



Ekonomická
fakulta
Faculty
of Economics

Jihočeská univerzita
v Českých Budějovicích
University of South Bohemia
in České Budějovice

Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích
Ekonomická fakulta
Katedra účetnictví a financí

Diplomová práce

Efektivita finančního trhu

Vypracoval: Bc. Daniel Koptiš
Vedoucí práce: Ing. Petr Zeman, Ph.D.

České Budějovice 2018

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE
(PROJEKTU, UMĚLECKÉHO DÍLA, UMĚLECKÉHO VÝKONU)

Jméno a příjmení: **Bc. Daniel KOPTIŠ**
Osobní číslo: **E16700**
Studijní program: **N6208 Ekonomika a management**
Studijní obor: **Obchodní podnikání**
Název tématu: **Efektivita finančního trhu**
Zadávající katedra: **Katedra účetnictví a financí**

Z á s a d y p r o v y p r a c o v á n í :

Cíl práce:
Cílem této práce je posoudit chování cen finančních aktiv a ověřit hypotézu náhodné procházky na vybraném finančním trhu.

Osnova:

1. Charakteristika vybraného finančního trhu.
2. Teorie efektivity trhu, její formy a důsledky.
3. Teorie behaviorálních financí jako alternativní teorie vysvětlující chování cen na finančním trhu.
4. Výběr statistických testů pro ověření hypotézy náhodné procházky.
5. Testování efektivity vybraného finančního trhu.
6. Závěr.

Rozsah grafických prací:

Rozsah pracovní zprávy: **50-60 stran**

Forma zpracování diplomové práce: **tištěná**

Seznam odborné literatury:

Fama, E. F., (1969). *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*. *The Journal of Finance*, (25) 2, 383-417.

Gujarati, D. N., (2003). *Basic Econometrics (4th ed.)*. New York, NY: The McGraw Hill Companies.

Jílek, J., (2008). *Finanční trhy a investování (1. vyd.)*. Praha: Grada Publishing.

Malkiel, B.G., (2003). *The Efficient Market hypothesis and Its Critics*. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 59-82.

Musílek, P. (2011). *Trhy cenných papírů (2. vyd.)*. Praha: Ekopress.


Veselá, J. (2011). *Investování na kapitálových trzích (2. vyd.)*. Praha: ASPI.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Petr Zeman, Ph.D.**

Katedra účetnictví a financí

Datum zadání diplomové práce: **13. ledna 2017**

Termín odevzdání diplomové práce: **15. dubna 2018**


doc. Ing. Ladislav Roliček, Ph.D.
děkan

JIHOČESKÁ UNIVERZITA
V ČESKÝCH BUDĚJOVICÍCH
EKONOMICKÁ FAKULTA
Studentská 13 (26)
370 05 České Budějovice


doc. Ing. Milan Utek, Ph.D.
vedoucí katedry

V Českých Budějovicích dne 13. ledna 2017

Prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci jsem vypracoval samostatně pouze s použitím pramenů a literatury uvedených v seznamu citované literatury.

Prohlašuji, že v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb. v platném znění souhlasím se zveřejněním své diplomové práce, a to v nezkrácené podobě elektronickou cestou ve veřejně přístupné části databáze STAG provozované Jihočeskou univerzitou v Českých Budějovicích na jejích internetových stránkách, a to se zachováním mého autorského práva k odevzdanému textu této kvalifikační práce. Souhlasím dále s tím, aby toutéž elektronickou cestou byly v souladu s uvedeným ustanovením zákona č. 111/1998 Sb. zveřejněny posudky školitele a oponentů práce i záznam o průběhu a výsledku obhajoby kvalifikační práce. Rovněž souhlasím s porovnáním textu mé kvalifikační práce s databází kvalifikačních prací Theses.cz provozovanou Národním registrem vysokoškolských kvalifikačních prací a systémem na odhalování plagiátů.

V Českých Budějovicích 13.4.2018

.....

Bc. Daniel Koptiš

Poděkování

Touto cestou bych rád vyjádřil upřímné poděkování Ing. Petru Zemanovi, Ph.D. za cenné rady, připomínky a všestrannou podporu v průběhu zpracování této diplomové práce.

Obsah

1	Úvod.....	3
2	Charakteristika vybraného finančního trhu Forex	5
2.1	Obchodování	5
2.2	Historie devizového trhu	5
2.3	Subjekty na devizovém trhu.....	6
2.4	Spotový a termínový trh.....	6
3	Teorie efektivních trhů.....	8
3.1	Historie	8
3.2	Formy efektivnosti trhu.....	9
3.2.1	Slabá forma efektivnosti	9
3.2.2	Středně silná forma efektivnosti	10
3.2.3	Silná forma efektivnosti.....	10
3.3	Charakteristiky efektivního trhu	11
3.4	Testy slabé formy efektivnosti	14
3.5	Podstata a model hypotézy efektivního trhu	16
3.6	Předpoklady efektivního trhu.....	19
3.7	Události a jevy podporující efektivnost trhu.....	19
3.8	Anomálie na efektivním trhu	20
3.9	Některé výzkumy a důkazy neefektivnosti trhu.....	22
3.10	Teorie efektivních trhů a devizový kurz.....	23
3.10.1	Formy efektivnosti devizového trhu	25
4	Behaviorální finance	27
4.1	Srovnání behaviorálních financí a teorie efektivních trhů	28
5	Metodika	30
5.1	Cíl.....	30
5.2	Data	30

5.3	Model náhodné procházky	30
5.4	Statistické testy.....	31
5.4.1	Runs test.....	31
5.4.2	Testy autokorelace	33
5.4.3	Test poměru rozptylů	34
5.4.4	Testy jednotkového kořene	36
6	Empirické výsledky	38
6.1	Statistické testy.....	38
6.1.1	Výnosy	38
6.1.2	Runs test.....	39
6.1.3	Testy autokorelace	40
6.1.4	Test poměru rozptylu	46
6.1.5	Test jednotkové kořene (ADF)	48
7	Shrnutí výsledků	50
8	Závěr	54
I.	Summary.....	56
II.	Seznam použitých zdrojů.....	57
III.	Seznam obrázků	
IV.	Seznam tabulek	
V.	Seznam příloh	
VI.	Přílohy	

1 Úvod

Cílem této diplomové práce je posoudit chování cen finančních aktiv a ověřit hypotézu náhodné procházky na vybraném finančním trhu. Hypotéza náhodné procházky ověřuje teorii efektivních trhů, podle které lze označit za efektivní takový trh, který plně a přesně reflektuje veškeré kurzotvorné informace. Efektivita je v tomto pojetí tedy chápána ve smyslu informační efektivnosti a zkoumá chování cen finančních aktiv na finančních trzích. Některé segmenty finančního trhu mají vzhledem ke svým specifickým větší pravděpodobnost, že se podle pravidel hypotézy efektivního trhu budou chovat. Jedná se zejména o dostatečně likvidní trhy, jako je např. devizový trh, na kterém bude v této práci ověřována platnost teorie efektivních trhů prostřednictvím hypotézy náhodné procházky.

Snaha nalézt určité vzorce chování či strukturu v pohybech devizových kurzů se v 70. a 80. letech postupně ukázala jako naprosto neúspěšná, což vedlo k závěru, že devizové kurzy (stejně tak kurzy cenných papírů) vykonávají tzv. náhodnou procházku, a tedy není možné v jejich pohybech identifikovat předvídatelné vzorce chování. V 80. letech 20. století však začalo docházet k vysoké fluktuaci kurzů a následná finanční krize v roce 1987 tak vedla ke znovuotevření diskuze o platnosti teorie efektivních trhů. Další výskyt tržních anomálií zvýšil pochyby o schopnosti teorie vysvětlit skutečné chování trhů a tyto pochyby daly vzniknout novému směru – behaviorálním financím, který přináší nový pohled na trh s důrazem na psychické aspekty investorů a roli emocí při investičním rozhodování. Teorie efektivních trhů je i v dnešní době častým způsobem vysvětlení chování devizových kurzů a zároveň je v rozporu s funkčností technické, respektive fundamentální analýzy, pomocí kterých se obchodníci snaží nalézt určité vzorce chování cen investičních instrumentů a dosáhnout tak nadprůměrných výnosů.

Efektivita trhu je i v dnešní době velice aktuálním tématem, neboť hledá odpověď na otázku, zda se ceny na trzích pohybují nahodile či nikoliv. Obchodovat na devizovém trhu mohou dnes i drobní investoři, kteří se snaží pomocí obchodních strategií nalézt určité vzorce či trendy v chování cenových kurzů a dosáhnout tak nadprůměrných výnosů, vyšších, než je výnos trhu. To otevírá otázku, zda je možné dlouhodobě dosahovat při obchodování na devizovém trhu nadprůměrných výnosů, což by odporovalo teorii efektivních trhů.

V první části této diplomové práce je krátce charakterizován devizový trh a zbylá část je věnována teorii efektivních trhů, zejména pak formám efektivnosti trhu a předpokladům

efektivního trhu. Součástí literární rešerše je také kapitola, která popisuje teorii efektivních trhů v souvislosti s devizovým trhem a zmiňuje některé výzkumy týkající se zkoumání efektivity devizového trhu. Jedna kapitola je věnována i problematice behaviorálních financí v komparaci s teorií efektivních trhů.

V praktické části je nejprve popsána metodika výběru dat a vybraných statistických testů, jejichž pomocí je ověřena hypotéza náhodné procházky. Následně jsou uvedeny empirické výsledky samotných testů a zjištěné výsledky jsou konfrontovány s teorií efektivních trhů.

2 Charakteristika vybraného finančního trhu Forex

FOREX (Foreign Exchange market) je označení pro mezinárodní devizový trh, na kterém dochází ke směně finančních prostředků denominovaných v různých měnách. Tento trh je typický vysokou likviditou a jeho průměrný denní obrat dosahuje řádu bilionů USD, což žádný jiný trh na světě nedosahuje. Vysoká hloubka trhu se projevuje nízkou kolísavostí kurzů a u většiny měn nepřesahuje více než jeden procentní bod denně (Hartman & Turek, 2009).

2.1 Obchodování

Na FOREXU lze obchodovat 24 hodin denně od nedělního večera do pátečního večera středoevropského času (SEČ). Jednotlivé obchodní časy odpovídají světovému trhu, na kterém probíhá obchodování. V době obchodování jednotlivých seancí je aktivita na Forexu rozdílná. Nejaktivnější obchodní časy probíhají v době, když jsou otevřeny dvě obchodní seance současně.

Na devizovém trhu je cena určena kotací měnového páru ve formátu bid -ask (nabídková cena-poptávková cena). Pro evropskou kotaci je uváděn vždy formát bazická měna/denominační měna. Tato Interpretace uvádí za kolik jednotek denominační měny dostaneme jednotku bazické měny. Bid a ask ceny se od sebe liší o tzv. spread, který zajišťuje zisk brokerům (zprostředkovatelům obchodů). Výše spreadu neboli kurzového rozpětí závisí na míře likvidity daného měnového páru. Nejobchodovanější měny (USD, EUR, JPY, GBP...) podléhají nejnižším spreadům (Hartman & Turek, 2009).

2.2 Historie devizového trhu

Historie obchodování s měnami sahá údajně až do období před 2000 lety, a to do oblasti Jeruzaléma. Už tehdy začaly vznikat první základy mezinárodního měnového trhu. Měnami, s kterými se zde obchodovalo, byly římský dinár a izraelský šekel. Už v této době směnárníci určovali směnný kurz mezi těmito měnami za účelem výběru daní, které Římané vybírali od Židů (Hartman & Turek, 2009).

Po dlouhou dobu bylo ekonomickým měřítkem hodnoty měny zlato. Ve světě docházelo k zavádění tzv. zlatého standardu, při kterém byla hodnota měny kryta zlatem. Zlato bylo již od počátku nástrojem směny, platebním prostředkem, a především uchovatelem hodnoty. Jako poslední systém zlatého standardu je uváděn Brettonwoodský měnový systém (1945-1971), který vázal americký dolar na zlato a ostatní měny pak na dolar. Vlivem tehdejší politické situace a vyvíjející se světové ekonomiky se i Brettonwoodský systém

v r. 1971 rozpadl, protože již nebylo možné udržovat cenu zlata na požadovaných 35 dolarech za unci. Zlato však dodnes zůstalo uchovatelem hodnoty a investičním nástrojem (Rothbard, 2001).

Samotný Forex¹ v dnešní podobě vzniká až v roce 1973 jako nový trh vedle trhů s akciemi, opcemi a komoditami. Většina operací na devizovém trhu se uskutečňuje mimoburzovní formou a spotový devizový trh je označován také jako OTC trh², neboť není centralizovaný a obchodování probíhá především prostřednictvím počítačů a internetu po celém světě (Durčáková & Mandel, 2010).

2.3 Subjekty na devizovém trhu

Mezi nejdůležitější účastníky devizových operací patří centrální banky a velké obchodní banky. Centrální banky na devizový trh vstupují především v souvislosti s používáním nástrojů monetární politiky jako jsou devizové intervence. Jejich cílem je zajišťovat cenovou stabilitu v dané zemi a zároveň plnit záměry monetární politiky. Primárně tedy na devizovém trhu plní funkci stabilizátorů zásob peněžních prostředků.

Velké obchodní banky provádějí transakce nepřetržitě 24 hodin denně po celém světě a svými obchody tak de facto určují cenu na devizovém trhu. Dalšími významnými subjekty devizového trhu jsou klienti bank a finanční makléři (brokeři), kteří obchody zprostředkovávají. Klienty obchodních bank představují investiční fondy, pojišťovny, korporace a jednotlivé fyzické osoby, které vstupují na trh rovněž za účelem nakoupit nebo prodat měnu (Turek, 2011).

2.4 Spotový a termínový trh

Devizový trh lze rozdělit podle několika základních hledisek. Podle subjektů můžeme rozlišovat trh mezibankovní a klientský (velkoobchodní a maloobchodní), podle operací trh spotový a termínový a podle charakteru obchodování trh burzovní a mimoburzovní (Durčáková & Mandel, 2010).

Na Spotovém devizovém trhu dochází k uskutečňování spotových operací s termínem splatnosti kontraktu v dané době za dohodnutý spotový kurz. Spotový obchod se uskutečňuje mezi dvěma subjekty, které mění sjednané množství dvou měn za dohodnutou cenu. S nástupem moderních technologií jsou tyto transakce zobchodovány během několika vteřin a v dnešní době uskutečňovány pomocí automatických obchodních platforem

¹ Forex = International Interbank Foreign Exchange – mezinárodní měnový trh

² OTC = over the counter market = trh mimo organizovanou burzu

přes internet nebo prostřednictvím telefonního spojení. Tento trh je vyhledáván rovněž spekulativními obchodníky především kvůli vysoké likviditě (Turek, 2011).

Na termínovém trhu jsou obchodovány termínové kontrakty (měnové deriváty), jejichž cena je odvozena od kurzů spotového trhu. Základními typy derivátů jsou futures a s nimi související certifikáty nebo warranty, dále pak forwardy, swapy a opce. Při uskutečnění termínového obchodu dochází k určitému zpoždění mezi sjednáním obchodu a jeho plněním. Obchodování probíhá za předem stanovených podmínek s vypořádáním k určitému budoucímu datu a vypořádání obchodu je tak mnohem delší než na spotovém trhu. Devizový kurz termínového obchodu je tedy ovlivněn jak spotovým kurzem, tak úrokovými měrami bazické a denominační měny.

Dalším rozdílem mezi spotovým a termínovým trhem je doba splatnosti. Termínové kontrakty mají pevný termín splatnosti oproti spotovým instrumentům, které lze držet po neomezeně dlouhou dobu. Tento problém lze však vyřešit pomocí tzv. rolování, přičemž investor před datem expirace starého kontraktu uzavírá pozici a otevírá novou pozici s delší dobou splatnosti. Oproti spotovému trhu probíhá obchodování pouze v obchodních hodinách určených burzou (Hartman & Turek, 2009).

3 Teorie efektivních trhů

V investiční ekonomii je pojem efektivnost chápán zcela odlišným způsobem, než je tomu v jiných ekonomických disciplínách. Samuelson a Nordhaus (1991) definují pojem efektivnost jako „takové použití ekonomických zdrojů, které přináší maximální úroveň uspokojení dosažitelnou při daných vstupech a technologiích“.

Teorie efektivního trhu ve své podstatě předpokládá, že akciové kurzy jsou ovlivňovány očekávanými zisky, rizikem, dividendami, kolapsem firem, výbuchem finančních panik a dalšími kurzotvornými informacemi. Trh, který velmi rychle absorbuje všechny neočekávané informace, je tak považován za efektivní. V momentě, kdy jsou všechny kurzotvorné informace akciovým kurzem absorbovány, nedochází k nepoměru mezi vnitřní hodnotou a cenovým kurzem. Tržní cena pak udává správnou hodnotu, investiční instrumenty jsou správně oceněny a na trhu nelze najít nadhodnocené nebo podhodnocené tituly. Z toho vyplývá, že žádná analýza (technická, fundamentální aj.) pak nemůže být úspěšná ve snaze opakovaně dosahovat výrazně nadprůměrného výnosu. Termín efektivnosti se tedy v tomto případě používá ve smyslu efektivního zpracování nových informací (Musílek, 2011).

3.1 Historie

V minulosti bylo efektivní chování akciových kurzů zkoumáno celou řadou ekonomů. Jak uvádí Veselá (2011), s první originální myšlenkou přišel francouzský matematik Louis Bachelier na začátku 20. století. Došel k zjištění, že změny cen vybraných komodit jsou na sobě nezávislé. Ve 30. letech 20. století zkoumali ekonomové (např. H. Working) korelační závislosti cen britských a amerických akcií a dospěli k závěru, že hodnoty korelační závislosti se v různých periodách blížily nule. K původní a originální myšlence Bacheliera se vrátil až statistik Maurice Kendall v roce 1953. Zabýval se identifikací cenových cyklů na zbožových a akciových trzích, které se mu však k jeho překvapení nedařilo nalézt. Ve své práci s názvem „The Analysis of Economic Time Series“ dospěl Kendall (1953) k závěru, že cenové řady vypadají, jako by se pohybovaly bez cíle, a tedy vyslovil, že ceny konají „náhodnou procházku“ (random walk). M. Osborne v roce 1959 dospěl k závěru, že pohyb akciových kurzů vykazuje některé shodné rysy jako náhodný pohyb mikroskopických částic v kapalině.

Zásadní význam pro teorii efektivních trhů přinesl Eugene F. Fama, označovaný také jako „otec“ teorie efektivních trhů. Fama (1969) ve svém stěžejním díle *Efficient Capital*

Markets zavedl tři typy efektivního trhu podle dostupnosti informací a definoval efektivní trh jako „trh, na kterém jsou všechny dostupné informace již absorbovány v ceně“. Vyslovil rovněž myšlenku, že se akciové kurzy chovají náhodně, neboť toky informací přicházející na trh jsou nahodilé a okamžitě se projevují v cenách cenných papírů.

Teorie efektivních trhů byla v průběhu 70. let 20. st. uznávána jako nezpochybnitelná teorie pro vysvětlení pohybu cen na akciových trzích. V další dekádě však začalo docházet k vysoké fluktuaci kurzů a následná finanční krize v roce 1987 tak vedla ke znovuotevření diskuze o platnosti teorie efektivnosti trhů. Další výskyty tržních anomálií zvýšily pochyby o schopnosti teorie vysvětlit skutečné chování trhů a daly vzniknout novému oboru – behaviorálním financím. Tento obor ekonomie zpochybňuje racionalitu investora a klade důraz na jeho osobní a psychické dispozice. V dnešní době přibývá příznivců behaviorálních financí, nicméně stále existuje nemalý počet zastánců klasické teorie efektivních trhů, kteří nepovažují behaviorální finance za skutečný obor financí, ale spíše za soubor pozorovaných jevů (Mandel & Durčáková, 2016).

3.2 Formy efektivnosti trhu

Akciové trhy mohou mít různou formu efektivnosti. Intenzitu efektivnosti trhu je možné měřit podle druhu informací, které jsou rychle a téměř okamžitě absorbovány akciovými kurzy. Veškeré informace souvztažného charakteru, které v ekonomice a prostředí trhu vznikají, rozdělil E. Fama (1969) podle jejich publicity do třech skupin. Do první skupiny patří veřejné informace historického charakteru, do druhé pak aktuální, a právě zveřejněné informace a třetí skupinu tvoří informace důvěrné, neveřejné neboli inside. Podle toho, jak rychle a prudce jsou vybrané druhy informací absorbovány cenovými kurzy, vymezil E. Fama (1969) tři formy (stupně) efektivnosti trhu:

1. Slabá forma efektivnosti
2. Středně silná forma efektivnosti
3. Silná forma efektivnosti

3.2.1 Slabá forma efektivnosti

Označuje takovou situaci na trhu, kdy akciový kurz obsahuje všechny informace, které jsou k dispozici ze souborů historických dat. Investor tak nemůže na základě historických dat prognózovat kurzový pohyb v budoucnosti a změna kurzu je náhodná. Nemůže-li být minulý vývoj časových řad použit pro predikci budoucího vývoje, pak ani Dowova teorie nemůže vysvětlit podstatu chování akciových kurzů (blíže Rejnuš, 2008).

F. S. Mishkin (1991) zdůrazňuje fakt, že výstupy technické analýzy, která se zaměřuje na analýzu historických časových řad, nemohou na slabě efektivním trhu předvídat změnu cen akcií. Pro aplikaci a provedení technické analýzy není jednoduše časový prostor. Technická analýza důsledně pracuje s hypotézami, že se kurzy cenných papírů a komodit pohybují v trendech po určitou dobu a že nová a nepředvídatelná informace je mezi investiční veřejnost šířena postupně. Předpoklad trendového pohybu kurzů cenných papírů je naprosto v rozporu se základními principy teorie efektivních trhů. Proces šíření informací musí být na efektivním trhu naopak velice rychlý a prudký a reakce kurzů na novou a náhlou informaci téměř okamžitá. Náhodný a nezávislý pohyb kurzů tedy vylučuje existenci jakýchkoliv trendů na trhu.

3.2.2 Středně silná forma efektivnosti

Jako středně silnou formu efektivnosti označil Fama (1969) situaci, při které aktuální akciový kurz obsahuje jak historická data, tak i aktuální veřejné informace. Jedná se o vyšší formu efektivnosti, než je forma slabá. V případě, že se akciové trhy chovají efektivně ve středně silné formě, nelze pak na trhu objevit špatně oceněné akciové instrumenty. Na akciovém trhu, který je na úrovni středně silné formy efektivnosti, ztrácí význam nejen technická analýza, ale i psychologická analýza a teorie vnitřní hodnoty akcie, která tvoří základ fundamentální analýzy. K dosažení nadprůměrného výnosu na tomto trhu může investorovi pomoci pouze inside informace, tedy informace neveřejného charakteru.

