196*	21,86804*	20,41068*	22,80924*	22,47917*	23,95796*	27,51144*	29,27176*
KOMB	10,98775*	16,03951*	21,92328*	24,22992*	26,0355*	27,27315*	33,58148*	34,36891*	46,25571*	52,58785*	46,29054*	44,3132*
OKD	45,00082*	53,31639*	64,28523*	65,25867*	62,09006*	60,61101*	71,49162*	74,50091*	73,32466*	77,56805*	79,04139*	65,1764*
PARM	19,86501*	30,56771*	39,38016*	45,76205*	50,12601*	51,09528*	51,84273*	51,5665*	54,32178*	52,90751*	56,67494*	55,90412*
RBAG	1,21080	2,37957	3,62030	3,00471	2,36029	2,94812	3,29242	4,71372	6,23018	11,73922	11,22806	11,08647
SKUH	15,78287*	17,60214*	19,26016*	19,89437*	19,63482*	21,54354*	24,72807*	25,43774*	26,65487*	24,65462*	26,20908*	26,97105*
SPTT	1,67130	1,87847	2,09338	2,30840	2,50474	2,70601	3,70703	4,28340	4,65422	4,61903	5,29596	5,70892
SSZL	16,0157*	19,86857*	26,10674*	27,63216*	28,20727*	30,35594*	33,02487*	34,43137*	38,0657*	33,53844*	40,04045*	41,38198*
SVDL	11,26442*	11,93074*	15,36729*	13,52989*	17,0463*	13,52598*	16,67229*	18,50343*	17,91579*	18,81899*	19,49432	20,66964
SVEG	19,39616*	22,78139*	27,97849*	28,77539*	35,7879*	37,82212*	41,33289*	39,58466*	41,29352*	43,03506*	41,74206*	46,16866*
SVEN	8,91475*	17,20361*	23,98271*	25,9257*	26,74931*	23,07253*	31,34466*	29,65116*	32,51702*	31,28433*	33,80634*	39,94019*
TABAK	0,08682	0,55475	0,63462	1,13224	1,67129	2,66706	2,66279	3,51152	3,91459	4,15489	4,44260	3,92170
UNIP	5,90688*	6,15849*	7,79307	9,82619*	10,36548	11,80327	12,38063	12,74717	14,13582	13,97713	13,92475	14,28872
MAX	45,00082	53,31639	64,28523	65,25867	62,09006	60,61101	71,49162	74,50091	73,32466	77,56805	79,04139	65,17640
MIN	0,08682	0,55475	0,63462	1,13224	1,67129	2,66706	2,66279	3,51152	3,91459	4,15489	4,44260	3,92170
PRŮM	10,13525	13,46048	16,97197	18,13614	19,36587	19,80555	22,78622	23,24387	24,90667	26,17616	26,94787	27,21933
PX-50	12,70172*	14,75123*	15,10095*	16,33523*	15,18592*	16,11371*	17,25394*	17,55149*	19,00941*	21,39778*	20,52018*	20,35503
PX D	0,69805	0,81378	0,81562	1,61284	1,52331	2,29367	2,63363	2,61500	3,47246	3,77803	3,39572	3,59204

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P6. Test poměru rozptylů, předpoklad heteroskedasticity, denní výnosy, ČR, 1995-2005

	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
CBJ	2,90349*	2,86109*	2,93318*	2,75566*	2,65785*	2,39128*	2,01788*	1,73272	1,57733	1,35266	1,16908	1,03856
CEZ	2,55289*	2,58759*	2,28262*	2,04222*	1,72992	1,46556	1,30703	1,15174	1,06147	1,10012	1,10712	1,11979
CS	1,64577	1,60280	1,45990	1,30415	1,31352	1,33335	1,25320	1,12691	1,07673	1,09964	1,10877	1,13085
CSR D	2,71257*	2,45602*	2,59441*	2,69126*	2,65147*	2,57602*	2,59879*	2,70082*	2,86055*	2,96429*	3,06885*	3,13176*
IAPS	1,40573	2,50491*	2,99105*	3,21327*	3,21374*	3,0741*	2,88613*	2,7921*	2,7355*	2,66238*	2,63824*	2,62586*
IPB	1,74391	1,28037	0,64099	0,06156	-0,45216	-0,96022	-1,27110	-1,47271	-1,61274	-1,68971	-1,67407	-1,65100
KOMB	3,50096*	3,55565*	3,34846*	3,17559*	2,89522*	2,67317*	2,4677*	2,23912*	2,02784*	1,92456	1,83894	1,78688
OKD	8,28297*	8,93724*	9,19557*	9,20385*	9,02335*	8,75145*	8,56493*	8,41871*	8,21123*	7,91318*	7,65465*	7,39645*
PAR M	5,49858*	6,52513*	7,28394*	7,72069*	8,05484*	8,05405*	7,96796*	7,87611*	7,89223*	7,86173*	7,81004*	7,76504*
RBAG	1,42225	0,84670	0,15162	-0,26095	-0,46678	-0,52248	-0,55070	-0,53981	-0,71947	-0,90889	-1,01595	-1,05847
SKUH	4,85084*	4,74634*	4,54906*	4,49793*	4,37559*	4,18633*	3,86932*	3,49928*	3,19904*	3,01569*	2,88293*	2,8069*
SPTT	1,63142	1,28936	1,18424	1,21479	1,07196	1,00459	0,83466	0,65335	0,51192	0,43663	0,43415	0,45104
SSZL	4,62984*	4,64209*	4,64996*	4,35504*	3,90315*	3,59773*	3,31406*	3,02041*	2,70914*	2,42*	2,11872*	1,86982
SVDL	4,16496*	4,3666*	3,98492*	3,78225*	3,61575*	3,47231*	3,29869*	3,12488*	2,99044*	2,92353*	2,8964*	2,90359*
SVEG	5,16252*	5,18505*	5,16945*	4,9991*	5,21822*	5,29923*	5,17928*	4,96298*	4,83096*	4,77759*	4,70858*	4,5867*
SVEN	3,4399*	4,38932*	4,94654*	5,07935*	5,10363*	5,01865*	4,91005*	4,81038*	4,68431*	4,57435*	4,43577*	4,31175*
TABA K	-0,34500	0,07098	0,11997	0,00479	-0,15885	-0,38349	-0,51232	-0,52026	-0,46250	-0,37421	-0,29764	-0,25277
UNIP	2,77313*	2,63953*	2,20987*	1,99051*	1,76709	1,51564	1,34782	1,24371	1,15159	1,06115	0,98524	0,95093
MAX	8,28297	8,93724	9,19557	9,20385	9,02335	8,75145	8,56493	8,41871	8,21123	7,91318	7,81004	7,76504
MIN	-0,34500	0,07098	0,11997	-0,26095	-0,46678	-0,96022	-1,27110	-1,47271	-1,61274	-1,68971	-1,67407	-1,65100
PRŮM	3,22093	3,36038	3,31643	3,21284	3,08431	2,91929	2,74908	2,60114	2,48475	2,39526	2,32610	2,27298
PX-50	4,49988*	4,80191*	4,65685*	4,66987*	4,49837*	4,37162*	4,19699*	4,01882*	3,93914*	3,9595*	3,97895*	4,00348*
PX D	1,08499	0,74165	0,60347	0,73204	0,75246	0,87245	0,97103	1,02218	1,12356	1,22074	1,27200	1,33375

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P7. Testy heteroskedasticity, F-kritérium a LM-kritérium, týdenní (páteční) a měsíční výnosy, ČR, 1995-2005

	F-kritérium	Pravděpo dobnost	LM- kritérium	Pravděpo dobnost		F- kritérium	Pravděpo dobnost	LM- kritérium	Pravděpo dobnost
CBJ	3,9761	0,0000	37,7678	0,0000	SVDL	4,5954	0,0000	43,0542	0,0000
CEZ	5,5330	0,0000	51,2849	0,0000	SVEG	5,9497	0,0000	54,3852	0,0000
CS	6,7471	0,0000	56,9013	0,0000	SVEN	6,4057	0,0001	58,1155	0,0001
CSR D	5,0436	0,0000	46,8095	0,0000	TABA K	1,1913	0,2937	11,8941	0,2922
IAPS	4,5030	0,0000	41,0190	0,0000	UNIP	2,0997	0,0235	20,5130	0,0248
IPB	2,2015	0,0181	21,1616	0,0200					
KOMB	6,8676	0,0000	62,2946	0,0000	MAX	14,7174	0,6974	116,9081	0,6821
OKD	6,5957	0,0000	59,4838	0,0000	MIN	0,7277	0,0000	7,4528	0,0000
PAR M	3,8791	0,0000	36,5722	0,0001	PRŮM	4,7756	0,0583	42,9802	0,0577
RBAG	0,7277	0,6974	7,4528	0,6821					
SKUH	14,7174	0,0000	116,9081	0,0000	PX-50	5,2916	0,0000	49,2430	0,0000
SPTT	2,6682	0,0034	25,9477	0,0038	PX D	1,7956	0,0602	17,6080	0,0619
SSZL	2,2581	0,0138	22,0790	0,0147					

	F-kritérium	Pravděpo dobnost	LM- kritérium	Pravděpo dobnost		F- kritérium	Pravděpo dobnost	LM- kritérium	Pravděpo dobnost
CBJ	0,8916	0,5436	9,0780	0,5247	SVDL	1,6709	0,0982	15,8843	0,1030
CEZ	2,2367	0,0206	20,4318	0,0254	SVEG	1,3456	0,2171	13,1647	0,2146
CS	2,3587	0,0223	19,6068	0,0332	SVEN	0,9831	0,4631	9,9367	0,4461
CSR D	1,3828	0,1995	13,4780	0,1982	TABA K	0,8465	0,5853	8,6476	0,5658
IAPS	2,3235	0,0216	19,8600	0,0306	UNIP	0,8657	0,5684	8,8909	0,5425
IPB	1,2579	0,2832	12,2281	0,2701					
KOMB	7,5179	0,0000	48,9823	0,0000	MAX	7,5179	0,9732	48,9823	0,9677
OKD	0,4068	0,9405	4,3444	0,9305	MIN	0,3232	0,0000	3,4823	0,0000
PAR M	1,2236	0,2877	12,0823	0,2796	PRŮM	1,6752	0,3303	14,6052	0,3226
RBAG	1,2106	0,3537	11,6297	0,3106					
SKUH	2,1724	0,0253	19,8413	0,0308	PX-50	2,0573	0,0341	19,0529	0,0396
SPTT	1,1360	0,3427	11,3251	0,3328	PX D	2,5600	0,0118	21,2839	0,0192
SSZL	0,3232	0,9732	3,4823	0,9677					

P8. Ljungův-Boxův test, měsíční výnosy, ČR, 1995-2005

	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
CBJ	0,10175	1,77282	3,19790	3,66906	4,32745	5,18056	9,01717	8,62417	11,07382	9,98170	8,65295	8,46231
CEZ	0,00652	0,09862	0,08945	0,24450	1,38176	2,07221	2,51973	3,18690	1,58277	5,24926	5,70994	5,64061
CS	0,53819	1,10048	3,48258	5,61709	3,84243	3,65285	5,29843	3,46746	4,68909	6,10227	7,08522	9,89234
CSR D	0,58697	0,95446	1,53046	2,11560	2,30027	3,35296	3,54391	4,03264	4,22036	4,80774	4,82391	4,55689
IAPS	2,60973	4,57011	5,17520	5,86855	6,65195	5,08006	7,15708	3,62264	5,97537	7,72225	11,37386	8,41789
IPB	0,07542	0,16586	0,16772	0,54416	0,69259	0,56482	0,73608	1,32174	1,44604	1,88318	3,03762	2,41331
KOMB	0,11942	0,92434	1,86183	2,31007	1,95633	2,75278	2,21535	3,56275	2,66915	5,53867	6,22068	7,05217
OKD	0,68668	1,20647	1,92968	1,78026	2,80133	2,99136	2,76575	3,42602	3,62524	4,29141	2,39505	5,36915
PAR M	0,21734	0,54111	0,76249	3,56206	4,86552	5,13225	6,00183	6,58930	6,86973	9,94009	8,99291	10,30332
RBAG	0,80932	1,46364	2,22005	2,21292	2,23544	3,13362	3,63603	5,78075	5,51626	4,20675	6,00424	8,35016
SKUH	0,92020	1,81825	1,93120	2,40996	2,63631	2,50267	2,15660	3,06542	3,00567	3,52788	3,86467	3,81714
SPTT	0,86006	1,06297	1,10097	1,42986	1,54595	2,28908	2,41171	3,24325	3,49216	3,91570	4,17220	5,43277
SSZL	0,33481	0,34868	0,79727	1,70853	1,58356	2,23123	4,71917	6,56321	7,42864	7,83602	10,32106	10,65048
SVDL	0,26929	0,44010	1,37706	1,70111	2,05302	1,71451	2,79556	2,32013	4,17832	5,52286	7,28286	6,44461
SVEG	0,04558	0,17537	0,46277	0,54273	1,40185	1,30948	2,29054	3,22950	4,93505	4,40152	4,20666	3,13802
SVEN	0,00067	0,02717	0,75238	1,06969	0,89646	1,86853	2,42455	1,24365	2,95851	3,69825	4,97335	9,04161
TABA K	0,04473	0,04210	2,85766	3,05051	2,69468	3,65226	3,34562	4,43751	4,11984	5,15040	5,25103	5,62478
UNIP	0,29168	0,33444	1,44802	1,98955	2,16442	4,63483	6,48219	7,79433	6,89391	8,12909	9,33224	8,49137
MAX	2,60973	4,57011	5,17520	5,86855	6,65195	5,18056	9,01717	8,62417	11,07382	9,98170	11,37386	10,65048
MIN	0,00067	0,02717	0,08945	0,24450	0,69259	0,56482	0,73608	1,24365	1,44604	1,88318	2,39505	2,41331
PRŮM	0,47324	0,94706	1,73026	2,32368	2,55729	3,00645	3,86207	4,19508	4,70444	5,66139	6,31669	6,83883
PX-50	0,11453	0,41613	0,39245	0,81629	1,42104	1,56835	1,69561	2,01068	1,17252	4,30630	5,04636	5,43001
PX D	0,14840	0,21961	0,76117	1,16423	2,06749	2,36669	2,16037	1,84742	1,92156	4,33374	4,43028	5,30991