3.2.3 Silná forma efektivnosti

Silná forma efektivnosti vyjadřuje situaci, kdy aktuální akciový kurz odráží všechny kurzotvorné informace, tzn. jak veřejného, tak neveřejného charakteru. Trh fungující na úrovni silné formy efektivnosti bývá také označován jako trh perfektní. Kurz cenného papíru na perfektním trhu pak v každém okamžiku odpovídá jeho pravdivé objektivní hodnotě. Znamená to, že kurz cenného papíru odpovídá jeho vnitřní hodnotě. Při uvažování této formy efektivnosti ztrácí význam nejen technická a fundamentální analýza, ale za bezcenné lze označit i informace neveřejného charakteru, poněvadž jsou již absorbovány v cenovém kurzu. Jak uvádí Fama (1969), kurzy cenných papírů konají „náhodnou procházku“ (random walk), což zcela vylučuje existenci jakýchkoliv trendů a závislostí v jejich vývoji.

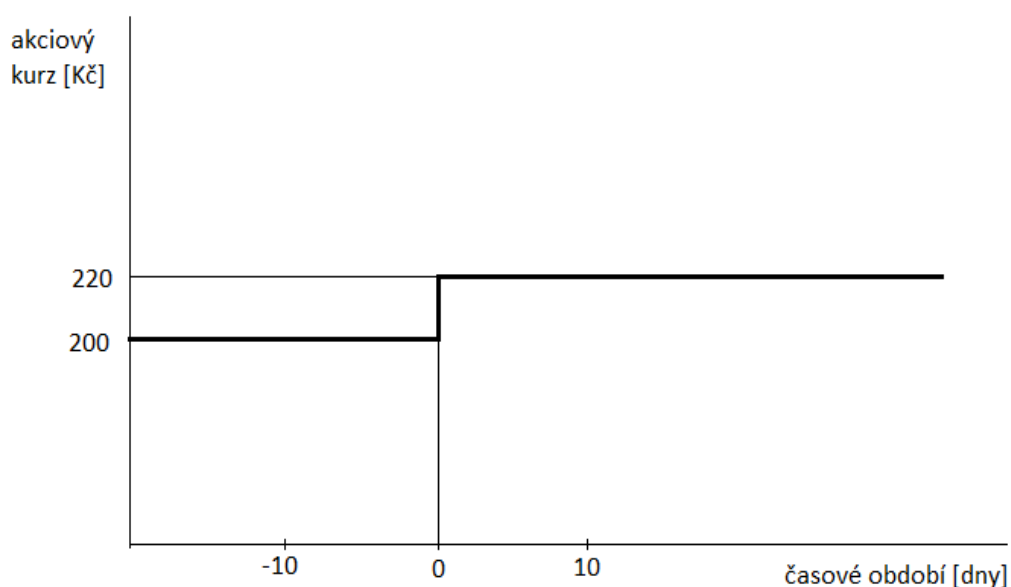
3.3 Charakteristiky efektivního trhu

R. A. Haugen (1993) vytvořil čtyři základní charakteristiky efektivního trhu, které je vhodné použít pro přesné a výstižné vymezení podstaty efektivního trhu. Tyto charakteristiky postihují veškeré aspekty a důsledky efektivního trhu. Konkrétně se jedná o tyto charakteristiky:

1. kurzy cenných papírů reagují okamžitě na novou a neočekávanou informaci.

Na efektivním trhu absorbuje akciový kurz novou a neočekávanou informaci velmi rychle, během několika málo sekund či minut. Reakce akciového kurzu na novou, neočekávanou informaci je na efektivním akciovém trhu vždy okamžitá, skoková. Její průběh znázorňuje obrázek 1.

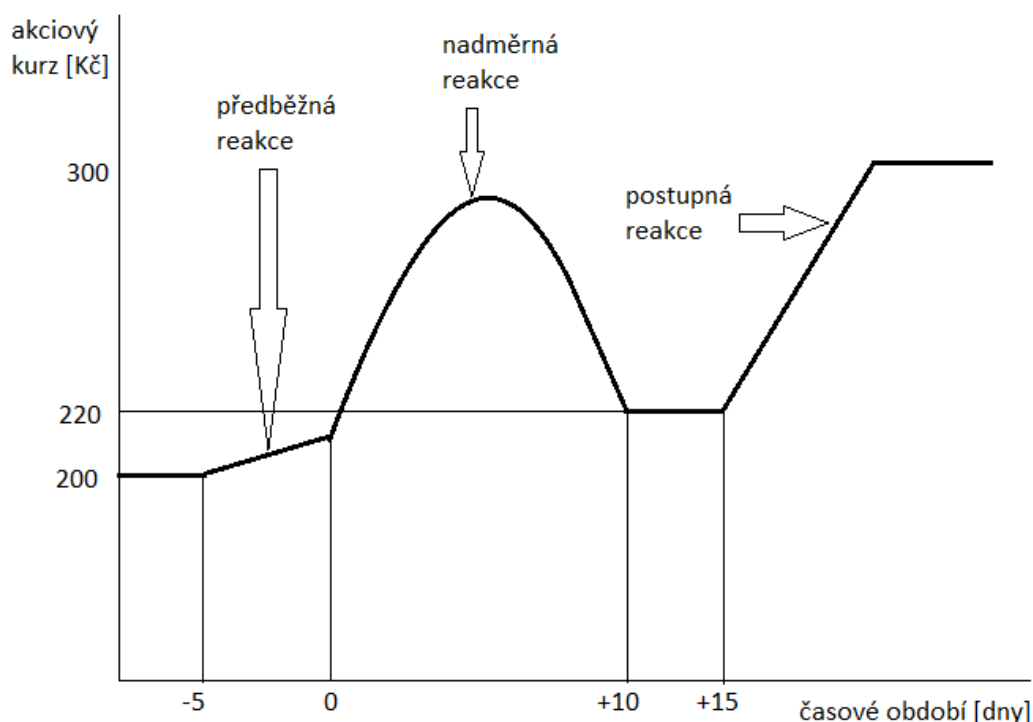
Obrázek 1: Okamžitá, skoková reakce akciového kurzu na neočekávanou informaci ke dni 0



Zdroj: vlastní zpracování podle Veselé (2011)

Zcela v rozporu s teorií efektivního trhu jsou potom další možné druhy reakcí akciových kurzů na novou, neočekávanou informaci. Mezi ně patří reakce předběžná, jež se uskuteční postupně ještě před oznámením nové, neočekávané souvztažné informace a která může souviset s insider obchody na trhu, dále reakce postupná neboli zpožděná, která trvá zpravidla několik dnů a kterou důsledně předpokládají akciové analýzy a konečně reakce nadměrná (přehnaná), která je zpravidla zapříčiněna psychologickými faktory a atributy. Postupná, předběžná a nadměrná reakce je zachycena na obrázku 2.

Obrázek 2: Postupná, předběžná a nadměrná reakce akciového kurzu na neočekávanou informaci ke dni 0



Zdroj: vlastní zpracování podle Veselého (2011)

2. Kurzy cenných papírů konají náhodnou procházku; jejich změny z období na období jsou nezávislé.

V souvislosti s oznámením nové, neočekávané informace je reakce akciových kurzů na efektivním trhu ukončena ještě tentýž den. Poněvadž různé informace, které způsobují změny v akciových kurzech jsou nezávislé a náhodně se vyskytující, jsou za nezávislé, náhodné považovány i změny, reakce akciových kurzů vyvolané těmito informacemi. Skutečnost, že informace, která je oznámena, je neočekávaná, náhlá, a tudíž ji není možné předem předvídat, je významným faktorem přispívajícím k náhodnému pohybu kurzů. V případě, že by bylo možné danou informaci předvídat, kurzy by již na tuto informaci nereagovaly a nevykazovaly tak žádný pohyb, neboť tato informace by již byla očekávána, všeobecně známa, a tedy i absorbována cenovým kurzem.

3. Žádný investor na efektivním trhu není schopen (nemůže) dlouhodobě a opakovaně dosahovat nadprůměrného výnosu.

Ziskový motiv investorů a s tím související aktivita vedou na efektivním trhu k tomu, že jsou akciové kurzy neustále velmi rychle tlačeny ke své rovnováze. Souhrnný dlouhodobý výnos jednotlivých investorů na trhu se statisticky významně neodchýlí od tržního průměru, neboť vzhledem k neustálé aktivitě investorů se případné ziskové a ztrátové příležitosti velmi rychle eliminují. Tato myšlenka nicméně nezavrhne skutečnost, že by investor nemohl zcela výjimečně na efektivním trhu v daném období dosáhnout vyššího než nadprůměrného výnosu, ale říká, že nadprůměrného výnosu (tedy významně vyššího než ostatní) není nikdo na efektivním trhu schopen dosahovat trvale a opakovaně. Alfa faktor měřící odchylky skutečného výnosu od výnosu rovnovážného, by se na efektivním trhu neměl nijak výrazně odchylovat od nuly, což plyne z předpokladu, že všechny instrumenty jsou na efektivním trhu zhruba správně oceněné, tj. přinášejí výnosovou míru, která se podstatně neodchyluje od výnosové míry rovnovážné, odvozené od míry rizika spojeného s daným instrumentem.

4. Všechny investiční a obchodní strategie na efektivním trhu ve snaze dosáhnout nadprůměrného výnosu selhávají.

Úspěšnost, kterou efektivní trh předurčuje veškerým obchodním a investičním strategiím, je v podstatě nulová. Všechny jsou odsouzeny k neúspěchu, neboť žádná z nich není schopna investorovi přinést dlouhodobě opakovaně nadprůměrný výnos. Tyto strategie tak ve snaze dosáhnout vyššího, než průměrného výnosu selhávají. Efektivní trh je schopen správně, bezchybně a adekvátně ocenit každou akcii. Akciový kurz na efektivním akciovém trhu odpovídá vnitřní hodnotě akcie. Jak již bylo uvedeno, jakákoliv aktivní investiční strategie musí tedy být na takovémto typu trhu neúčinná a neúspěšná (Fama, 1969; Veselá, 2011; Haugen, 1993).

Pokud se testy efektivnosti a empirické studie opírají o historické kurzové časové řady, což je nejčastější, testují tedy naplnění pouze slabé formy efektivního trhu.

Většinou se testy efektivnosti a souvztažné studie zaměřují na druhou a čtvrtou charakteristiku, jejichž platnost je možné prověřit a otestovat relativně nejsnadněji. Při testování druhé charakteristiky jsou hledány jakékoliv závislosti a trendy v pohybu akciových kurzů. Pro tyto účely lze aplikovat buď velice jednoduché metody, jako např. korelační testy, simulační testy, runs testy nebo distribuční modely. Vypovídací schopnost těchto modelů je omezená a mnohdy zkreslená, proto je možné opřít se o složitější statistické

metody, jako je např. Box-Jenkinsova metodologie, některé deterministické modely časových řad nebo stochastické modely časových řad. Studie a testy, které prověřují fungování čtvrté charakteristiky efektivního trhu, se pokoušejí změřit výnosové míry produkované různými investičními a obchodními strategiemi a poté tyto výnosové míry porovnat s výnosovou mírou indexu na daném trhu. Ten je vnímán jako zástupce tržního portfolia a plní v této souvislosti funkci benchmarku (kritéria účinnosti a úspěšnosti strategie). O slabě efektivním trhu nelze hovořit, je-li výnosová míra produkovaná určitou obchodní nebo investiční strategií po započtení transakčních nákladů vyšší než průměrná výnosová míra produkovaná indexem. V tomto případě není čtvrtá charakteristika naplněna (Veselá, 2011).

3.4 Testy slabé formy efektivnosti

Jak již bylo popsáno výše, při slabé formě efektivnosti neexistuje žádný vztah mezi historickými a budoucími akciovými kurzy. Vztah mezi historickými a budoucími kurzy je nezávislý, což znamená, že se nedá vyzorovat žádný trend. Slabá forma efektivnosti trhu je testována pomocí dvou odlišných metod:

1. Metody zkoumání úspěšnosti při používání technických indikátorů
2. Metody kurzové nezávislosti

Předmětem testů založených na testování úspěšnosti používání technických indikátorů se staly filtrovací technika, klouzavé průměry a relativní síla.

Filtrovací technika funguje na základě stanovení určitých hranic, při jejichž překročení se realizují nákupy, nebo naopak při poklesu pod určitou úroveň dochází k prodejem akcií. Empirické výzkumy (např. E. Fama a M. Blume (1966) nebo G. Pinches (1970) ukázaly, že s používáním filtrovací techniky nebyly dosahovány lepší výsledky než při použití strategie „kup a drž“³.

Testy založené na klouzavých průměrech rovněž neprokázaly schopnost investorů dosahovat nadprůměrných výnosů při používání této strategie.

Při používání indikátoru relativní síly R. Levy (1967) naopak prokázal, že lze dosáhnout nadprůměrných výnosů oproti strategii „kup a drž“. Tyto výsledky však byly zpochybněny některými investičními ekonomy (např. M. Jensen (1967) nebo M. Jensen a G. Bennington (1970), kteří kritizovali především absenci rizikových faktorů.

³ Investiční strategie „kup a drž“ (angl. buy and hold strategy) je založena na nákupu akciových instrumentů na velmi dlouhé investiční období a zpravidla nedochází k žádnému převrstvování portfolia

Po zakomponování rizikových faktorů většina empirických studií prokázala, že ani technika relativní síly nepřináší investorům dodatečný výnos.

Testy zkoumající kurzovou nezávislost jsou založeny především na testování korelační závislosti akciových kurzů v čase. Za základní práci se považuje analýza, kterou provedl E. Fama (1965) a ve které zkoumal denní výnos akcií obsažených v indexu Dow-Jones-Industrial-Average v letech 1957 až 1962. Korelační koeficienty byly stanoveny na základě denních dat.

Výsledek ukázal, že korelační koeficienty se ve většině případů blíží nule. Fama dále vypočetl i korelační koeficienty pro delší období, přičemž výsledky byly opět stejné: korelační koeficienty se blížily nule. Fama pokračoval ve svých analýzách v 70., 80. a 90. letech. Závěry jeho prací je možno shrnout takto:

1. Trendové chování akciových kurzů neexistuje, proto Dowova teorie objasňující chování cen akcií je zcela chybná.
2. Mezi současným a minulým výnosem z akcií není žádný vztah.
3. Ačkoliv se korelační koeficienty blíží nule, mají zpravidla kladnou hodnotu. Tento fakt se dá vysvětlit tím, že akcie jsou rizikové instrumenty, a proto přinášejí pozitivní výnos.
4. Výnosy z finančních derivátů a pokladničních poukázek se chovají rovněž náhodně.

Dalším, kdo testoval teorii efektivních trhů na evropských akciových trzích, byl např. B. Solnik (1973). Korelační analýzu prováděl na základě jednodenních, týdenních a měsíčních dat. Solnik rovněž došel k závěru, že akciové kursy vykonávají „náhodnou procházku“. Při zkoumání jednodenních závislostí však objevil určité poruchy náhodného pohybu. Solnik vyjádřil tvrzení, že tato skutečnost by mohla být zapříčiněna zejména nižší likviditou evropských akciových trhů.

Nejen výzkumy Famy a Solnika, ale i výsledky dalších výzkumných analytických studií podporují existenci slabé formy efektivnosti na vyspělých akciových trzích, s tím, že korelační koeficienty mezi akciovými kurzy na nejlíkvinnějších trzích se blíží nule (pohybují se mezi +0,10 a -0,10), což znamená, že teorie Dowa nesprávně vysvětluje chování cen akciových instrumentů.

3.5 Podstata a model hypotézy efektivního trhu

Jak již bylo řečeno, první koncepční teorie efektivního trhu byly vytvořeny v 60. letech minulého století, kdy vzniklo hned několik modelů hypotézy efektivního trhu. Veškeré tyto modely vycházejí z předpokladu, že kurzy cenných papírů okamžitě a zcela absorbují všechny dostupné souvztažné informace. V této situaci potom bude tržní kurz cenného papíru totožný s jeho pravdivou (vnitřní) fundamentální hodnotou. Nastane tzv. stochastická rovnováha, která říká, že není možné jakkoliv profitovat z rozdílu mezi tržním kurzem a vnitřní fundamentální hodnotou cenného papíru (Veselá, 2011).

Vezmeme-li v úvahu, že každá reakce na novou, náhlou a neočekávanou informaci je na efektivním trhu okamžitá, a tudíž se nepřesouvá do dalších dní, nenastává na takovém trhu rozdíl mezi skutečnou a očekávanou výnosovou měrou z daného cenného papíru. Trh potom funguje jako „fair hra“ - Fair Game. Stav, kdy jsou plně absorbovány informace a kdy není rozdíl mezi skutečnou a očekávanou výnosovou měrou s ohledem na soubor dostupných informací označený jako θ_t , lze podle Famy (1969) zapsat takto:

$$r_{i,t+1} = E(r_{i,t+1}/\theta_t) + \varepsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

kde $r_{i,t+1}$ je skutečná výnosová míra z cenného papíru v „i“ v období „t+1“,
 $E(r_{i,t+1}/\theta_t)$ je očekávaná výnosová míra z cenného papíru „i“ v čase „t+1“ za podmínek informačního souboru dostupného v čase „t“ (je tedy uvažován pouze soubor minulých informací),
 θ_t je soubor dostupných informací v čase „t“,
 $\varepsilon_{i,t+1}$ je predikční chyba u výnosové míry z „i-tého“ cenného papíru v čase „t+1“

Za účelem dosažení toho, aby predikční chyba byla tzv. nesystematickou chybou, která vyhovuje podmínkám „Fair Game“ modelu, musí splňovat tyto tři vlastnosti:

- být nezávislá na očekávané výnosové míře (tedy nemít korelační vztah),
- být nestranná vzhledem k očekávané výnosové míře (v průměru všech pozorování dohromady musí být hodnota této predikční chyby 0),
- být efektivní, což je dosaženo v případě, kdy je predikční chyba i-tého cenného papíru současně sériově nekorelovaná s predikční chybou j-tého cenného papíru.

Jsou-li tyto tři podmínky pro platnost Fair Game modelu naplněny, nic nebrání fungování hypotézy efektivního trhu v její slabé formě. V tomto případě je možné odvodit následující vztahy mezi běžným a očekávaným kurzem a očekávanou výnosovou mírou i -tého cenného papíru podle poznatků Famy (1969):

$$E(P_{i,t+1}/\theta_t) = [1 + E(r_{i,t+1}/\theta_t)]P_{i,t} \quad (2)$$

kde $E(P_{i,t+1})$ je očekávaný kurz cenného papíru „ i “ v období „ $t+1$ “

$E(r_{i,t+1})$ je očekávaná výnosová míra z cenného papíru „ i “ v období „ $t+1$ “

θ_t je soubor dostupných informací v období „ t “

$P_{i,t}$ je kurz cenného papíru v období „ t “

Očekávaný kurz cenného papíru „ i “ v období $t+1$ je dán běžným kurzem cenného papíru „ i “ v období „ t “, kompletním souborem informací dostupných v období „ t “ a očekávanou výnosovou měrou cenného papíru „ i “ v období „ $t+1$ “ určenou souborem dostupných informací.

V tržní situaci, kdy kurzy cenných papírů plně odrážejí všechny dostupné informace ze souboru θ_t , platí následující vztahy pro rozdíl mezi skutečným kurzem v období „ $t+1$ “ a očekávaným kurzem cenného papíru „ i “ v období „ $t + 1$ “:

$$x_{i,t+1} = P_{i,t+1} - E(P_{i,t+1}/\theta_t) \quad (3)$$

kde $x_{i,t+1}$ je rozdíl mezi očekávaným a skutečným kurzem cenného papíru „ i “ v období „ $t+1$ “

Uvažujeme-li fakt, že všechny informace ze souboru θ_t jsou absorbovány kurzem okamžitě, očekávaný i skutečný kurz cenného papíru v období „ $t+1$ “ budou ve vzájemné rovnosti s respektováním souboru informací dostupných a známých v období „ t “. Potom platí, že

$$E(x_{i,t+1}/\theta_t) = 0 \quad (4)$$

Kde $E(x_{i,t+1}/\theta_t)$ je očekávaný rozdíl mezi skutečným a očekávaným kurzem cenného papíru „ i “ v období „ $t+1$ “

Uvažujeme-li tyto podmínky, pak není možné dosáhnout jakéhokoliv zisku z rozdílu mezi skutečným a očekávaným kurzem na základě souboru informací θ_t .

Při odhadu očekávané výnosové míry je vhodné vycházet z výnosové míry aktuální, dnešní. Důvodem je neočekávatelnost a nepredikovatelnost nově uvolněné informace. Není totiž možné, jakkoliv dopředu předpovědět, kdy bude nová informace zveřejněna. Jak uvádí Veselá (2011), platí-li hypotéza efektivního trhu, pak platí:

$$E(x_{i,t+1}/\theta_t) = r_{i,t}, \quad (5)$$

přičemž substitucí prvního vzorce dále dostaneme tento vzorec:

$$r_{i,t+1} = r_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}, \quad (6)$$

Uvedený vztah je matematickým vyjádřením modelu Náhodné procházky (Random Walk), někdy nazývaným Brownovým pohybem. Tento model říká, že kurzy cenných papírů konají náhodnou procházku, pokud výnosová míra cenného papíru „i“ v období „t+1“ (tedy zítřejší) je rovna výnosové míře cenného papíru v období „t“ (tedy dnešní) plus vzorec odpovídající částce, která závisí na nové informaci, oznámené mezi obdobími „t“ a „t+1“, nepředvídatelné a neočekávané, dané informačním souborem θ_t . Model Random Walk tedy vymezuje výnosovou míru cenného papíru „i“, která v sobě zahrnuje důchodové platby i kapitálové zisky v souvislosti s neočekávanou, nepredikovatelnou informací (Fama, 1969; Veselá, 2011).

Souvztažnost mezi kurzy daného cenného papíru „i“ v období „t“ a „t+1“ potom můžeme podle Famy (1969) zapsat takto:

$$P_{i,t+1} = g_{i,t+1} + P_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}, \quad (7)$$

kde $g_{i,t+1} = r_{i,t+1}$,

$g_{i,t+1}$ je výnos (zisk) z cenného papíru „i“ v období „t+1“ zahrnující jak kapitálové zisky, tak důchodové platby.

pokud $g_{i,t+1}$ vyjadřuje pozitivní očekávání, pak lze vyslovit předpoklad, že kurzy cenných papírů porostou. V tomto případě můžeme hovořit o Random Walk modelu s pozitivní tendencí nebo také o Submartingale modelu. Zmíněný Submartingale model je tedy určitou verzí Fair Game modelu, kdy je oproti předchozímu období očekáván růst kurzů cenných papírů, což je typické buď pro expandující ekonomiku s reálným růstem, nebo pro inflační ekonomiku s nominálním cenovým růstem. Existuje-li rovnost v držbě cenných papírů mezi obdobími, pak se jedná se o Martingale model, avšak v situaci, kdy

$g_{i,t+1}$ vykazuje negativní očekávání, jde o Random Walk model s negativní tendencí neboli o Supermartingale model (Fama, 1969; Veselá, 2011).

3.6 Předpoklady efektivního trhu

Fungování efektivního trhu v praxi je založeno na splnění několika nezbytných předpokladů. Nejsou-li tyto předpoklady v praktickém fungování plněny, nelze logicky předpokládat dosažení jakékoliv formy efektivnosti na trhu. Na základě teorie Famy (1969) lze v krátkosti shrnout, o jaké předpoklady se konkrétně jedná a čeho se týkají:

1. Na efektivní trhu je předpokládán co nejbližší posun k tvrdě konkurenčnímu trhu s vysokým počtem nezávislých investorů, kteří mají rovný přístup k informacím, obchodním systémům a technologiím.
2. Vždy přítomný ziskový motiv investorů, který zapříčiňuje to, že během několika minut či sekund jsou identifikovány a eliminovány případné odchylky akciových kurzů od jejich vnitřní hodnoty, zásadně přispívá k efektivnosti trhu.
3. Nepostradatelným technickým předpokladem fungování efektivního trhu je existence kvalitní infrastruktury na trhu, tedy pružně, likvidně, transparentně a bezchybně pracující obchodní systém na burze, systém zabezpečující zpracování a šíření informací, systém vypořádání obchodů, ale i systém regulace a kontroly.
4. Nepřetržitý, volný tok včasných, odpovídajících a všem dostupných, korektních, kompletních a souvztažných informací o domácí ekonomice, firmách, odvětvích, ale i zahraničních trzích a ekonomikách je zásadní pro informační efektivnost trhu.
5. Pouze na likvidním trhu je možné zajistit kontinuální, adekvátní a prudké promítání nových, nepredikovatelných informací do kurzů cenných papírů, a proto efektivní trh musí být trhem likvidním.
6. Aby mohl trh fungovat na určitém stupni efektivnosti, je potřeba vytvořit kvalitní základnu právní legislativy, která bude tvořit korektní právní prostředí pro všechny aktivity na daném trhu a přesně vymezovat práva a povinnosti subjektů a institucí na tomto trhu (Fama, 1969; Veselá, 2011).

3.7 Události a jevy podporující efektivnost trhu

Kromě anomálií, které bezpochyby působí na kapitálových trzích, byly ovšem také objeveny události a jevy, které hovoří ve prospěch teorie efektivnosti trhu a jejího naplnění. Příkladem mohou být objevené události a jevy na trzích v USA a Velké Británii, jako

např. velice prudká, rychlá reakce akciových kurzů na globální světové události, reakce na oznámení účetních změn ve společnosti a na oznámení o štěpení akcií (Fama, Fisher, Jensen, Roll, 1969) či rychlá, prudká reakce kurzu na oznámení změny diskontní sazby.

Jak uvádí Veselá (2011), pokud není na akciovém trhu zcela naplněna středně silná forma efektivnosti v důsledku působení různých anomálií, nelze pak uvažovat o naplnění vyššího stupně efektivnosti, formy silné. Bylo také zrealizováno několik výzkumů v souvislosti s problematikou zneužívání inside informací s poměrně zajímavými výsledky. V rozporu se silnou formou efektivnosti akciového trhu mohou být vnímány některé aktivity burzovních specialistů a firemních manažerů v USA (na základě burzovních reportů a analýz). Naopak podporu silné formě efektivnosti poskytují manažeři, analytici, a správci portfolií svými velmi často podprůměrnými výnosovými výsledky (na základě vyhodnocování prvků investičních portfolií).

3.8 Anomálie na efektivním trhu

Do současné doby není otázka ohledně míry a formy efektivnosti akciového trhu kompletně zodpovězena a vyřešena. Ačkoliv byly publikovány studie, které potvrzují naplnění slabé formy efektivnosti na některých akciových trzích ve vyspělých zemích (např. v USA a Velké Británii), stále však existují výzkumy a studie, které vyvrátili naplnění středně silné a v některých případech i slabé formy efektivnosti a které přinesly důkazy o existenci určitých anomálií, efektů a speciálních situací, které na trhu přetrvávají nebo se pravidelně objevují a jejichž existence umožňuje investorům dlouhodobě a opakovaně dosahovat nadprůměrného výnosu, což je v rozporu s charakteristikami efektivního trhu. Jak uvádí Veselá (2011), k nejvíce zkoumaným a nejznámějším patří tyto anomálie, tj. efekty narušující efektivnost trhu:

1. Pondělní (týdenní) efekt (The Day of the Week Effect)
2. Lednový efekt (The January Effect)
3. Efekt nízkého P/E ratio (The Low P/E Ratio Effect)
4. Efekt nízkého P/BV ratio (The Low P/BV Ratio Effect)
5. Efekt nízkého P/S ratio (The Low P/S Ratio Effect)
6. Efekt velikosti (The Size Effect)
7. Efekt zanedbaných firem (The Neglected Firms Effect)
8. Efekt překvapujících výnosů (The Surprise/Earnings Effect)
9. Efekt fúzí a akvizicí (The Mergers and Acquisitions Effect)

10. Efekt akcií uzavřených fondů (The Closed-End Mutual Fund Puzzle)
11. Efekt emise nových akcií (The New Stock Issues Effect)
12. Efekt kótace (The Exchange Listings Effect)
13. Efekt spojený s Value Line Survey (The Value Line Enigma)

Uvedený výčet anomálií či efektů, narušujících silnou, středně silnou, popř. i slabou formu efektivnosti trhu, nelze vyhodnotit jako konečný. Empirické výzkumy zabývající se problematikou fungování efektivních trhů přinesly důkazy i o dalších, méně známých, avšak významných anomáliích či efektech, které na trhu při určitých podmínkách působí. Jedná se např. o denní efekt, měsíční efekt, prázdninový efekt, efekt hospodářského cyklu, efekt nákladů zastoupení či efekt hotovostních dividend. Jako jedny z nejvíce známých, budou popsány první dva efekty uvedené v seznamu.

Pondělní (týdenní) efekt (The Day of the Week Effect) má za následek, že se akciové kurzy v průběhu týdne pohybují podle jistého stálého vzoru. Je tedy možné pozorovat existenci určité sezónnosti v časové řadě akciových kurzů, což však neodpovídá tezi náhodného pohybu kurzů, který je předpokladem pro efektivní trh. Rezultáty studie Gibbons a Hesse (1981), provedené na amerických datech, ukázaly, že pondělní změny akciových kurzů byly největší (-33,5 % na roční bázi) a negativní. V pondělí tedy docházelo k pravidelnému poklesu akciových kurzů. K výraznějším kladným změnám akciových kurzů docházelo podle uvedené studie ve středu (+24 % na roční bázi) a v pátek (+21 % na roční bázi). V úterý byly změny v kurzech téměř nepostřehnutelné a ve čtvrtek pak sice pozitivní, ale velmi nízké. Existence pondělního efektu je vysvětlována pondělními reakcemi investorů na důležité negativní zprávy a informace oznámené v pátek nebo psychologickými vlivy, motivy a náladami investorů. Je patrné, že je možné využít jakéhokoliv pravidelně se opakujícího vzoru v pohybu akciových kurzů pro sestavení úspěšných investičních strategií a k dosažení nadprůměrného výnosu, což opět rozporuje teorii efektivního trhu (Gibbons, Hess, 1981; Veselá, 2011).

Jak je z názvu zřejmé, lednový efekt (The January Effect) působí v měsíci lednu a týká se zejména akcií malých firem. Tyto akcie, především v prvních dvou týdnech měsíce ledna, vykazují nadprůměrný kurzový růst, tedy je možné dosáhnout vysokých kapitálových zisků. Keim (1983, 1985) ve svých výzkumech konkrétně zmiňuje celkový průměrný rozdíl +8,16 % ve výnosu amerických akcií malých a velkých firem v prvních pěti dnech v lednu v letech 1963—1979. Existence tohoto efektu je vysvětlována jednak chováním manažerů a investorů, kteří na přelomu roku vyhodnocují výkonnost svého

investičního portfolia a na základě tohoto zjištění přijímají nové strategie, portfolio převrstvují a doplňují právě o akcie malých firem, a jednak snahou investorů o dosažení daňové optimalizace. Lednový efekt působí s různou intenzitou v jednotlivých zemích a v čase. S tímto efektem velice úzce souvisí efekt zanedbaných firem.

Za další významnou anomálii na akciovém trhu bývá označován nadprůměrný výnos akcií, které emitují společnosti s malým množstvím akcií v oběhu. Reinganum (1981) zkoumal výnosové míry firem různých velikostí a došel k závěru, že malé společnosti mají podstatně větší výnos (i po započtení rozdílné výše rizika).

V dnešní době stále pokračují diskuze v investiční ekonomii, o tom, zda nadprůměrný výnos akcií společností s nízkou kapitalizací je primárně způsoben efektem velikosti, nedostatkem informací a nízké likvidity, nebo v důsledku efektu nízkého P/E. Jak bylo uvedeno, empirické důkazy však potvrdily, že akcie s nízkou kapitalizací, nedostatkem informací, nižší likviditou a nízkým P/E přinášejí nadprůměrný rizikově očištěný výnos.

Kromě lednových a pondělních faktorů byly na akciových trzích objeveny i měsíční a denní vlivy. R. A. Ariel (1987) ve svém výzkumu dospěl k závěru, že existuje nestejněměrné rozložení výnosové míry akciových instrumentů v rámci měsíce. V první polovině měsíce byla výnosová míra podstatně vyšší než v druhé polovině měsíce.

L. Harris (1986) naopak zkoumal denní chování akciových kursů. Ve své studii došel ke zjištění, že na akciových trzích se vyskytuje denní cyklus, neboť v posledních minutách obchodování dochází k růstu tržních cen akcií.

3.9 Některé výzkumy a důkazy neefektivnosti trhu

S novými a často převratnými důkazy o neefektivnosti trhu přišlo v minulých dekadách hned několik ekonomů. Konkrétně Shiller (1981) poukázal na značné rozdíly mezi vnitřní hodnotou akcií z indexů S & P 500 a DJIA a jejich tržním akciovým kurzem za období delší než 50 let, čímž odporují jakékoliv formě efektivnosti trhu. Le Roy (1989) upozornil na značnou volatilitu⁴ skutečné výnosové míry a skutečné míry růstu dividend u analyzovaného vzorku akcií. Kvůli vysoké kolísavosti těchto veličin je podle obou ekonomů v tomto případě nemožné přijmout hypotézu o naplnění slabé formy efektivnosti trhu. Nadměrná volatilita kurzů, výnosových měr, zisků a dividend je způsobena nadměrnou

⁴ Míra průměrné intenzity kolísání kurzů během daného období

reakcí investorů na novou, náhlou, neočekávanou a související informaci nebo reakcí investorů na informaci nepřímo související s jejich akcií.

Fakt, že tržní akciové kurzy neodpovídají jejich správné vnitřní hodnotě (z hlediska fundamentální analýzy), dokládá rovněž Summers (1986). Dalším, kdo zpochybnil praktické fungování efektivního trhu, byl samotný tvůrce charakteristik efektivního trhu R. A. Haugen, který uvádí příklady nadměrných a neadekvátních reakcí akciových kurzů na nové, náhlé, neočekávané informace.

Jak vidno, v odpovědi na otázku, zda je či není trh efektivní, popř. v jaké formě, nejsou ekonomové vůbec jednotní ve svých názorech a zjištěních. Je zřejmé, že výzkumy, testování a diskuse ohledně efektivnosti trhu budou pokračovat i v dalších letech a patrně budou pracovat i se širším spektrem trhů, než tomu bylo dosud. Výsledky mohou být originální a překvapivé.

3.10 Teorie efektivních trhů a devizový kurz

S tím, jak se začalo rozvíjet retailové obchodování, vzrůstaly i požadavky individuálních investorů na dostupnost historických dat umožňujících provést analýzu příslušných instrumentů na devizovém trhu. Dnes jsou tyto data běžně přístupná i drobným investorům skrze obchodní platformu, která poskytuje přístup jak k aktuálním kurzům na trhu, tak k historickým časovým řadám. Tyto informace umožňují lépe analyzovat chování a pohyb devizových kurzů, a to nejen v dlouhých časových intervalech, ale i v rámci několika hodin či minut. (Durčáková & Mandel, 2016).

Náhodnost cenových změn a nemožnost dosahování nadprůměrného zisku jsou dva testovatelné důsledky efektivního devizového trhu. Vědecké práce zabývající se statistickým testováním vzájemných vztahů mezi změnami kurzů se objevují již od poloviny 70. let 20. století. Burt, Kean a Booth (1977) a Cornell, Dietrich (1978) ve svých výzkumech testovali chování nejvíce obchodovaných měn vůči americkému dolaru pomocí testů autokorelace a run testů. Charakter neefektivnosti byl prokázán pouze u jedné studie, a to u kanadského dolaru. Příčinu neefektivního chování autoři spatřují v roli centrální banky a jejích zásazích na trhu.

Test poměrů rozptylů vytvořili v roce 1989 Lo a MacKinlay, přičemž se stal oblíbeným a široce využíváním nástrojem při analýze devizových kurzů. Tento test využili a aplikovali Liu, He (1991) na týdenních změnách měnových párů JPY, GBP, CAD, FRF a DEM vůči americkému dolaru a došli k závěru, že všechny analyzované měnové páry

nevykazovaly znaky efektivního trhu. Chang v roce 2004 aplikoval tento test pro denní změny zmíněných měnových párů a shledal neefektivitu jen u měnového páru JPY/USD. Levich (1985) zmínil, že devizové trhy (oproti trhům akciovým) ovlivňují i další faktory jako jsou zásahy centrálních bank, nestabilní množství měny v ekonomice, makroekonomické vlivy, nízký počet směnných kurzů či změny národních úrokových měr. Tyto faktory jsou příčinou změn v rovnovážných výnosech na devizovém trhu, a tudíž nesystematické změny na devizových trzích není možné pokládat za důkaz efektivního trhu.

Pro testování efektivnosti devizového trhu lze využít i testy související s prováděním technické analýzy. Technická analýza je v dnešní době velmi rozšířený nástroj pro analýzu devizových trhů. Některé výzkumy dokonce ukázaly (Frankel, Froot, 1990), že prostřednictvím provádění technické analýzy lze dosahovat lepších výsledků než na základě předpovědí statistických modelů.

Saacke (2002) např. porovnává míru úspěšnosti obchodních systémů založených na technické analýze v souvislosti s intervencemi centrálních bank. Výsledky výzkumů Saackeho (2002) a ostatních poukazují na zvýšenou úspěšnost technických indikátorů v předvídání budoucích pohybů kurzů na devizovém trhu v době, kdy centrální banky zasahují do vývoje kurzů. Někteří ekonomové (např. Dooley, Shafer, 1984) připisují chování devizových kurzů v krátkém období spíše snaze samotných účastníků devizových trhů o dosažení spekulativního zisku než fundamentálním vlivům. To na trhu zapříčiňuje vznik grafických formací a chování subjektů na trhu je tak lépe předvídatelné.

Další vysvětlení lze spatřit v podstatných zjednodušeních, s kterými mnohdy vědecké články pracují. Mezi tyto zjednodušení patří např. absence rizikové prémie, nezapočtení transakčních nákladů či problém omezeného vzorku dat, které mnohokrát neodpovídají situaci na reálném trhu. Některé studie z poslední doby se snaží tyto simplifikace eliminovat, jako např. Lee, Sudoikhuu (2012), kteří analyzovali měnové páry EUR, GBP a JPY vzhledem k USD v období 2003 až 2009. Jejich výzkumu na zkoumaných datech ukázal, že devizový trh vykazuje slabou formu efektivního trhu, a tedy neposkytuje nadprůměrné zisky v případě stanovení filtrových pravidel po započtení transakčních nákladů.

Je však známo, že stále existuje nemalý počet autorů, kteří zastávají názor, že i po započtení rizikové přírážky a transakčních nákladů se devizové trhy se nechovají efektivně (např. Neely, Weller (2001). Jiní autoři zkoumali jednoduché obchodní systémy

postavené na technické analýze. Např. Okunev, White (2003) analyzovali úspěšnost obchodního systému založeného na používání technického indikátoru momentum. Jako data zvolili měnové páry AUD, FRF, DEM, CAD, GBP, CHF na měsíčním časovém rámci v období 1975–2000. Závěry výzkumu ukázaly, že i s pomocí jednoduchých obchodních systémů postavených na technické analýze lze dosáhnout nadprůměrných zisků, i při započtení transakčními náklady a rizikové přírážky.

V současné době je téma efektivnosti devizového trhu stále aktuální a stále přibývají nové výzkumy v této oblasti. Pozornost vědců se obrací spíše ke zkoumání mikrostruktury devizového trhu, tedy analýze pohybu devizových kurzů ve velmi krátkých časových intervalech. Předmětem výzkumů je ve většině případů otázka, zda je či není možné dosahovat opakovaně nadprůměrných výnosů na trhu (tedy zda existuje určitá forma efektivity devizového trhu). Ve prospěch určité formy efektivnosti devizového trhu hovoří např. výzkumy Neely, Weller (2003), Dempster, Payne, Romahi, Thompson (2001), Curcio, Godhart, Guillaume a Payne (1997), Zeman, Maršík (2013). Neefektivitu devizového trhu naznačují např. výzkumy Omrane, Oppens (2004) nebo Kozhan, Salmon (2012).

3.10.1 Formy efektivnosti devizového trhu

Slabá forma efektivnosti devizového trhu neuvažuje úplnou racionalitu tržních očekávání, neboť dnešní spotové kurzy reflektují pouze informace, které je možné získat na základě technické analýzy. Jinými slovy, subjekty na trhu jsou schopny systematicky zpracovávat pouze informace o minulém vývoji spotových kursů. Fundamentální analýza může přinést nadprůměrnou míru zisku při slabé formě efektivnosti na devizovém trhu. Technická analýza nemůže přinést nadprůměrnou míru zisku v případě, že ji tržní subjekty systematicky využívají. V situaci, kdy by tržní subjekty tuto systematickou činnost přestaly vykonávat, stal by se devizový trh opět neefektivním a technická analýza na úrovni jednotlivce by získala na účinnosti.

Středně silná forma efektivnosti již pracuje s plnou racionalitou tržních očekávání. Na takovémto trhu v sobě spotové kurzy odrážejí všechny informace, které lze získat na základě technické i fundamentální analýzy. Tržní subjekty jsou tedy schopny systematicky zpracovávat všechny veřejně dostupné informace technického charakteru (historické časové řady o vývoji spotového kurzu) i fundamentálního charakteru (veškerá data z makroekonomické, firemní i odvětvové analýzy). Na devizovém trhu při středně silné formě

efektivnosti tak nemůže technická ani fundamentální analýza přinést nadprůměrnou míru zisku, pokud je trhem systematicky prováděna.

Silná forma efektivnosti trhu vyslovuje hypotézu, že spotové kursy odrážejí i neveřejné informace. Tato forma efektivnosti by tak naznačovala „únik“ neveřejných informací (např. z centrální banky). Mohlo by se jednat o interní informace o změně inflačního cíle, změně úrokové sazby nebo o intervenční strategii centrální banky (Durčáková & Mandel, 2016).

4 Behaviorální finance

Behaviorální finance znamenají v investiční ekonomii poměrně nový teoretický směr, který využívá poznatky z oblasti psychologie a aplikuje je na chování investorů na trzích cenných papírů. Mnoho významných představitelů tohoto investičního směru není dokonce z řad ekonomů, ale pocházejí z oblasti teorie psychologie. Významní představitelé jsou zejména A. Tversky nebo D. Kahneman, který získal (dohromady s V. L. Smithem) v roce 2002 Nobelovu cenu za rozvoj ekonomické vědy, a to za integraci poznatků psychologického výzkumu do ekonomie.

Behaviorální finance lze definovat jako interdisciplinární teorii, která zkoumá vliv psychologických faktorů na rozhodování investorů a fungování trhů. Tato teorie přichází s myšlenkou, že investoři podléhají psychologickým vlivům a nemusí se vždy chovat racionálně (což naopak předpokládá teorie efektivního trhu) (Musílek, 2011).

Za základ teorie behaviorálních financí je považována prospektová teorie, jíž zformovali v roce 1979 D. Kahneman a A. Tversky (1979). V roce 1992 pak uvedenou teorii dále rozpracovali a vydali pod názvem kumulativní prospektová teorie. Obě tyto teorie se zabývají chováním investorů v podmínkách rizika a nejistoty a analyzují jejich chování při volbě mezi investičními variantami. Oproti neoklasickému pojetí financí, které vychází z užitkové funkce, vycházejí z hodnotové funkce investorů a předpokládají, že investoři jsou nejen rizikově averzní, ale i averzní ke ztrátám. Na základě empirického výzkumu došli Kahneman a Tversky k závěru, že užitek z dosažených výnosů roste pomaleji, než klesá užitek zapříčiněný ztrátou z investičního instrumentu.

Teorie přehánění (Overreactions Theory) analyzuje nadměrné reakce investorů na náhlé, neočekávané informace a na nové dramatické události. Mezi významné reprezentanty teorie přehánění patří W. De Bondt a R. Thaler (1995). Tito vědci zkoumali přehnané reakce investorů na náhlé, neočekávané kurzotvorné informace a události, přičemž stanovili základní hypotézu: jestliže ceny akcií po uveřejnění nových informací v pravidelných intervalech „přestřelují“ správné hodnoty, pak musí nastávat i jejich zpětný pohyb. Lze proto s úspěchem předpokládat zpětnou korekci cen po nadměrné reakci.

Teorie zarámování (Framing Theory) je dalším významným příspěvkem do postupně se formující teorie behaviorálních financí. Za autory této teorie jsou považováni opět D. Kahneman a A. Tversky (1981). Jádrem této teorie je reakce investorů na stejnou kurzotvornou informaci, která je vyslovena různými způsoby.

Teorie nadměrného sebevědomí (Overconfidence Theory) se opírá o myšlenku, že někteří investoři a správci aktiv jsou často přesvědčeni, že disponují nadprůměrnými investičními schopnostmi a dovednostmi a v důsledku toho vykazují vysoce nadprůměrnou frekvenci obchodování a neustále převrstvují spravované portfolio. Studie Barbera a Odeana (2000) však potvrdila, že výsledkem nadprůměrného obchodování je výrazně podprůměrná výnosová míra v porovnání se strategií kup a drž.

Snaha zkoumat vliv psychologických faktorů na chování cen na trzích se objevila již v proslulém díle J. M. Keynesa z r. 1936: „Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz“. Novodobější verzi investiční psychologie pak zformovali v 80. letech minulého století A. Kostolany a na počátku devadesátých let A. Shleifer a L. Summers. Globální finanční krize a bubliny na trhu v poslední době výrazně přiostrují odbornou diskuzi mezi zastánci teorie efektivních trhů a jejich odpůrci, kteří se stále častěji stávají stoupenci teorie behaviorálních financí.