P9. Test poměru rozptylů, měsíční výnosy, ČR, 1995-2005

	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
CBJ	0,61063	-0,32718	-0,00578	0,35959	0,43770	0,50798	0,80705	1,03353	1,19430	1,32427	1,43667	1,51436
CEZ	0,06769	-0,09669	-0,01525	-0,08538	0,04641	0,25133	0,51084	0,72262	0,87130	1,05020	1,19550	1,25823
CS	0,93469	0,81899	0,41992	0,37575	0,37687	0,34002	0,25415	0,17045	0,10752	0,10094	0,08643	0,06266
CSR D	1,12547	1,35817	1,64078	1,77941	1,95949	2,21842*	2,38614*	2,54469*	2,69746*	2,84921*	2,96798*	3,03093*
IAPS	2,15728*	1,67550	1,33538	1,08432	1,06286	1,07252	1,20405	1,38145	1,40299	1,39759	1,38897	1,36355
IPB	-0,15201	0,00550	0,23772	0,63927	0,69466	0,80824	0,97752	1,00978	0,93210	0,93717	1,04083	1,09773
KOMB	0,57391	1,11932	1,07015	1,20312	1,22258	1,32505	1,25789	1,19938	1,11209	1,13946	1,20352	1,22585
OKD	1,11296	1,47238	1,96927*	2,27227*	2,43743*	2,49874*	2,4812*	2,41627*	2,42101*	2,34441*	2,2437*	2,13574*
PAR M	0,71056	0,99044	1,07591	1,49278	1,82475	1,96255*	2,11942*	2,2993*	2,48293*	2,53301*	2,59044*	2,61277*
RBAG	-1,14635	-0,91447	-0,54080	-0,30307	-0,08257	0,20035	0,40721	0,67820	0,91080	1,21993	1,35498	1,30442
SKUH	1,32807	1,64672	1,65183	1,64138	1,79019	1,95372	2,08654*	2,1714*	2,20385*	2,19312*	2,16827*	2,13766*
SPTT	-1,05413	-1,10976	-1,14640	-1,17865	-1,23196	-1,10752	-1,00735	-1,01953	-0,94486	-0,82918	-0,75871	-0,66768
SSZL	1,00562	0,94716	1,16737	1,41091	1,42115	1,34946	1,53806	1,87423	2,23697*	2,45529*	2,75627*	2,95814*
SVDL	1,00600	1,28982	0,83043	0,76762	0,77812	0,84508	0,80856	0,81372	0,90961	1,10231	1,27858	1,39845
SVEG	-0,23761	-0,40126	-0,24981	-0,13725	-0,16618	-0,09137	-0,16631	-0,12793	-0,05839	-0,06539	-0,08841	-0,13000
SVEN	0,00683	0,03073	-0,25885	-0,30561	-0,43601	-0,65011	-0,80062	-0,90914	-0,95804	-1,11449	-1,24538	-1,29972
TABA K	0,43767	0,48143	-0,18691	-0,49612	-0,55905	-0,44990	-0,29517	-0,20285	-0,06088	0,13899	0,30795	0,47091
UNIP	0,86488	0,75554	0,25075	0,01235	-0,25023	-0,17781	0,08839	0,34850	0,57210	0,75188	0,86050	0,85384
MAX	2,15728	1,67550	1,96927	2,27227	2,43743	2,49874	2,48120	2,54469	2,69746	2,84921	2,96798	3,03093
MIN	-1,14635	-1,10976	-1,14640	-1,17865	-1,23196	-1,10752	-1,00735	-1,01953	-0,95804	-1,11449	-1,24538	-1,29972
PRŮM	0,51956	0,54124	0,51365	0,58515	0,62923	0,71426	0,81431	0,91134	1,00183	1,08493	1,15489	1,18488
PX-50	0,61271	0,19703	0,00801	-0,17790	-0,15165	-0,00563	0,17549	0,32665	0,44460	0,64634	0,78964	0,88132
PX D	-0,65646	-0,28881	-0,39162	-0,50658	-0,35326	-0,24039	-0,15659	-0,08825	0,03549	0,27131	0,46828	0,60736

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P10. Ljungův-Boxův test, týdenní (páteční) výnosy, ČR, 1995-2005

	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
CBJ	0,15945	2,02266	1,85761	2,25377	2,41834	2,13863	2,60965	2,91374	4,56802	3,07753	4,72938	5,11319
CEZ	0,12331	0,44601	0,66551	1,25650	1,58658	1,86825	2,19873	3,67859	3,50909	4,35260	4,94384	6,33536
CS	0,77579	1,45564	1,48102	1,18819	1,69894	3,49687	3,11246	4,89609	5,86274	3,89931	7,04891	6,60608
CSRD	4,75078*	5,05727	6,44089	9,64103*	11,14663*	9,82400	12,31613	10,64021	14,39415	13,81532	14,35777	14,90361
IAPS	1,26553	1,53427	1,48468	1,89041	4,10399	4,88564	7,44798	5,49657	11,35710	11,11853	12,04600	10,36814
IPB	1,31306	1,73894	1,67446	2,38369	4,78072	6,19506	4,73362	5,49651	6,18503	11,57492	15,29298	13,24544
KOMB	0,13651	0,12402	0,32255	0,63016	0,99870	1,56959	1,64863	2,40545	2,20433	4,13212	4,98906	4,42763
OKD	2,08689	2,67313	2,56412	3,71174	3,16516	3,39091	4,55032	4,22961	5,04907	7,82895	8,28047	9,47184
PARM	2,74126	3,84496	4,29520	8,20468	6,76748	6,65392	6,39975	7,03247	7,99605	9,71144	7,44962	9,31065
RBAG	0,01765	1,14269	1,28973	1,70190	5,45019	6,54122	6,69561	7,28042	6,87723	7,92138	8,61109	8,05557
SKUH	0,08577	0,11156	0,15242	1,74960	1,58689	1,80801	2,18729	4,59362	4,27576	4,49821	6,17340	5,57409
SPTT	0,27996	0,27684	1,13144	2,46424	2,37643	3,17439	3,64122	6,09562	6,51855	7,99002	7,35801	8,24469
SSZL	0,07758	2,58911	3,65155	4,09044	5,61679	6,69974	6,52625	5,83444	7,02601	7,24506	7,03902	9,07817
SVDL	0,00127	1,34206	1,39352	2,36821	2,29982	3,33977	3,52130	3,71408	4,68514	4,94868	4,59402	6,01484
SVEG	1,69936	2,11028	3,50295	3,80363	4,49564	6,24081	7,20824	9,02676	9,74955	18,32968*	18,80663	16,80579
SVEN	1,56486	2,84740	4,31057	3,72343	3,49205	5,60088	5,06900	7,45641	10,71788	12,68818	13,33028	13,41304
TABAK	0,00006	0,17939	1,32398	1,46114	2,05937	2,49132	2,53410	2,99192	3,93883	5,51660	5,11282	5,69393
UNIP	0,04772	0,54130	0,37998	1,01129	2,39368	3,50886	1,98975	2,80886	2,79395	3,77781	3,97201	4,32329
MAX	4,75078	5,05727	6,44089	9,64103	11,14663	9,82400	12,31613	10,64021	14,39415	18,32968	18,80663	16,80579
MIN	0,00006	0,11156	0,15242	0,63016	0,99870	1,56959	1,64863	2,40545	2,20433	3,07753	3,97201	4,32329
PRŮM	0,95149	1,66875	2,10679	2,97411	3,69097	4,41266	4,68834	5,36619	6,53936	7,91257	8,56307	8,72141
PX-50	3,61333	5,60183	8,00194*	9,43774	8,10176	8,55530	7,30699	10,63672	9,16118	10,71709	10,51654	11,38646
PX D	3,66908	4,84405	4,69543	5,35479	5,26569	5,40164	6,37491	6,50146	5,24798	5,65556	5,59869	7,64547

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P11. Test poměru rozptylů, týdenní (páteční) výnosy, ČR, 1995-2005

	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
CBJ	0,59152	-0,18072	-0,35342	-0,28439	-0,14022	-0,06207	0,00383	-0,08721	-0,18538	-0,23133	-0,23525	-0,27953
CEZ	0,49133	0,77407	0,85511	0,71905	0,77765	0,86292	0,81087	0,80807	0,70513	0,68085	0,67157	0,61720
CS	1,04487	1,17950	1,33623	1,49261	1,58280	1,65437	1,62348	1,53023	1,47551	1,47827	1,42192	1,34805
CSRD	2,71677*	2,77682*	2,65203*	2,7758*	2,93706*	2,94917*	3,07595*	3,18495*	3,21556*	3,24306*	3,22678*	3,28104*
IAPS	1,43261	1,47726	1,06792	0,91546	1,01520	1,06258	1,01086	0,90063	0,87262	0,88168	0,87400	0,85032
IPB	-1,39631	-1,04955	-1,02111	-1,17161	-0,98056	-1,01121	-0,99653	-0,90213	-0,81693	-0,57006	-0,44264	-0,27239
KOMB	0,46017	0,50397	0,43419	0,29448	0,34367	0,37940	0,32971	0,33014	0,38201	0,48782	0,54841	0,61488
OKD	1,77815	1,55152	1,39640	1,33873	1,35291	1,38825	1,50849	1,64318	1,78481	1,78775	1,80874	1,87532
PARM	2,15641*	2,35916*	2,57562*	3,00326*	3,13553*	3,14929*	3,13272*	3,07004*	3,07819*	3,06479*	3,07543*	3,04005*
RBAG	0,32204	-0,44788	-0,38273	-0,35912	-0,73289	-1,04916	-1,29825	-1,39432	-1,42699	-1,45669	-1,46378	-1,44903
SKUH	0,19117	0,24839	0,25133	0,33868	0,31544	0,27600	0,28789	0,39508	0,50293	0,58469	0,67913	0,76828
SPTT	0,64988	0,62938	0,87515	0,70193	0,59219	0,65417	0,60536	0,42979	0,32539	0,18817	0,11857	0,09564
SSZL	-0,30675	-1,32740	-1,23176	-1,33264	-1,14874	-0,87793	-0,63696	-0,46167	-0,39257	-0,30559	-0,23034	-0,15542
SVDL	0,01312	0,55599	0,83465	1,06687	1,30154	1,32080	1,34726	1,30159	1,23215	1,15526	1,14989	1,12671
SVEG	1,59747	1,52537	1,00476	0,90791	0,89047	0,77805	0,65640	0,42296	0,17503	0,05086	0,05431	0,08212
SVEN	1,47719	0,92936	0,90451	0,74390	0,51824	0,47995	0,51443	0,54308	0,53196	0,43701	0,36637	0,32316
TABAK	0,08639	0,37745	0,02650	-0,07738	-0,23509	-0,21668	-0,22931	-0,16878	-0,21382	-0,31696	-0,36962	-0,36988
UNIP	-0,21441	0,12900	0,29307	0,20051	0,30943	0,46993	0,61485	0,70257	0,71678	0,71796	0,70401	0,65849
MAX	2,71677	2,77682	2,65203	3,00326	3,13553	3,14929	3,13272	3,18495	3,21556	3,24306	3,22678	3,28104
MIN	-1,39631	-1,32740	-1,23176	-1,33264	-1,14874	-1,04916	-1,29825	-1,39432	-1,42699	-1,45669	-1,46378	-1,44903
PRŮM	0,72731	0,66732	0,63991	0,62634	0,65748	0,67821	0,68673	0,68046	0,66458	0,65986	0,66431	0,67528
PX-50	2,58558*	3,17063*	3,55479*	3,49237*	3,5499*	3,62223*	3,51256*	3,34914*	3,10774*	2,901*	2,71608*	2,5339*
PX D	2,60754*	2,89609*	3,0209*	2,95171*	2,78181*	2,63535*	2,44493*	2,3218*	2,23824*	2,12881*	2,07384*	1,96325*