4.1 Srovnání behaviorálních financí a teorie efektivních trhů

Tabulka 1: Srovnání behaviorálních financí a teorie efektivních trhů

	Teorie efektivních trhů	Behaviorální finance
Racionalita investora	Investor se chová racionálně	Investor se nechová zcela racionálně a jeho chování mohou ovlivnit i psychologické faktory
Forma efektivnosti akciových trhů	Trhy jsou obvykle ekonomicky efektivní	Trhy jsou neefektivní
Očekávání investora	Očekávání korespondují s teorií očekávaného užitku	Očekávání jsou ovlivněna rozdílnou percepcí kurzotvorných informací
Trendy	Neexistují, jedná se o náhodný vývoj	Existují a jsou vytvářeny obdobným chováním investičního davu
Chování ceny akcie	Na základě „náhodné procházky“	Je ovlivněni aktuální „investiční náladou“, která je dána nejen neočekávanými kurzotvornými

		faktory, ale i chováním stáda (herding effect)
Dostupnost informací	Rovnocenný a spravedlivý přístup	Různá dostupnost
Rovnováha na trhu a arbitráž	Arbitráž zajišťuje rovnováhu na trhu v každém okamžiku	Arbitráž často selhává, cena k rovnováze nemusí nutně směřovat
Tržní anomálie	Vyskytují se náhodně a ojediněle, přičemž po jejich objevení zaniknou kvůli konkurenci na trhu	Existují dlouhodobě, přičemž jsou zapříčiněny obdobným rozhodováním významné části investičního publika
Nové informace	Ceny akcií reagují přesně a rychle na neočekávané informace	Existují přehnané reakce na nové informace, a tak často dochází k efektu „přehánění“ investorů
Empirické důkazy	Lineární a nelineární metody analýz (ne)závislosti časových řad s použitím denních, měsíčních nebo vysokofrekvenčních dat.	Psychologické testy a využívání výsledků empirických testů investičních ekonomů, kteří objevili na akciových trzích určité anomálie
Nadprůměrné výnosové míry	Dlouhodobé nadprůměrné výnosy při rizikovém očištění je možné dosahovat na základě nepoctivých praktik	Dlouhodobých nadprůměrných výnosů při rizikovém očištění je možné dosahovat na základě správného odhadu chování trhu

Zdroj: vlastní zpracování podle Musílka (2011)

5 Metodika

5.1 Cíl

Hlavním cílem této diplomové práce je posoudit chování cen finančních aktiv a ověřit hypotézu náhodné procházky na vybraném finančním trhu. Hypotéza efektivního trhu bude ověřena a posuzována vybranými statistickými testy.

5.2 Data

Pro zpracování této diplomové práce byl vybrán nejvíce obchodovaný měnový pár EUR/USD a dále dva měnové páry, obsahující českou korunu – EUR/CZK a USD/CZK. K testování efektivnosti budou použity denní (D1) a týdenní časové přímký (T1). Pro získání historických dat byl využit volně dostupný software MetaTrader 4 prostřednictvím účtu u společnosti Admiral Markets.

Časový interval pro analýzu dat denních časových přímek byl stanoven od 31.12.2009 do 29.12.2017. Počet pozorování v tomto intervalu odpovídá u měnového páru EUR/USD počtu 2079, u páru EUR/CZK 2084 a u páru USD/CZK rovněž číslu 2084. Ačkoliv časový interval je stejný, počet pozorování u měnového páru EUR/USD je nepatrně menší, což je způsobeno jednak faktem, že 25.12 není tento měnový pár obchodován a případně i skutečností, že 1.1. neproběhl na burze obchod v takové výši, aby došlo k záznamu.

Časový interval pro analýzu dat týdenních časových přímek byl stanoven od 2.1.2005 do 31.12.2017. Počet pozorování v tomto intervalu odpovídá u všech vybraných měnových párů číslu 679. Týdenní časové přímký byly zvoleny i z důvodu, aby potvrdily efektivitu devizových kurzů v delších časovém období. Data budou analyzována a vyhodnocena pomocí vybraných statistických testů v programu EViews 10. Vývoj cen měnových párů, jak pro denní, tak pro týdenní změny, je obsahem příloh 1 až 6.

5.3 Model náhodné procházky

Model náhodné procházky neboli Random Walk Model zkoumá náhodnost v cenových změnách finančních aktiv. Pracuje s myšlenkou, že změny cen na trzích jsou nahodilé, tedy, že nejsou ovlivněny historickými cenami. Tato rovnice zobrazuje model náhodné procházky v jejím základním tvaru:

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (8)$$

Rovnice (8) udává, že současná cena p_t se rovná součtu ceny minulé p_{t-1} a změny ceny investičního aktiva ε_t . Tuto rovnici lze označit za náhodnou procházku v případě, že cenové změny ε_t jsou stochastickým procesem (reziduum ε_t splňuje podmínky bílého šumu⁵). Výnosy tedy musí pocházet z totožného pravděpodobnostního rozdělení (IID), přičemž se jejich střední hodnota rovná nule, rozptyl je v čase konstantní a jednotlivé cenové změny za dané časové období jsou nezávislé.

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (9)$$

$$Var(\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad (10)$$

$$Cor(\varepsilon_t; \varepsilon_{t-k}) = 0 \text{ kde } k = 1, 2, K \quad (11)$$

Splňují-li první diference cenových změn výše uvedené předpoklady, hovoříme o náhodné procházce typu RW1. Tento model však obsahuje příliš mnoho omezujících podmínek, které nejsou totožné s realitou. Proto byl vytvořen model náhodné procházky RW2, který zachovává pouze předpoklad nezávislosti cenových diferencí v nepřekrývajících se časových intervalech. Mění se střední hodnota ani heteroskedasticita není u modelu RW2 překážkou.

Pro širší pojetí náhodné procházky vznikl model RW3, který udává, že cenové diference nemusí být na sobě vzájemně nezávislé, avšak nesmí být korelované. Model RW3 nepřipouští pouze lineární závislost, přičemž ostatní formy závislosti akceptuje. Takovým příkladem může být závislost druhých mocnin cenových změn (Gujarati, Porter; 2009).

5.4 Statistické testy

5.4.1 Runs test

Runs test patří do skupiny neparametrických testů a představuje jednoduchý způsob, jak otestovat hypotézu náhodné procházky. Výsledky neparametrických testů nejsou závislé na tom, zda byl model rozdělení volen správně v souladu se skutečným rozdělením základního souboru, tudíž řešení neparametrických testů nezávisí na typu rozdělení základního souboru. Pomocí tohoto testu lze testovat jak rozdělení číselných hodnot znaků (jako u parametrických testů), tak i rozdělení hodnot slovních znaků. V druhém případě jsou číselné hodnoty výnosů ε_t vyjádřeny symboly. Růst ceny v časové řadě lze vyjádřit

⁵ Jedná se o posloupnost nezávislých náhodných veličin se stejným rozdělením s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem

symbolem \uparrow , cenové poklesy naopak symbolem \downarrow . Jako příklad takovéto časové řady lze uvést jednoduchý příklad:

↓↓↓↓↓↑↑↑↑↑↑↑↑↑↑↓↓↓↓↓↓↓↓↓↓↓↓↓

Run je označení pro nepřerušovanou řadu jednoho symbolu \uparrow nebo \downarrow . V uvedeném případě máme nejprve run o délce 5 záporných cenových změn, následovaný runem 10 kladných cenových změn, a nakonec run o délce 15 záporných cenových změn.

Cílem run testu je určit náhodnost cenových změn v časové řadě, tedy splňují-li kritérium náhodné procházky. Pro posouzení nezávislosti prvků v časové řadě je porovnáván očekávaný počet runů $E(R)$, neboli střední hodnotu, s vybranou časovou řadou. Hypotézy runs testu jsou následující:

$$H_0 = R = E(R) \tag{12}$$

$$H_0 = R \neq E(R) \tag{13}$$

Kladnou časovou změnu označme jako N_1 a zápornou cenovou změnu jako N_2 , přičemž celková četnost výběrového souboru je tedy $N = N_1 + N_2$. Počet runů R by se měl v časové řadě s rostoucí četností N blížit normálnímu rozdělení (Gujarati, Porter; 2009).

$$E(R) = \frac{2N_1N_2}{N} + 1 \tag{14}$$

Pokud N_1 i $N_2 > 10$, bude hodnota rozptylu runů odpovídat následujícímu vztahu:

$$\sigma_R^2 = \frac{2N_1N_2(2N_1N_2 - N)}{N^2(N - 1)}$$

Na základě uvedených vztahů lze zjistit střední hodnotu a směrodatnou odchylku výběrového souboru a vyjádřit tak interval spolehlivosti. Výraz $\frac{\sigma_R}{\sqrt{N}}$ je standardní chyba výběru.

$$\left(\mu_R - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma_R}{\sqrt{N}} \leq R \leq \mu_R + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma_R}{\sqrt{N}} \right) \tag{15}$$

Poté lze výpočtem hodnot normovaného normálního rozdělení snadno zjistit, zda hodnota leží v požadovaném intervalu spolehlivosti, a tedy určit i pravděpodobnost s jakou lze konstatovat, že námi určená časová řada odpovídá hypotéze náhodné procházky.

V praxi je možné se ještě setkat s variantou, která připouští tzv. nulovou změnu. Znamená to, že růsty a poklesy cen jsou v čase doplněny nulovou změnou 0. Lze se s ní setkat především na málo likvidních trzích, kdy nedojde během dne k žádnému obchodu nebo

je cenová změna aktiva menší než minimální možný pohyb ceny (tick size), tudíž jí lze považovat za nulovou. Pro účely této diplomové práce bude použita pouze varianta bez nulových runů, která je vzhledem k výběru měnových párů i logičtější.

Nevýhodou tohoto modelu je skutečnost, že má menší sílu než testy parametrické, tedy existuje i menší pravděpodobnost, že odhalí situaci, kdy neplatí nulová hypotéza. Pro dosažení větší síly je potřeba použít větší počet hodnot než u parametrických testů (Gujarati, Porter; 2009).

5.4.2 Testy autokorelace

Testy autokorelace zkoumají vzájemnou závislost či nezávislost cenových změn finančních aktiv a řadí se mezi nejvíce používané testy efektivity trhu. Jak již bylo řečeno, je-li výskyt nových příchozích informací na trhu nahodilý, pak i kurzové změny cen investičních instrumentů jsou nahodilé a na sobě vzájemně nezávislé. Autokorelační funkce zkoumá lineární závislosti mezi členy časové řady (Gujarati, Porter 2009).

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (r_t - \bar{r})(r_{t-k} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^n (r_t - \bar{r})^2} \quad (24)$$

Korelační koeficient ρ udává těsnost vztahu minulé a současné výnosové míry (r_{t-k} a r_t), kde k vyjadřuje časové zpoždění. Vyšší závislost mezi současnými a zpožděnými členy časové řady předpokládá vyšší absolutní hodnota korelačního koeficientu, která zároveň s vyšší pravděpodobností poukazuje na existenci neefektivního trhu a naopak. Cenové změny je potřeba upravit logaritmickou transformací, neboť variabilita cenových změn finančních instrumentů (výnosů) je rostoucí funkcí ceny těchto aktiv.

Graf, který zobrazuje autokorelační funkci pro jednotlivá zpoždění k , se nazývá korelogram. Pro posouzení charakteru časové řady je potřeba určit testované hypotézy a interval spolehlivosti pro individuální korelační koeficient. Obecně platí, že trh je efektivní, neexistuje-li lineární závislost mezi cenovými změnami finančních aktiv. Hypotézy mají následující tvar:

$$H_0: \rho_k = 0$$

$$H_A: \rho_k \neq 0$$

Rozptyl autokorelační funkce pro zpoždění k je limitní následujícímu vztahu:

$$\sigma^2_{\rho} \approx \frac{1}{N} \quad (25)$$

Nachází-li se koeficient autokorelace výběrového souboru mimo interval spolehlivosti, lze zamítnout nulovou hypotézu. Interval spolehlivosti je vymezen pomocí kvantilů standardizovaného normálního rozdělení.

Problémem je nejednoznačné určení hodnoty koeficientu autokorelace, pro kterou je trh ještě efektivní a pro kterou již není. Je-li např. užíván konfidenční interval na hladině významnosti $\alpha = 0,01$, poté platí, že bude časová řada s 99 % pravděpodobností efektivní, bude-li se koeficient autokorelace nacházet právě v tomto intervalu.

Pro možnost otestovat jednotnou hypotézu, že všechny autokorelační koeficienty jsou v dané časové řadě pro různou délku zpoždění k současně rovny nule, vyvinuli Ljung a Box (1978) následující testovou statistiku:

$$Q = N(N + 2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{N-k} \right), \quad (26)$$

kde N označuje velikost výběrového souboru, m počet testovaných zpoždění a $\hat{\rho}_k$ vyjadřuje individuální autokorelační koeficient pro zpoždění k . Testovaná statistika Q je porovnávána s chi-kvadrát rozdělením s m stupni volnosti. Nulová hypotéza H_0 , vyslovující náhodnost reziduí, je zamítnuta, jestliže testová statistika náleží kritickému oboru:

$$Q > \chi^2_{1-\alpha, m} \quad (27)$$

Pomocí testů autokorelace lze testovat efektivnost pouze v její slabé formě, neboť se při výpočtech vychází pouze z historických časových řad. Za pomoci autokorelačních testů je možné testovat pouze hypotézu náhodné procházky RW3, neboť lze vyloučit pouze lineární závislost mezi rezidui, nikoliv závislosti vyšších řádů (Gujarati, Porter 2009).

5.4.3 Test poměru rozptylů

Tento test navazuje na definici náhodné procházky, kde rozptyl výnosů je lineární funkcí času (viz vzorec 16). Test definovali jako první autoři Lo, MacKinlay (1989), přičemž vyvinuli snahu, aby byl robustní i vzhledem k různým formám heteroskedasticity. Rozptyl logaritmů výnosů např. za dva dny $q = 2$ musí odpovídat dvojnásobku rozptylů logaritmů denních výnosů.

$$VR(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)} \quad (16)$$

VR(q) označuje podíl rozptylů, kde $\sigma^2(q)$ je rozptyl q-tých diferencí podělený q a $\sigma^2(1)$ je rozptyl prvních diferencí.

Hypotézu náhodné procházky nelze zamítnout, je-li poměr rozptylů VR(q) roven jedné. Hypotézy jsou následující:

$$H_0: \hat{V}R(q) = 1 \quad (17)$$

$$H_A: \hat{V}R(q) \neq 1 \quad (18)$$

Tento test lze použít pro všechny formy náhodné procházky, avšak je potřeba uvažovat dvě různé testové statistiky: $z^*(q)$ pro variabilní rozptyl (heteroskedasticitu) cenových změn a $z(q)$ pro konstantní rozptyl (homoskedasticitu) cenových změn. Testové statistiky $z(q)$ a $z^*(q)$ sledují normální rozdělení a lze je definovat následovně.

Pro cenové změny s konstantním rozptylem má testová statistika následující tvar:

$$z(q) = \frac{VR(q)-1}{\sqrt{\varphi(q)}} \sim N(0,1), \quad (19)$$

kde

$$\varphi(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)}. \quad (20)$$

Testová statistika odvozená pro cenové změny s variabilním rozptylem je následující:

$$z^*(q) = \frac{\sqrt{nq}(VR(q)-1)}{\sqrt{\varphi^*(q)}} \sim N(0,1), \quad (21)$$

kde

$$\varphi^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \hat{\delta}(j), \quad (22)$$

$$\hat{\delta}(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} [(lnp_t - lnp_{t-1}) - \hat{\mu}]^2 [(lnp_{t-j} - lnp_{t-j-1}) - \hat{\mu}]^2}{\sum_{t=1}^{nq} [(lnp_t - lnp_{t-1}) - \hat{\mu}]^2}. \quad (23)$$

Testová statistika $z(q)$ je odvozena pro hypotézu RW1 (model Random Walk 1) a je tak potřeba nakonec otestovat, zda změny logaritmu cen pocházejí z identického pravděpodobnostního rozdělení *IID*. Statistika $z^*(q)$ je naopak použitelná pro hypotézy RW2 a RW3 a v tomto případě je dostačující nezávislost či pouze nekorelovanost přírůstků logaritmu cen.

5.4.4 Testy jednotkového kořene

Testy jednotkových kořenů se používají při testování stacionarity v časových řadách, a je tedy možné pomocí nich testovat efektivitu trhu. Mezi nejčastěji používané patří Dickey-Fullerův (DF) test a rozšířený Dickey-Fullerův (ADF) test. Obsahuje-li časová řada jednotkový kořen, jedná se o časovou řadu nestacionární. Taková řada má proměnlivý rozptyl, což vede k velkým odchylkám dat od průměru. Nestacionární řady tedy není možné předvídat ani modelovat (Gujarati, Porter; 2009).

Základní rovnici náhodné procházky doplníme o parametr ε (epsilon), tedy do tvaru:

$$p_t = \varepsilon p_{t-1} + u_t \quad \varepsilon \in (-1; 1) \quad (28)$$

Parametr ε v tomto případě označuje autoregresní koeficient nabývající hodnot -1 až 1. O rovnici s jednotkovým kořenem, tedy časovou řadu nestacionární, se jedná v případě, kdy $|\rho| = 1$, tedy když se absolutní hodnota parametru ε rovná jedné. V opačném případě se jedná o stacionární časovou řadu (když $|\rho| < 1$).

Při transformaci na stacionární časovou řadu je změna ceny v čase t dána následující rovnicí:

$$\Delta p_t = (\varepsilon - 1)p_{t-1} + u_t \rightarrow \Delta p_t = \delta p_{t-1} + u_t \quad (29)$$

Z rovnice je patrné, že byl za výraz $\varepsilon - 1$ dosazen parametr δ . Pokud je hodnota parametru δ rovna nule, jedná se vždy o náhodnou procházku. Hypotézy je tedy možné zapsat následovně:

$$H_0: \delta = 0 \quad (30)$$

$$H_A: \delta \neq 0 \quad (31)$$

Klasický test Dickeyho a Fullera ztrácí význam v případě, že náhodné složky v časové řadě vykazují autokorelaci. Proto Dickey a Fuller rozšířili základní autoregresní model prvního řádu na model řádu m za účelem odstranění problému s autokorelací náhodných složek v časové řadě, jak uvádí Lukáčik, Lukáčiková (2008). Výsledná rovnice změny ceny v čase t má poté tento tvar:

$$\Delta p_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta p_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta p_{t-1} + u_t \quad (32)$$

Konstanta β_1 označuje tzv. drift (část změny hodnoty Δp_t , která není bílým šumem) a může nabývat jak kladných, tak záporných hodnot. $\beta_2 t$ označuje deterministický trend, který má tendenci s růstem času t divergovat k nekonečnu, zatímco β_1 zůstává

konstantní. Regresní koeficient α_i vyjadřuje závislost mezi prvními diferencemi pro jednotlivá zpoždění i a m určuje celkový počet těchto zpoždění. Celkový počet těchto zpoždění bývá určován empiricky.

6 Empirické výsledky

6.1 Statistické testy

6.1.1 Výnosy

Tabulka 2 uvádí popisné statistiky denních a týdenních změn příslušného devizového kurzu. Výnosy byly spočítány podle následujícího vzorce (33):

$$Výnos_t = \ln(close_t) - \ln(close_{t-1}), \quad (33)$$

kde $\ln(close_t)$ je přirozený logaritmus zavírací ceny v čase t a $\ln(close_{t-1})$ je přirozený logaritmus zavírací ceny v čase $t - 1$. D1 označuje jednodenní časový rámec, T1 označuje týdenní časový rámec.

Tabulka 2: Popisné statistiky výnosů devizových kurzů po logaritmické transformaci

Kurz	Časový rámec	Počet pozorování	Průměrný výnos	Směr. odchylka	Míra šikmosti	Míra špičatosti	JB test (p-value)
EUR/USD	D1	2078	-0,000086	0,0059	-0,0419	4,8490	0,0000
	T1	678	-0,000123	0,0136	-0,2980	4,4496	0,0000
EUR/CZK	D1	2083	-0,000016	0,0031	1,3720	30,0362	0,0000
	T1	678	-0,000260	0,0082	0,0452	8,2142	0,0000
USD/CZK	D1	2083	0,000071	0,0072	0,3463	6,2357	0,0000
	T1	678	-0,000144	0,0174	0,3133	4,3054	0,0000

Zdroj: vlastní zpracování

Z tabulky 2 je možné sledovat záporné týdenní průměrné hodnoty u všech sledovaných měnových párů. Tento dlouhodobý trend naznačuje depreciaci základní měny v páru – tedy v případě páru EUR/USD depreciaci eura vůči americkému dolaru, stejně tak u páru EUR/CZK depreciaci eura vůči české koruně a u páru USD/CZK depreciaci amerického dolaru vůči české koruně. Jinak je tomu pouze v případě denních změn u páru USD/CZK, které vykazují kladné změny. Směrodatná odchylka změn devizových kurzů, a tedy i rozptyl, se u všech sledovaných měnových párů zvyšovaly s délkou časového rámce. Pravděpodobnostní rozdělení výnosů je také zachyceno na histogramech v přílohách 7-12. Koeficient šikmosti popisuje asymetrii náhodné veličiny, přičemž hodnota koeficientu symetrického rozdělení včetně normálního rozdělení je rovna 0. Koeficient špičatosti porovnává dané rozdělení náhodné veličiny s normálním rozdělením pravděpodobnosti. Na histogramech (přílohy 7-12) je vidět, že pravděpodobnostní rozdělení změn

devizových kurzů u zvolených časových rámců D1 a T1 je charakteristické vysokou mírou špičatosti v porovnání s normálním rozdělením.

Nulová hypotéza Jarque-Bera testu (tedy, že data pochází z normálního rozdělení), je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha = 0,01$, tedy lze tvrdit, že výnosy zkoumaných devizových kurzů nemají normálnímu rozdělení. V komparaci s normálním rozdělením vykazují změny devizových kurzů extrémní počet malých změn. V přílohách 7-12 jsou vyobrazeny histogramy výnosů jednotlivých měnových párů po logaritmické transformaci.

6.1.2 Runs test

Jak bylo blíže popsáno v kapitole 5.4.1, nulovou hypotézu o náhodnosti cenových změn nelze zamítnout ve prospěch alternativní hypotézy v případě, kdy se skutečný počet runů významně neliší od počtu očekávaných runů. Pokud je počet runů významně vyšší, nebo nižší než počet očekávaný, zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní hypotézy.

Runs test transformuje počet skutečných runů do Z-statistiky a následně přiřazuje hodnoty p-value, podle kterých lze určit, zda zvolená časová řada odpovídá hypotéze náhodné procházky či nikoliv.

Test byl proveden v programu Excel testovací metodou, která nebere v úvahu nulové změny. Tabulka 3 zobrazuje výsledky runs testu bez nulové série. N označuje celkový počet pozorování, $N1$ počet kladných cenových změn, $N2$ počet záporných cenových změn, R skutečný počet runů (přechodů mezi kladnými a zápornými cenovými změnami) a poslední dva sloupce uvádějí hodnoty testové statistiky Z a hodnoty p .

Tabulka 3: Runs test bez nulové série

Kurz	Časový rámec	N1	N2	N	R	Z-stat	p-value
EUR/USD	D1	1050	1028	2078	1075	1,5412	0,1233
	T1	343	335	678	355	1,1568	0,2474
EUR/CZK	D1	974	1109	2083	1163	5,4966	0,0000
	T1	315	363	678	328	-0,7958	0,4260
USD/CZK	D1	1033	1050	2083	1081	1,6907	0,0900
	T1	317	361	678	339	0,0330	0,9737

Zdroj: vlastní zpracování, Excel

Podle hodnot intervalu Z a hodnot p v tabulce 3 zamítáme nulovou hypotézu o náhodnosti cenových změn v časové řadě u jednodenních devizových kurzů EUR/CZK na hladině významnosti $\alpha=0,01$.

V případě denních cenových změn EUR/CZK skutečný počet runů přesahuje počet očekávaných runů, tedy cenové změny oscilují kolem své průměrné hodnoty rychleji, než je očekáváno a lze vyslovit předpoklad záporné korelovanosti cenových změn. Týdenní cenové kurzy mají tendenci chovat se více efektivně než denní kurzy vybraných měn, jak můžeme pozorovat na hodnotách v tabulce 3. Tento fakt může být způsoben jednak delším časovým obdobím pozorování, jednak menším počtem pozorování v případě týdenních cenových změn.

6.1.3 Testy autokorelace

Výnosy byly vypočteny jako rozdíl přirozeného logaritmu cenového kurzu v čase t a $t-1$. Jak již bylo zmíněno, testy jednotlivých korelačních koeficientů zjišťují, zda jsou tyto koeficienty různé od nuly. Trh je považován za efektivní, pokud nelze zamítnout testovanou nulovou hypotézu o nulové hodnotě korelačního koeficientu a naopak. V případě, že je korelační koeficient různý od nuly (na zvolené hladině významnosti), existuje pozitivní nebo negativní závislost mezi jednotlivými pozorováními a je tedy možné tvrdit, že chování časové řady neodpovídá charakteristice efektivního trhu.

Na obrázcích 3 až 8 jsou jednak graficky znázorněny hodnoty korelačních koeficientů (tzv. korelogramy-sloupec „Autocorrelation“), a uvedeny i číselné hodnoty korelačních koeficientů (AC). Sloupce „PAC“ a „Partial Correlation“ vyjadřují hodnoty parciálních koeficientů.

Korelogramy zobrazují průběh autokorelační funkce. Středová vertikální čára zobrazuje nulovou hodnotu, tudíž pozorování s kladnými hodnotami jsou zobrazeny napravo od středové čáry a záporné hodnoty autokorelační funkce jsou zobrazeny nalevo od středové čáry. Na první pohled lze pozorovat velmi nízké hodnoty korelačních koeficientů, oscilujících kolem nuly, což poukazuje na nízkou závislost mezi cenovými změnami. Pro vyhodnocení autokorelačních koeficientů je vhodné stanovit intervaly spolehlivosti podle počtu pozorování. Nulovou hypotézu lze zamítnout, pokud leží koeficient autokorelace výběrového souboru mimo interval spolehlivosti.

Interval spolehlivosti u cenových změn v denních intervalech pro měnový pár EUR/USD, při počtu pozorování 2078, s 5 % hladinou významnosti, je určen hodnotami:

$$\pm 1,96/\sqrt{2078} = \pm 0,0430 \quad (34)$$

Pro měnové páry EUR/CZK a USD/CZK u denních intervalů:





















$$\pm 1,96/\sqrt{2083} = \pm 0,0429 \quad (35)$$

Interval spolehlivosti pro týdenní intervaly:

$$\pm 1,96/\sqrt{678} = \pm 0,0753 \quad (36)$$

Poslední dva sloupce na obrázcích 3 až 8 zobrazují výsledky Ljung-Boxova testu (Q-statistika a jejich p hodnoty). Sloupec „Prob“ udává konkrétní hodnotu p pro posouzení nulové hypotézy Ljung-Boxova testu. Jinými slovy, Ljung-Boxův test umožňuje testovat spojenou nulovou hypotézu o nulových hodnotách korelačních koeficientů pro určitý počet zpoždění. Ljung-Boxův test testuje pouze lineární závislost (nikoli nelineární), tedy ověřuje náhodnou procházku typu RW3. Souhrnné výsledky Ljung-Boxova testu jsou zaznamenány v tabulce 4.

Obrázek 3: Test autokorelace EUR/USD 1 den (D1)



Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.021	-0.021	0.8967	0.344
		2	0.007	0.007	0.9998	0.607
		3	-0.043	-0.042	4.7661	0.190
		4	0.014	0.013	5.1984	0.268
		5	0.026	0.028	6.6568	0.247
		6	0.001	0.000	6.6606	0.353
		7	0.006	0.007	6.7337	0.457
		8	-0.004	-0.001	6.7624	0.562
		9	-0.011	-0.012	7.0271	0.634
		10	-0.002	-0.003	7.0380	0.722

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Pozn.: hodnota AC pro zpoždění 3= -0,0425

Podle obrázku 3 hodnoty korelačních koeficientů u měnového páru EUR/USD (D1) nepřesahují hranice intervalu spolehlivosti v žádném případě, a tedy nelze zamítnout nulovou hypotézu o nulové hodnotě korelačního koeficientu ($\alpha=0,05$). Podle Ljung-Boxova testu též nezamítáme spojenou nulovou hypotézu pro žádný počet zpoždění ($\alpha=0,05$). Chování denní časové řady EUR/USD tedy splňuje podmínky efektivního trhu.


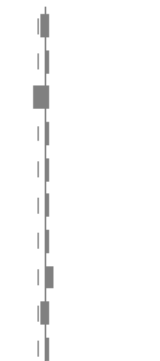
Obrázek 4: Test autokorelace EUR/CZK 1 den (D1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.061	-0.061	7.6917	0.006
		2 -0.016	-0.020	8.2373	0.016
		3 -0.051	-0.054	13.753	0.003
		4 -0.009	-0.016	13.933	0.008
		5 -0.040	-0.044	17.319	0.004
		6 -0.001	-0.010	17.322	0.008
		7 0.016	0.012	17.831	0.013
		8 0.041	0.038	21.284	0.006
		9 0.001	0.005	21.286	0.011
		10 -0.026	-0.025	22.720	0.012

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Hodnoty autokorelační funkce u měnového páru EUR/CZK (D1) pro zpoždění 1 a 3 se nenacházejí v intervalu spolehlivosti, proto zamítáme nulovou hypotézu o nulové hodnotě korelačního koeficientu na hladině významnosti $\alpha=0,05$ viz obrázek 4. Hodnoty AC pro tyto zpoždění nabývají záporných hodnot, a proto vykazují negativní závislost. Jinak řečeno, výnos devizového kurzu závisí na předcházející cenové změně podle hodnoty zpoždění (zde 1 a 3) a má opačný směr. Podle Ljung-Boxova testu zamítáme spojenou nulovou hypotézu pro všechna zpoždění ($\alpha=0,05$).

Obrázek 5: Test autokorelace USD/CZK 1 den (D1)





















Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.009	-0.009	0.1801	0.671
		2 0.002	0.002	0.1858	0.911
		3 -0.057	-0.057	6.9132	0.075
		4 0.011	0.010	7.1802	0.127
		5 0.005	0.006	7.2399	0.203
		6 0.020	0.016	8.0406	0.235
		7 0.018	0.019	8.7017	0.275
		8 0.030	0.031	10.607	0.225
		9 -0.024	-0.021	11.775	0.226
		10 0.002	0.003	11.785	0.300

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Podle obrázku 5 zamítáme nulovou hypotézu (na hladině $\alpha=0,05$) o nulové hodnotě korelačního koeficientu u měnového páru USD/CZK (D1) pouze pro 3. zpoždění, neboť hodnota AC neleží v intervalu spolehlivosti. Cenové změny pro toto zpoždění vykazují

zápornou korelovanost. Podle Ljung-Boxova testu nezamítáme spojenou nulovou hypotézu pro žádná zpoždění ($\alpha=0,05$).





















Obrázek 6: Test autokorelace EUR/USD 1 týden (T1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.026	0.026	0.4565	0.499
		2	0.005	0.004	0.4739	0.789
		3	-0.024	-0.025	0.8776	0.831
		4	0.054	0.055	2.8811	0.578
		5	-0.043	-0.046	4.1434	0.529
		6	-0.026	-0.025	4.6112	0.595
		7	0.011	0.015	4.6870	0.698
		8	0.030	0.024	5.3058	0.724
		9	-0.060	-0.059	7.7933	0.555
		10	-0.045	-0.040	9.1649	0.517

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Podle obrázku 6 všechny hodnoty autokorelační funkce pro týdenní kurzy EUR/USD patří do intervalu spolehlivosti, tedy nelze zamítnout nulovou hypotézu o nulové hodnotě korelačního koeficientu pro žádné zpoždění ($\alpha=0,05$). Podle Ljung-Boxova testu též nezamítáme spojenou nulovou hypotézu pro žádná zpoždění ($\alpha=0,05$).

Obrázek 7: Test autokorelace EUR/CZK 1 týden (T1)





















Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.046	-0.046	1.4176	0.234
		2	-0.060	-0.063	3.9008	0.142
		3	0.011	0.005	3.9773	0.264
		4	0.058	0.055	6.2939	0.178
		5	0.021	0.028	6.5942	0.253
		6	0.008	0.017	6.6330	0.356
		7	-0.044	-0.041	7.9478	0.337
		8	-0.076	-0.084	11.938	0.154
		9	0.046	0.030	13.398	0.145
		10	0.033	0.028	14.168	0.165

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

V případě týdenních cenových změn EUR/CZK (obrázek 7) zamítáme nulovou hypotézu o nulové hodnotě korelačního koeficientu pouze pro 8. zpoždění (na hladině $\alpha=0,05$). Hodnota AC = - 0,076 je v tomto případě nižší než dolní hranice intervalu spolehlivosti.

Podle Ljung-Boxova testu nezamítáme spojenou nulovou hypotézu pro žádná zpoždění ($\alpha=0,05$).

Obrázek 8: Test autokorelace USD/CZK 1 týden (T1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.013	0.013	0.1239	0.725
		2	0.006	0.006	0.1486	0.928
		3	0.039	0.039	1.2113	0.750
		4	0.026	0.025	1.6725	0.796
		5	-0.060	-0.062	4.1655	0.526
		6	-0.007	-0.007	4.1975	0.650
		7	0.015	0.015	4.3623	0.737
		8	-0.003	0.000	4.3700	0.822
		9	-0.027	-0.024	4.8828	0.844
		10	-0.017	-0.021	5.0854	0.885

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Hodnoty korelačních koeficientů pro týdenní změny měnového páru USD/CZK nepřesahují hranice intervalu spolehlivosti ani v jednom případě, a tedy nelze zamítnout nulovou hypotézu o nulové hodnotě korelačního koeficientu ($\alpha=0,05$), viz obrázek 8. Podle Ljung-Boxova testu též nezamítáme spojenou nulovou hypotézu pro žádná zpoždění ($\alpha=0,05$).

Jak je vidět v tabulce 4, podle Ljung-Boxova testu pro $k=10$ zamítáme nulovou hypotézu o nulových hodnotách korelačních koeficientů pro denní změny měnového páru EUR/CZK (D1) na hladině významnosti $\alpha=0,05$, tedy lze označit denní devizový kurz EUR/CZK podle tohoto testu za neefektivní. Jinými slovy, byla prokázána lineární závislost kurzových změn EUR/CZK (D1) pro některá zkoumaná zpoždění. Pro ostatní denní a týdenní devizové kurzy nelze zamítnout nulovou hypotézu ($\alpha=0,05$), a tedy lze označit tyto kurzy podle tohoto testu za efektivní. Hodnoty pro ostatní zpoždění Ljung-Boxova testu lze vyčíst z obrázků 3 až 8.

Tabulka 4: Souhrnné výsledky Ljung-Boxova testu ($k=10$; $\alpha=0,05$)

Kurz	Časový rámec	Q-statistika ($k=10$)	p hodnota
EUR/USD	D1	7,038	0,722
	T1	9,165	0,517
EUR/CZK	D1	22,720	0,012
	T1	14,168	0,165
USD/CZK	D1	11,785	0,300
	T1	5,085	0,885

Zdroj: vlastní zpracování

Pro větší přehlednost jsou v tabulce 5 vyjádřeny hodnoty autokorelačních koeficientů pro pozorovaná zpoždění a hvězdičkou označeny ty hodnoty, pro které byla zamítnuta nulová hypotéza o nulové hodnotě korelačního koeficientu na hladině významnosti $\alpha=0,05$.

Tabulka 5: Hodnoty autokorelačních koeficientů pro zpoždění $k=1-10$

Korelační koeficienty pro $k=1...10$	Měnové kurzy					
	EUR/USD		EUR/CZK		USD/CZK	
	D1	T1	D1	T1	D1	T1
AC_1	-0,021	0,026	-0,061*	-0,046	-0,009	0,013
AC_2	0,007	0,005	-0,016	-0,060	0,002	0,006
AC_3	-0,043	-0,024	-0,051*	0,011	-0,057*	0,039
AC_4	0,014	0,054	-0,009	0,058	0,011	0,026
AC_5	0,026	-0,043	-0,040	0,021	0,005	-0,060
AC_6	0,001	-0,026	-0,001	0,008	0,020	-0,007
AC_7	0,006	0,011	0,016	-0,044	0,018	0,015
AC_8	-0,004	0,030	0,041	-0,076*	0,030	-0,003
AC_9	-0,011	-0,060	0,001	0,046	-0,024	-0,027
AC_{10}	-0,002	-0,045	-0,026	0,033	0,002	-0,017

Zdroj: vlastní zpracování

Pozn.: * - zamítáme H_0 na hladině významnosti $\alpha=0,05$

6.1.4 Test poměru rozptylu

Test rozptylu, na rozdíl od testu autokorelace, umožňuje testovat i nelineární formy závislosti v časové řadě. To znamená, že pomocí tohoto testu lze testovat jak náhodnou procházku forem RW2 a RW3, které nezahrnují podmínku konstantního rozptylu (homoskedasticity), tak náhodnou procházku ve formě RW1, která v sobě zahrnuje podmínku homoskedasticity, a je tedy striktněji vymezena. Výsledky testu poměru rozptylů jsou uvedeny v tabulce 6.

VR(q) označuje hodnotu poměru rozptylů. V tabulce 6 jsou hodnoty VR(q) uvedeny pro různou délku období q (2; 5; 10; 20). V ideálním případě se hodnota poměru kurzových změn tedy blíží 1. Hodnoty VR(q) jsou transformovány do z(q) testové statistiky, která sleduje normální rozdělení. Hodnoty z(q) testové statistiky lze následně porovnat s intervaly spolehlivosti a přiřadit jednotlivé hodnoty p, podle kterých přijímáme nebo zamítáme nulovou hypotézu.

Tabulka 6: Test poměru rozptylu

Kurz	Časový rámec	VR stat.	K-tá diference							
			RW2, RW3				RW1 (IID)			
			2	5	10	20	2	5	10	20
EUR/USD	D1	VR(q)	0,979	0,946	0,956	0,942	0,979	0,946	0,956	0,942
		z(q)	-0,826	-0,979	-0,523	-0,472	-0,963	-1,129	-0,597	-0,532
		p-value	0,4090	0,3277	0,6007	0,6368	0,3354	0,2591	0,5503	0,5944
	T1	VR(q)	1,026	1,047	1,023	1,077	1,026	1,047	1,023	1,077
		z(q)	0,556	0,479	0,155	0,345	0,673	0,561	0,179	0,401
		p-value	0,5783	0,6323	0,8772	0,7298	0,5011	0,5746	0,8583	0,6885
EUR/CZK	D1	VR(q)	0,938	0,836	0,762	0,740	0,938	0,836	0,762	0,740
		z(q)	-1,983	-2,448	-2,320	-1,728	-2,847	-3,415	-3,213	-2,389
		p-value	0,0474	0,0144	0,0204	0,0839	0,0044	0,0006	0,0013	0,0169
	T1	VR(q)	0,954	0,885	0,881	0,845	0,954	0,885	0,881	0,845
		z(q)	-0,774	-0,851	-0,578	-0,530	-1,192	-1,364	-0,916	-0,813
		p-value	0,4390	0,3947	0,5631	0,5961	0,2333	0,1727	0,3599	0,4164
USD/CZK	D1	VR(q)	0,989	0,944	0,954	0,970	0,989	0,944	0,954	0,970
		z(q)	-0,400	-0,956	-0,511	-0,227	-0,481	-1,168	-0,623	-0,276
		p-value	0,6892	0,3389	0,6096	0,8204	0,6303	0,2428	0,5335	0,7827
	T1	VR(q)	1,013	1,069	1,051	1,135	1,013	1,069	1,051	1,135
		z(q)	0,259	0,621	0,305	0,557	0,349	0,815	0,392	0,707
		p-value	0,7954	0,5347	0,7607	0,5775	0,7274	0,4149	0,6954	0,4797

Zdroj: vlastní zpracování

Na základě výsledků z tabulky 6 zamítáme nulovou hypotézu o náhodné procházce pro denní kurz EUR/CZK (D1), a to pro všechny diference (2;5;10;20) náhodné procházky typu RW1 a pro většinu diferencí (2;5;10) náhodné procházky typu RW2 a RW3

($\alpha=0,05$). Nezamítáme nulovou hypotézu pouze pro 20. diferenci u testování náhodné procházky typu RW2, RW3.

U všech ostatních měn a časových rámců nelze zamítnout nulovou hypotézu ($\alpha=0,05$). Týdenní kurzy zpravidla vykazují větší efektivitu než denní změny devizových kurzů.

Dále jsou uvedeny v tabulce 7 souhrnné výsledky Chow-Denningova testu. Spojené testy (orig. Joint Tests) označují souhrnné testy pro spojenou nulovou hypotézu pro všechny periody, zatímco individuální testy jsou testy poměru rozptylů pro jednotlivé vybrané periody. Hodnota z-statistiky ($Max |z|$) Chow-Denningova testu se vztahuje k dané periodě individuálního testu. Hodnota p (p -value) je vypočtena v programu EViews za pomoci studentova t-testu s nekonečno stupni volnosti (SMM model, hodnota parametru 4); blíže Chow, Denning (1993). Detailní výsledky provedeného testu v programu EViews jsou v přílohách 13-24.

Tabulka 7: Souhrnný Chow-Denning test (spojený test)

Kurz	Časový rámec	Testová statistika	RW2, RW3	RW1 (IID)
EUR/USD	D1	Max z (perioda)	0,9787 (5)	1,1285 (5)
		p-value	0,7957	0,6987
	T1	Max z (perioda)	0,5558 (2)	0,6728 (2)
		p-value	0,9684	0,9380
EUR/CZK	D1	Max z (perioda)	2,4482 (5)	3,4153 (5)
		p-value	0,0562	0,0025
	T1	Max z (perioda)	0,8511 (5)	1,3636 (5)
		p-value	0,8658	0,5316
USD/CZK	D1	Max z (perioda)	0,9564 (5)	1,1681 (5)
		p-value	0,8090	0,6712
	T1	Max z (perioda)	0,6209 (5)	0,8152 (5)
		p-value	0,9531	0,8828

Zdroj: vlastní zpracování

Podle souhrnných výsledků Chow-Denningova, viz tabulka 7, rovněž zamítáme nulovou hypotézu o náhodné procházce typu RW1 pro denní měnový kurz EUR/CZK (D1), a to jak na hladině $\alpha=0,05$, tak i na hladině významnosti $\alpha=0,01$. Hodnota p pro posouzení náhodné procházky typu RW2 a RW3 pro měnový pár EUR/CZK (D1) je rovna 0,0562,

tedy nelze zamítnout nulovou hypotézu na hladině $\alpha=0,05$ (Pokud bychom zvolili vyšší hladinu významnosti, pak bychom mohli zamítnout nulovou hypotézu i pro náhodnou procházku RW2 a RW3).

Všechny týdenní kurzy lze označit podle tohoto testu za efektivní, stejně jako v předchozích případech testování. Pro všechny ostatní měnové páry a časové rámce nezamítáme nulovou hypotézu náhodné procházky ve všech formách.

6.1.5 Test jednotkové kořene (ADF)

Test jednotkového kořene náleží do skupiny testů, které zkoumají stacionaritu cenových změn. Vhodný tvar regresní funkce byl zvolen na základě automatického výpočtu v programu EViews na základě Schwarzova kritéria („Schwarz Info Criterion-SIC“). Pro každý model je vypočtena hodnota SIC a jako nejvhodnější je vybrán model s nejnižší hodnotou.

Maximální počet zpoždění podle výše uvedeného modelu byl pro denní časové rámce stanoven na hodnotě 25 a pro týdenní časové přímký na hodnotě 19. Na vhodné zvolení regresní funkce poukazuje také hodnota Durbin-Watsonova testu, která se v ideálním případě blíží hodnotě 2 a svědčí o náhodnosti reziduí, viz přílohy 25–36.

Jak je uvedeno v kapitole 5.4.4, test jednotkové kořene testuje hodnotu parametru δ . Je-li hodnota koeficientu δ rovna 0 (rovnice 30), uvádíme, že časová řasa obsahuje jednotkový kořen. V takovém případě se jedná o časovou řadu nestacionární, přičemž cenové změny jsou nahodilé a nelze je předvídat. V tabulce 8 jsou uvedeny hodnoty testové statistiky (t-stat) a hodnoty p (p-values). ADF test byl spočítán pro dva modely, jak je uvedeno v rovnici 32, tedy pro model s konstantou bez trendové složky a pro model obsahující trendovou složku $\beta_2 t$.

Z tabulky 8 je patrné, že nulová hypotéza nebyla zamítnuta ani v jednom případě (na hladinách významnosti $\alpha=0,05$ ani $\alpha=0,01$). Výsledky indikují nestacionaritu časových řad pro denní i týdenní časové intervaly. Nestacionarita je přitom často uváděna jako typická vlastnost pro finanční časové řady. Hodnoty nestacionárních časových řad nemají tendenci vracet se k určité hodnotě, tedy nemají konstantní střední hodnotu a rozptyl. Na základě tohoto testu lze říci, že cenové změny devizových kurzů jsou náhodné a nepředvídatelné. Výstupy testů jednotkového kořene ADF z programu EViews, včetně kritických úrovní, jsou obsaženy v přílohách 25–36.