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P12. Test poměru rozptylů, denní výnosy, ČR, 1995-2000

	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
CBJ	2,55075*	2,712*	2,72345*	2,56018*	2,50557*	2,25915*	1,89238	1,55221	1,30667	1,02630	0,81852	0,67550
CEZ	3,22011*	3,61077*	3,27977*	2,90008*	2,48022*	2,0771*	1,79618	1,52908	1,30630	1,23527	1,24005	1,23464
CS	1,61627	1,57697	1,43516	1,27937	1,28914	1,31143	1,23420	1,11605	1,07373	1,10411	1,12008	1,14816
CSR D	2,33129*	2,47235*	2,61489*	2,62378*	2,43981*	2,14205*	1,94202	1,92783	2,0227*	2,05646*	2,08104*	2,06374*
IAPS	0,91403	1,99345*	2,27817*	2,37916*	2,323*	2,14714*	1,94841	1,86691	1,83071	1,78395	1,78826	1,79859
IPB	1,74391	1,28037	0,64099	0,06156	-0,45216	-0,96022	-1,27110	-1,47271	-1,61274	-1,68971	-1,67407	-1,65100
KOMB	3,23872*	3,36174*	3,25634*	3,08401*	2,82974*	2,60309*	2,39021*	2,15484*	1,92976	1,81720	1,72966	1,67597
OKD	7,56416*	7,7734*	7,91052*	7,74805*	7,56281*	7,35234*	7,24606*	7,21222*	7,13373*	6,95467*	6,78398*	6,57603*
PARM	3,46409*	3,9536*	4,54673*	4,82418*	5,02864*	4,98871*	4,86676*	4,78344*	4,77096*	4,75164*	4,69486*	4,65426*
SKUH	4,35424*	4,36498*	4,16348*	4,16603*	4,01977*	3,91208*	3,66112*	3,36653*	3,13804*	2,97816*	2,86283*	2,82782*
SPTT	1,90030	1,68509	1,51842	1,29553	0,87967	0,51372	0,13369	-0,07873	-0,23282	-0,24855	-0,19835	-0,15531
SSZL	3,5683*	3,60288*	3,75257*	3,44244*	3,0358*	2,78047*	2,52571*	2,25887*	2,00503*	1,78410	1,59729	1,47239
SVDL	2,38776*	2,42979*	2,0884*	1,95784	1,74213	1,46593	1,23182	1,04278	0,91901	0,90038	0,87423	0,85233
SVEG	3,99627*	3,84942*	3,94252*	3,88887*	4,17879*	4,30534*	4,20743*	4,02531*	3,92302*	3,91074*	3,88161*	3,80358*
SVEN	2,62089*	3,64884*	4,22724*	4,40476*	4,47782*	4,41458*	4,32696*	4,27469*	4,17901*	4,09102*	3,97251*	3,86713*
TABAK	-0,53713	0,10031	0,23836	0,28746	0,17525	-0,02758	-0,18190	-0,18387	-0,18490	-0,07890	0,01558	0,11400
UNIP	1,75806	1,36067	0,91006	0,77520	0,55324	0,28909	0,12382	0,11540	0,10151	0,06420	0,02552	0,02520
MAX	7,56416	7,77340	7,91052	7,74805	7,56281	7,35234	7,24606	7,21222	7,13373	6,95467	6,78398	6,57603
MIN	-0,53713	0,10031	0,23836	0,06156	-0,45216	-0,96022	-1,27110	-1,47271	-1,61274	-1,68971	-1,67407	-1,65100
PRŮM	2,74659	2,92804	2,91336	2,80462	2,65113	2,44555	2,23963	2,08770	1,97704	1,90830	1,85962	1,82253
PX-5U	5,02023*	5,58912*	5,65346*	5,67744*	5,46295*	5,14501*	4,80129*	4,56834*	4,38406*	4,37714*	4,41878*	4,45101*
PX D	0,96941	0,69822	0,87764	1,01186	1,03780	1,04164	1,06081	1,14978	1,20327	1,35082	1,49402	1,59455

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P13. Test poměru rozptylů, denní výnosy, ČR, 2000-2005

	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
CBJ	1,34010	1,00769	1,09338	0,98937	0,86973	0,72809	0,57050	0,52992	0,58094	0,56743	0,51117	0,45843
CEZ	0,43796	-0,04802	-0,26630	-0,27799	-0,32175	-0,29018	-0,22265	-0,16264	-0,05425	0,06665	0,03930	0,04339
CS	0,96235	0,87244	0,83897	0,84655	0,84854	0,80321	0,71203	0,47021	0,24042	0,02648	-0,16074	-0,32296
CSR D	1,40714	0,82769	0,84847	0,96449	1,08896	1,28532	1,52297	1,68572	1,81762	1,93479	2,06419*	2,17533*
IAPS	1,67373	1,84858	2,47257*	2,86297*	3,05395*	3,17376*	3,22814*	3,25465*	3,24767*	3,21958*	3,1793*	3,11791*
KOMB	2,00366*	1,53069	0,84220	0,80167	0,60776	0,60255	0,61787	0,63531	0,69058	0,73095	0,72207	0,71695
OKD	3,4803*	4,38405*	4,67235*	4,99733*	4,97136*	4,79458*	4,59043*	4,31717*	4,00251*	3,68324*	3,4348*	3,25513*
PARM	4,42501*	5,45155*	5,9911*	6,39213*	6,71048*	6,77702*	6,79472*	6,81248*	6,91753*	6,93576*	6,9437*	6,92974*
RBAG	1,42225	0,84670	0,15162	-0,26095	-0,46678	-0,52248	-0,55070	-0,53981	-0,71947	-0,90889	-1,01595	-1,05847
SKUH	1,92950	1,71102	1,66286	1,53343	1,52930	1,33405	1,14181	0,91310	0,70147	0,60462	0,53072	0,42444
SPTT	0,67120	0,41656	0,40430	0,59496	0,70133	0,86934	0,92219	0,84923	0,78173	0,69974	0,66325	0,64910
SSZL	2,94095*	2,88097*	2,66096*	2,57144*	2,34416*	2,15739*	2,00911*	1,85905	1,65633	1,44316	1,15341	0,86605
SVDL	3,44414*	3,77261*	3,63456*	3,51052*	3,51469*	3,63091*	3,65011*	3,61357*	3,55736*	3,47782*	3,46843*	3,5063*
SVEG	4,00355*	4,50211*	4,29102*	4,01795*	3,92941*	3,86654*	3,80249*	3,62499*	3,46137*	3,32816*	3,21362*	3,08029*
SVEN	3,03082*	2,97603*	3,04123*	2,95566*	2,87048*	2,80945*	2,75367*	2,61864*	2,54239*	2,4813*	2,42456*	2,3722*
TABAK	0,12575	0,02909	-0,04694	-0,26239	-0,37987	-0,49234	-0,51595	-0,51687	-0,42448	-0,40401	-0,38632	-0,42179
UNIP	2,10315*	2,23523*	2,03513*	1,85777	1,74232	1,62338	1,53372	1,40581	1,29662	1,20700	1,13580	1,08795
MAX	4,42501	5,45155	5,99110	6,39213	6,71048	6,77702	6,79472	6,81248	6,91753	6,93576	6,94370	6,92974
MIN	0,12575	-0,04802	-0,26630	-0,27799	-0,46678	-0,52248	-0,55070	-0,53981	-0,71947	-0,90889	-1,01595	-1,05847
PRŮM	2,08244	2,07323	2,01926	2,00558	1,97730	1,95003	1,91532	1,84533	1,78214	1,71140	1,64243	1,58118
PX-5U	1,09660	0,94325	0,66927	0,67918	0,66234	0,81865	0,92907	0,92638	1,01396	1,05641	1,04313	1,04089
PX D	0,70418	0,48740	0,19544	0,27262	0,28976	0,44308	0,56065	0,58661	0,69272	0,72962	0,71005	0,72401

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P14. Test poměru rozptylů, týdenní (pondělní) výnosy, ČR, 1995-2000

	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
CBJ	-0,46205	-0,54375	-0,69517	-0,53823	-0,40694	-0,32727	-0,29014	-0,35036	-0,40794	-0,46807	-0,50742	-0,54475
CEZ	-0,29725	0,25703	0,42161	0,39724	0,49955	0,47910	0,50128	0,47635	0,37707	0,32917	0,30181	0,20739
CS	0,44190	0,56050	0,63566	0,74442	0,97567	1,02330	0,99464	0,95678	0,94296	0,96448	0,92340	0,87587
CSRD	1,30690	1,31004	1,07324	0,92006	1,02787	1,07796	1,17157	1,24126	1,18988	1,08396	0,99906	0,95540
IAPS	0,84545	0,90617	0,70933	0,71687	0,90670	0,89297	0,81098	0,70450	0,72736	0,71855	0,71468	0,71470
IPB	-3,29858*	-2,56445*	-2,1124*	-2,11668*	-1,88173	-1,81565	-1,70133	-1,53902	-1,43249	-1,26752	-1,12815	-0,96175
KOMB	0,10561	0,23433	0,23795	0,07990	0,17118	0,20605	0,16377	0,17116	0,22545	0,34825	0,45793	0,55007
OKD	2,2508*	1,83945	1,39672	1,22254	1,21943	1,29679	1,40638	1,46831	1,51183	1,46091	1,43346	1,46087
PARM	2,07769*	1,95408	2,2586*	2,38163*	2,36177*	2,24136*	1,95617	1,63422	1,45971	1,35080	1,27625	1,18964
SKUH	0,20494	0,33660	0,43439	0,70570	0,70350	0,72937	0,84272	0,97271	1,15300	1,23518	1,33548	1,43496
SPTT	-1,60015	-1,12745	-0,59809	-0,63875	-0,36554	-0,31134	-0,30783	-0,29863	-0,29995	-0,22823	-0,25787	-0,31799
SSZL	-0,41963	-0,77240	-0,84452	-0,88856	-0,67426	-0,44949	-0,27687	-0,14056	-0,07625	-0,08178	-0,05769	-0,08308
SVDL	0,27234	0,51300	1,16585	1,23678	1,20489	1,02923	0,96730	0,93317	0,88398	0,87683	0,88139	0,81957
SVEG	1,01311	1,04612	0,41702	0,36801	0,33057	0,29836	0,25571	0,01849	-0,16994	-0,28840	-0,25490	-0,17005
SVEN	1,38555	1,16494	0,98558	0,75115	0,53734	0,42185	0,40837	0,42042	0,39786	0,37646	0,33562	0,32073
TABAK	-0,60244	0,18955	0,05579	0,15699	0,20808	0,26642	0,34668	0,35130	0,35329	0,29228	0,20553	0,19359
UNIP	-1,73886	-1,13504	-0,94830	-0,72736	-0,59609	-0,43638	-0,29117	-0,29876	-0,22705	-0,13330	-0,06319	-0,10837
MAX	2,71677	2,77682	2,65203	3,00326	3,13553	3,14929	3,13272	3,18495	3,21556	3,24306	3,22678	3,28104
MIN	-1,39631	-1,32740	-1,23176	-1,33264	-1,14874	-1,04916	-1,29825	-1,39432	-1,42699	-1,45669	-1,46378	-1,44903
PRŮM	0,72731	0,66732	0,63991	0,62634	0,65748	0,67821	0,68673	0,68046	0,66458	0,65986	0,66431	0,67528
PX-50	0,74268	1,58292	2,01515*	2,00821*	2,2442*	2,30746*	2,29907*	2,22999*	2,09483*	1,97218*	1,86006	1,68196
PX D	1,16616	1,44198	1,53739	1,64110	1,71652	1,59866	1,59210	1,62357	1,71298	1,79893	1,91500	1,74962

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P15. Test poměru rozptylů, týdenní (pondělní) výnosy, ČR, 2000-2005