Tabulka 8: Test jednotkového kořene ADF

Kurz	Časový rámec	ADF test					
		Konstanta bez trendu			Konstanta + trend		
		t-stat	p-value	Zvolený model zpoždění	t-stat	p-value	Zvolený model zpoždění
EUR/USD	D1	-1,7807	0,3905	0	-2,0237	0,5874	0
	T1	-1,7765	0,3923	0	-2,2291	0,4720	0
EUR/CZK	D1	-1,5356	0,5155	1	-2,0841	0,5538	0
	T1	-2,5091	0,1137	0	-2,3953	0,3817	0
USD/CZK	D1	-1,5282	0,5193	0	-1,8314	0,6892	0
	T1	-1,8586	0,3521	0	-2,0726	0,5597	0

Zdroj: vlastní zpracování

7 Shrnutí výsledků

Pro analýzu a testování byly vybrány tři devizové kurzy: EUR/USD, EUR/CZK a USD/CZK. Měnový pár EUR/USD je nejvíce likvidním a nejvíce obchodovaným měnovým párem na trhu Forex. Další dva měnové páry EUR/CZK a USD/CZK byly zvoleny záměrně, neboť obsahují měnu České republiky a jsou naopak řazeny mezi tzv. exotické měnové páry, které se vyznačují nižší likviditou. Měnový pár euro-česká koruna byl zároveň předmětem mnoha diskuzí z důvodu intervencí České národní banky, jejichž cílem bylo zabránit posilování české koruny pod hranici 27 Kč/euro a dosáhnout inflačního cíle. Režim devizových intervencí probíhal od listopadu 2013 do dubna 2017. Ačkoliv byl v této práci zvolen delší časový úsek pro posouzení chování cen vybraných devizových kurzů, subjektivním zájmem autora bylo zjistit, zda se devizové intervence mohou odrazit v chování devizového kurzu EUR/CZK při posouzení slabé formy efektivnosti trhu prostřednictvím testování hypotézy náhodné procházky.

Před samotným provedením statistických testů byla nejprve testována normalita rozdělení výnosů vybraných devizových kurzů pro vybrané časové řady (denní D1 a týdenní T1). Pravděpodobnostní rozdělení výnosů v porovnání s normálním rozdělením není symetrické a vykazuje vyšší míru špičatosti, viz kapitola 6.1.1. Vysoké míry špičatosti indikují vysoký počet cenových změn a přizpůsobování devizových kurzů novým informacím, které odrážejí ve své vnitřní hodnotě.

Pro posouzení chování cen vybraných devizových kurzů a ověření hypotézy náhodné procházky na vybraném finančním trhu FOREX bylo provedeno několik statistických testů, které se snažily prokázat či vyvrátit vzájemnou závislost cenových změn vybraných devizových kurzů. Slabá forma efektivnosti byla zjišťována prostřednictvím hypotézy náhodné procházky ve všech jejích formách, viz kapitola 5.3. Jako doplnění testů náhodné procházky byl navíc proveden test jednotkového kořene (ADF – Augmented Dickey-Fuller Test). Tento test je v některých případech zaměňován s testy náhodné procházky. Účelem testu jednotkového kořene bylo posoudit stacionaritu časových řad. Ve všech případech byla prokázána přítomnost jednotkového kořene, a tedy nestacionarita časové řady.

Runs test prokázal neefektivní chování denních cenových změn u měnového páru EUR/CZK (D1), pro všechny ostatní měnové páry prokázal náhodnost cenových změn, a tedy i hypotézu náhodné procházky, viz tabulka 9 a 10. Názory na vypovídací schopnost

tohoto testu se různí. Někteří z autorů, zabývající se otázkou efektivity trhu, vyslovili otázku, zda runs test testuje skutečně efektivitu trhu nebo normalitu rozdělení změn devizového kurzu.

Na základě souhrnného Ljung-Boxova testu byla prokázána lineární závislost mezi denními změnami devizového kurzu EUR/CZK (D1). Tento test prokázal negativní korelaci cenových změn pro uvedený pár EUR/CZK (D1).

Dále byl pro ověření hypotézy náhodné procházky použit test poměru rozptylu, a to ve dvou variantách, podle toho, jakou formu náhodné procházky test ověřoval, viz tabulka 9 a 10. Pomocí testu bylo nejprve ověřeno, zda změny devizových kurzů pochází z identického rozdělení (IID), tedy byla testována hypotéza náhodné procházky ve formě RW1. Druhá varianta upouští od tohoto striktního vymezení, tedy nevyžaduje konstantní střední hodnoty a homoskedasticitu časové řady. Test prokázal existenci závislostí mezi denními výnosy měnového páru EUR/USD (D1) a potvrdil tak výsledky runs testu a testu autokorelace. Podle spojeného Chow-Denningova testu poměru rozptylu byla zamítnuta nulová hypotéza o náhodné procházce typu RW1 pro denní změny EUR/CZK (D1), ale nebyla zamítnuta nulová hypotéza o náhodné procházce typu RW2, RW3 na hladině významnosti $\alpha=0,05$, ačkoliv je hodnota p v tomto případě velmi nízká, viz tabulka 9. Pro týdenní změny vybraných kurzů neprokázal ani tento test žádné závislosti.

Posledním testem v této práci je test jednotkového kořene ADF (Augmented Dickey-Fuller test), jehož účelem bylo otestovat stacionaritu časových řad. Tento test prokázal nestacionaritu na všech časových přímkách vybraných devizových kurzů EUR/USD, EUR/CZK, USD/CZK, a tedy přítomnost jednotkového kořene. Někteří autoři však kritizují použití testů jednotkového kořene pro analýzu chování devizových kurzů. Jak již bylo uvedeno výše, test jednotkového kořene se zaměřuje na zkoumání vlivu cenových změn na časovou řadu. Např. Levich (1985) považuje za zdroje nestacionarity devizových kurzů nestabilní množství měny, makroekonomické vlivy, změny úrokových sazeb nebo zmíněné zásahy centrálních bank. Jak uvádí Levich (1985), na základě těchto účinků je ovlivněna rovnováha devizového kurzu a systematickosti cenových změn, tudíž je nelze pokládat za důkaz efektivního trhu. Dále je faktem, že ADF test není příliš vhodným testem při existenci strukturálních změn na trhu, což také může vysvětlovat odlišné výsledky oproti ostatním provedeným testům.

Možným vysvětlením existující závislosti mezi cenovými změnami jsou zásahy centrálních bank. Tuto problematiku zkoumali např. Burt, Kaen a Booth (1977), kteří vysvětlili neefektivní chování u měnového páru americký dolar-kanadský dolar (USD/CAD) právě zásahy kanadské centrální banky. V případě neefektivního chování denních cenových změn EUR/CZK by toto vysvětlení bylo opodstatněné, neboť jak již bylo zmíněno, devizové intervence České národní banky v období listopad 2013–duben 2017 se týkaly právě tohoto měnového páru.

H_0 v tabulce 9 označuje stav, kdy nelze zamítnout nulovou hypotézu na hladině významnosti $\alpha=0,05$. H_A naopak označuje situaci, kdy zamítáme nulovou hypotézu na hladině významnosti $\alpha=0,05$ ve prospěch alternativní hypotézy.

Tabulka 9: Vyhodnocení statistických testů na hladině významnosti $\alpha=0,05$

Kurz	Čas. rámec	Testy náhodné procházky				Test jednotkového kořene	
		Runs test	Ljung-Box (k=10)	VR test (spojený)		ADF test	
				RW1	RW2; RW3	Konst.	Konst. + trend
EUR/USD	D1	H_0	H_0	H_0	H_0	H_0	H_0
	T1	H_0	H_0	H_0	H_0	H_0	H_0
EUR/CZK	D1	H_A	H_A	H_A	H_0^*	H_0	H_0
	T1	H_0	H_0	H_0	H_0	H_0	H_0
USD/CZK	D1	H_0	H_0	H_0	H_0	H_0	H_0
	T1	H_0	H_0	H_0	H_0	H_0	H_0

*Pozn.: hodnota p-value=0,0562

Zdroj: vlastní zpracování

V tabulce 10 H_0 označuje stav, kdy nelze zamítnout nulovou hypotézu na hladině významnosti $\alpha=0,01$. H_A naopak označuje situaci, kdy zamítáme nulovou hypotézu na hladině významnosti $\alpha=0,01$ ve prospěch alternativní hypotézy. Můžeme pozorovat, že oproti výsledkům v tabulce 9 se situace změnila pouze v případě Ljung-Boxova testu autokorelace u denních změn měnového páru EUR/CZK, kdy nebylo možné zamítnout

nulovou hypotézu ani na hladině významnosti $\alpha=0,01$, ačkoliv hodnota p byla v tomto případě velmi nízká ($p=0,012$).

Tabulka 10: Vyhodnocení statistických testů na hladině významnosti $\alpha=0,01$

Kurz	Čas. rámec	Testy náhodné procházky				Test jednotkového kořene	
		Runs test	Ljung-Box (k=10)	VR test (spojený)		ADF test	
				RW1	RW2; RW3	Konst.	Konst. + trend
EUR/USD	D1	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀
	T1	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀
EUR/CZK	D1	H_A	H ₀ *	H_A	H ₀	H ₀	H ₀
	T1	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀
USD/CZK	D1	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀
	T1	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀

*Pozn.: hodnota p-value=0,012

Zdroj: vlastní zpracování

8 Závěr

Cílem této diplomové práce bylo posoudit chování cen finančních aktiv a ověřit hypotézu náhodné procházky na vybraném finančním trhu. Hypotéza efektivního trhu byla ověřována a posuzována vybranými statistickými testy. Pomocí hypotézy náhodné procházky byla zjišťována slabá forma efektivnosti, která říká, že neexistuje žádný vztah mezi historickými a budoucími cenami podkladového aktiva.

Pro účely této práce byl zvolen měnový trh FOREX, který patří k nejlikvidnějším trhům vůbec a který se v poslední době stal populárním i pro malé obchodníky z řad široké veřejnosti. Obchodníci se na tomto trhu snaží dosáhnout zisků, ať už za pomoci technické či fundamentální analýzy v kombinaci s vytvořenou obchodní strategií. Dosahování dlouhodobých zisků je v rozporu s teorií efektivního trhu, podle které je trh efektivní, pokud plně a přesně reflektuje veškeré kurzotvorné informace.

V této práci byla testována efektivita měnových párů EUR/USD, EUR/CZK a USD/CZK, a to pro denní a týdenní cenové změny. Denní cenové změny byly zkoumány v období od 31.12.2009 do 29.12.2017 a týdenní cenové změny od 2.1.2005 do 31.12.2017.

Výsledky této práce prokázaly slabou formu efektivnosti vybraných měnových párů, jak u denních, tak týdenních cenových změn ve zvoleném období vyjma denních kurzových změn měnového páru EUR/CZK, jehož neefektivní chování prokázaly hned tři vybrané statistické testy – runs test, testy autokorelace a test poměru rozptylů. Použitá metodika a zvolená testovací perioda mohou být v tomto případě předmětem diskuze. Výzkumy jednotlivých autorů na toto téma se mohou lišit v závislosti na zkoumaném období a vybraném trhu. Věcná kritika a zhodnocení použitých statistických testů je obsahem kapitoly 7. Při odhalení neefektivního chování pak zůstává otázkou, co je onou příčinou neefektivního chování a zjištěných závislostí. V případě neefektivního chování denních změn měnového páru EUR/CZK se nabízí jako vysvětlení zásah České národní banky, která udržovala režim devizových intervencí od listopadu 2013 do dubna 2017 a bránila tak posilování české koruny pod úroveň 27 Kč/euro za účelem dosažení inflačního cíle. Ke stejnému zjištění dospěli např. Burt, Kaen a Booth (1977), kteří tímto způsobem vysvětlili neefektivní chování měnového páru americký dolar-kanadský dolar (USD/CAD), za jehož příčinu označili právě zásahy kanadské centrální banky. Odhalení neefektivního chování dává zároveň podle teorie efektivních trhů prostor pro dosažení vyšších výnosů při obchodování, než je výnos trhu. Obchodníci a spekulanti mohli v tomto případě

očekávat posílení české koruny po ukončení devizových intervencí, jejichž horizont byl Českou národní bankou naznačen, a dosáhnout tak nadprůměrných výnosů, což odporuje teorii efektivních trhů. Svou roli může hrát i nižší likvidita měnového páru EUR/CZK oproti hlavním měnovým párům a vyšší transakční náklady, které způsobuje rozdíl mezi nákupní a prodejní cenou, tzv. spread.

Můžeme říci, že tato práce prokázala na základě provedených statistických testů dlouhodobé efektivní chování devizových kurzů EUR/USD a USD/CZK ve vybraném období 31.12.2009 – 29.12.2017 pro denní cenové změny a 2.1.2005 – 31.12.2017 pro týdenní cenové změny a poukázala na neefektivitu denních cenových změn měnového páru EUR/CZK.

Tato práce může mít přínos pro další výzkum v souvislosti se zjištěnými výsledky této studie. Pro další ověření tvrzení, zda příčinou neefektivity denních cenových změn měnového páru EUR/CZK jsou devizové intervence České národní banky, by bylo vhodné testovat efektivitu tohoto páru přesně v období, ve kterém docházelo k devizovým intervencím, případně i porovnat výsledky rozdílných metodických postupů v testování, včetně testování cenových změn v kratších časových intervalech.

I. Summary

This diploma thesis analyses the market efficiency hypothesis of chosen currency pairs EUR/USD, EUR/CZK and USD/CZK. The aim of this study is to describe the price behaviour of chosen financial assets and verify the random walk hypothesis on the foreign exchange market. Model of random walk says there is no relationship between historical and future prices, so price changes are random and cannot be predicted. Random walk hypothesis was tested by chosen statistic tests – runs test, test of autocorrelation, variance ratio test and unit root test (Augmented Dickey-Fuller Test).

Data were collected through the online trading platform and tested in EViews. Period of testing for daily changes (D1) was chosen from 31.12.2009 to 29.12.2017 and for weekly changes (T1) from 2.1.2005 to 29.12.2017.

This thesis proved weak-form efficiency of EUR/USD and USD/CZK for both daily changes and weekly changes in a chosen period. Inefficient behaviour of daily changes of EUR/CZK (D1) was indicated by runs test, test of autocorrelation and variance ratio test. There is a question what the cause of inefficiency is. The most likely explanation is currency intervention of the Czech National Bank which took place from April 2013 to April 2017 in order to achieve the inflation target and prevent deflation. Traders could also achieve profits by speculating on appreciation of Czech Crown below 27,- crowns/euro which is not in harmony with efficient-market hypothesis. Moreover, currency pair EUR/CZK is not liquid as major currency pairs and there are bigger transaction costs because of bid-offer spread.

This work can contribute to next research in connection with results of this study. To verify if the cause of inefficient behaviour of daily price changes of EUR/USD are currency interventions of the Czech National Bank, I would suggest testing efficient-market hypothesis exactly at the time of interventions. It would be also suitable to compare results of different methodologies including testing in short-time intervals of price changes.

Keywords:

Financial market efficiency, Efficient-market hypothesis, Random walk, Foreign exchange market

II. Seznam použitých zdrojů

- [1] Ariel, R. A. (1987). *A Monthly Effect in Stock Returns*. Journal of Financial Economics, 18, (2).
- [2] Barber, B., Odean, T. (April 2000). *Trading Is Hazardous to Your Wealth: The Common Stock Investment Performance of Individual Investors*. Journal of Finance, 55, (2).
- [3] Burt, J., Kaen, F.R., Booth, G. G. (1977). *Foreign Exchange Market Efficiency Under Flexible Exchange Rates*. Journal of Finance, 32, (4).
- [4] Cornell, W.B., Dietrich, J. K. (1978). *The Efficiency of the Market for Foreign Exchange Under Floating Exchange Rates*. The Review of Economics and Statistics, 60, (1).
- [5] Curcio, R.; Goodhart, C.; Guillaume, D.; Payne, R. (1997). *Do Technical Trading Rules Generate Profits? Conclusions from the Intra-day Foreign Exchange Market*. International Journal of Finance and Economics, 2, (4).
- [6] De Bondt, W. F. M.; Thaler R. H. (1995). *Financial decision-making in markets and firms: a behavioral perspective*. In.: Jarrow, R.: Handbooks in OR and MS. North Holland, Amsterdam.
- [7] Dempster, M. A. H.; Payne, T. W.; Romahi, Y.; Thompson, G. W. P. (2001). *Computational Learning Techniques for Intraday FX Trading Using Popular Technical Indicators*. IEEE Transaction on Neural Networks, 12, (4).
- [8] Dooley, M. P.; Shafer J. R. (1983). *Analysis of short-run exchange rate behavior: March 1973 to November 1981*. Cambridge: Ballinger Pub.
- [9] Durčáková, J., & Mandel, M. (2010). *Mezinárodní finance* (4., aktualiz. a dopl. vyd.). Praha: Management Press.
- [10] Durčáková, J., & Mandel, M. (2016). *Mezinárodní finance a devizový trh*. Praha: Management Press.
- [11] Fama, E. (1965). *The Behavior of Stock Market Prices*. Journal of Business 38.
- [12] Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M., Roll, R. (February 1969). *The Adjustment of Stock Prices to New Information*. International Economic Review.
- [13] Fama, E., Blume, M. (1966). *Filter rules and stock market trading profits*. Journal of Business.
- [14] Fama, E.F. (1969). *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*. The Journal of Finance, Vol. 25, No. 2. New York.

- [15] Frankel, J.A., Froot, K.A. (1990). *Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market*. The American Economic Review, 80, (2).
- [16] Gibbons, M. R., Hess, P. (1981). *Day of the Week Effects and Asset Returns*. Journal of Business, 54, (4).
- [17] Gujarati, D. N., Porter D. C. (2009). *Basic Econometrics*, 5th ed. New York: McGraw Hill Companies.
- [18] Harris, L. (1986). *How to Profit from Intradaily Stock Returns*. Journal of Portfolio Management
- [19] Hartman, O., & Turek, L. (2009). *První kroky na Forexu: jak obchodovat a uspět na měnových trzích* (Vyd. 1.). Brno: Computer Press.
- [20] Haugen. R. A. (1993). *Modern Investment Theory*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- [21] Chang, Y. (2004). *A Re-examination of Variance-ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates*. Applied Financial Economics, 14.
- [22] Chow, K. V., Denning K. C. (1993). A Simple Multiple Variance Ratio Test. Journal of Econometrics, 58, 385–401.
- [23] Jensen, M. – Bennington, G. (1970). Random walks and technical theories: some additional evidence.
- [24] Jensen, M. (1967). Random walks: reality or myth – comment. Financial Analysts Journal, Vol.23
- [25] Kahneman, D. Tversky, A. N. (1979). *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*.
- [26] Kahneman, D., Tversky, A. N. (1981). *The Framing of Decisions and the Psychology of Choice*. Science, New Series, Vol. 211
- [27] Keim, D. B. (1983). *Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence*. Journal of Financial Economics.
- [28] Keim, D.B. (1985). *Dividend Yields and Stock Returns: Implications of Abnormal January Returns*. Journal of Financial Economics
- [29] Kendall, M. G. (1953). *The Analysis of Economic Time-Series*. Journal of the Royal Statistical Society, Part I. Prices.
- [30] Kozhan, R.; Salmon, M. (2012). *Information Content of a Limit Order Book: The Case of an FX Market*. Journal of Financial Markets, 15, (1).
- [31] Le Roy, S. F. (1989). *Efficient Capital Markets and Martingales*. Journal of Economic Literature, 27.

- [32] Lee, Y. H.; Sodoikhuu, K. (2012). *Efficiency Tests in Foreign Exchange Market*. International Journal of Economics and Financial Issues, 2, (2).
- [33] Levich, R. M. (1985). *Empirical studies of Exchange rates: price behaviour, rate determination and market efficiency*. Handbook of International Economics, edited by R. W. Jones and P. B. Kenen. Amsterdam: Elsevier Science Publishers
- [34] Levich, R. M. (1985). *Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency*. Handbook of International Economics, (2). Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- [35] Levy, R. (1967). *Random walks: reality or myth*. Financial Analysts Journal, Vol.23
- [36] Liu, C. Y., He, J. (1991). *A Vario Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rate*. Journal of Finance, 46, (2).
- [37] Lo, A. W., MacKinlay, A. C. (1989). *The size and power of the variance ratio test in finite samples: a Monte Carlo investigation*. Journal of Econometrics, 40, (2)
- [38] Lukáčik, M., Lukáčiková, A. (2008). *Význam testovania stacionarity v ekonometrii*. Ekonomika a informatika, 11, (1).
- [39] Mandel, M., & Durčáková, J. (2016). *Mezinárodní finance a devizový trh*. Praha: Management Press.
- [40] Mishkin, F. S. (1991). *Ekonomie peněz, bankovníctví a finančních trhů*. Praha: Economia
- [41] Musílek, P. (2011). *Trhy cenných papírů*. Praha: Ekopress, s.r.o.
- [42] Neely, Ch., Weller, P. A. (2001). *A Technical Analysis and Central Bank Intervention*. Journal of International Money and Finance, 20, (7).
- [43] Neely, Ch., Weller, P. A. (2003). *Intraday Technical Trading in the Foreign Exchange Market*. Journal of International Money and Finance, 22, (2).
- [44] Okunev, J.; White, D. (2003). *Do Momentum-Based Strategies Still Work in Foreign Currency Markets?* Journal of Financial and Quantitative Analysis, 38, (2).
- [45] Omrane, B. W.; Van Oppen, H. (2004). *The Predictive Success and Profitability of Chart Patterns in the Euro/Dollar Foreign Exchange Market*. IAG Working Paper, 95, (3); CORE Discussion Paper, 35.
- [46] Pinches, G. (1970). *The random walk hypothesis and technical analysis*. Financial Analysts Journal.
- [47] Reinganum, M. R. (1981). *Misspecification of Capital Asset Pricing*. Journal of Financial Economics.

- [48] Rejnuš, O. (2008). *Dowova teorie-nejvýznamnější teoretické východisko technické analýzy*. Brno: Masarykova univerzita.
- [49] Rothbard, M. N. (©2001). *Peníze v rukou státu: jak vláda zničila naše peníze*. Praha: Liberální institut.
- [50] Saacke, P. (2002). *Technical Analysis and the Effectiveness of Central Bank Intervention*. *Journal of International Money and Finance*, 21, (4).
- [51] Samuelson, P., & Nordhaus, W. (1991). *Ekonomie*. Praha: Nakladatelství Svoboda.
- [52] Shiller, R. J. (May 1981). *The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency*. *Journal of Finance*.
- [53] Solnik, B. (1973). *Note on the validity of the random walk for European stock prices*. *Journal of Finance* 28
- [54] Summers, L. H. (1986). *Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?* *Journal of Finance*, 3.
- [55] Turek, L. (2011). *Manuál technické analýzy*. Praha: Czechwealth.
- [56] Veselá, J. (2011). *Investování na kapitálových trzích (2., aktualiz. vyd.)*. Praha: Wolters Kluwer Česká republika
- [57] Zeman, P., Maršík, M. (2013). *High-frequency data and the effectiveness of the spot exchange rate EUR/USD*. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, LXI, No. 7.