	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
CBJ	0,29100	0,44607	0,39827	0,29675	0,05519	-0,15264	-0,26056	-0,34085	-0,35045	-0,33712	-0,35217	-0,39729
CEZ	-0,50619	-0,04020	0,02265	0,09994	0,18279	0,22475	0,15028	0,20748	0,23657	0,20741	0,25328	0,29113
CS	-0,03137	-0,77852	-0,70885	-0,56342	-0,75624	-0,89073	-0,87471	-0,87583	-0,90111	-0,95254	-0,95628	-0,81647
CSRD	1,43792	1,60137	1,52523	1,78228	1,91079	1,87824	1,85697	1,92924	1,98512*	1,97865*	2,01186*	2,11682*
IAPS	1,01502	0,65651	-0,01158	-0,38212	-0,64952	-0,82048	-0,92804	-0,93171	-0,92189	-0,89261	-0,83683	-0,82141
KOMB	0,60051	0,37202	-0,04323	-0,36529	-0,57619	-0,64770	-0,72434	-0,81393	-0,80577	-0,77503	-0,78425	-0,82737
OKD	0,50510	0,54463	0,35323	0,30655	0,28054	0,11733	0,07739	0,17713	0,29993	0,34143	0,41945	0,52532
PARM	2,46011*	2,78227*	3,00103*	3,3653*	3,55097*	3,62218*	3,69787*	3,71569*	3,75462*	3,64828*	3,40538*	3,25454*
RBAG	0,31636	-0,67164	-0,87119	-1,07422	-1,39322	-1,68394	-1,83992	-1,71429	-1,65986	-1,66840	-1,65924	-1,64323
SKUH	-0,00813	-0,49733	-0,89952	-1,17579	-1,16757	-1,30273	-1,45951	-1,49180	-1,47034	-1,40414	-1,34866	-1,32751
SPTT	0,81746	0,65176	0,53318	0,33720	0,30447	0,34555	0,29700	0,15408	0,03847	-0,08929	-0,11453	-0,11338
SSZL	0,16758	-1,30367	-1,65394	-1,75905	-1,75214	-1,58852	-1,45245	-1,45729	-1,41393	-1,44200	-1,38627	-1,26476
SVDL	0,68518	0,82859	1,01289	1,17289	1,27249	1,23810	1,16849	1,05214	0,91335	0,75808	0,59239	0,43226
SVEG	1,18935	0,64796	0,34585	0,53657	0,68863	0,68937	0,53135	0,41931	0,33250	0,28513	0,31261	0,36674
SVEN	0,64126	0,56582	0,55075	0,54376	0,34710	0,31557	0,29615	0,27009	0,19980	0,12462	0,12439	0,15565
TABAK	0,35091	0,30613	-0,19498	-0,48718	-0,69330	-0,80199	-0,89843	-0,90481	-0,91357	-0,97987	-0,99272	-0,98722
UNIP	-0,25633	-0,38479	-0,26470	-0,25877	-0,10230	-0,03108	0,01014	0,11419	0,19986	0,18352	0,19588	0,16957
MAX	2,71677	2,77682	2,65203	3,00326	3,13553	3,14929	3,13272	3,18495	3,21556	3,24306	3,22678	3,28104
MIN	-1,39631	-1,32740	-1,23176	-1,33264	-1,14874	-1,04916	-1,29825	-1,39432	-1,42699	-1,45669	-1,46378	-1,44903
PRŮM	0,72731	0,66732	0,63991	0,62634	0,65748	0,67821	0,68673	0,68046	0,66458	0,65986	0,66431	0,67528
PX-50	0,67838	0,73586	0,79555	0,84275	0,82869	0,81863	0,74692	0,72358	0,71997	0,66697	0,66036	0,65716
PX D	0,60381	0,64383	0,69666	0,75438	0,76435	0,71954	0,60467	0,52939	0,50606	0,44356	0,42464	0,40904

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P16. Test poměru rozptylů, měsíční výnosy, ČR, 1995-2000

	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
CBJ	0,54696	-0,31995	-0,13013	0,27324	0,32142	0,28234	0,46688	0,55111	0,51909	0,47665	0,49171	0,44641
CEZ	0,20750	-0,46226	-0,69092	-0,63421	-0,58393	-0,36842	-0,13999	0,03782	0,13060	0,21398	0,26118	0,18483
CS	1,01089	0,90080	0,49416	0,45864	0,46486	0,43294	0,34505	0,25689	0,19211	0,18352	0,17011	0,14020
CSR D	0,20265	-0,04495	-0,41858	-0,76375	-0,97714	-1,00302	-0,99596	-0,93798	-0,84711	-0,77727	-0,72665	-0,78368
IAPS	1,84765	1,40059	1,09271	0,97261	1,04929	1,09722	1,28753	1,50374	1,54576	1,53946	1,53048	1,53205
IPB	-0,15201	0,00550	0,23772	0,63927	0,69466	0,80824	0,97752	1,00978	0,93210	0,93717	1,04083	1,09773
KOMB	0,81022	1,45022	1,38199	1,62989	1,66365	1,80909	1,80241	1,78041	1,71618	1,74180	1,78288	1,79163
OKD	1,34188	1,21549	1,54335	1,86837	1,98248*	2,21115*	2,30883*	2,34578*	2,43977*	2,3437*	2,19298*	2,02294*
PARM	-0,27893	-0,31595	-0,50017	-0,34580	-0,18974	-0,10934	0,09501	0,39039	0,69134	0,77712	0,85564	0,85941
SKUH	2,64192*	2,60222*	2,41477*	2,25328*	2,39328*	2,54648*	2,66633*	2,66917*	2,57776*	2,42681*	2,30709*	2,17799*
SPTT	0,02445	-0,12291	-0,66583	-1,30059	-1,80464	-1,9709*	-1,92223	-1,83611	-1,70154	-1,52942	-1,48054	-1,47049
SSZL	0,76086	0,54503	0,49533	0,43636	0,02260	-0,36920	-0,43516	-0,18320	0,12920	0,27317	0,55465	0,78949
SVDL	-0,40784	0,46952	-0,12658	-0,28805	-0,38970	-0,32822	-0,35936	-0,30157	-0,43880	-0,64727	-0,73017	-0,80836
SVEG	-0,20345	-0,20505	-0,15776	-0,00913	0,06221	0,19567	0,15443	0,16676	0,24258	0,27508	0,19403	0,04833
SVEN	0,08107	0,14659	0,02692	0,17665	0,12966	-0,11815	-0,32154	-0,48415	-0,59101	-0,78932	-0,96661	-1,11450
TABAK	1,22231	0,91078	0,19115	-0,24225	-0,28692	-0,16109	0,05438	0,14348	0,34523	0,52887	0,64179	0,70561
UNIP	0,92979	0,82434	0,43531	0,27573	-0,08294	-0,24368	-0,21257	0,00567	0,18760	0,36854	0,62349	0,70318
MAX	2,15728	1,67550	1,96927	2,27227	2,43743	2,49874	2,48120	2,54469	2,69746	2,84921	2,96798	3,03093
MIN	-1,14635	-1,10976	-1,14640	-1,17865	-1,23196	-1,10752	-1,00735	-1,01953	-0,95804	-1,11449	-1,24538	-1,29972
PRŮM	0,51956	0,54124	0,51365	0,58515	0,62923	0,71426	0,81431	0,91134	1,00183	1,08493	1,15489	1,18488
PX-50	1,13522	0,50226	-0,10259	-0,46690	-0,69944	-0,69430	-0,55097	-0,39019	-0,26831	-0,10867	-0,02597	-0,03711
PX D	-0,44815	0,36910	-0,20181	-0,66319	-0,90885	-1,06148	-1,09466	-0,98584	-0,47241	0,37892	1,29991	2,08705*

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P17. Test poměru rozptylů, měsíční výnosy, ČR, 2000-2005

	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
CBJ	-0,31713	-0,97904	-0,70926	-0,72103	-0,77191	-0,87987	-0,97106	-1,03374	-0,96745	-0,95284	-0,98308	-0,93695
CEZ	-0,06757	0,19547	0,52168	0,37335	0,41618	0,49607	0,72006	0,92569	1,16238	1,45074	1,71207	1,90583
CSR D	1,02844	1,35452	1,93771	2,25183*	2,68551*	3,03629*	3,23546*	3,34699*	3,42921*	3,44127*	3,48041*	3,48463*
IAPS	-1,69315	-1,89828	-1,56153	-1,02099	-0,96554	-0,74089	-0,55766	-0,30652	-0,28197	0,12151	0,45155	0,90670
KOMB	-0,48830	-0,65632	-0,61546	-0,92736	-0,98689	-1,15252	-1,25011	-1,24147	-1,32211	-1,18839	-1,08458	-1,04885
OKD	-0,69410	0,08126	0,61672	0,81900	1,12964	1,15849	1,23058	1,21787	1,22246	1,27852	1,38679	1,39533
PARM	1,61163	1,51613	1,20768	1,08101	1,19290	1,22364	1,17153	1,09838	1,05290	0,97394	0,95468	0,98156
RBAG	-1,14635	-0,91447	-0,54080	-0,30307	-0,08257	0,20035	0,40721	0,67820	0,91080	1,21993	1,35498	1,30442
SKUH	-1,68448	-1,18008	-0,96606	-0,74745	-0,89599	-0,85111	-0,82848	-0,84501	-0,81014	-0,75380	-0,66108	-0,66977
SPTT	-1,17247	-1,23344	-1,16776	-0,97837	-1,01955	-0,77507	-0,65740	-0,71895	-0,71869	-0,67558	-0,64974	-0,57297
SSZL	-1,49232	-1,51799	-0,99906	-0,75904	-0,44022	-0,45468	-0,37284	-0,42192	-0,44350	-0,46007	-0,43274	-0,50519
SVDL	0,87031	0,33788	-0,38671	-0,74911	-0,87544	-0,79158	-0,64862	-0,62756	-0,50750	-0,29805	-0,09553	-0,06203
SVEG	-0,29438	-0,48719	-0,03957	0,01469	-0,16790	-0,16387	-0,19902	-0,25874	-0,23017	-0,21693	-0,14816	-0,02217
SVEN	-0,58949	-0,23509	-0,23801	-0,40113	-0,60665	-0,71456	-0,75127	-0,70743	-0,66871	-0,69944	-0,69051	-0,62821
TABAK	-0,30351	-0,07825	-0,47946	-0,60378	-0,78528	-0,80018	-0,76718	-0,77947	-0,85677	-0,85150	-0,78175	-0,66445
UNIP	0,21641	0,25229	-0,03510	-0,16361	-0,21659	-0,03689	0,24961	0,47706	0,72671	0,94747	1,05590	1,13336
MAX	2,15728	1,67550	1,96927	2,27227	2,43743	2,49874	2,48120	2,54469	2,69746	2,84921	2,96798	3,03093
MIN	-1,14635	-1,10976	-1,14640	-1,17865	-1,23196	-1,10752	-1,00735	-1,01953	-0,95804	-1,11449	-1,24538	-1,29972
PRŮM	0,51956	0,54124	0,51365	0,58515	0,62923	0,71426	0,81431	0,91134	1,00183	1,08493	1,15489	1,18488
PX-50	-0,11032	-0,10639	0,12494	0,17507	0,18672	0,39193	0,58187	0,67785	0,76762	0,95110	1,12742	1,26938
PX D	-0,23667	-0,25562	-0,13423	-0,11272	-0,00724	0,18598	0,33351	0,38316	0,42738	0,55781	0,69583	0,80773

* Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině

P18. Ljungův-Boxův test, denní výnosy, středoevropské trhy, 1995-2005

POL	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
WIG20	9,7185*	11,7725*	11,0703*	11,4068*	12,9117*	14,8435*	14,844*	15,7973*	16,8751	17,4715	17,8870	17,6989
MAX	10,0199	12,4783	13,5284	12,8767	18,3878	21,5939	19,6705	21,2369	24,0913	18,8995	25,7655	29,6326
MIN	0,0003	0,2194	0,9902	1,1903	1,3605	1,5272	2,5519	2,4137	2,7307	2,8922	3,4821	3,1851
MEDIÁN	1,9935	2,5834	2,9197	3,4920	3,6822	4,1021	5,3603	5,2815	7,0082	7,4074	7,1779	7,8945
ZAMITNUTI	7 / 20	6 / 20	4 / 20	4 / 20	3 / 20	3 / 20	3 / 20	1 / 20	1 / 20	1 / 20	1 / 20	1 / 20

MAĎ	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
BUX	1,7663	3,3969	5,9086	7,7675	6,0070	7,5228	8,3666	7,9200	8,1442	9,2503	7,3270	9,0235
MAX	6,3887	11,8392	14,0611	14,0158	12,6271	16,5191	16,9666	17,0129	18,3081	14,2280	16,5631	19,9910
MIN	0,0092	0,1586	0,3085	0,4557	1,5933	2,4155	3,0976	3,2144	3,9783	4,0875	4,1174	4,3297
MEDIÁN	1,3407	2,8780	3,9614	4,5155	5,4453	6,9862	8,0841	7,9367	8,2414	9,2711	10,0693	10,5459
ZAMITNUTI	1 / 12	2 / 12	2 / 12	1 / 12	1 / 12	1 / 12	3 / 12	1 / 12	1 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12

SLO	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
SBI20	25,5356*	33,8883*	43,1685*	49,4942*	63,2783*	56,9745*	56,0181*	69,5423*	68,9721*	63,4608*	62,0067*	53,7062*
MAX	22,7993	216,8357	198,3051	196,8617	153,6579	99,4756	87,8458	87,6384	113,2598	151,2320	268,2549	266,0172
MIN	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002	0,0004	0,0008	0,0014	0,0017
MEDIÁN	5,3284	30,7080	31,8275	32,4884	30,9786	27,6241	27,2462	24,3284	29,7085	31,6486	47,3853	49,2244
ZAMITNUTI	8 / 15	11 / 15	11 / 15	11 / 15	10 / 15	10 / 15	10 / 15	8 / 15	9 / 15	9 / 15	10 / 15	10 / 15

ČR	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
PX50	12,7017*	14,7512*	15,101*	16,3352*	15,1859*	16,1137*	17,2539*	17,5515*	19,0094*	21,3978*	20,5202*	20,3550
MAX	45,0008	53,3164	64,2852	65,2587	62,0901	60,6110	71,4916	74,5009	73,3247	77,5681	79,0414	65,1764
MIN	0,0868	0,5548	0,6346	1,1322	1,6713	2,6671	2,6628	3,5115	3,9146	4,1549	4,4426	3,9217
MEDIÁN	10,1353	13,4605	16,9720	18,1361	19,3659	19,8056	22,7862	23,2439	24,9067	26,1762	26,9479	27,2193
ZAMITNUTI	13 / 18	13 / 18	12 / 18	12 / 18	11 / 18	11 / 18	11 / 18	10 / 18	10 / 18	11 / 18	10 / 18	9 / 18

P19. Test poměru rozptylů, denní výnosy, středoevropské trhy, 1995-2005

POL	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
WIG20	3,7258*	3,599*	3,3031*	3,0433*	2,7792*	2,4518*	2,1531*	1,9841*	1,8932	1,8952	1,9331	1,9588
MAX	3,8201	3,8202	3,7138	3,5447	3,3076	3,1058	2,7694	2,5882	2,4817	2,3707	2,3109	2,2620
MIN	-0,3553	-0,6239	-1,1697	-1,5102	-1,4045	-1,3396	-1,3178	-1,3187	-1,2844	-1,2538	-1,2862	-1,3267
MEDIÁN	1,6473	1,8342	1,5573	1,4328	1,2531	1,0988	0,9268	0,7938	0,7337	0,6969	0,7121	0,6829
ZAMITNUTI	9 / 20	9 / 20	8 / 20	9 / 20	8 / 20	7 / 20	4 / 20	4 / 20	3 / 20	3 / 20	3 / 20	2 / 20

MAĎ	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
BUX	1,4494	1,6843	1,2855	1,1562	1,0416	0,9086	0,7759	0,7237	0,7140	0,7771	0,8641	1,0060
MAX	1,9991	2,1704	1,7447	1,4179	1,3928	1,4013	1,2703	1,2494	1,1565	1,2123	1,3071	1,3965
MIN	-2,7764	-2,8843	-2,9674	-2,8191	-2,6133	-2,5029	-2,3941	-2,3213	-2,2443	-2,1438	-2,1049	-2,0424
MEDIÁN	0,3301	0,4230	0,2529	0,2230	0,1997	0,1569	0,0842	0,0385	-0,0050	-0,0001	0,0242	0,0807
ZAMITNUTI	2 / 12	3 / 12	1 / 12	1 / 12	1 / 12	1 / 12	1 / 12	1 / 12	1 / 12	1 / 12	1 / 12	1 / 12

SLO	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
SBI20	5,404*	4,5458*	3,9901*	3,7038*	3,5557*	3,4964*	3,5922*	3,7466*	3,8921*	4,0435*	4,1432*	4,1551*
MAX	3,6644	3,7064	3,2199	2,7808	2,4549	2,2418	2,0857	2,0901	2,0709	2,0554	2,0227	2,0246
MIN	-5,9537	-6,0937	-6,1625	-5,8726	-5,7498	-5,5381	-5,4468	-5,3208	-5,1584	-4,9153	-4,7531	-4,6130
MEDIÁN	-0,9473	-0,9401	-1,0799	-1,1766	-1,2163	-1,2692	-1,3127	-1,3171	-1,2811	-1,2283	-1,1867	-1,1460
ZAMITNUTI	8 / 15	8 / 15	8 / 15	8 / 15	8 / 15	9 / 15	9 / 15	8 / 15	7 / 15	7 / 15	7 / 15	7 / 15

ČR	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
PX50	4,4999*	4,8019*	4,6569*	4,6699*	4,4984*	4,3716*	4,197*	4,0188*	3,9391*	3,9595*	3,9789*	4,0035*
MAX	8,2830	8,9372	9,1956	9,2039	9,0234	8,7515	8,5649	8,4187	8,2112	7,9132	7,8100	7,7650
MIN	-0,3450	0,0710	0,1200	-0,2610	-0,4668	-0,9602	-1,2711	-1,4727	-1,6127	-1,6897	-1,6741	-1,6510
MEDIÁN	3,2209	3,3604	3,3164	3,2128	3,0843	2,9193	2,7491	2,6011	2,4848	2,3953	2,3261	2,2730
ZAMITNUTI	12 / 18	13 / 18	13 / 18	13 / 18	11 / 18	11 / 18	11 / 18	10 / 18	10 / 18	9 / 18	9 / 18	8 / 18

* Hodnota testového kritéria u daného akciového indexu je statisticky významná na 5% hladině

P20. Ljungův-Boxův test, měsíční výnosy, středoevropské trhy, 1995-2005

POL	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
WIG20	0,9773	1,4289	1,0470	2,9190	3,2553	2,9550	4,3266	6,1104	4,3063	6,8875	9,0254	7,6238
MAX	2,2089	3,9264	4,0526	5,1231	6,9936	12,6536	9,2245	14,2921	9,8242	14,6075	17,1768	14,4060
MIN	0,0011	0,0290	0,2527	0,5232	0,7080	0,4452	0,9868	1,1562	2,0016	2,8052	2,4971	2,3614
MEDIÁN	0,2531	1,2268	1,5613	1,9383	2,7863	3,3280	3,9715	4,7121	5,3134	5,7378	6,0931	6,7027
ZAMÍTNUTÍ	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	1 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20

MAĎ	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
BUX	0,1420	1,9675	1,5534	2,6442	2,6953	2,0189	4,5212	4,6249	5,3024	5,7745	5,4255	5,4014
MAX	1,1198	3,3427	4,1177	4,9606	4,5512	5,9283	5,8939	6,3418	9,8788	9,7316	9,4775	13,2107
MIN	0,0071	0,2411	0,1736	0,3651	0,4458	0,3123	1,5105	1,9130	2,3292	2,6547	2,6811	2,9410
MEDIÁN	0,2523	1,0469	1,7205	2,3050	2,6219	3,1726	4,0886	4,4559	5,4362	5,5871	6,1555	7,4506
ZAMÍTNUTÍ	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12

SLO	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
SBI20	0,2983	0,8521	2,2339	2,9158	4,1513	2,7588	4,9387	5,9018	3,9634	4,8473	9,7937	10,4190
MAX	3,8450	4,4182	6,4061	6,2050	6,9230	7,1015	6,3305	11,6219	12,5359	10,8773	11,8072	11,6880
MIN	0,0118	0,0583	0,2694	0,2843	0,4257	0,7707	1,3724	1,7576	2,3573	2,6062	2,7505	3,0018
MEDIÁN	0,2181	0,4952	1,0420	1,4787	2,0545	2,5065	3,3655	4,1196	4,2231	5,3864	5,1947	6,7106
ZAMÍTNUTÍ	1 / 15	0 / 15	0 / 15	0 / 15	0 / 15	0 / 15	0 / 15	0 / 15	0 / 15	0 / 15	0 / 15	0 / 15

ČR	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
PX50	0,1145	0,4161	0,3925	0,8163	1,4210	1,5684	1,6956	2,0107	1,1725	4,3063	5,0464	5,4300
MAX	2,6097	4,5701	5,1752	5,8686	6,6520	5,1806	9,0172	8,6242	11,0738	9,9817	11,3739	10,6505
MIN	0,0007	0,0272	0,0895	0,2445	0,6926	0,5648	0,7361	1,2437	1,4460	1,8832	2,3951	2,4133
MEDIÁN	0,4732	0,9471	1,7303	2,3237	2,5573	3,0065	3,8621	4,1951	4,7044	5,6614	6,3167	6,8388
ZAMÍTNUTÍ	0 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18

P21. Test poměru rozptylů, měsíční výnosy, středoevropské trhy, 1995-2005

POL	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
WIG20	0,9773	1,4289	1,0470	2,9190	3,2553	2,9550	4,3266	6,1104	4,3063	6,8875	9,0254	7,6238
MAX	2,2089	3,9264	4,0526	5,1231	6,9936	12,6536	9,2245	14,2921	9,8242	14,6075	17,1768	14,4060
MIN	0,0011	0,0290	0,2527	0,5232	0,7080	0,4452	0,9868	1,1562	2,0016	2,8052	2,4971	2,3614
MEDIÁN	0,2531	1,2268	1,5613	1,9383	2,7863	3,3280	3,9715	4,7121	5,3134	5,7378	6,0931	6,7027
ZAMÍTNUTÍ	1 / 20	1 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	1 / 20	1 / 20	1 / 20	1 / 20	1 / 20

MAĎ	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
BUX	0,6635	-0,1246	-0,0952	-0,0391	0,1394	0,2755	0,5364	0,6959	0,8645	1,0333	1,1466	1,2682
MAX	2,4215	2,5494	1,7448	1,1892	1,3999	1,5778	1,7089	1,8214	1,9092	2,0204	2,0517	2,0837
MIN	-1,2963	-1,9933	-1,7632	-1,5372	-1,2974	-1,1672	-1,0117	-0,8927	-0,8192	-0,7110	-0,6410	-0,6349
MEDIÁN	0,1304	-0,0491	0,0021	-0,0727	-0,0803	0,0086	0,1585	0,2526	0,3123	0,4061	0,4235	0,4288
ZAMÍTNUTÍ	1 / 12	2 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	1 / 12	1 / 12	1 / 12

SLO	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
SBI20	0,8175	0,3161	0,5565	0,4726	0,1781	-0,0205	-0,1823	-0,3488	-0,4999	-0,6663	-0,6880	-0,6287
MAX	2,7402	2,9627	2,9386	3,0276	3,3860	3,7885	4,0021	4,0809	4,0660	4,0519	3,9924	3,8543
MIN	-2,1366	-2,0327	-1,6064	-1,6456	-1,6895	-1,6323	-1,4544	-1,3646	-1,2567	-1,1904	-1,0825	-0,9229
MEDIÁN	0,6058	0,9445	0,9651	1,0677	1,2044	1,2893	1,4851	1,6095	1,6370	1,6051	1,5380	1,4724
ZAMÍTNUTÍ	3 / 15	4 / 15	3 / 15	3 / 15	3 / 15	3 / 15	4 / 15	4 / 15	5 / 15	4 / 15	4 / 15	4 / 15

ČR	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
PX50	0,6127	0,1970	0,0080	-0,1779	-0,1516	-0,0056	0,1755	0,3267	0,4446	0,6463	0,7896	0,8813
MAX	2,1573	1,6755	1,9693	2,2723	2,4374	2,4987	2,4812	2,5447	2,6975	2,8492	2,9680	3,0309
MIN	-1,1464	-1,1098	-1,1464	-1,1787	-1,2320	-1,1075	-1,0074	-1,0195	-0,9580	-1,1145	-1,2454	-1,2997
MEDIÁN	0,5196	0,5412	0,5136	0,5851	0,6292	0,7143	0,8143	0,9113	1,0018	1,0849	1,1549	1,1849
ZAMÍTNUTÍ	1 / 18	0 / 18	1 / 18	1 / 18	1 / 18	3 / 18	4 / 18	4 / 18	5 / 18	5 / 18	5 / 18	5 / 18

P22. Ljung-Boxův test, páteční výnosy, středoevropské trhy, 1995-2005

POL	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
WIG20	0,3119	1,7332	1,8127	2,6116	2,1426	2,7811	3,2297	3,1854	3,0491	3,7192	4,1286	5,6687
MAX	0,9723	2,9444	3,1210	5,1588	5,9459	6,4581	7,1523	7,4344	9,1839	8,4601	11,1449	11,3276
MIN	0,0002	0,0434	0,1668	0,1888	0,1757	1,0656	1,3506	1,8130	1,9883	1,9950	2,3366	3,0137
MEDIÁN	0,1192	0,5601	0,9600	1,5397	1,9688	2,8925	3,5193	3,7243	4,3012	4,3025	5,0427	5,2706
ZAMÍTNUTÍ	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20