III. Seznam obrázků

Obrázek 1: Okamžitá, skoková reakce akciového kurzu na neočekávanou informaci ke dni 0	11
Obrázek 2: Postupná, předběžná a nadměrná reakce akciového kurzu na neočekávanou informaci ke dni 0	12
Obrázek 3: Test autokorelace EUR/USD 1 den (D1)	41
Obrázek 4: Test autokorelace EUR/CZK 1 den (D1)	42
Obrázek 5: Test autokorelace USD/CZK 1 den (D1)	42
Obrázek 6: Test autokorelace EUR/USD 1 týden (T1)	43
Obrázek 7: Test autokorelace EUR/CZK 1 týden (T1)	43
Obrázek 8: Test autokorelace USD/CZK 1 týden (T1)	44

IV. Seznam tabulek

Tabulka 1: Srovnání behaviorálních financí a teorie efektivních trhů.....	28
Tabulka 2: Popisné statistiky výnosů devizových kurzů po logaritmické transformaci.	38
Tabulka 3: Runs test bez nulové série	39
Tabulka 4: Souhrnné výsledky Ljung-Boxova testu ($k=10$; $\alpha=0,05$)	45
Tabulka 5: Hodnoty autokorelačních koeficientů pro zpoždění $k=1-10$	45
Tabulka 6: Test poměru rozptylu.....	46
Tabulka 7: Souhrnný Chow-Denning test (spojený test).....	47
Tabulka 8: Test jednotkového kořene ADF.....	49
Tabulka 9: Vyhodnocení statistických testů na hladině významnosti $\alpha=0,05$	52
Tabulka 10: Vyhodnocení statistických testů na hladině významnosti $\alpha=0,01$	53

V. Seznam příloh

- Příloha 1: Graf vývoje cen EUR/USD D1
- Příloha 2: Graf vývoje cen EUR/CZK D1
- Příloha 3: Graf vývoje cen USD/CZK D1
- Příloha 4: Graf vývoje cen EUR/USD T1
- Příloha 5: Graf vývoje cen EUR/CZK T1
- Příloha 6: Graf vývoje cen USD/CZK T1
- Příloha 7: Histogram ln výnosů EUR/USD D1
- Příloha 8: Histogram ln výnosů EUR/CZK D1
- Příloha 9: Histogram ln výnosů USD/CZK D1
- Příloha 10: Histogram ln výnosů EUR/USD T1
- Příloha 11: Histogram ln výnosů EUR/CZK T1
- Příloha 12: Histogram ln výnosů USD/CZK T1
- Příloha 13: Test poměru rozptylů EUR/USD D1 – RW1
- Příloha 14: Test poměru rozptylů EUR/USD D1 – RW2, RW3
- Příloha 15: Test poměru rozptylů EUR/CZK D1 – RW1
- Příloha 16: Test poměru rozptylů EUR/CZK D1 – RW2, RW3
- Příloha 17: Test poměru rozptylů USD/CZK D1 – RW1
- Příloha 18: Test poměru rozptylů USD/CZK D1 – RW2, RW3
- Příloha 19: Test poměru rozptylů EUR/USD T1 – RW1
- Příloha 20: Test poměru rozptylů EUR/USD T1 – RW2, RW3
- Příloha 21: Test poměru rozptylů EUR/CZK T1 – RW1
- Příloha 22: Test poměru rozptylů EUR/CZK T1 – RW2, RW3
- Příloha 23: Test poměru rozptylů USD/CZK T1 – RW1
- Příloha 24: Test poměru rozptylů USD/CZK T1 – RW2, RW3
- Příloha 25: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro EUR/USD D1
- Příloha 26: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro EUR/USD D1
- Příloha 27: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro EUR/CZK D1
- Příloha 28: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro EUR/CZK D1
- Příloha 29: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro USD/CZK D1
- Příloha 30: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro USD/CZK D1
- Příloha 31: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro EUR/USD T1
- Příloha 32: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro EUR/USD T1

Příloha 33: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro EUR/CZK T1

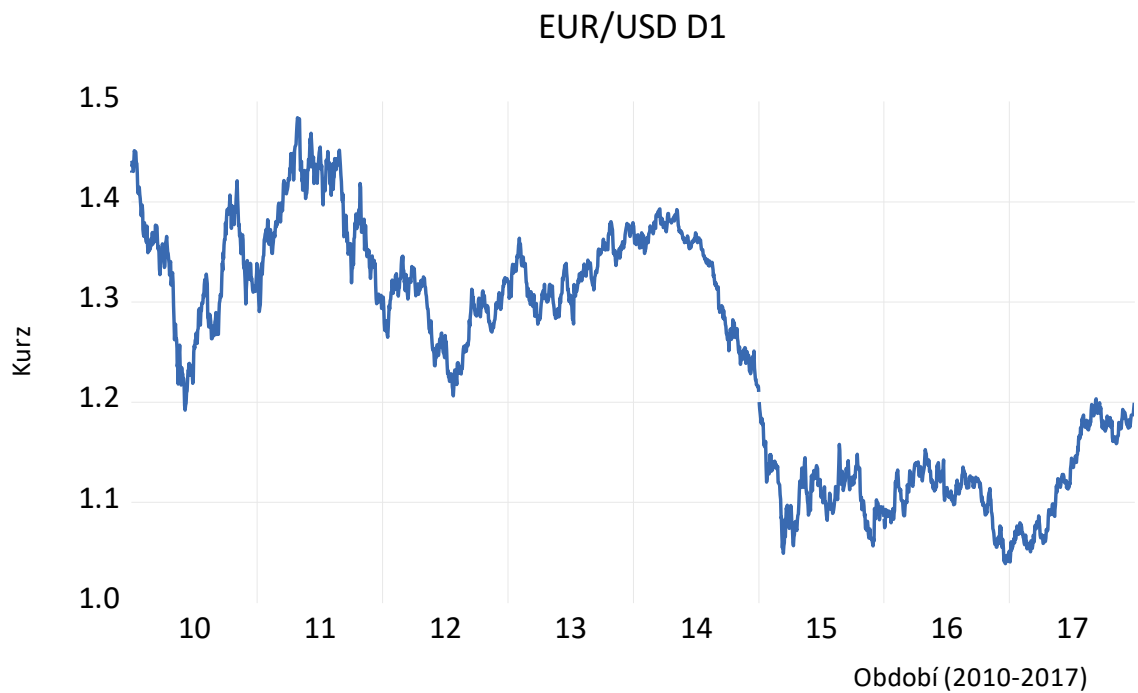
Příloha 34: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro EUR/CZK T1

Příloha 35: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro USD/CZK T1

Příloha 36: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro USD/CZK T1

VI. Přílohy

Příloha 1: Graf vývoje cen EUR/USD D1



Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 2: Graf vývoje cen EUR/CZK D1



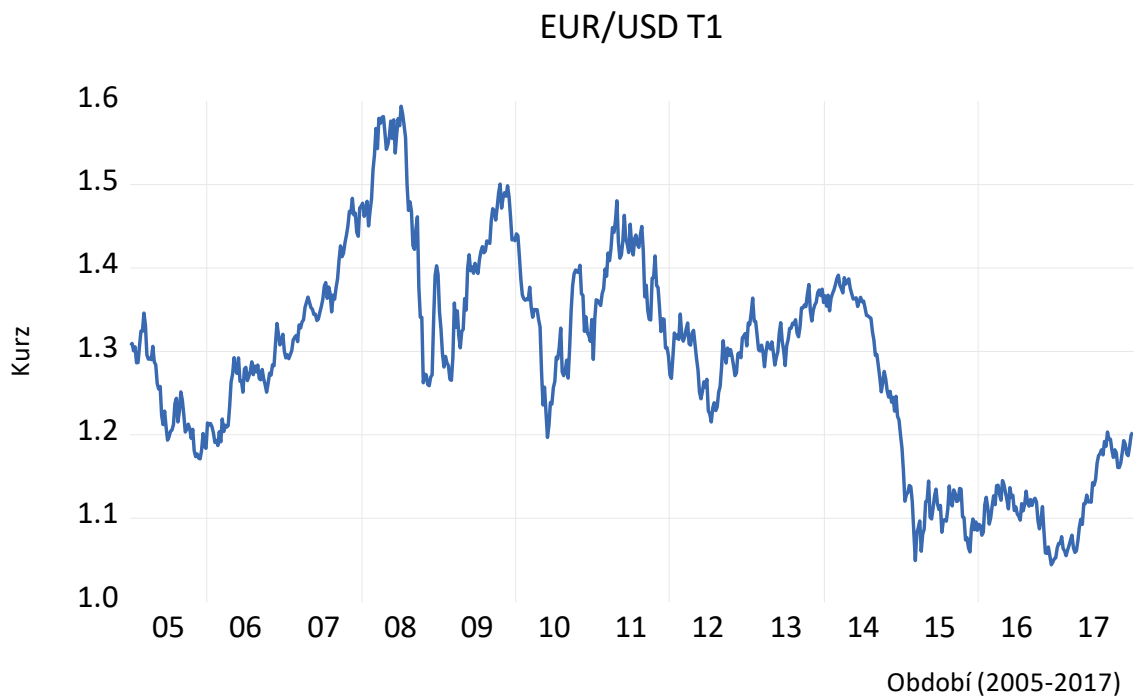
Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 3: Graf vývoje cen USD/CZK D1



Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 4: Graf vývoje cen EUR/USD T1



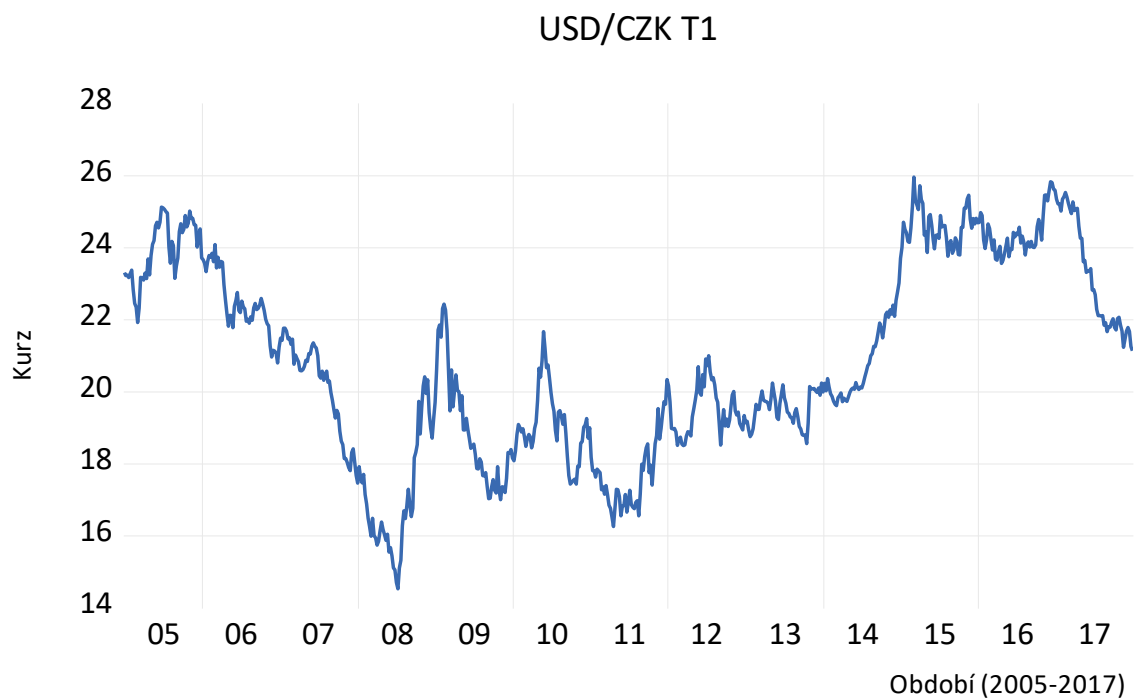
Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 5: Graf vývoje cen EUR/CZK T1



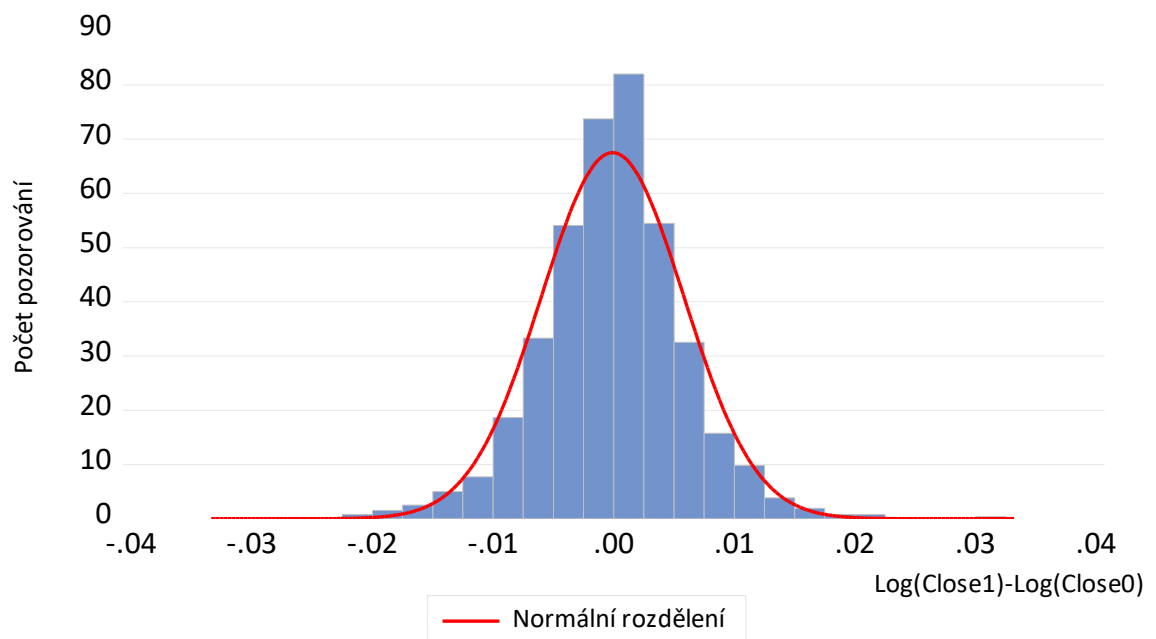
Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 6: Graf vývoje cen USD/CZK T1



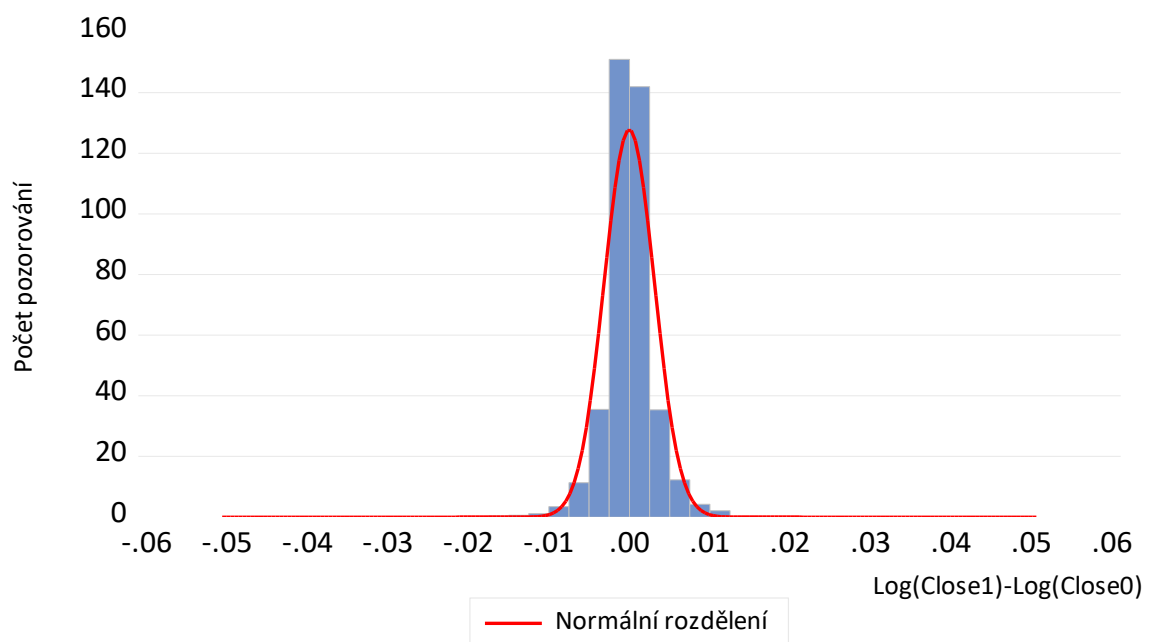
Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 7: Histogram ln výnosů EUR/USD D1



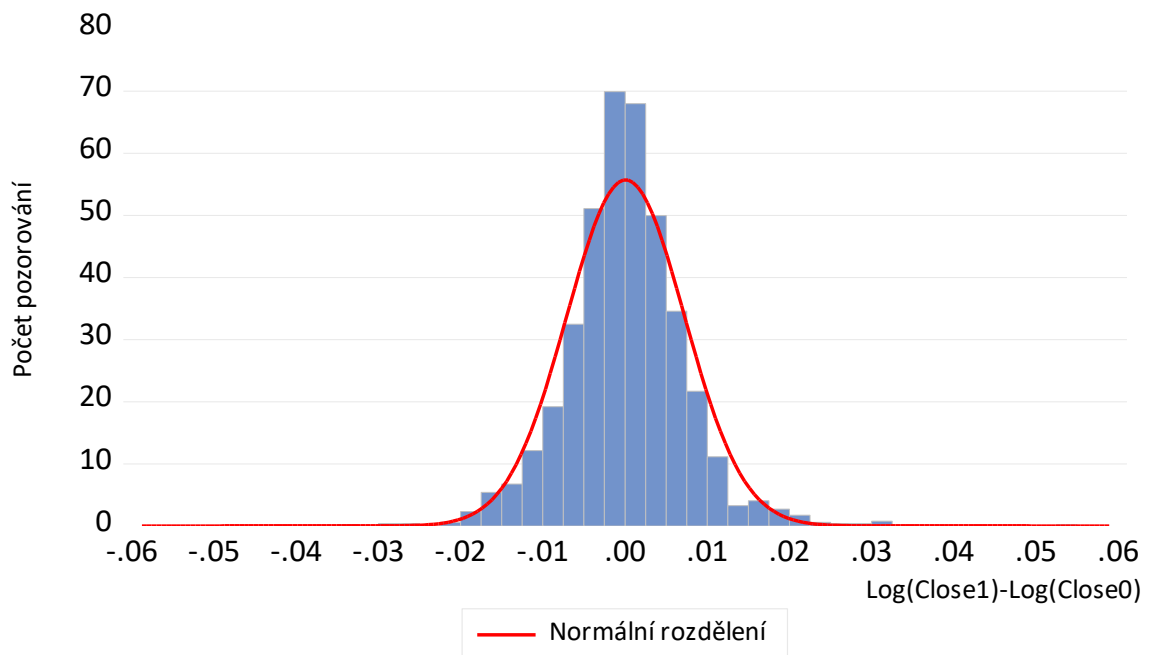
Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 8: Histogram ln výnosů EUR/CZK D1



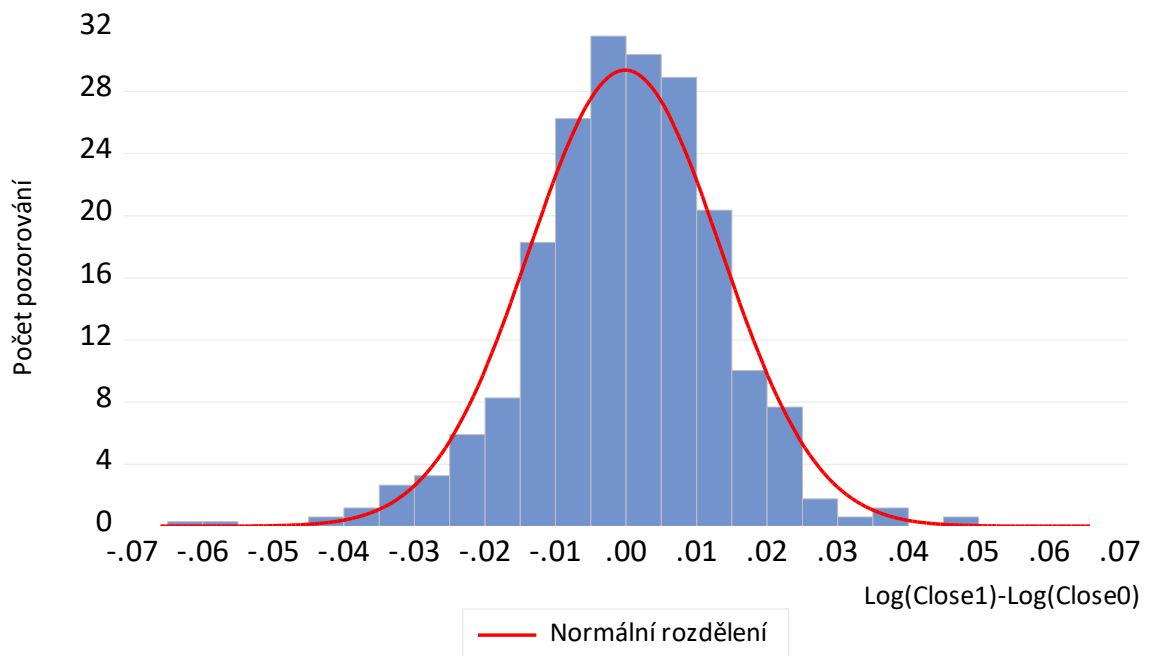
Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 9: Histogram ln výnosů USD/CZK D1