MAĎ	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
BUX	0,0023	4,2126	7,2832	10,2635*	7,6391	10,0542	7,3332	13,8472	9,3708	11,7401	10,9010	9,4934
MAX	1,9408	3,9912	5,4961	5,2748	6,7790	10,1234	6,5620	16,7960	14,4444	10,0700	14,6669	12,1911
MIN	0,0018	0,0980	0,2073	0,7426	1,4532	1,5655	2,0935	1,8137	2,5970	2,0522	3,5538	3,0456
MEDIÁN	0,6378	1,6926	2,4330	3,3769	3,6573	4,5549	4,4193	6,4638	5,8929	6,5654	7,2607	7,1402
ZAMÍTNUTÍ	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	1 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12

SLO	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
SBI20	3,1763	3,6221	3,2835	6,5587	5,3123	7,1930	9,4353	9,8293	10,7657	10,7933	10,9432	9,7261
MAX	2,8807	20,0084	22,4536	26,3593	26,3048	25,0517	17,9346	22,2706	19,7798	18,2489	23,6127	26,8395
MIN	0,0001	0,3527	0,9984	1,2713	1,6464	1,9559	1,9418	2,6324	2,5278	2,9326	4,3244	4,5305
MEDIÁN	1,0488	3,7690	4,7326	5,9445	6,5302	6,6557	6,9977	8,1626	8,5294	8,9132	9,4860	10,2886
ZAMÍTNUTÍ	0 / 15	2 / 15	2 / 15	2 / 15	2 / 15	1 / 15	2 / 15	2 / 15	2 / 15	0 / 15	2 / 15	1 / 15

ČR	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
PX50	3,6133	5,6018	8,0019*	9,4377	8,1018	8,5553	7,3070	10,6367	9,1612	10,7171	10,5165	11,3865
MAX	4,7508	5,0573	6,4409	9,6410	11,1466	9,8240	12,3161	10,6402	14,3942	18,3297	18,8066	16,8058
MIN	0,0001	0,1116	0,1524	0,6302	0,9987	1,5696	1,6486	2,4055	2,2043	3,0775	3,9720	4,3233
MEDIÁN	0,9515	1,6688	2,1068	2,9741	3,6910	4,4127	4,6883	5,3662	6,5394	7,9126	8,5631	8,7214
ZAMÍTNUTÍ	1 / 18	0 / 18	0 / 18	1 / 18	1 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18	0 / 18	1 / 18	0 / 18	0 / 18

* Hodnota testového kritéria u daného akciového indexu je statisticky významná na 5% hladině

P23. Test poměru rozptylů, páteční výnosy, středoevropské trhy, 1995-2005

POL	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
WIG20	0,7990	1,4474	1,4943	1,1976	1,1066	0,9538	0,8766	0,8241	0,7769	0,7798	0,7367	0,6548
MAX	0,7937	1,1726	1,6100	1,8151	1,6797	1,7617	1,8289	1,8173	1,7339	1,6780	1,6419	1,6345
MIN	-1,3232	-0,9425	-1,1080	-1,0927	-1,1732	-1,3163	-1,4827	-1,4978	-1,3673	-1,3387	-1,2879	-1,2474
MEDIÁN	0,0714	0,1187	0,3970	0,3993	0,4521	0,4396	0,4081	0,2556	0,1922	0,1423	0,1986	0,2786
ZAMÍTNUTÍ	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20

MAĎ	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
BUX	-0,0562	1,2375	1,5455	1,7841	1,8893	1,9356	1,8362	1,6801	1,5415	1,4106	1,3014	1,1481
MAX	1,7842	2,3165	2,4952	2,2957	2,0535	2,1644	2,0826	1,9351	1,7646	1,7379	1,7458	1,7050
MIN	-1,4331	-0,6824	-0,6422	-0,4043	-0,5480	-0,5128	-0,4466	-0,4195	-0,3868	-0,3558	-0,4656	-0,6230
MEDIÁN	-0,0958	0,4025	0,5671	0,6775	0,7143	0,7408	0,6945	0,6449	0,5883	0,5501	0,5090	0,4530
ZAMÍTNUTÍ	0 / 12	1 / 12	2 / 12	2 / 12	2 / 12	1 / 12	1 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12	0 / 12

SLO	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
SBI20	2,1006*	2,134*	2,1814*	2,1354*	1,9763*	1,8774	1,6610	1,4542	1,3200	1,2107	1,1400	1,0890
MAX	1,8232	1,9962	1,9211	2,1089	2,0776	2,0874	1,9841	1,8374	1,7863	1,8710	2,0110	2,0898
MIN	-2,3271	-2,3053	-2,0653	-1,6838	-1,3489	-1,3527	-1,3645	-1,3710	-1,3790	-1,3961	-1,3980	-1,3991
MEDIÁN	-0,6998	-0,2713	-0,0666	0,0474	0,1000	0,1724	0,1819	0,2182	0,2773	0,3224	0,3868	0,4452
ZAMÍTNUTÍ	3 / 15	2 / 15	1 / 15	1 / 15	1 / 15	1 / 15	1 / 15	0 / 15	0 / 15	0 / 15	1 / 15	1 / 15

ČR	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
PX50	2,5856*	3,1706*	3,5548*	3,4924*	3,5499*	3,6222*	3,5126*	3,3491*	3,1077*	2,901*	2,7161*	2,5339*
MAX	2,7168	2,7768	2,6520	3,0033	3,1355	3,1493	3,1327	3,1850	3,2156	3,2431	3,2268	3,2810
MIN	-1,3963	-1,3274	-1,2318	-1,3326	-1,1487	-1,0492	-1,2983	-1,3943	-1,4270	-1,4567	-1,4638	-1,4490
MEDIÁN	0,7273	0,6673	0,6399	0,6263	0,6575	0,6782	0,6867	0,6805	0,6646	0,6599	0,6643	0,6753
ZAMÍTNUTÍ	2 / 18	2 / 18	2 / 18	2 / 18	2 / 18	2 / 18	2 / 18	2 / 18	2 / 18	2 / 18	2 / 18	2 / 18

* Hodnota testového kritéria u daného akciového indexu je statisticky významná na 5% hladině

P24. Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, denní výnosy, středoevropské trhy, 1995-2000 a 2000-2005

1995-2000

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	11	0 0%	1 9%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
POL	17	5+ 29%	6+ 35%	3+ 18%	3+ 18%	3+ 18%	2+ 12%	2 12%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%
SLO	15	7+ 47%	6+ 40%	6+ 40%	3+ 20%	3+ 20%	3+ 20%	3+ 20%	2+ 13%	2+ 13%	2+ 13%	2+ 13%
ČR	17	11+ 65%	12+ 71%	12+ 71%	11+ 65%	11+ 65%	11+ 65%	7+ 41%	7+ 41%	7+ 41%	6+ 35%	6+ 35%

2000-2005

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	12	3 25%	2 17%	2 17%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%
POL	20	7 35%	6+ 30%	7+ 35%	7 35%	7 35%	6 30%	5 25%	5 25%	5 25%	5 25%	4 20%
SLO	15	9+ 60%	8+ 53%	8+ 53%	8+ 53%	8+ 53%	7+ 47%	6+ 40%	6+ 40%	6+ 40%	6+ 40%	6+ 40%
ČR	17	9 53%	7 41%	8 47%	7 41%	7 41%	7 41%	7 41%	6 35%	6 35%	6 35%	7 41%

+ Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině u časové řady akciového indexu daného trhu

P25. Statistická významnost závislostí, Ljungův-Boxův test, denní výnosy, středoevropské trhy, 1995-2000 a 2000-2005

1995-2000

	N	m = 1	m = 2	m = 3	m = 4	m = 5	m = 6	m = 7	m = 8	m = 9	m = 10	m = 11
MAĎ	9	0 0%	2 22%	1 11%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 11%	1 11%	0 0%	0 0%
POL	12	2+ 17%	2+ 17%	1+ 8%	1 8%	1 8%	1+ 8%	1 8%	1 8%	0 0%	0 0%	0 0%
SLO	12	4+ 33%	5+ 42%	4+ 33%	5+ 42%	5+ 42%	4+ 33%	4+ 33%	2+ 17%	3+ 25%	3+ 25%	4+ 33%
ČR	13	12+ 92%	11+ 85%	11+ 85%	8+ 62%	9+ 69%	8+ 62%	9+ 69%	8+ 62%	8+ 62%	8+ 62%	6+ 46%

2000-2005

	N	m = 1	m = 2	m = 3	m = 4	m = 5	m = 6	m = 7	m = 8	m = 9	m = 10	m = 11
MAĎ	10	2 20%	2 20%	2 20%	2 20%	2 20%	2 20%	2 20%	2 20%	2 20%	1 10%	1 10%
POL	14	4 29%	2 14%	2 14%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%
SLO	12	8+ 67%	10+ 83%	9+ 75%	10+ 83%	10+ 83%	10+ 83%	8+ 67%	8+ 67%	8+ 67%	8+ 67%	7+ 58%
ČR	13	6 46%	6 46%	7 54%	7 54%	7 54%	5 38%	7 54%	5 38%	5 38%	4 31%	5 38%

+ Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině u časové řady akciového indexu daného trhu

P26. Statistická významnost závislosti, test poměru rozptylů, týdenní výnosy, středoevropské trhy, 1995-2000

PONDĚLÍ

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	11	0+ 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 9%	1 9%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
POL	17	5 29%	0 0%	0 0%	0 0%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%
SLO	14	1 7%	1+ 7%	0+ 0%	0+ 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
ČR	17	3 18%	1 6%	2+ 12%	2+ 12%	1+ 6%	1+ 6%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0 0%

ÚTERÝ

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	11	0 0%	1 9%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
POL	17	0 0%	1 6%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%
SLO	14	1 7%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
ČR	17	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

STŘEDA

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	11	0 0%	1 9%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0 0%	0 0%	0 0%
POL	17	0 0%	0 0%	0+ 0%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%
SLO	14	2 14%	1 7%	1 7%	1 7%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
ČR	17	2 12%	1 6%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%

ČTVRTEK

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	11	0 0%	1 9%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
POL	17	0 0%	0 0%	0 0%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%
SLO	14	3 21%	1 7%	1 7%	1 7%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
ČR	17	1 6%	1 6%	1+ 6%	1+ 6%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%

PÁTEK

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	11	0 0%	1 9%	0 0%	0 0%	0+ 0%	0+ 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
POL	17	0 0%	0 0%	0 0%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%
SLO	14	1 7%	1 7%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
ČR	17	0 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%

+ Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině u časové řady akciového indexu daného trhu

P27. Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, týdenní výnosy, středoevropské trhy, 2000-2005

PONDĚLÍ

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	12	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%
POL	20	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%
SLO	15	2 13%	1 7%	2+ 13%	3+ 20%	3+ 20%	3+ 20%	3+ 20%	3+ 20%	3+ 20%	3+ 20%	4+ 27%
ČR	17	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	1 6%	2 12%	2 12%	2 12%

ÚTERÝ

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	12	3 25%	2 17%	2 17%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%
POL	20	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%
SLO	15	0 0%	0+ 0%	1+ 7%	1+ 7%	1+ 7%	1+ 7%	1+ 7%	1+ 7%	1+ 7%	1+ 7%	2+ 13%
ČR	17	2 12%	4 24%	4 24%	4 24%	4 24%	4 24%	4 24%	3 18%	2 12%	2 12%	3 18%

STŘEDA

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	12	3 25%	2 17%	2 17%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%
POL	20	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%
SLO	15	1 7%	0 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	0+ 0%	1+ 7%
ČR	17	3 18%	4 24%	4 24%	4 24%	4 24%	3 18%	3 18%	3 18%	2 12%	2 12%	2 12%

ČTVRTEK

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	12	3 25%	2 17%	2 17%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%
POL	20	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%
SLO	15	1 7%	0 0%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%	1 7%
ČR	17	0 0%	2 12%	3 18%	3 18%	3 18%	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%

PÁTEK

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	12	3 25%	2 17%	2 17%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%	1 8%
POL	20	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%
SLO	15	0 0%	1 7%	1+ 7%	1+ 7%	0+ 0%	0+ 0%	0 0%	0 0%	0+ 0%	0+ 0%	1+ 7%
ČR	17	3+ 18%	3+ 18%	3+ 18%	3+ 18%	3+ 18%	2+ 12%	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%	2 12%

+ Hodnota testového kritéria statisticky významná na 5% hladině u časové řady akciového indexu daného trhu

P28. Testy lineárních závislostí, měsíční výnosy, středoevropské trhy, 1995-2000 a 2000-2005

1995-2000

POL	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
WIG20	6,0986	0,8069	-1,6199	0,1052
MAX	9,8021	7,3159	1,2421	0,9363
MIN	3,6150	0,4580	-1,5764	0,1149
MEDIÁN	5,4459	3,7216	-0,2184	0,5316
SM. ODCH.	1,7254	0,1297	0,8401	0,2848
ZAMITNUTÍ	0 / 16	0%	0 / 16	0%

MAĎ	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
BUX	2,8946	0,9838	0,6373	0,5239
MAX	11,0608	0,9940	1,0494	0,9800
MIN	2,2552	0,3528	-1,0644	0,2872
MEDIÁN	4,6603	0,8676	-0,0451	0,6399
SM. ODCH.	2,5663	0,1881	0,6144	0,2432
ZAMITNUTÍ	0 / 11	0%	0 / 11	0%

SLO	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
SBI20	5,3975	0,8631	0,5296	0,5964
MAX	11,9208	0,9858	2,1905	0,8874
MIN	2,7965	0,2904	-1,2138	0,0285
MEDIÁN	5,7319	0,8067	0,3974	0,3268
SM. ODCH.	2,5181	0,1979	1,3284	0,3049
ZAMITNUTÍ	0 / 12	0%	3 / 12	25%

ČR	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
PX50	3,7738	0,9570	1,1352	0,2563
MAX	9,7094	0,9972	2,6419	0,9805
MIN	1,8832	0,4664	-0,4078	0,0082
MEDIÁN	5,5891	0,8125	0,6227	0,5506
SM. ODCH.	2,1940	0,1557	0,8014	0,3126
ZAMITNUTÍ	0 / 17	0%	1 / 17	6%

2000-2005

POL	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
WIG20	3,3250	0,9727	-0,0813	0,9352
MAX	16,5692	0,9999	2,7924	0,9243
MIN	0,0222	0,0845	-1,4331	0,0052
MEDIÁN	5,6158	0,7909	-0,1614	0,5600
SM. ODCH.	3,6047	0,2310	0,9871	0,2983
ZAMITNUTÍ	0 / 20	0%	1 / 20	5%

MAĎ	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
BUX	4,2953	0,9330	0,1210	0,9037
MAX	7,5266	0,9294	2,4215	0,9937
MIN	0,0190	0,6750	-1,3896	0,0155
MEDIÁN	5,4805	0,8142	0,1351	0,5341
SM. ODCH.	2,0025	0,0956	1,0015	0,3078
ZAMITNUTÍ	0 / 12	0%	1 / 12	8%

SLO	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
SBI20	6,4296	0,7780	1,8110	0,0701
MAX	10,0446	0,9934	2,7402	0,9131
MIN	0,9113	0,3398	-1,7737	0,0061
MEDIÁN	2,9811	0,2347	1,0790	0,3421
SM. ODCH.	3,0462	0,2382	1,1332	0,3450
ZAMITNUTÍ	0 / 15	0%	2 / 15	13%

ČR	Ljung-Box	χ^2	Test.	N(0,1)
	kritérium	2-stranná	kritérium	2-stranná
	Q_{10}^*	hladina význam.	Z_2^*	hladina význam.
PX50	4,3526	0,9300	-0,1103	0,9122
MAX	11,9427	0,9988	1,6116	0,9461
MIN	1,5491	0,2889	-1,6931	0,0904
MEDIÁN	5,5376	0,8072	-0,4725	0,4631
SM. ODCH.	2,7158	0,2019	0,9359	0,2854
ZAMITNUTÍ	0 / 17	0%	0 / 17	0%

P29. Ljungův-Boxův test, denní výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

USA	Q_1^*	Q_2^*	Q_3^*	Q_4^*	Q_5^*	Q_6^*	Q_7^*	Q_8^*	Q_9^*	Q_{10}^*	Q_{11}^*	Q_{12}^*
DJIA	0,0748	0,8914	1,2102	1,6071	1,4964	1,5773	1,8642	1,8976	1,9646	3,1703	5,4856	5,2660
MAX	5,3421	9,8732	13,3994	17,9148	19,5821	16,8476	16,0605	20,2866	24,8230	24,9206	24,5006	25,9985
MIN	0,0011	0,3113	0,7216	0,6854	0,9290	1,0518	1,9188	1,8692	2,0505	2,5910	2,4861	2,6627
PRŮMĚR	0,9218	3,0258	3,9475	5,3714	5,9391	6,3012	7,2695	8,1011	8,7423	9,6013	10,4300	10,9955
ZAMÍTNUTÍ	1 / 30	3 / 30	4 / 30	4 / 30	3 / 30	3 / 30	3 / 30	3 / 30	1 / 30	1 / 30	1 / 30	1 / 30

NĚM	Q_1^*	Q_2^*	Q_3^*	Q_4^*	Q_5^*	Q_6^*	Q_7^*	Q_8^*	Q_9^*	Q_{10}^*	Q_{11}^*	Q_{12}^*
DAX	0,3576	0,5898	0,7012	0,9487	1,5177	3,5869	3,5176	5,0210	5,3468	6,0128	6,0726	6,2396
MAX	4,2016	7,5655	10,4557	11,6701	12,4278	12,0329	11,6627	13,8968	14,1148	14,6937	15,5102	15,0561
MIN	0,0000	0,0858	0,1040	0,3814	0,8668	1,8430	1,5734	1,9530	2,2851	2,7227	3,4960	4,1258
PRŮMĚR	1,0317	2,0341	3,1989	3,7547	4,6934	5,1813	5,4622	6,4409	6,9839	7,6661	8,3462	8,8263
ZAMÍTNUTÍ	1 / 30	2 / 30	3 / 30	2 / 30	1 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30

NIZ	Q_1^*	Q_2^*	Q_3^*	Q_4^*	Q_5^*	Q_6^*	Q_7^*	Q_8^*	Q_9^*	Q_{10}^*	Q_{11}^*	Q_{12}^*
AEX	0,1068	0,1477	2,7295	3,3136	6,0783	6,3065	6,8467	11,4410	14,3356	13,1926	13,1439	14,7344
MAX	7,6752	8,2065	13,4982	22,4032	19,5722	17,2024	19,8826	20,8722	22,2914	21,4903	25,1204	22,7500
MIN	0,0077	0,4020	0,3248	1,0925	2,1291	1,5384	3,0150	3,4334	4,2626	4,6222	5,4715	5,5897
PRŮMĚR	1,6576	2,8089	4,7478	6,8485	7,6094	7,8814	9,3303	10,6059	12,1350	11,7607	12,9111	13,7128
ZAMÍTNUTÍ	3 / 20	2 / 20	4 / 20	4 / 20	3 / 20	3 / 20	4 / 20	4 / 20	5 / 20	3 / 20	2 / 20	2 / 20

P30. Test poměru rozptylů, denní výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

USA	Z_2^*	Z_3^*	Z_4^*	Z_5^*	Z_6^*	Z_7^*	Z_8^*	Z_9^*	Z_{10}^*	Z_{11}^*	Z_{12}^*	Z_{13}^*
DJIA	-0,3096	-0,7654	-1,0287	-1,0766	-1,1329	-1,1749	-1,2325	-1,2529	-1,2553	-1,1820	-1,1963	-1,2000
MAX	1,8509	0,9743	0,6898	0,2235	0,1245	0,1618	0,1264	0,1159	0,1086	0,0564	0,0297	-0,0130
MIN	-2,8403	-3,2486	-3,4936	-3,7878	-4,1305	-4,2547	-4,3798	-4,4435	-4,4277	-4,3466	-4,2218	-4,1324
PRŮMĚR	-0,2535	-0,8504	-1,1400	-1,3037	-1,4160	-1,4776	-1,5410	-1,5746	-1,5783	-1,5530	-1,5532	-1,5531
ZAMÍTNUTÍ	2 / 30	3 / 30	4 / 30	6 / 30	6 / 30	8 / 30	9 / 30	11 / 30	11 / 30	12 / 30	12 / 30	12 / 30

NĚM	Z_2^*	Z_3^*	Z_4^*	Z_5^*	Z_6^*	Z_7^*	Z_8^*	Z_9^*	Z_{10}^*	Z_{11}^*	Z_{12}^*	Z_{13}^*
DAX	-0,6986	-0,8877	-0,9819	-0,8616	-0,8886	-1,0707	-1,1596	-1,1032	-1,0361	-1,0186	-0,9705	-0,9200
MAX	2,1165	1,7090	1,6050	1,6491	1,5579	1,4037	1,2838	1,3048	1,3096	1,3257	1,3442	1,3380
MIN	-2,5713	-2,2639	-2,8502	-2,7058	-2,6542	-2,6241	-2,7818	-2,9147	-2,9867	-3,0801	-3,1308	-3,1908
PRŮMĚR	0,2181	-0,0925	-0,3539	-0,3857	-0,4719	-0,5718	-0,6336	-0,6408	-0,6351	-0,6273	-0,6136	-0,6127
ZAMÍTNUTÍ	2 / 30	2 / 30	4 / 30	4 / 30	4 / 30	4 / 30	5 / 30	4 / 30	4 / 30	4 / 30	4 / 30	4 / 30

NIZ	Z_2^*	Z_3^*	Z_4^*	Z_5^*	Z_6^*	Z_7^*	Z_8^*	Z_9^*	Z_{10}^*	Z_{11}^*	Z_{12}^*	Z_{13}^*
AEX	0,4069	0,2557	-0,3212	-0,4306	-0,7523	-0,9958	-1,1926	-1,1389	-1,0048	-0,9101	-0,8053	-0,7510
MAX	3,1773	2,9400	2,1951	1,7280	1,5628	1,4007	1,4830	1,5996	1,7310	1,8096	1,8536	1,8863
MIN	-0,2869	-1,0830	-1,6450	-1,7182	-1,7848	-1,9150	-2,0150	-2,2987	-2,5264	-2,6317	-2,6638	-2,6300
PRŮMĚR	1,2277	0,8178	0,3164	0,1191	-0,0984	-0,2893	-0,4432	-0,4826	-0,4796	-0,4849	-0,4718	-0,4629
ZAMÍTNUTÍ	3 / 20	4 / 20	2 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	1 / 20	2 / 20	2 / 20	2 / 20	2 / 20	3 / 20

P31. Statistická významnost závislostí, Ljungův-Boxův test, denní výnosy, vyspělé trhy, 1995-2000 a 2000-2005

1995-2000

	N	m = 1	m = 2	m = 3	m = 4	m = 5	m = 6	m = 7	m = 8	m = 9	m = 10	m = 11
USA	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NĚM	27	0 0%	0 0%	0 0%	1 4%	0 0%	0 0%	1 4%	0 0%	0 0%	1 4%	1 4%
NIZ	20	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

2000-2005

	N	m = 1	m = 2	m = 3	m = 4	m = 5	m = 6	m = 7	m = 8	m = 9	m = 10	m = 11
USA	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%	0 0%	0 0%
NĚM	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%
NIZ	20	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%

P32. Statistická významnost závislostí, Ljungův-Boxův test, měsíční výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

USA	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
DJIA	0,2328	0,2186	0,2846	0,8012	0,8576	0,7732	1,3879	1,3578	1,6200	1,3672	1,8398	2,6553
MAX	2,1031	2,7781	5,4794	6,9727	8,1862	7,9824	9,3759	11,9437	14,4073	18,8994	17,2601	21,0432
MIN	0,0004	0,0035	0,0278	0,1690	0,2328	0,4511	0,4859	1,3423	1,7698	1,8146	2,0457	2,0389
PRŮMĚR	0,5587	0,7573	1,2767	1,9793	2,6101	3,4078	3,8737	4,3895	5,0365	5,7890	6,5844	6,4716
ZAMÍTNUTÍ	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	1 / 30	0 / 30

NĚM	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
DAX	0,0044	0,5620	0,5956	1,1901	1,2630	3,1756	3,0428	5,0861	4,8167	4,2836	6,1217	4,5190
MAX	2,8130	4,4561	6,6437	8,7432	10,8568	10,7124	14,7256	15,8971	15,8927	18,1029	21,5765	20,9149
MIN	0,0001	0,0063	0,1265	0,3249	0,4579	0,5541	0,7513	1,2166	2,0960	1,7730	2,5079	2,3381
PRŮMĚR	0,4664	0,8118	1,4310	2,0833	2,6026	3,2949	4,0370	5,0519	5,5615	5,7983	7,1181	6,7078
ZAMÍTNUTÍ	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	1 / 30	1 / 30	0 / 30	0 / 30	1 / 30	0 / 30

NIZ	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
AEX	0,0445	0,4225	0,5015	0,7684	0,9416	1,3666	1,3174	4,8177	4,2643	4,8693	6,8107	5,7435
MAX	1,8267	3,5250	6,0348	5,4987	5,2679	6,6292	6,2337	8,0691	8,6103	12,7311	14,1845	16,9936
MIN	0,0094	0,0125	0,0255	0,1119	0,1456	0,5024	0,7958	1,1276	1,2050	1,2399	1,7695	1,6607
PRŮMĚR	0,5250	0,7468	1,3541	1,9060	2,2040	3,0751	3,2298	4,5589	4,6948	5,5597	6,4924	6,8756
ZAMÍTNUTÍ	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20

P33. Test poměru rozptylů, měsíční výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

USA	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
DJIA	-0,5297	-0,4707	-0,4881	-0,6186	-0,5932	-0,5708	-0,4355	-0,3203	-0,1974	-0,0981	-0,0377	0,0842
MAX	0,9355	1,1272	1,2200	1,0481	0,9981	0,9932	1,0790	1,3197	1,5561	1,7791	1,9731	2,0648
MIN	-1,6880	-1,9071	-1,8369	-1,8209	-1,7142	-1,5366	-1,3541	-1,2235	-1,1772	-1,2647	-1,2740	-1,1947
PRŮMĚR	-0,5073	-0,5017	-0,4501	-0,5330	-0,5183	-0,4621	-0,3988	-0,3388	-0,2761	-0,2376	-0,1957	-0,1338
ZAMÍTNUTÍ	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	1 / 30	1 / 30

NĚM	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
DAX	0,0431	0,5748	0,7586	0,7248	0,7930	1,0216	1,0766	1,1919	1,2172	1,2719	1,3385	1,4440
MAX	0,8457	1,0706	0,9343	0,9765	1,0555	1,1806	1,2377	1,2738	1,2357	1,3880	1,5781	1,7140
MIN	-2,1379	-1,8268	-1,6388	-1,1912	-1,0194	-1,0324	-1,1233	-1,0797	-1,1397	-1,1370	-1,1430	-1,1413
PRŮMĚR	-0,4142	-0,2221	-0,0804	-0,0310	0,0081	0,0983	0,1106	0,1465	0,1565	0,1631	0,1742	0,2124
ZAMÍTNUTÍ	2 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30

NIZ	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
AEX	0,3655	0,7428	0,7678	0,7158	0,7595	0,8705	0,9291	1,1181	1,2589	1,4310	1,5632	1,7386
MAX	2,0340	1,7199	1,9547	1,9674	1,7685	1,6252	1,4289	1,4069	1,5088	1,6055	1,7347	1,7429
MIN	-1,6615	-1,1731	-1,1049	-1,1767	-1,0951	-1,1438	-1,3219	-1,3733	-1,4335	-1,4223	-1,4624	-1,4288
PRŮMĚR	0,1061	0,2191	0,2940	0,2856	0,3129	0,3547	0,3609	0,4267	0,4826	0,5448	0,5844	0,6386
ZAMÍTNUTÍ	1 / 20	0 / 20	0 / 20	1 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20

P34. Statistická významnost závislostí, Ljungův-Boxův test, měsíční výnosy, vyspělé trhy, 1995-2000 a 2000-2005

1995-2000

	N	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	m=9	m=10	m=11
USA	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NĚM	27	0 0%	0 0%	0 0%	1 4%	0 0%	0 0%	1 4%	0 0%	0 0%	1 4%	1 4%
NIZ	20	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

2000-2005

	N	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	m=9	m=10	m=11
USA	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%	0 0%	0 0%
NĚM	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%
NIZ	20	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%

P35. Ljung-Boxův test, týdenní (páteční) výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

USA	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
DJIA	0,9643	1,9766	1,7203	2,6699	4,6167	5,9739	8,1287	8,8407	9,0291	8,9446	13,8401	13,4331
MAX	12,1933	14,4759	15,0113	16,4009	18,7625	21,5530	21,9572	32,8068	24,6408	38,9179	33,8209	29,6454
MIN	0,0001	0,0649	0,1176	0,1942	0,9673	1,0957	1,2783	2,6368	3,0129	2,8351	3,2864	3,7635
MEDIÁN	2,0791	2,7464	3,4547	4,0553	4,8703	5,3688	6,0304	7,5549	7,9059	8,7800	9,4682	9,6250
ZAMÍTNUTÍ	4 / 30	2 / 30	1 / 30	1 / 30	2 / 30	1 / 30	1 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30

NĚM	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
DAX	0,1965	0,1779	0,8726	1,2973	1,7343	3,9549	4,5344	4,5832	5,1952	7,0404	7,2625	6,9048
MAX	3,9144	6,0226	7,0754	8,5361	8,7510	9,4930	11,1168	11,2523	11,7091	12,5398	12,3627	12,7293
MIN	0,0019	0,0557	0,3651	0,3821	0,6557	0,7278	0,7409	0,8184	1,1279	1,2820	2,3649	2,0502
MEDIÁN	0,6976	1,1870	2,3677	2,9807	3,7022	4,2054	4,7955	5,0306	5,9276	6,4350	7,1213	7,8161
ZAMÍTNUTÍ	1 / 30	1 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30	0 / 30

NIZ	Q ₁ *	Q ₂ *	Q ₃ *	Q ₄ *	Q ₅ *	Q ₆ *	Q ₇ *	Q ₈ *	Q ₉ *	Q ₁₀ *	Q ₁₁ *	Q ₁₂ *
AEX	0,0695	0,1533	1,0862	1,1133	1,2823	3,3863	3,2927	3,7735	3,7962	3,7876	3,8759	3,8552
MAX	3,9117	4,0332	7,9350	8,4807	9,6925	11,0149	14,3342	11,8527	11,4003	15,9718	12,8324	18,6546
MIN	0,0018	0,1317	1,1028	1,1096	0,9080	1,8652	1,4653	1,7183	1,4120	2,1693	2,1024	2,2075
MEDIÁN	0,7579	1,3705	2,4902	3,6138	3,5533	4,7295	5,3750	5,1829	5,5562	6,4780	6,6892	7,8537
ZAMÍTNUTÍ	1 / 20	0 / 20	1 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	1 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20	0 / 20

P36. Test poměru rozptýlů, týdenní (páteční) výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

USA	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
DJIA	-1,1293	-0,6513	-0,4637	-0,5260	-0,7599	-0,7460	-0,8625	-0,9906	-1,0827	-1,1264	-1,0367	-0,9832
MAX	0,9811	1,0216	1,3443	1,3881	1,3547	1,4452	1,3525	1,2261	1,1015	0,9437	0,8645	0,7964
MIN	-4,2873	-3,5607	-3,1470	-3,0068	-3,0223	-2,8220	-2,8047	-2,7754	-2,6839	-2,7014	-2,5995	-2,5414
MEDIÁN	-1,2890	-1,1360	-1,0139	-0,9949	-1,0338	-0,9867	-0,9954	-1,0119	-1,0270	-1,0282	-0,9973	-0,9780
ZAMÍTNUTÍ	7 / 30	7 / 30	6 / 30	4 / 30	4 / 30	3 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	1 / 30	2 / 30

NĚM	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
DAX	0,6036	0,6150	0,3548	0,3780	0,2948	0,4429	0,5568	0,5770	0,6200	0,7413	0,8474	0,9232
MAX	1,8333	1,3762	0,9760	0,7963	0,7480	0,9512	1,0348	1,0667	0,9957	0,9942	1,0172	1,1113
MIN	-2,3941	-2,9513	-3,0103	-2,8307	-2,8641	-2,7750	-2,5350	-2,3525	-2,2086	-2,1064	-1,9582	-1,8548
MEDIÁN	-0,3096	-0,3430	-0,5875	-0,5860	-0,6119	-0,5520	-0,5047	-0,4814	-0,4621	-0,4249	-0,3745	-0,3402
ZAMÍTNUTÍ	2 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	2 / 30	0 / 30	0 / 30

NIZ	Z ₂ *	Z ₃ *	Z ₄ *	Z ₅ *	Z ₆ *	Z ₇ *	Z ₈ *	Z ₉ *	Z ₁₀ *	Z ₁₁ *	Z ₁₂ *	Z ₁₃ *
AEX	0,3772	0,5330	0,2716	0,1783	0,0713	0,1773	0,2457	0,3098	0,3546	0,4112	0,4550	0,4885
MAX	1,3053	1,6875	1,4263	1,5761	1,6158	1,8137	1,8940	1,9831	2,0039	2,0414	2,0417	2,0698
MIN	-2,7810	-2,5093	-2,5943	-2,5483	-2,4883	-2,3988	-2,3216	-2,2581	-2,1311	-2,0091	-1,9427	-1,8721
MEDIÁN	-0,3923	-0,2956	-0,4217	-0,4458	-0,4548	-0,3879	-0,3349	-0,2942	-0,2740	-0,2550	-0,2280	-0,2049
ZAMÍTNUTÍ	1 / 20	1 / 20	1 / 20	1 / 20	2 / 20	3 / 20	3 / 20	2 / 20	2 / 20	2 / 20	1 / 20	1 / 20

P37. Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, týdenní výnosy, vyspělé trhy, 1995-2005

PONDĚLÍ

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	11 37%	9 30%	5 17%	6 20%	5 17%	4 13%	5 17%	5 17%	3 10%	3 10%	3 10%
NĚM	30	3 10%	3 10%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	0 0%
NIZ	20	3 15%	2 10%	1 5%	3 15%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%

ÚTERÝ

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	5 17%	8 27%	4 13%	3 10%	3 10%	3 10%	3 10%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%
NĚM	30	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	1 3%	0 0%	0 0%
NIZ	20	2 10%	3 15%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	2 10%	1 5%	1 5%	1 5%

STŘEDA

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	6 20%	5 17%	5 17%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	1 3%	1 3%
NĚM	30	5 17%	3 10%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	1 3%	0 0%
NIZ	20	5 25%	5 25%	3 15%	4 20%	3 15%	3 15%	3 15%	3 15%	3 15%	2 10%	2 10%

ČTVRTEK

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	8 27%	7 23%	6 20%	3 10%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	1 3%	1 3%	1 3%
NĚM	30	4 13%	3 10%	3 10%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	1 3%	0 0%
NIZ	20	3 15%	2 10%	3 15%	3 15%	3 15%	1 5%	2 10%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%

PÁTEK

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	7 23%	7 23%	6 20%	4 13%	4 13%	3 10%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	1 3%
NĚM	30	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	0 0%
NIZ	20	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	2 10%	3 15%	3 15%	2 10%	2 10%	2 10%	1 5%

P38. Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, týdenní výnosy, vyspělé trhy, 1995-2000

PONDĚLÍ

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	10 33%	9 30%	6 20%	5 17%	4 13%	2 7%	2 7%	2 7%	3 10%	3 10%	3 10%
NĚM	27	4 15%	0 0%	2 7%	3 11%	1 4%	1 4%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	2 10%	2 10%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

ÚTERÝ

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	6 20%	7 23%	3 10%	3 10%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	0 0%	2 7%
NĚM	27	4 15%	0 0%	1 4%	2 7%	1 4%	1 4%	1 4%	1 4%	1 4%	0 0%	0 0%
NIZ	20	3 15%	4 20%	2 10%	1 5%	1 0%	1 5%	1 5%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%

STŘEDA

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	6 20%	3 10%	5 17%	2 7%	2 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%
NĚM	27	3 11%	1 4%	1 4%	2 7%	1 4%	2 7%	1 4%	1 4%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	6 30%	2 10%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	0 0%	0 0%

ČTVRTEK

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	6 20%	5 17%	3 10%	3 10%	3 10%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%
NĚM	27	5 19%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	1 4%	2 7%	1 4%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	5 25%	1 5%	2 10%	1 5%	0 0%	1 5%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

PÁTEK

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	12 40%	7 23%	3 10%	2 7%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	2 7%	1 3%
NĚM	27	2 7%	1 4%	2 7%	2 7%	2 7%	2 7%	1 4%	1 4%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	2 10%	1 5%	1 5%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

P39. Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, týdenní výnosy, vyspělé trhy, 2000-2005

PONDĚLÍ

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	0 0%
NĚM	30	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	0 0%	1 3%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%	1 5%

ÚTERÝ

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	0 0%	1 3%	0 0%	0 0%	0 3%	0 0%	0 0%	1 3%	0 0%	0 0%	0 0%
NĚM	30	2 7%	1 3%	2 7%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	1 5%	2 10%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%

STŘEDA

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	2 7%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NĚM	30	3 10%	2 7%	2 7%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	0 0%
NIZ	20	0 0%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

ČTVRTEK

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	0 0%	1 3%	0 0%	0 0%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%
NĚM	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
NIZ	20	1 5%	1 5%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%

PÁTEK

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
USA	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%	2 7%	2 7%	1 3%	1 3%	1 3%	1 3%
NĚM	30	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1 3%	1 3%	1 3%	0 0%	0 0%
NIZ	20	0 0%	0 0%	0 0%	1 5%	1 5%	2 10%	2 10%	2 10%	0 0%	0 0%	0 0%