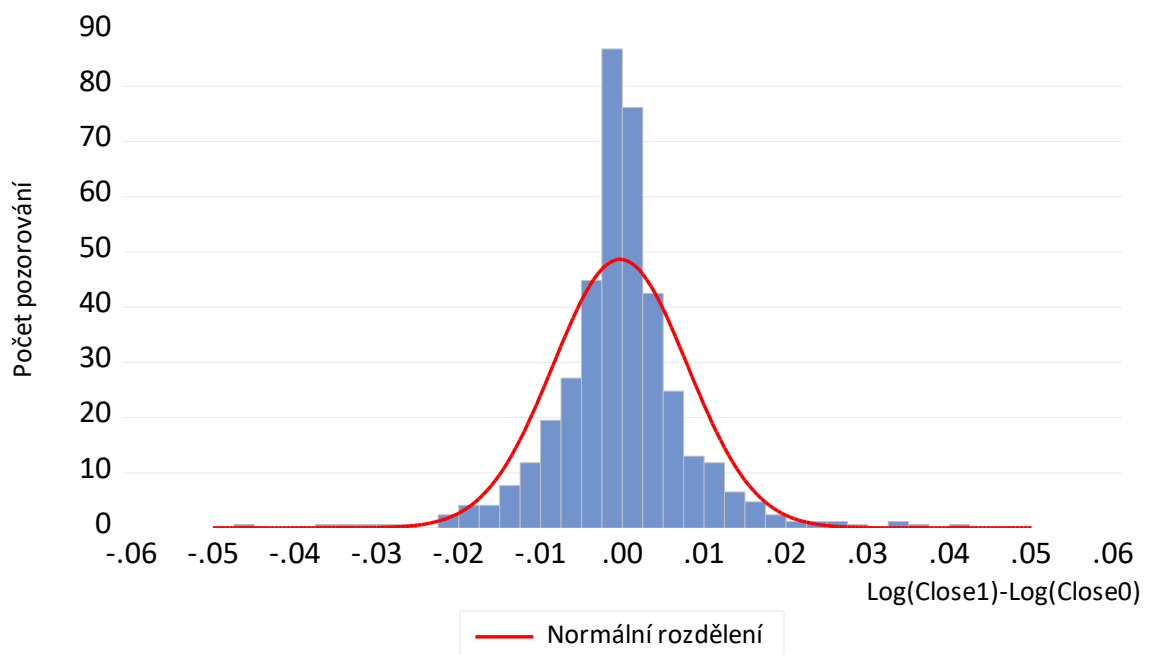
Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 10: Histogram ln výnosů EUR/USD T1



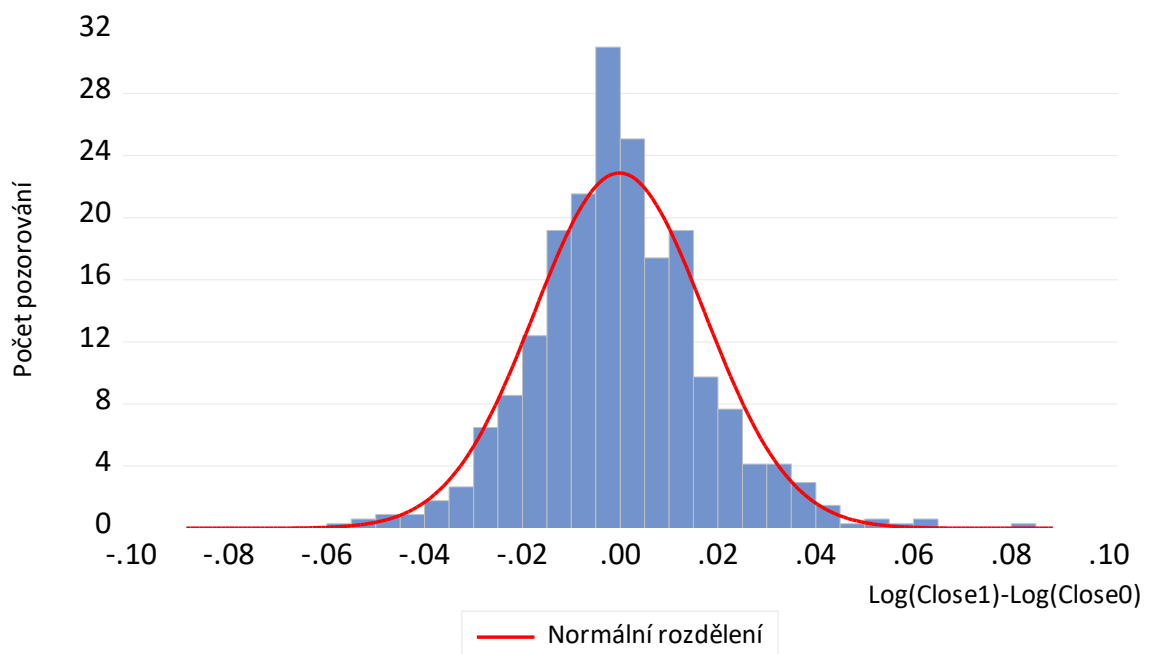
Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 11: Histogram ln výnosů EUR/CZK T1



Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 12: Histogram ln výnosů USD/CZK T1



Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 13: Test poměru rozptylů EUR/USD D1 – RW1

Null Hypothesis: Log CENA is a random walk
 Date: 03/25/18 Time: 23:45
 Sample: 12/31/2009 12/29/2017
 Included observations: 2078 (after adjustments)
 Standard error estimates assume no heteroskedasticity
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 5)*	1.128541	2078	0.6987
Wald (Chi-Square)	2.153415	4	0.7076

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.978868	0.021937	-0.963308	0.3354
5	0.945761	0.048062	-1.128541	0.2591
10	0.955762	0.074068	-0.597267	0.5503
20	0.941954	0.109025	-0.532406	0.5944

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 14: Test poměru rozptylů EUR/USD D1 – RW2, RW3

Null Hypothesis: Log CENA is a martingale
 Date: 03/26/18 Time: 00:00
 Sample: 12/31/2009 12/29/2017
 Included observations: 2078 (after adjustments)
 Heteroskedasticity robust standard error estimates
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 5)*	0.978723	2078	0.7957

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.978868	0.025595	-0.825623	0.4090
5	0.945761	0.055419	-0.978723	0.3277
10	0.955762	0.084525	-0.523378	0.6007
20	0.941954	0.122916	-0.472236	0.6368

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 15: Test poměru rozptylů EUR/CZK D1 – RW1

Null Hypothesis: Log CENA is a random walk
 Date: 03/26/18 Time: 00:11
 Sample: 12/31/2009 12/29/2017
 Included observations: 2083 (after adjustments)
 Standard error estimates assume no heteroskedasticity
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 5)*	3.415332	2083	0.0025
Wald (Chi-Square)	12.62137	4	0.0133

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.937623	0.021911	-2.846858	0.0044
5	0.836051	0.048004	-3.415332	0.0006
10	0.762272	0.073979	-3.213454	0.0013
20	0.739839	0.108894	-2.389121	0.0169

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 16: Test poměru rozptylů EUR/CZK D1 – RW2, RW3

Null Hypothesis: Log CENA is a martingale
 Date: 03/26/18 Time: 00:12
 Sample: 12/31/2009 12/29/2017
 Included observations: 2083 (after adjustments)
 Heteroskedasticity robust standard error estimates
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 5)*	2.448168	2083	0.0562

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.937623	0.031454	-1.983127	0.0474
5	0.836051	0.066968	-2.448168	0.0144
10	0.762272	0.102485	-2.319636	0.0204
20	0.739839	0.150529	-1.728312	0.0839

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 17: Test poměru rozptylů USD/CZK D1 – RW1

Null Hypothesis: Log CENA is a random walk
 Date: 03/27/18 Time: 19:13
 Sample: 12/31/2009 12/29/2017
 Included observations: 2083 (after adjustments)
 Standard error estimates assume no heteroskedasticity
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 5)*	1.168076	2083	0.6712
Wald (Chi-Square)	2.604278	4	0.6261

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.989453	0.021911	-0.481372	0.6303
5	0.943928	0.048004	-1.168076	0.2428
10	0.953930	0.073979	-0.622745	0.5335
20	0.969967	0.108894	-0.275804	0.7827

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 18: Test poměru rozptylů USD/CZK D1 – RW2, RW3

Null Hypothesis: Log CENA is a martingale
 Date: 03/27/18 Time: 19:13
 Sample: 12/31/2009 12/29/2017
 Included observations: 2083 (after adjustments)
 Heteroskedasticity robust standard error estimates
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 5)*	0.956367	2083	0.8090

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.989453	0.026368	-0.400002	0.6892
5	0.943928	0.058630	-0.956367	0.3389
10	0.953930	0.090218	-0.510651	0.6096
20	0.969967	0.132262	-0.227076	0.8204

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 19: Test poměru rozptylů EUR/USD T1 – RW1

Null Hypothesis: Log CENA is a random walk
 Date: 03/27/18 Time: 19:18
 Sample: 1/02/2005 12/31/2017
 Included observations: 678 (after adjustments)
 Standard error estimates assume no heteroskedasticity
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	0.672765	678	0.9380
Wald (Chi-Square)	1.537455	4	0.8200

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.025837	0.038405	0.672765	0.5011
5	1.047227	0.084141	0.561286	0.5746
10	1.023158	0.129669	0.178595	0.8583
20	1.076522	0.190868	0.400913	0.6885

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 20: Test poměru rozptylů EUR/USD T1 – RW2, RW3

Null Hypothesis: Log CENA is a martingale
 Date: 03/27/18 Time: 19:19
 Sample: 1/02/2005 12/31/2017
 Included observations: 678 (after adjustments)
 Heteroskedasticity robust standard error estimates
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	0.555799	678	0.9684

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.025837	0.046487	0.555799	0.5783
5	1.047227	0.098693	0.478522	0.6323
10	1.023158	0.149838	0.154555	0.8772
20	1.076522	0.221514	0.345447	0.7298

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 21: Test poměru rozptylů EUR/CZK T1 – RW1

Null Hypothesis: Log CENA is a random walk
 Date: 03/27/18 Time: 19:22
 Sample: 1/02/2005 12/31/2017
 Included observations: 678 (after adjustments)
 Standard error estimates assume no heteroskedasticity
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 5)*	1.363579	678	0.5316
Wald (Chi-Square)	2.419824	4	0.6590

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.954227	0.038405	-1.191867	0.2333
5	0.885268	0.084141	-1.363579	0.1727
10	0.881273	0.129669	-0.915613	0.3599
20	0.844874	0.190868	-0.812738	0.4164

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 22: Test poměru rozptylů EUR/CZK T1 – RW2, RW3

Null Hypothesis: Log CENA is a martingale
 Date: 03/27/18 Time: 19:22
 Sample: 1/02/2005 12/31/2017
 Included observations: 678 (after adjustments)
 Heteroskedasticity robust standard error estimates
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 5)*	0.851128	678	0.8658

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.954227	0.059151	-0.773844	0.4390
5	0.885268	0.134800	-0.851128	0.3947
10	0.881273	0.205311	-0.578278	0.5631
20	0.844874	0.292664	-0.530048	0.5961

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 23: Test poměru rozptylů USD/CZK T1 – RW1

Null Hypothesis: Log CENA is a random walk
 Date: 03/27/18 Time: 19:25
 Sample: 12/27/2004 12/25/2017
 Included observations: 678 (after adjustments)
 Standard error estimates assume no heteroskedasticity
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests		Value	df	Probability
Max z (at period 5)*		0.815249	678	0.8828
Wald (Chi-Square)		3.005566	4	0.5569

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.013388	0.038405	0.348598	0.7274
5	1.068596	0.084141	0.815249	0.4149
10	1.050769	0.129669	0.391528	0.6954
20	1.134889	0.190868	0.706712	0.4797

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 24: Test poměru rozptylů USD/CZK T1 – RW2, RW3

Null Hypothesis: Log CENA is a martingale
 Date: 03/27/18 Time: 19:26
 Sample: 12/27/2004 12/25/2017
 Included observations: 678 (after adjustments)
 Heteroskedasticity robust standard error estimates
 Use biased variance estimates
 User-specified lags: 2 5 10 20

Joint Tests		Value	df	Probability
Max z (at period 5)*		0.620909	678	0.9531

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.013388	0.051632	0.259293	0.7954
5	1.068596	0.110476	0.620909	0.5347
10	1.050769	0.166661	0.304626	0.7607
20	1.134889	0.242124	0.557107	0.5775

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 25: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro EUR/USD D1

Null Hypothesis: LOG(CENA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.780672	0.3905
Test critical values:		
1% level	-3.433299	
5% level	-2.862729	
10% level	-2.567449	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(CENA))
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 09:41
 Sample (adjusted): 1/04/2010 12/29/2017
 Included observations: 2078 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CENA(-1))	-0.002438	0.001369	-1.780672	0.0751
C	0.000450	0.000327	1.374112	0.1696
R-squared	0.001525	Mean dependent var	-8.56E-05	
Adjusted R-squared	0.001044	S.D. dependent var	0.005908	
S.E. of regression	0.005905	Akaike info criterion	-7.425080	
Sum squared resid	0.072388	Schwarz criterion	-7.419653	
Log likelihood	7716.658	Hannan-Quinn criter.	-7.423091	
F-statistic	3.170793	Durbin-Watson stat	2.038909	
Prob(F-statistic)	0.075112			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 26: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro EUR/USD D1

Null Hypothesis: LOG(CENA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.023660	0.5874
Test critical values:		
1% level	-3.962464	
5% level	-3.411972	
10% level	-3.127890	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(CENA))
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 09:43
 Sample (adjusted): 1/04/2010 12/29/2017
 Included observations: 2078 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CENA(-1))	-0.004423	0.002186	-2.023660	0.0431
C	0.001303	0.000802	1.624389	0.1044
@TREND("12/31/2009")	-4.02E-07	3.45E-07	-1.165016	0.2441
R-squared	0.002178	Mean dependent var	-8.56E-05	
Adjusted R-squared	0.001216	S.D. dependent var	0.005908	
S.E. of regression	0.005904	Akaike info criterion	-7.424771	
Sum squared resid	0.072340	Schwarz criterion	-7.416630	
Log likelihood	7717.338	Hannan-Quinn criter.	-7.421788	
F-statistic	2.264300	Durbin-Watson stat	2.036196	
Prob(F-statistic)	0.104159			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 27: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro EUR/CZK D1

Null Hypothesis: LOGCENA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.535563	0.5155
Test critical values:		
1% level	-3.433293	
5% level	-2.862726	
10% level	-2.567448	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGCENA)
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 09:30
 Sample (adjusted): 1/05/2010 12/29/2017
 Included observations: 2082 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCENA(-1)	-0.002475	0.001612	-1.535563	0.1248
D(LOGCENA(-1))	-0.059465	0.021859	-2.720374	0.0066
C	0.008059	0.005257	1.533058	0.1254
R-squared	0.004828	Mean dependent var		-1.16E-05
Adjusted R-squared	0.003871	S.D. dependent var		0.003115
S.E. of regression	0.003109	Akaike info criterion		-8.707826
Sum squared resid	0.020091	Schwarz criterion		-8.699698
Log likelihood	9067.847	Hannan-Quinn criter.		-8.704848
F-statistic	5.043326	Durbin-Watson stat		2.000008
Prob(F-statistic)	0.006531			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 28: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro EUR/CZK D1

Null Hypothesis: LOGCENA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.084105	0.5538
Test critical values:		
1% level	-3.962453	
5% level	-3.411967	
10% level	-3.127887	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGCENA)
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 09:30
 Sample (adjusted): 1/04/2010 12/29/2017
 Included observations: 2083 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCENA(-1)	-0.004572	0.002194	-2.084105	0.0373
C	0.014685	0.007045	2.084303	0.0373
@TREND("12/31/2009")	1.99E-07	1.54E-07	1.287813	0.1980
R-squared	0.002097	Mean dependent var		-1.55E-05
Adjusted R-squared	0.001138	S.D. dependent var		0.003119
S.E. of regression	0.003117	Akaike info criterion		-8.702312
Sum squared resid	0.020211	Schwarz criterion		-8.694186
Log likelihood	9066.457	Hannan-Quinn criter.		-8.699334
F-statistic	2.185511	Durbin-Watson stat		2.112893
Prob(F-statistic)	0.112678			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 29: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro USD/CZK D1

Null Hypothesis: LOG(CENA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.528182	0.5193
Test critical values:		
1% level	-3.433291	
5% level	-2.862726	
10% level	-2.567447	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(CENA))
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 10:06
 Sample (adjusted): 1/04/2010 12/29/2017
 Included observations: 2083 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CENA(-1))	-0.001937	0.001267	-1.528182	0.1266
C	0.005959	0.003857	1.545187	0.1225
R-squared	0.001121	Mean dependent var		7.05E-05
Adjusted R-squared	0.000641	S.D. dependent var		0.007160
S.E. of regression	0.007158	Akaike info criterion		-7.040311
Sum squared resid	0.106614	Schwarz criterion		-7.034894
Log likelihood	7334.483	Hannan-Quinn criter.		-7.038326
F-statistic	2.335340	Durbin-Watson stat		2.014429
Prob(F-statistic)	0.126619			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 30: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro USD/CZK D1

Null Hypothesis: LOG(CENA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.831439	0.6892
Test critical values:		
1% level	-3.962453	
5% level	-3.411967	
10% level	-3.127887	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(CENA))
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 10:07
 Sample (adjusted): 1/04/2010 12/29/2017
 Included observations: 2083 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CENA(-1))	-0.004150	0.002266	-1.831439	0.0672
C	0.012116	0.006494	1.865594	0.0622
@TREND("12/31/2009")	5.49E-07	4.66E-07	1.178202	0.2389
R-squared	0.001787	Mean dependent var		7.05E-05
Adjusted R-squared	0.000827	S.D. dependent var		0.007160
S.E. of regression	0.007157	Akaike info criterion		-7.040018
Sum squared resid	0.106543	Schwarz criterion		-7.031892
Log likelihood	7335.178	Hannan-Quinn criter.		-7.037040
F-statistic	1.861968	Durbin-Watson stat		2.011313
Prob(F-statistic)	0.155625			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 31: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro EUR/USD T1

Null Hypothesis: LOG(CENA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.776533	0.3923
Test critical values:		
1% level	-3.439766	
5% level	-2.865586	
10% level	-2.568981	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(CENA))
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 10:10
 Sample (adjusted): 1/09/2005 12/31/2017
 Included observations: 678 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CENA(-1))	-0.009576	0.005391	-1.776533	0.0761
C	0.002258	0.001437	1.570629	0.1167
R-squared	0.004647	Mean dependent var		-0.000123
Adjusted R-squared	0.003175	S.D. dependent var		0.013580
S.E. of regression	0.013558	Akaike info criterion		-5.760693
Sum squared resid	0.124267	Schwarz criterion		-5.747362
Log likelihood	1954.875	Hannan-Quinn criter.		-5.755532
F-statistic	3.156069	Durbin-Watson stat		1.938560
Prob(F-statistic)	0.076095			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 32: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro EUR/USD T1

Null Hypothesis: LOG(CENA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.229142	0.4720
Test critical values:		
1% level	-3.971646	
5% level	-3.416459	
10% level	-3.130549	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(CENA))
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 10:10
 Sample (adjusted): 1/09/2005 12/31/2017
 Included observations: 678 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CENA(-1))	-0.014144	0.006345	-2.229142	0.0261
C	0.004842	0.002379	2.035017	0.0422
@TREND("1/02/2005")	-4.27E-06	3.13E-06	-1.362460	0.1735
R-squared	0.007377	Mean dependent var		-0.000123
Adjusted R-squared	0.004436	S.D. dependent var		0.013580
S.E. of regression	0.013550	Akaike info criterion		-5.760490
Sum squared resid	0.123926	Schwarz criterion		-5.740493
Log likelihood	1955.806	Hannan-Quinn criter.		-5.752748
F-statistic	2.508182	Durbin-Watson stat		1.935036
Prob(F-statistic)	0.082175			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 33: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro EUR/CZK T1

Null Hypothesis: LOG(CENA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.509144	0.1137
Test critical values: 1% level	-3.439766	
5% level	-2.865586	
10% level	-2.568981	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(CENA))
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 10:09
 Sample (adjusted): 1/09/2005 12/31/2017
 Included observations: 678 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CENA(-1))	-0.013651	0.005440	-2.509144	0.0123
C	0.044505	0.017843	2.494213	0.0129
R-squared	0.009227	Mean dependent var		-0.000260
Adjusted R-squared	0.007762	S.D. dependent var		0.008201
S.E. of regression	0.008169	Akaike info criterion		-6.773950
Sum squared resid	0.045113	Schwarz criterion		-6.760619
Log likelihood	2298.369	Hannan-Quinn criter.		-6.768789
F-statistic	6.295803	Durbin-Watson stat		2.081803
Prob(F-statistic)	0.012335			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 34: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro EUR/CZK T1

Null Hypothesis: LOG(CENA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.395265	0.3817
Test critical values: 1% level	-3.971646	
5% level	-3.416459	
10% level	-3.130549	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(CENA))
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 10:09
 Sample (adjusted): 1/09/2005 12/31/2017
 Included observations: 678 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CENA(-1))	-0.013657	0.005702	-2.395265	0.0169
C	0.044529	0.018878	2.358810	0.0186
@TREND("1/02/2005")	-6.54E-09	1.68E-06	-0.003895	0.9969
R-squared	0.009227	Mean dependent var		-0.000260
Adjusted R-squared	0.006292	S.D. dependent var		0.008201
S.E. of regression	0.008175	Akaike info criterion		-6.771000
Sum squared resid	0.045113	Schwarz criterion		-6.751004
Log likelihood	2298.369	Hannan-Quinn criter.		-6.763259
F-statistic	3.143253	Durbin-Watson stat		2.081789
Prob(F-statistic)	0.043774			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 35: Test jednotkového kořene ADF (konstanta bez trendu) pro USD/CZK T1

Null Hypothesis: LOG(CENA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.858647	0.3521
Test critical values:		
1% level	-3.439766	
5% level	-2.865586	
10% level	-2.568981	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(CENA))
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 10:12
 Sample (adjusted): 1/03/2005 12/25/2017
 Included observations: 678 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CENA(-1))	-0.009534	0.005130	-1.858647	0.0635
C	0.028745	0.015558	1.847655	0.0651
R-squared	0.005084	Mean dependent var		-0.000144
Adjusted R-squared	0.003613	S.D. dependent var		0.017433
S.E. of regression	0.017401	Akaike info criterion		-5.261626
Sum squared resid	0.204691	Schwarz criterion		-5.248295
Log likelihood	1785.691	Hannan-Quinn criter.		-5.256465
F-statistic	3.454570	Durbin-Watson stat		1.964081
Prob(F-statistic)	0.063512			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews

Příloha 36: Test jednotkového kořene ADF (konstanta + trend) pro USD/CZK T1

Null Hypothesis: LOG(CENA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.072600	0.5597
Test critical values:		
1% level	-3.971646	
5% level	-3.416459	
10% level	-3.130549	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(CENA))
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/18 Time: 10:12
 Sample (adjusted): 1/03/2005 12/25/2017
 Included observations: 678 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CENA(-1))	-0.011019	0.005316	-2.072600	0.0386
C	0.031969	0.015850	2.016974	0.0441
@TREND("12/27/2004")	3.76E-06	3.54E-06	1.061449	0.2889
R-squared	0.006742	Mean dependent var		-0.000144
Adjusted R-squared	0.003799	S.D. dependent var		0.017433
S.E. of regression	0.017399	Akaike info criterion		-5.260343
Sum squared resid	0.204350	Schwarz criterion		-5.240347
Log likelihood	1786.256	Hannan-Quinn criter.		-5.252602
F-statistic	2.290945	Durbin-Watson stat		1.964442
Prob(F-statistic)	0.101957			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews