



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 devizového trhu

Vypracoval/a: Bc. Libuše Pěstová
Vedoucí práce: Ing. Petr Zeman, Ph.D.

České Budějovice 2024

JIHOČESKÁ UNIVERZITA V ČESKÝCH BUDĚJOVICÍCH

Ekonomická fakulta

Akademický rok: 2019/2020

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

(projektu, uměleckého díla, uměleckého výkonu)

Jméno a příjmení: **Libuše PĚSTOVÁ**
Osobní číslo: **E19167**
Studijní program: **N6208 Ekonomika a management**
Studijní obor: **Účetnictví a finanční řízení podniku**
Téma práce: **Efektivita devizového trhu**
Zadávající katedra: **Katedra účetnictví a financí**

Zásady pro vypracování

Cíl práce:

Cílem práce je ověřit efektivitu devizového trhu a posoudit možnost využití technické analýzy při obchodování na tomto trhu.

Osnova:

1. Charakteristika devizového trhu.
2. Teorie efektivního trhu.
3. Technická analýza.
4. Testování hypotézy náhodné procházky pomocí vybraných statistických testů.
5. Testování možnosti dosažení nadprůměrných výnosů pomocí technické analýzy.
6. Závěr.

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

Rozsah grafických prací:

Forma zpracování diplomové práce: **tištěná**

Seznam doporučené 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: 5. února 2020
Termín odevzdání diplomové práce: 15. dubna 2021

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

JIHOČESKÁ UNIVERZITA
V ČESKÝCH BUDĚJOVICÍCH
EKONOMICKÁ FAKULTA
Studentská 13 (1)
370 05 České Budějovice


doc. Dr. Ing. Dagmar Škodová Parmová
děkanka


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

Prohlašuji, že jsem autorem této kvalifikační práce a že jsem ji vypracoval(a) pouze s použitím pramenů a literatury uvedených v seznamu použitých zdrojů.

Datum

Podpis

Touto cestou bych ráda vyjádřila poděkování vedoucímu práce, Ing. Petru Zemanovi, Ph.D. za cenné rady a připomínky, metodické vedení práce a všestrannou podporu v průběhu zpracování diplomové práce.

Bc. Libuše Pěstová

Obsah

1.	Úvod.....	3
2.	Charakteristika devizového trhu.....	5
2.1	Historie devizového trhu.....	5
2.2	Charakteristické znaky devizového trhu.....	6
2.3	Devizový neburzovní trh, OTC trh.....	7
2.4	Devizový trh spotový a termínový.....	8
2.5	Subjekty devizového trhu.....	10
2.6	Devizový kurz a měnové páry.....	11
2.7	Efektivnost devizového trhu.....	12
3.	Teorie efektivního trhu.....	16
3.1	Teorie efektivního trhu a její vývoj.....	16
3.2	Formy efektivnosti trhu.....	19
3.2.1	Slabá forma efektivnosti trhu.....	19
3.2.2	Středněsilná forma efektivnosti trhu.....	20
3.2.3	Silná forma efektivnosti trhu.....	20
3.3	Předpoklady teorie efektivního trhu.....	21
3.4	Důsledky a charakteristiky platnosti teorie efektivního trhu.....	21
3.5	Modely hypotéz efektivního trhu.....	23
3.5.1	Model spravedlivé sázky „Fair Game“.....	23
3.5.2	Model martingalu.....	25
3.5.3	Model náhodné procházky.....	26
4.	Oslabení teorie efektivnosti trhu.....	29
4.1	Anomálie efektivního trhu.....	29
4.1.1	Lednový efekt.....	29
4.1.2	Pondělní efekt.....	30
4.1.3	Efekt velikosti, efekt malých firem.....	30
4.1.4	Efekt nízkého P/E ratio.....	31
4.1.5	Efekt zanedbání firem.....	31
4.2	Behaviorální finance.....	32
4.2.1	Teorie vyhlídek (Prospect Theory).....	32
4.2.2	Dispoziční efekt (Disposition Effect).....	33
4.2.3	Teorie zpětné vazby (Feedback Theory).....	34
4.2.4	Zpracování informací.....	35
5.	Technická analýza.....	36
5.1	Historie technické analýzy.....	36
5.2	Předpoklady technické analýzy.....	38
5.3	Spor technické analýzy s hypotézou efektivních trhů.....	38

5.3.1	Přínos behaviorálních financí pro technickou analýzu.....	40
5.4	Indikátory technické analýzy	41
6.	Metodologie	43
6.1	Cíl	43
6.2	Data.....	43
6.3	Hypotéza náhodné procházky	44
6.3.1	Náhodná procházka typu 1 (RW1).....	44
6.3.2	Náhodná procházka typu 2 (RW2).....	44
6.3.3	Náhodná procházka typu 3 (RW3).....	44
6.4	Statistické testy testování hypotézy náhodné procházky	45
6.4.1	Runs test.....	45
6.4.2	Test autokorelace	47
6.4.3	Test poměru rozptylů	50
6.4.4	Testy jednotkového kořene a stacionarity	53
6.5	Metody a nástroje technické analýzy	57
6.5.1	Exponenciální klouzavý průměr (EMA).....	57
6.5.2	Index relativní síly (RSI).....	59
7.	Empirické výsledky a jejich interpretace.....	60
7.1	Testování hypotézy náhodné procházky	60
7.1.1	Výnosy	60
7.1.2	Runs test.....	62
7.1.3	Testy autokorelace	63
7.1.4	Test poměru rozptylu	69
7.1.5	Testy jednotkového kořene a stacionarity	72
7.2	Testování pomocí technické analýzy	75
7.2.1	Exponenciální klouzavý průměr (EMA).....	75
7.2.2	Index relativní síly (RSI).....	77
8.	Diskuse a shrnutí výsledků.....	80
9.	Závěr	87
I.	Summary	91
II.	Seznam použitých zdrojů	94
III.	Seznam obrázků	100
IV.	Seznam tabulek	100
V.	Seznam příloh.....	100

1. Úvod

Na efektivně fungujícím finančním trhu konají ceny investičních instrumentů náhodnou procházku. Ve své publikaci Eugene F. Fama (1965) určil efektivní trh jako trh, kde pohyby cen investičních instrumentů konají náhodnou procházku, kdy téměř okamžitě odraží či reagují na neočekávané, nepředvídatelné, náhodně se vyskytující a vzájemně nezávislé informace. Na nové informace bylo nahlíženo jako na náhodnou veličinu. Pojem hypotéza efektivního trhu byl poprvé užit Robertsem (1967).

Samotný koncept efektivnosti trhu byl chápán nejen jako informační efektivnost, ale také jako důsledek pohybu cenových změn na finančních trzích a úspěch investičních strategií. Na efektivním trhu nelze dosahovat systematicky a opakovaně nadměrné výnosy, které by odpovídaly podstupovanému riziku. Z tohoto důvodu aktivní investiční strategie na efektivním trhu ve snaze dosáhnout nadprůměrný výnos selhávají. Investiční příležitosti, které by přinesly nadměrné až nadprůměrné zisky se na efektivním trhu systematicky a opakovaně nevyskytují. Pro investora je informace o efektivním nebo neefektivním chování trhu při investičním rozhodování velmi důležitá. V situaci, kdy na efektivním trhu není možné nalézt pravidelně se vyskytující nadprůměrné výnosové příležitosti, je nutné upustit od aktivní investiční strategie a věnovat pozornost pasivní investiční strategii. Při rozhodování o obchodní strategii je v současné době kladen velký důraz i na roli emocí a psychické aspekty investorů. Nový pohled na chování investorů dal tak vzniknout dalšímu směru tzv. „behaviorálním financím“.

Hlavním cílem práce je ověřit efektivitu devizového trhu a posoudit možnost využití technické analýzy při obchodování na tomto trhu. Cíle bude dosaženo analýzou platnosti hypotézy náhodné procházky na zvoleném devizovém trhu a ověřením možnosti dosažení nadprůměrných výnosů.

Samotná práce je rozvržena na dvě hlavní části, a to část teoretickou a část praktickou. V teoretické části dochází k seznámení se zkoumanou problematikou v průběhu čtyř kapitol. První kapitola se věnuje základním charakteristikám devizového trhu, subjektům trhu a měnovým pářům. Kapitola uvádí rovněž výčet výzkumů a prací, které se zabývaly efektivitou devizového trhu. Rozsáhlejší úsek tvoří druhá kapitola teorie efektivního trhu, kde je čtenář nejprve seznámen s vývojem a průkopníky této teorie. Poté kapitola definuje jednotlivé formy efektivnosti trhu, které stanovil Eugene F. Fama, předpoklady, na kterých je teorie založena, důsledky platnosti efektivnosti trhu a jednotlivé modely hypotéz

efektivního trhu. Z důvodů časté kritiky předpokladů teorie efektivního trhu jsou ve třetí kapitole navíc charakterizovány anomálie efektivního trhu a teorie behaviorálních financí. Poslední čtvrtá kapitola literární rešerše se zabývá porovnáním a sporu technické analýzy s hypotézou efektivních trhů.

Praktická část je věnována empirickému testování efektivnosti devizového trhu s využitím dat vývoje denních kurzů měnových párů EUR/CZK, USD/CZK a JPY/CZK. Vybrané testy byly použity na data za souhrnné období od 2. 1. 2001 do 31. 12. 2023, které bylo rozděleno do pěti kratších časových úseků, kde byla zohledněna též finanční krize a pandemie COVID-19. Důvod rozdělení souhrnného intervalu na kratší období byl ověřit platnost hypotézy náhodné procházky a potvrdit či vyvrátit existenci slabé formy efektivnosti trhu v pozorovaných obdobích. Vybrané metody testování jsou dvě. První je metoda statistického testování hypotézy náhodné procházky a druhá je testování možnosti dosažení nadprůměrných výnosů pomocí technické analýzy. Závěrem jsou výsledky shrnuty a zhodnoceny s teorií efektivních trhů. Pro empirické testování byl zvolen program EViews 12 SV a tabulkový procesor MS Excel.

2. Charakteristika devizového trhu

V současné době je devizovému trhu přisuzován zcela mimořádný význam. Vyplývá to z toho, že všechny významnější světové měny jsou volně směnitelné, a proto není jejich obchodování nijak omezeno.

Celosvětové označení pro mezinárodní devizový trh je Forex (Foreign Exchange Market), kde dochází ke směně finančních prostředků denominovaných v různých měnách. Daný trh se vyznačuje vysokou likviditou. Z tříletého průzkumu BIS¹ dosáhl v dubnu 2022 obrát na globálních devizových obchodech (FX) v průměru více než 7,5 bilionu dolarů denně v podmínkách volatilního tržního prostředí. Výzkum ukázal, že obchodování na devizovém trhu se stále více vzdaluje od obchodování na burze, přičemž protistrany nevědí, s kým obchodují, ale znají příslušné informace (ceny). Zároveň se výrazně posunul k přímým formám elektronického obchodování, při nichž protistrany znají svou totožnost, ale informace o obchodech zůstávají neveřejné. (Sushko, 2022)

2.1 Historie devizového trhu

Peníze jsou prostředkem směny, které mají usnadňovat obchod. Vyjadřuje se jimi hodnota zboží a služeb. Zapomínání, co peníze ve skutečnosti znamenají, v dějinách způsobilo mnoho konfliktů a problémů.

První mince byly raženy v letech 640 až 630 př. n. l. v Lýdské říši ve tvaru malých koutoučků jantarové barvy z přírodní směsi zlata a stříbra, tzv. elektra. Zlato a stříbro byly v mezinárodním obchodu používány převážně jako platební prostředek a uchovatel hodnot. Kvůli vynikajícím fyzickým a chemickým vlastnostem se z nich razily mince.

Zlatý standard je měnový systém, v němž je hodnota papírových peněz nebo měny pevně vázaná na zlato. Proces klasického (mezinárodního) zlatého standardu začal v Anglii v roce 1717, kdy byla cena zlaté mince guinea stanovena na 21 stříbrných šilinků. V USA byl klasický zlatý standard neoficiálně přijat v roce 1834, kdy hodnota jedné unce zlata byla 20,67 USD. Zúčastněné země a jejich vláda se zaručila k závazku fixovat měnu k předem stanovenému množství zlata. To vedlo ke stanovení prvního směnného kurzu určeného přepočtem obou měn k jedné unci zlata.

¹ Bank for International Settlement v překladu Banka pro mezinárodní platby, která slouží jako banka pro centrální banky a další mezinárodní finanční instituce.

Nový poválečný mezinárodní měnový systém vznikl ustanovující brettonwoodskou konferencí. Konala se 1. až 22. července roku 1944 v Bretton Woods ve státě New Hampshire a zúčastnilo se jí delegáti z 44 zemí. Bretton-Woodská dohoda stanovila jako hlavní měnu americký dolar, který byl kryt zlatem a ostatní měny byly podloženy dolarem, tzn. od něj se odvíjely devizové kurzy ostatních zemí. Zlato si nadále zachovalo významnou úlohu jakožto prostředek mezinárodní směny, neboť USA garantovalo směnný kurz 35 dolaru za trojskou unci. Systém byl v podstatě návratem ke zlatému standardu, kdy byla povolena oscilace kurzu $\pm 1\%$ od stanoveného kurzu.

V ekonomice v době konání konference obíhalo 1 105 biliónů dolarů, ale krytých bylo pouze 290 biliónů. To vedlo k tomu, že dolar pomalu ztrácel svoje krytí zlatem a důvěru ostatních zemí v systému pevných směnných kurzů. Dolar ztrácel postupně na hodnotě i díky vzrůstajícímu deficitu způsobenému exportem kapitálu, kdy dolarové zásoby v zahraničí převyšovaly americké zlaté rezervy. Systém pevných směnných kurzů se jevil jako neudržitelný. Dne 15. srpna 1971 prezident R. Nixon oznámil dočasné ukončení zlatého standardu. Nixonův šok pokračoval zrušením přímé směnitelnosti dolaru ke zlatu a uvalením 10% přírážky na veškerý dovoz. Vše definitivně skončilo v roce 1976, kdy dolar přestal být oficiálně spojován, byť jen částečně se zlatem.

Forex vznikl v roce 1971 po ukončení Bretton-Woodské dohody, jehož účastníci byly centrální banky, velké banky a investiční společnosti. Směnovaly se měny za pevně daný kurz měny. Od března 1973 postupně téměř všechny hlavní světové obchodní země přijaly politiku plovoucího (floating) směnného kurzu vůči dolaru. Do roku 2000 byl přístup na Forex možný jen prostřednictvím brokerské firmy. V období od 2000 do 2005 začal Forex pronikat i k drobným investorům. Po roce 2010 se začali objevovat internetoví brokeri, kteří zprostředkovali komplexní služby pro drobné investory.

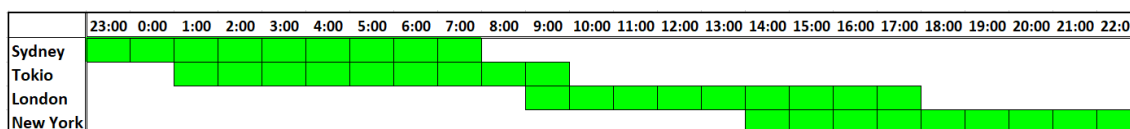
2.2 Charakteristické znaky devizového trhu

Na určité úrovni zobecnění by se mohl devizový trh definovat jako místo, na kterém se střetává devizová poptávka s devizovou nabídkou, a kde se vytváří cena deviz, devizový kurz. Devizový trh je hlavní částí měnového trhu, kam kromě devizového trhu patří i valutový trh. Zatímco na valutovém trhu se obchodují s hotovostními formami zahraničních měn, devizový trh slouží výhradně ke zprostředkování obchodů s bezhotovostními formami zahraničních měn. (Revenda et al., 2023)

Teritoriální rozmístění jednotlivých devizových trhů zajišťuje možnost nepřetržitého obchodování 24 hodin denně kromě víkendů. Základní časová osa na sebe navazujících hlavních devizových trhů, tzv. onshore centra „Tokio – Frankfurt – Curych – Londýn – New York – San Francisco“ je dnes vhodně doplňována netradičními finančními centry jakými jsou Nové Hebridy, Hongkong, Singapur, Bahrajn, Bejrút a Panama. (Revenda et al., 2023) Netradiční trhy označují místa tzv. offshore centra v daňových rájích, jejichž poválečný rozvoj je spojen s daňovými výhodami.

Časově se obchodování v jednotlivých světových centrech překrývá. Zatímco v Tokiu obchodování na devizovém trhu končí, v Hongkongu ještě trvá, ve Frankfurtu a Curychu je poledne, v Londýně dopoledne a v New Yorku se teprve za několik hodin začne obchodovat. (Mandel & Durčáková, 2020)

Obrázek 1: Hlavní časové zóny ⁽¹⁾



Zdroj: <https://www.fxstreet.cz> (2012), vlastní zpracování

⁽¹⁾ Main time series (business hours).

Devizový trh ve srovnání s ostatními segmenty finančního trhu se blíží se svým charakterem nejvíce efektivnímu trhu. Je to tím, že je neregulovaný, obchoduje na něm mimořádně velký počet informovaných účastníků, kteří disponují dobrými znalostmi, moderní technikou a aktuálními informacemi. Objemy obchodů jsou velice vysoké a poplatky relativně nízké.

Devizový trh se dá dělit dle základních kritérií, a to podle charakteru obchodování se rozeznává trh burzovní a neburzovní (OTC), podle subjektů trh mezibankovní a klientský, podle techniky operací či data vypořádání trh spotový (promptní) a termínovaný (forward, futures, opce, tj. měnové deriváty).

2.3 Devizový neburzovní trh, OTC trh

Burzovní obchod jako představitel organizovaného devizového trhu byl postupně vystřídán neorganizovaným způsobem obchodování. V současném světě má devizový trh převážně neburzovní charakter, tzv. OTC trh (over the counter market). Zpravidla jde o trh s vysokým stupněm likvidity, efektivnosti, konkurence a infrastruktury. Na OTC trhu provádějí obchodní banky jak spotové, tak i termínované operace. (Revenda et al., 2023)

V minulosti devizový trh existoval výhradně v mezibankovní formě. Dealeři bank obchodující na devizovém trhu, provádí své obchody na speciálních pracovištích (dealing rooms), které jsou vybaveny obchodními platformami. Světové elektronické obchodní platformy jsou rozvíjeny agenturou Reuters², Bloomberg Terminal nebo EBS (Electronic Broking Services) od CME Group. Platformy zajišťují přístup mezi investory a k informacím v reálném čase. Rovněž poskytují technické vybavení pro obchodování a uskutečňování obchodů. (Mandel & Durčáková, 2020)

Investoři, kteří nemají čas vstoupit na tradiční burzovní trh nebo chtějí anonymitu při transakcích velkého rozsahu využívají ECN (Electronic Communication Network). Systém je určený k realizaci obchodů, kdy automaticky páruje nákupní (bid) a prodejní (ask) příkazy na trhu Forex v různých geografických oblastech, mimo tradiční obchodní dobu a bez třetích stran (agentů, dealerů, market makera). Účastníci jsou velké banky, broker-ské společnosti, různé fondy a individuální obchodníci. ECN se vyznačuje vysokou likviditou, okamžitě vyplněním obchodu, žádnou rekotací a malým spreadem.

Nejdůležitějším systémem pro zúčtování mezinárodních platebních operací je tzv. SWIFT³. Jde o komunikační síť určenou pro realizaci mezinárodních finančních transakcí mezi bankami a finančními institucemi. Síť se sídlem v Belgii od roku 1977 propojuje elektronicky jednotlivé banky a další finanční instituce označené kódem BIC. Prostřednictvím SWIFT se provádí zprávy o uskutečnění a obdržení plateb v reálném čase během několika sekund. Do systému je zapojeno více než 10 000 institucí z více než 200 zemí. (Mandel & Durčáková, 2020)

2.4 Devizový trh spotový a termínový

Devizový trh je trhem s mezinárodními měnami, které jsou v bezhotovostní formě, tzv. deviza. Podoba deviz je převážně formou zápisů na bankovních účtech nebo formou elektronických zápisů na obrazovkách terminálů. (Mandel & Durčáková, 2020)

Spotový devizový trh se ve srovnání s ostatními segmenty finančního trhu blíží nejvíce charakteru efektivního trhu. Je to tím, že je neregulovaný, obchoduje na něm mimořádně velký počet informovaných účastníků disponujících aktuálními informacemi, dobrými

² Obchodní platformy jako Reuters 2000, Reuters 3000 Xtra a Thomson Reuters Eikon.

³ Society for Worldwide Interbank Financial Telecommunications, v překladu Společnost pro celosvětovou mezibankovní finanční telekomunikaci, která slouží zejména k mezinárodnímu platebnímu styku.

znalostmi a moderní technikou. Objemy obchodů jsou velmi vysoké a poplatky relativně nízké. A co je podle Rejnuše (2014) velice důležité, je trhem neorganizovaným, jenž funguje celosvětově prakticky nepřetržitě a nemá direktivně určeno žádné obchodní místo.

Na spotovém devizovém trhu je zpravidla vypořádání provedeno do dvou po sobě následujících obchodních dnů (T+2). Spotové měnové kontrakty se uskutečňují za spotový měnový kurz. Základem je dvoucestná kotace tvůrce trhu (market maker), jenž kótuje nákupní (bid) a prodejní (ask) kurz na požádání protistrany. Protistrana dopředu nesdělí, zda devizu nakupuje či prodává. Kotace poptávky (bid) je kurz, za který je tvůrce trhu ochoten koupit jednotku bazické měny (denominátor) za smluvní měnu (numerátor). Naopak kotace nabídky (ask, offer) je kurz, za který je ochoten prodat jednotku bazické měny. Kotace poptávky je vždy nižší než nabídky a jejich rozdíl je rozpětí. (Jílek, 2013)

Rozpětí mezi nákupním a prodejním kurzem (bid/ask), jak uvádí Veselá (2019) je kurzové rozpětí, tzv. spread a představuje zisk obchodníka. Hodnota spreadu záleží na likviditě měnového páru a na objemu obchodů. Malé rozpětí svědčí o likvidním trhu. Nejnižšího spreadu je obvykle dosaženo u nejobchodovanějších měn, jimiž jsou právě americký dolar (USD), euro (EUR) anebo japonský jen (JPY). Mandel a Durčáková (2020) uvádí, že rozpětí mezi bid/ask kurzem na devizovém mezibankovním trhu je maximálně 0,1 %. Na klientském trhu se blíží k valutovému spreadu, tj. okolo 1 %. Kurz valut má širší a méně výhodný spread než kurzy deviz, tj. min. 4 % až 5 %. U exotických měn by mohl být i značně vyšší než 10 %.

Na termínovaném trhu se realizují termínové obchody, během kterých se devizy nakupují nebo prodávají k budoucímu dohodnutému termínu na základě předem smlouveného termínovaného kurzu. Doba mezi uzavřením obchodu a jeho vypořádáním je delší než na spotovém trhu. Deriváty mají pevně daný termín splatnosti, a proto je nelze držet po neomezenou dobu. Omezenou dobu lze prodloužit tzv. rolváním, kdy investor uzavírá svoji pozici ještě před datem expirace a otevírá pozici novou s delší dobou do splatnosti. Deriváty lze obchodovat jak na OTC trhu, tak na organizovaném trhu. Zatímco fowardy se realizují výhradně na OTC trzích, tak futures jsou výlučně burzovní kontrakty. Opce mohou být jak burzovními kontrakty, tak je s nimi možné obchodovat také na OTC trzích. U devizových burz se informace o kurzech, kotacích a počtu otevřených či množství kontraktů koncentruje jednotně na jednom místě. U OTC trhu nastává obchod na různých trzích v jednom časovém okamžiku. (Mandel & Durčáková, 2020)

2.5 Subjekty devizového trhu

Účastníky obchodování na mezinárodním devizovém trhu lze členit z různých hledisek. V této práci bylo použito členění z hlediska jednotlivých druhů zainteresovaných subjektů a jejich specifických osobitých zájmů podle Rejnuše (2014):

- *Centrální banky* jsou instituce tzv. zvláštního poslání, které využívají devizový trh k provádění své monetární politiky, buď ke stabilizaci tuzemské měny, nebo k účelovému oslabování či posilování vůči cizí měně formou devizových intervencí. Centrální banky nejsou institucí, jejichž primární cíl by při obchodování bylo dosahovat zisku. Účelem zapojení jejich dealerů do obchodování je prosazování cílů měnové (monetární) politiky.
- *Obchodní banky* a jiné finanční instituce jsou nejvýznamnější účastníky obchodování na mezinárodním devizovém trhu. Jde především o obchodní banky, ale může se jednat i o další na ně napojené finanční instituce např. pojišťovny, zajišťovny, investiční společnosti a fondy, penzijní společnosti a finanční instituce, které působí v rámci nadnárodních finančních konglomerátů. Cíl obchodních bank spočívá v dosahování zisků z prováděných devizových obchodů. Konkrétně z rozdílů kótovaných bid/ask cen jednotlivých měnových párů, tzv. spreadů. Těch dosahují prostřednictvím svých dealingových center, v nichž jsou soustředěni k tomuto účelu dealeri bank, kteří obchodují s devizami na vlastní účet, respektive účet své banky. U významnějších bank vykonávají funkci tvůrců trhu. Jejich povinností je po celou dobu obchodování zajišťovat likviditu trhu. Za podmínky, že dostanou dotaz od kteréhokoliv účastníka trhu, jejich povinností je kotovat příslušný měnový pár, tj. stanovit kurz pro nákup (bid) a prodej (ask). Kotují bid/ask devizové kurzy při dvoucestné kotaci.
- *Brokerské společnosti*, jejichž broker (makléř) je zprostředkovatel obchodů mezi (dvěma) dealery, kdy zprostředkovává pro své klienty devizové obchody za provizi. Nadto jim může poskytovat aktuální devizové kurzy, monitorovat události, jakož i poskytovat odborné poradenství. Jelikož brokeři obchodují pouze na účet klienta, nenesou s prováděnými obchody žádná rizika. Jejich odměnou bývá zprostředkovatelská provize. V současné době plní tuto funkci často elektronický systém, který automaticky zpracovává příkazy jednotlivých klientů. Zároveň poskytuje informace o aktuální situaci na devizových trzích.

- *Individuální tradeři* jsou drobní investoři, kteří zpravidla obchodují za účelem dosažení zisku. Používají následující způsoby obchodování:
 - Spekulace⁴, kdy samotné obchodování přitahuje mnoho spekulantů, kteří obchodují za účelem zisku při očekávaných různých změnách devizových kurzů. Vedle spekulace existuje jako důvod k obchodování ještě hedging.
 - Arbitráž tzv. prostorová arbitráž, kdy jde o vyrovnání zjištěných kurzových rozdílů na jednotlivých, teritoriálně odlišných spotových trzích.

Z hlediska účastníků devizového trhu je devizový trh uspořádán na mezibankovní a klientský. Pro mezibankovní devizový trh OTC je příznačný vztah „banka – banka“. Jeho základní strukturu tvoří dealeri (resp. market maker) obchodních bank, dealeri centrálních bank a velkoobchodní brokeři. Pro klientský devizový trh je typický vztah „obchodní banka – klient“. (Mandel & Durčáková, 2020)

2.6 Devizový kurz a měnové páry

Devizový kurz Mandel a Durčáková (2020) vymezili jako cenu měnové jednotky jedné země vyjádřené v měnových jednotkách země jiné. Měnových párů⁵ pohybujících se na devizovém trhu je mnoho. Existuje i různé třídění jednotlivých měn. Pro tuto práci bylo převzato třídění od Rejnuše (2014), který rozdělil jednotlivé měny podle jejich významu do tří skupin. Jako „*hlavní měnu*“ nebo též majors lze označit Americký dolar (USD, \$), společnou evropskou měnu (EUR, €), Britskou libru šterlinků (GBP, £), Japonský Yen (JPY, ¥) a Švýcarský frank (CHF). Do řady tzv. „*vedlejších měn*“⁶, které jsou volně dostupné, ale na spotovém trhu někdy mohou vykazovat nízkou likviditu, se řadí Australský dolar (AUD), Kanadský dolar (CAD), Švédská koruna (SEK), Dánská koruna (DKK), Novozélandský dolar (NZD), Ruský rubl (RUB), Hongkongský dolar (HKD). Sporadicky se vyskytují také málo významné „*exotické měny*“, např. Singapurský dolar (SGD), Česká koruna (CZK), Jihoafrický rand (ZAR), které pro malý zájem nejsou příliš obchodované. Každá měnová operace zahrnuje dvě měny, jak bazickou měnu, tak smluvní měnu. Z pohledu obchodníka bazická měna je kupovaná či prodávaná za smluvní měnu. Měnový kurz vyjadřuje poměr jedné měny k měně jiné, což je hodnota smluvní měny (v čitateli) připadající na jednotku bazické měny (ve jmenovateli). (Jílek, 2013)

⁴ Délka držení investičních pozic je velmi krátká (pouze několik minut), z toho důvodů se nazývá tento způsob obchodování cizích měn spíše tradingem než investováním.

⁵ Měnové symboly se skládají ze třech písmen, z nichž první dvě písmena identifikují stát a třetí název měny.

⁶ Členění není závazné, ani celosvětově zcela jednotné. Někteří ekonomové za hlavní měny též považují AUD a CAD.

2.7 Efektivnost devizového trhu

Na počátku 70. let 20. století a konce Brettonwoodského systému začala vědecká obec věnovat více pozornosti devizovému trhu. V té době chyběly dostatečně dlouhé časové řady dat. Publikované vědecké studie používaly převážně data z dealerských bank. S rozvojem individuálního obchodování vzrostly požadavky drobných investorů na dostupnost historických dat umožňujících analýzu devizového trhu. V současné době má retailový investor přístup přes obchodní platformu k aktuálním kurzům na devizovém trhu a jejich historickým časovým řadám. Okamžitý přístup k informacím dovoluje lépe analyzovat chování kurzů jak v dlouhém intervalu, tak v průběhu jednoho dne, hodin či minut.

Jen dva z pěti důsledků efektivního trhu jsou testovatelné, a to náhodnost cenových změn a nemožnost dosahování nadprůměrného zisku. Od poloviny 70. let autoři vědeckých prací věnovali vyšší pozornost statistickým testům vzájemných vztahů ve vývoji kurzů. Ve svých studiích Burt, Kean a Booth (1977) a Cornell, Dietrich (1978) testovali chování nejvíce obchodovaných měn vůči USD s použitím testu autokorelací a runs testu. Neefektivní chování bylo prokázáno pouze u CAD. Příčina neefektivity byl autory shledán v intervenci centrální banky. V roce 1988 Lo a MacKinlay vyvinuli široce používaný test poměru rozptylů pro analýzu chování devizových kurzů. Liu a He (1991) aplikovali test poměru rozptylu na pět párů týdenních nominálních směnných kurzů CAD, JPY, GBP, DEM, FRF, všechny ve vztahu k USD, kdy zamítli hypotézu o náhodné procházce pro všechny pozorované měnové páry. Chang (2004) průzkum zopakoval a použil testy homoskedasticity a heteroskedasticity poměru rozptylů. Z vybraných pěti měn se pouze JPY jevil jako měna, u které lze nalézt dostatečné důkazy pro zamítnutí hypotézy o náhodné procházce. Levich (1985) tvrdil, že devizové trhy, na rozdíl od akciových trhů byly ovlivňovány dalšími faktory, např. zásahy centrálních bank, makroekonomickými vlivy, nestabilitou množství měny v ekonomice, změny národních úrokových měr a nízkým počtem směnných kurzů. Tyto faktory vyvolávaly změny v úrovni rovnovážných výnosů na devizovém trhu. Proto nelze nesystematické změny na trhu považovat za důkaz efektivity.

K testování efektivity devizového trhu lze použít i testy postavené na technické analýze. Allen, Taylor (1990) předložili empirické důkazy o vnímání významu, rozšíření a povaze technické analýzy na devizovém trhu. Frankel, Froot (1990) dokázali, že prognózy prostřednictvím technické analýzy dosahovaly lepší výsledky než předpovědi statistických modelů.

Autoři Cornell, Dietrich (1978), Dooley, Shafer (1984), Sweeney (1986) nebo Levich, Thomas (1993) ve svých studiích upozornili na možnost dosažení nadprůměrných zisků při aplikaci obchodních systémů s využitím technické analýzy na hlavní měnové páry. Úspěšnost LeBaron (1999) a Saacke (2002) přikládali intervencím centrální banky. Znalci empiricky zkoumali vztah mezi ziskovostí z obchodních pravidel a zisky v souvislosti zásahů centrální banky do vývoje kurzů. Poukázali na zvýšenou ziskovost v průběhu intervenční činnosti centrální banky a snižující se úspěšnosti technických indikátorů v předvídatelnosti pohybu kurzů na devizovém trhu ve dnech po intervenci. Jiné možné vysvětlení podali Dooley, Shafer (1984), kdy chování účastníků na devizovém trhu mělo vliv na vývoj kurzů v krátkém období. Jejich jednání nebylo ovlivněno fundamentálními vlivy, ale snahou dosažení spekulativních zisků, což vedlo ke vzniku grafických formací. Z této příčiny bylo chování investorů lépe předvídatelné. Případná další vysvětlení navrhli sami autoři jiných vědeckých článků, kdy ve svých pracích poukázali na zjednodušení jako byla absence transakčních nákladů, nezapočtení rizikové prémie či problémy omezeného vzorku dat, které nemusí být shodné se situací na reálném trhu.

Novější publikace již eliminovaly uvedená zjednodušení. Lee, Sudoikhuu (2012) použili tři strategie pravidel filtru (buy long, sell short, buy long a sell short) pro zkoumání efektivnosti devizového trhu. Zjistili, že investoři získali větší výnos, pokud využívali strategie buy long/sell short filtračních pravidel bez ohledu na transakční náklady. Transakce devizových kurzů EUR, JPY, GBP k USD v období 2003-2009 byla efektivnější při zohlednění transakčních nákladů. Devizový trh vykazoval slabou formu efektivnosti.

Pochopitelně existuje četný počet autorů jako např. Surajaras, Sweeney (1992), Neely, Weller (2001), kteří předpokládali, že i po započtení rizikové přírážky a transakčních nákladů, měly devizové trhy tendenci se chovat neefektivně. Ve skutečnosti mohou velmi jednoduchá technická pravidla generovat významné výnosy nad rámec těch, které lze vysvětlit transakčními náklady nebo rizikovou přírážkou. Kupříkladu Okunev, White (2003) zjistili, že pomocí indikátoru technické analýzy strategie momentum (nakupovat vysoko, prodávat ještě výš), měli investoři potenciál generovat nadměrné výnosy na devizových trzích u měn AUD, FRF, CAD, DEM, CHF a GMP v letech 1975-2000. Výsledné výnosy nebyly ovlivněny a nelze je ani vysvětlit rizikovou přírážkou, ani transakčními náklady. Aby obchodní strategie tvořily kladné výnosy očištěné o riziko, musela by být na devizovém trhu přítomna určitá míra neefektivnosti, kde by měny kolísaly náhodně.

Olson (2004), Qi, Wu (2006) předpokládali, že devizové trhy mohou v krátkém období projevovat známky dočasné neefektivity. Autoři rozčlenili období do několik kratších časových intervalů, upozornili na snižující se výkonnost technických obchodních strategií a zdůraznili otázku vhodného výběru dat. Statisticky významné abnormální výnosy z technických obchodních strategií vykazovaly dočasnou neefektivnost, která se časem napravila. Devizové trhy se vyvíjely a v průběhu času se stávaly efektivnějšími. Autoři zjistili, že porazit trh vyžaduje složitější obchodní pravidla, která by způsobila dočasnou neefektivnost a po identifikaci by byla opět odstraněna.

Za pomoci pokročilých metod se pozornost akademiků obrátila k analýze mikrostruktury devizového trhu, tj. k testování ve velmi krátkých časových intervalech. Ve své publikaci Neely, Weller (2003) použili obchodní pravidla identifikována na genetickém programování⁷ a založena na lineárním prognostickém modelu k odhadu půlhodinových cenových změn u měn CHR, DEM, JPY, GBP k USD během roku 1996. Obchodní pravidla zohledňující transakční náklady a obchodní hodiny nepřinášely kladné nadměrné výnosy. Zároveň se nepodařilo vyvrátit hypotézu o slabé formě efektivity devizového trhu při intradenním obchodování.

Metodou identifikovanou na genetickém programování se zabývali Dempster, Payne, Romahi a Thompson (2001). Znalci aplikovali obchodní pravidla definovanými na základě osmi technických indikátorů používaných intradenními obchodníky na devizovém trhu. Snažili se předpovědět vývoj devizového kurzu GBP/USD na 15minutové intervalu. Zjistili, že metoda při realistických transakčních nákladech nebyla schopna dosáhnout nadměrných výnosů. Ke stejnému závěru dospěli Curcio, Goodhart, Guillaume a Payne (1997), kdy použili pravidlo filtru na kotaci „tick by tick“⁸ dat pro měny DEM, JPY, GBP k USD ve dvou časových intervalech 10. 4. 1989 - 29. 6. 1989 a 31. 1. 1994 - 30. 6. 1994. Dospěli k závěru, že ani jeden z použitých pravidel filtru na vysokofrekvenčních dat negenerovaly nadprůměrný výnos či ziskové obchodní strategie.

Případnou neefektivitu devizového trhu naznačovali také Omrane, Oppens (2004), kteří zkoumali existenci 12 grafických formací na vnitrodenním devizovém trhu EUR/USD. Použili grafické vzory postavené na 5minutových závěrečných cenách a založené na 5minutových nízkých i vysokých cenách. Potvrdili zjevnou existenci těchto vzorů, z nichž

⁷ Využívá evoluční algoritmu při vývoji a zlepšení počítačových programů, viz. Koza, J. R., (1992).

⁸ Pravidlo filtru, kdy obchodníci upravují obchodní rozsah přidáním pásma proměnlivé velikosti k předem definovanému rozsahu. Tick by tick data jsou vysokofrekvenční data zachycující každou změnu kotace měnového páru.

více než polovina vykazovala významnou předvídatelnost a pouze dva významnou ziskovost, která byla příliš nízká, aby pokryla transakční náklady. Díky čemuž zpochybnili využitelnost obchodních pravidel. Druhá metoda poskytla sice vyšší, ale rizikovější výnosy než první metoda. Později Kozhan, Salmon (2010) aplikovali „tick by tick“ data u měnového páru GBP/USD na rozdílné časové intervaly v letech 2003 až 2008. Zjistili, že ziskovost obchodních pravidel založených na genetických algoritmech v roce 2003 byla velice výrazná až nadprůměrná, ovšem v roce 2008 znatelně poklesla. Výsledky naznačily, že nástup algoritmického obchodování měl obrovský vliv na efektivitu devizového trhu. V krátkodobém časovém horizontu může trh vykazovat známky neefektivity, ale dlouhodobě nelze efekt prokázat.

Ideologie vnímání finančního trhu, zda je efektivní či nikoliv, přinesla mezi vědce protichůdná zjištění. Diskuse o chování a pohybu cen vedly k formulaci teoretického rámce známé jako adaptivní tržní hypotéza (AMH). Lo (2004, 2005) předpokládal, že trh je evoluční a dynamický. Vycházel z přesvědčení, že finanční trhy nefungují izolovaně, jsou ovlivňovány měnicími se podmínkami a faktory prostředí (politické, sociální, ekonomické nebo kulturní, medvědí nebo býčí, rostoucí, klesající nebo normální).

V posledních desetiletích přibývá stále více studií zaměřené na adaptivní tržní hypotézu. Ve své studii Obelade (2021) zkoumal adaptivní chování směnného kurzu jihoafrického randu (ZAR) k USD a CNY v období 1999-2020. Vyvodil dva závěry, kdy jihoafrický devizový trh je adaptivně efektivní a efektivnost devizového trhu je primárně ovlivněna úrovní hospodářského růstu. Adnan, Rasheed, Maqbool, Tariq (2023) zhodnotili použitelnost adaptivní tržní hypotézy na pákistánské burze cenných papírů a devizovém trhu. Autoři použili směnný kurz USD, EUR a GBP k pákistánské rupii (PKR) v období 2009-2022. Zjistili, že na pákistánském trhu je efektivnost trhu převážně zachována. Současně došli k závěru, že finanční trhy vykazují časově proměnlivý charakter, pokud jde o efektivitu, čímž potvrdili adaptivní tržní hypotézu. Naznačili, že v průběhu času se podmínky na trhu mění a trh se odchyluje od efektivnosti. Chaudhry, Hanif, Hassan, Chani (2019) zkoumali a potvrdili slabou formu efektivnosti devizového trhu Pákistánu, vyjádřenou směnnými kurzy JPY, CHF, GBP, USD k PKR, a tím prokázali vliv politiky této rozvojové země na devizový trh.

3. Teorie efektivního trhu

Eugene F. Fama (1969, s. 388) definoval efektivní trh, jako: „*Trh, jehož ceny finančního aktiva v sobě v každém okamžiku plně odrážejí všechny dostupné informace*“.

3.1 Teorie efektivního trhu a její vývoj

Převratnou myšlenku, že jsou změny cen vybraných komodit na sobě nezávislé, pochopil již francouzský matematik Louis Bachelier a rozvinul ji ve své doktorandské práci „*Theorie de la Speculation*“ v roce 1900. Bachelier byl fyzik finanční teoretik, který jako první přispěl k moderním financím tím, že použil vědecký pohled na finanční trhy. Ve své práci aplikoval teorii Brownova pohybu⁹, kdy modeloval absolutní pohyb cen derivátů jako důsledek náhodných šoků¹⁰ a popsal výslednou distribuční funkci polohy v čase. Nesnažil se pochopit síly, které způsobují náhodné šoky, jež ovlivňují ceny derivátů, místo toho modeloval vývoj ceny jako férovou hru. Kromě toho tvrdil, že cena odráží všechny aktuálně dostupné informace ovlivněné náhodnými a různě silnými vlivy. Minulost je irelevantním, přítomnost je transparentní a je třeba zjistit pouze budoucnost. Ceny derivátů jsou tržně stanovené ceny očekávané volatility, které charakterizuje Gaussovo (normální) rozdělení s nulovou střední hodnotou a rozptylem úměrným v čase. Tímto zároveň definoval stochastický proces se spojitým časem. Výslednou náhodnou procházku cen použil k určení pravděpodobnosti, kdy finanční nástroj překročí definovanou hranici. Přispěl k významné hypotéze, že cenné papíry mohou být modelovány tak, jako by se řídily bez paměti náhodnou procházkou. Sám Bachelier, ale tento termín nepoužíval. Je uznáván jako původce prvního sofistikovaného vzorce oceňování warrantů pro širší účely obchodovaných na Pařížské burze. (Read, 2013) Bachelierova práce *Teorie spekulace* byla sice publikována v jednom z předních francouzských vědeckých a následně v matematickém časopisu, přesto zůstala ve finanční literatuře neznámá až do svého objevení Paulem Samuelsonem v roce 1964.

Americký ekonom Alfred Cowles v roce 1932 pomohl založit Cowlesovu komisi pro ekonomický výzkum a ekonometrický vědecký časopis *Econometrica*, který financoval. K tomuto rozhodnutí dospěl po rozsáhlých selháních při předpovídání krachu burzy v roce 1929, kdy se chtěl zaměřit na analýzu schopnosti prognostiků akciových trhů a

⁹ Jedná se o náhodný pohyb mikroskopických částic v kapalině. V roce 1827 botanik Brown Robert pozoroval pod mikroskopem chvění a otřesy pylu suspendovaného ve vodě.

¹⁰ Zatímco moderní literatura namísto toho modelovala relativní změny cen neboli absolutní změny logaritmu cen.

vybrat portfolio, které překoná trh, index. Cowles potřeboval měřítko, a proto v roce 1938 vytvořil tržní index, který se stal v roce 1957 základem pro sestavení významného indexu Standard & Poor's 500. Zajímavostí je, že Cowles vytvořil v roce 1933 významnou studii údajů z akciového trhu, která poskytla raný důkaz náhodné procházky a dala počátek hypotéze efektivního trhu. O několik let později zveřejnil navazující studii (1944), jež po dobu 15,5 let přezkoumávala 6 900 investičních doporučení. Ve svém výzkumu opakovaně dospěl k závěru, že neexistují žádné důkazy podporující schopnost prognostiků předpovídat vývoj cen akcií na trhu. Jeho studie byla první, která se věnovala měření výkonnosti aktivního portfolio managementu. (Coleman, 2022)

Po tom co H. Working (1934) dospěl k závěru, že trhy mohou vykazovat náhodné chování, se k Bachelierově myšlence o vzájemné nezávislosti změn cen, vrátil až britský statistik M. Kendall. Ve své publikaci Kendall, Hill (1953) dokázali, že v cenách akcií nedokáží identifikovat žádné předvídatelné vzorce. Ceny podle nich bloumaly bez cíle. Zdálo se, že se vyvíjí náhodně, tzn. bylo stejně pravděpodobné, že ceny v určitý den vzrostou, jako klesnou bez ohledu na předcházející pohyb, na minulost. Na základě tohoto zjištění učinili závěr o konání cen náhodné procházky. Díky tomu, právě jedno z prvních použití počítačů v ekonomice bylo využito k analýze časových řad ekonomických dat. Teoretici se domnívali, že sledování vývoje ekonomických údajů v čase pomocí výpočetní techniky by dopomohlo k predikci budoucího vývoje ekonomiky a chování cena na akciových trzích. (Bodie et al., 2014)

Americký astrofyzik M. F. M. Osborne (1959) dospěl k závěru, že pohyb akciových kurzů projevovaly podobné rysy jako náhodný pohyb mikroskopických částic v kapalině (tzv. Brownův pohyb). Tím vlastně citoval Bachelierovu tézi z roku 1900. Přitom prokázal, že uzavírací akciové kurzy mají tendenci ke koncentraci na denních minim či maxim a jejich zvraty mají sklon být běžnější než jejich pokračování. V zásadě předložil důkazy, které se shodují s definicí slabé formy efektivnosti. (Veselá, 2019)

Řada dalších ekonomů v čele s Paulem A. Samuelsonem publikovala statě, ve kterých konstatovali, že ceny akcií se opravdu chovají podle teorie náhodné procházky. Ve svém článku Samuelson (1965) předložil jednoduchou tezi, že na informačně efektivním trhu musí ceny zahrnovat všechny informace, které mají účastníci trhu k dispozici. Současně oportunisticky navrhl nahradit Bachelierovo absolutní Gaussovo rozdělení geometrickým Brownovým pohybem založeným na logaritmicke-gaussovském rozdělení. Po zveřejnění

jeho článku se náhodná procházka začala spojovat s hypotézou efektivního trhu a Bachelierova práce začala být náležitě oceňována. V roce 1970 získal jako první Američan Nobelovu cenu za ekonomii. (Read, 2013)

Pro teorii efektivních trhů měla nejvýznamnější vliv práce Eugena F. Famy, který v letech 1965 a 1969 z výsledků svých pozorování stanovil zásadní východiska teorie efektivních trhů. V důsledku toho je Fama nazýván „otcem“ teorie efektivních trhů. Podle něj akciové kurzy rychle a okamžitě odrážejí všechny známé a významné informace. Z toho vyplývá, že neexistují podhodnocené ani nadhodnocené cenné papíry. Fama napsal svou doktorskou práci na téma chování cen na akciovém trhu, kde předložil detaily statistických testů, které model náhodné procházky podpořily. Studie se od ostatních odlišovala hlavně kritickým postojem k fundamentální analýze. Jak podotkl, že *„užitečnost této metodologie nebyla podrobena striktnímu testování, a tak vždy existuje pravděpodobnost, že i ti nejspěšnější analytici měli jednoduše štěstí“* (1965). Závěrem vzhledem k důkazům potvrzující model náhodné procházky napsal, že *„fundamentální analýza je jak pro průměrného analytika, tak průměrného investora dosti zbytečným postupem“* (1965). Klíčovou novinkou bylo tvrzení o efektivnosti akciového trhu a ceně odrážející veškeré dostupné informace. V navazujícím článku Fama (1969) rozvinul tuto myšlenku a navrhl tři samostatné verze hypotézy efektivního trhu: slabou formu, středně-silnou formu a silnou formu efektivnosti. V roce 2013 byl oceněn Nobelovou cenou za ekonomii navzdory rozdílným názorům na základní otázky společně s R. J. Schillerem a L.P. Hansenem. (Cassidy, 2012)

Ekonom pracující na Wall Street Burton G. Malkiel v roce 1973 potvrdil neracionální chování cen aktiv na akciovém trhu s tím, že většina předpovědí z Wall Street o ziscích je zoufale mimo a převážná část otevřených investičních fondů si na trhu nevedla dobře. Podle něj minulé pohyby cen akcií nelze spolehlivě použít k předpovědi budoucích pohybů a technické strategie jsou obvykle zábavné, často uklidňující, ale skutečnou hodnotu postrádají. Jako nejúčinnější strategii portfolia podporuje investování do indexových fondů. (Malkiel, 2020)

V roce 2005 Fama k nečekanému překvapení prohlásil, že nedostatečně informovaní investoři mohou odklonit trh z optimální trajektorie a uvést jej v omyl, a že ceny akcií mohou být jistým způsobem iracionální. Tím potvrdil možnou existenci neefektivity trhu. (Jílek, 2009)

3.2 Formy efektivity trhu

Fama ve své studii z roku 1969 nejen charakterizoval efektivní trh, ale zároveň vymezil tři formy tržní efektivity. S ohledem na cenu investičního instrumentu, která odráží všechny souvztažné informace vznikající na trhu, rozlišil slabou, středněsilnou a silnou formu efektivity trhu.

Obrázek 2 znázorňuje slabou formu efektivity trhu, která obsahuje pouze informace historických cen, středněsilnou formu, jenž zahrnuje všechny zjevné veřejně dostupné informace a silnou formu, která pojímá všechny veřejně i neveřejně dostupné informace.

Obrázek 2: Formy efektivity trhu ⁽¹⁾



Zdroj: *Vlastní úvaha a zpracování*

⁽¹⁾ *Forms of market efficiency*, ⁽²⁾ *Weak form of efficiency*, ⁽³⁾ *Semi-strong form of efficiency*, ⁽⁴⁾ *Strong form of efficiency*, ⁽⁵⁾ *All public information of a historical nature*, ⁽⁶⁾ *All up-to-date and current publicly available information*, ⁽⁷⁾ *Any non-public confidential information*.

3.2.1 Slabá forma efektivity trhu

Slabou formu efektivity trhu lze označit za situaci na trhu, kdy veškeré minulé ceny se plně odráží v ceně investičního instrumentu. V důsledku toho, by žádný investor neměl dosahovat nadprůměrných výnosů. V návaznosti na Famu ji Veselá (2019) popisuje jako situaci na trhu, kdy kurzy téměř okamžitě absorbují veškeré historické informace. Kurzy na předcházející informaci velmi prudce a vhodně již reagovaly, a proto není možné očekávat jakoukoliv následnou reakci spojenou s minulou informací. Z tohoto důvodu na slabě efektivním trhu není pro uplatnění technické analýzy časový prostor. Technická analýza pracuje s předpoklady, kdy se kurzy určitou dobu pohybují v trendech a kdy se nová, neočekávaná informace šíří postupně. To dává časový prostor pro analýzu trendů, formací, momenta a objemů obchodů. Na efektivním trhu na šíření nové, neočekávané informace je reakce kurzů naopak velmi rychlá, prudká téměř okamžitá. Nezávislý a náhodný vývoj cen eliminuje existenci trendů na trhu.

Nadprůměrný výnos zde může přinést jen fundamentální analýza z veřejně dostupných informací nebo psychologická analýza z odhadu chování investorů.

3.2.2 Středněsilná forma efektivnosti trhu

Středněsilná forma nebo též polosilná forma efektivnosti trhu představuje situaci, kdy jsou v ceně investičního instrumentu zahrnuty nejen všechny historické, ale i všechny veřejně dostupné informace. Z investování do takového instrumentu nemůže mít žádný investor nadprůměrné výnosy. Veřejně důležitými dostupnými informacemi se rozumí výroční zprávy, investiční doporučení nebo finanční tisk. (Jílek, 2009) Kurzy takřka okamžitě absorbují nejen veškeré historické informace, ale také všechny aktuální a současné veřejně dostupné informace. Veškerá veřejně dostupná data jsou rychle, téměř okamžitě absorbována v ceně. Proto žádná analýza nemůže zajistit dosažení nadprůměrných výnosů. Za této situace není technická, fundamentální (teorie vnitřní hodnoty) a ani psychologická analýza na středněsilně efektivním trhu účinná. K nadprůměrným výnosům může investorovi dopomoci pouze inside informace, tj. informace neveřejného charakteru. (Veselá, 2019)

Testování středněsilné formy se provádí prostřednictvím metod, které analyzují historické ceny v době zveřejněných důležitých informací nebo zkoumáním závislosti mezi cenou a makroekonomickými ukazateli.

3.2.3 Silná forma efektivnosti trhu

Silná forma efektivnosti je naplněna na trhu, když se veškeré zveřejněné a důvěrné, soukromé informace plně odráží v ceně investičního instrumentu. Za uvedených okolností by žádný investor neměl dosahovat nadprůměrných výnosů. Poté je technická i fundamentální analýza, ale i důvěrná informace zbytečná. Kurzy vstřebávají okamžitě všechny informace, které lze kdekoliv a jakkoliv získat. Jde o nejvyšší stupeň efektivnosti trhu, který bývá označován jako trh perfektní nebo také dokonalý finanční trh. Kurz na takovém trhu reprezentuje v každém momentě objektivní a pravdivou hodnotu, která odpovídá jeho vnitřní hodnotě. Na silném efektivním trhu je investiční instrument správně oceněn. Ceny jednoduše konají náhodnou procházku, jež vylučuje existenci trendů v závislosti na jejich vývoji. (Jílek, 2009; Veselá, 2019)

Silná forma efektivnosti trhu se považuje za netestovatelnou. V případě, že je zamítnuta středněsilná forma efektivnosti trhu, lze spolu s ní zamítnout i silnou formu efektivnosti trhu.

3.3 Předpoklady teorie efektivního trhu

Samotné fungování efektivního trhu je založeno na dodržení nezbytných předpokladů. Pokud předpoklady nejsou v reálné praxi splněny, není možné předpokládat dosažení jakékoli formy efektivnosti trhu. Konkrétně se jedná o Famaovy předpoklady (1969):

1. Vždy přítomní *ziskový motiv investorů* přispívá k efektivnosti trhu tím, že během několika minut či sekund jsou identifikovány a eliminovány případné odchylky cen od jejich vnitřní hodnoty.
2. *Volný, nepřetržitý tok* včasných, přiměřených a všem dostupných, korektních, kompletních a souvztažných informací o domácí, ale i zahraniční ekonomice, firmách, odvětvích a trzích je pro informační efektivnost trhu nepostradatelný.
3. Efektivní trh musí být *trhem likvidním*. Výhradně tak lze zaručit kontinuální, prudké a adekvátní přenesení nových, neočekávaných informací do cen.
4. Na efektivní trh se předpokládá co nejbližší posun k tvrdě *konkurenčnímu trhu* s hojným počtem nezávislých investorů, kteří mají stejný přístup k informacím, obchodním systémům a technologiím.
5. *Existence kvalitní infrastruktury na trhu* je nepostradatelným technickým předpokladem efektivního trhu, tzn. pružně, likvidně, bezchybně a transparentně fungující obchodní systém, systém zabezpečující zpracování a šíření informací, systém vypořádání obchodů, ale i systému regulace a kontroly.
6. Na určitém stupni efektivnosti musí mít fungování trhu oporu v *kvalitní právní legislativě*, která tvoří korektivní právní prostředí pro všechny aktivity na daném trhu a striktně definuje práva a povinnosti subjektů a institucí. (Veselá, 2019)

3.4 Důsledky a charakteristiky platnosti teorie efektivního trhu

Základní charakteristiky efektivního trhu zformoval R. A. Haugen (1993) pro přesně a výstižně vymezení podstaty s veškerými důsledky a aspekty tohoto trhu:

1. *Okamžitá až skoková reakce kurzů investičního instrumentu na novou a neočekávanou informaci*. Na efektivním trhu absorbuje kurz novou, neočekávanou informaci velice rychle a prudce, během několika sekund či minut. Reakce na ni je vždy okamžitá až skoková. Naopak přesné přizpůsobení cen je stav, kdy nedochází k úpravě nově stanovené ceny. Neexistuje zisk z nerovnosti mezi skutečnou p_t a očekávanou cenou $E(p_{t+1}|\theta_t)$. V rozporu s efektivním trhem jsou případné

druhy reakcí kurzů na novou a neočekávanou informaci. Patří k nim reakce předběžná, která se uskuteční postupně již před dnem oznámení nové informace. Může souviset s insider obchody na daném trhu. Dále reakce postupná (zpožděná), která trvá několik dní a její existenci analýzy předpokládají. V případě, že by skutečná cena byla nižší než očekávaná cena, kdy $p_t < E(p_{t+1}|\theta_t)$, je očekáván následný růst cen. Informovaní investoři mohou dosahovat zisk. Nakonec reakce nadměrná (přehnaná), která je zpravidla zapříčiněna psychologickými vlivy a atributy. Tato reakce je nepřiměřená, při níž dochází k přestřelení rovnovážné ceny, kdy $p_t > E(p_{t+1}|\theta_t)$. Vznikne tak možnost spekulace na pokles podkladového aktiva. Podstatné je, že žádná z reakcí se nespojuje s definicí efektivního trhu.

2. *Kurzy investičního instrumentu konají náhodnou procházku a jejich změny z období na období jsou nezávislé.* V souvislosti s oznámením nové, neočekávané informace na efektivním trhu je odezva kurzů ukončena ještě týž den. Jelikož informace vyvolávající změny v kurzech jsou nezávislé a náhodně se vyskytující, jsou nezávislé, náhodné i změny či reakce kurzů vyvolané těmito informacemi. Významným faktorem, který přispívá k náhodnému pohybu kurzů je skutečnost, že oznámená informace je nová a neočekávaná, a proto ji nelze předem předvídat. Pokud by bylo možné informaci předvídat, kurzy by na ni již nereagovaly. Jednoduše by nevykazovaly žádný pohyb, neboť by již tato informace byla očekávaná, všeobecně známá a absorbována kurzem.
3. *Žádný investor na efektivním trhu není schopen dlouhodobě a opakovaně dosahovat nadprůměrného výnosu.* Ziskový motiv investorů vede kurzy na efektivním trhu neustále velice rychle ke své rovnováze. Dlouhodobý výnos investorů na trhu se statisticky významně neodchýlí od tržního průměru. Investor výjimečně může dosáhnout vyššího než průměrného výnosu. Nadprůměrného, tj. významně vyššího výnosu než ostatní, není však nikdo na efektivním trhu schopen dosahovat trvale a opakovaně. Všechny investiční instrumenty na efektivním trhu jsou správně oceněny. Výnosová míra se významně neodchyluje od rovnovážné výnosové míry odvozené od úrovně rizika. Alfa faktor, který měří odchylky skutečného výnosu od výnosu rovnovážného, by se neměl rovněž výrazně odchylovat od nuly.
4. *Všechny obchodní a investiční strategie na efektivním trhu ve snaze dosáhnout nadprůměrného výnosu selhávají.* Úspěšnost, která efektivní trh předurčuje všem investičním strategiím není v podstatě žádná. Jakákoliv aktivní investiční strategie

je neúčinná. Žádná z nich investorovi není schopna přinést dlouhodobě opakovaně nadprůměrný výnos. Strategie ve snaze dosáhnout vyššího, než průměrného výnosu selhávají. Efektivní trh je schopen bezchybně ocenit každý investiční instrument, a proto kurz odpovídá jeho vnitřní hodnotě. (Haugen, 1993; Veselá, 2019)

Jakmile se testy efektivity a empirické studie opírají o historické kurzové časové řady, testují se pouze slabé formy efektivity trhu. Nejčastěji testy efektivity a souvztažné studie analyzují hypotézu druhé a čtvrté charakteristiky. Druhá charakteristika prověřuje nahodilost cenových změn. Lze použít buď jednoduché metody např. runs test, korelační testy, simulační testy a distribuční testy, které mají omezenou vypovídací schopnost, často zkreslenou. Nebo složitější deterministické či stochastické modely časových řad, respektive Box-Jenkinsovu metodologii. Čtvrtá charakteristika ověřuje možnost dosažení dlouhodobých nadprůměrných výnosů. Použité investiční strategie, které měří výnosové míry se porovnávají s výnosem celého trhu plnicí funkcí benchmarku. Jestliže výnosová míra obchodní strategie po započtení nákladů je vyšší než průměrná výnosová míra trhu, nelze označit trh za efektivní a čtvrtá charakteristika není naplněna. (Veselá, 2019)

3.5 Modely hypotéz efektivního trhu

Tvrzení, že ceny na efektivním trhu plně odrážejí všechny dostupné informace je natolik obecné, že nemá žádné empiricky ověřitelné důsledky. Proto je nutné proces formování ceny podrobněji specifikovat a přesně definovat, co se rozumí pod pojmem plně odrážet. Pokud ceny investičního instrumentu nejsou předvídatelné, pak tyto časové řady mají vlastnosti spravedlivé sázky, martingale a náhodné procházky, což značí platnost efektivity trhu.

3.5.1 Model spravedlivé sázky „Fair Game“

Trh funguje jako spravedlivá sázka (Fair Game¹¹) v situaci, kdy každá reakce na novou, neočekávanou informaci je okamžitá a neposouvá se do dalších dnů. Matematicky je to stav, když neexistuje rozdíl mezi skutečnou a očekávanou cenou investičního instrumentu s ohledem na dostupnost všech informací, které plně absorbuje:

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

kde $r_{i,t+1}$ je skutečná výnosová míra z investičního instrumentu i v období $t+1$, výraz θ_t je soubor dostupných informací v čase t , výraz $E(r_{i,t+1}|\theta_t)$ je očekávaná výnosová míra

¹¹ Princip spravedlivé hry, tj. hry, která není ani ve váš prospěch, ani ve prospěch vašeho soupeře.

z instrumentu i v čase $t+1$ za podmínek informačního souboru dostupného v čase t a výraz $\varepsilon_{i,t+1}$ je predikční chyba v čase $t+1$ u výnosové míry z i -tého instrumentu. (Veselá, 2019)

Vyhovující predikční, nesystematická chyba modelu spravedlivé sázky musí:

- a) být *nestranná* ve spojitosti k očekávané výnosové míře (v průměru u všech pozorování dohromady musí být hodnota této predikční chyby 0),
- b) být *nezávislá, nekorelovaná* s očekávanou výnosovou mírou,
- c) být *efektivní*, je-li predikční chyba i -tého investičního instrumentu současně sériově nekorelovaná s predikční chybou j -tého investičního instrumentu.

Splněním uvedených podmínek pro platnost modelu spravedlivé sázky, lze potvrdit hypotézu efektivního trhu v její slabé formě. Poté se dá odvodit vztah mezi očekávaným a skutečným kurzem a očekávanou výnosovou mírou i -tého investičního instrumentu:

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

kde $E(P_{i,t+1}|\theta_t)$ je očekávaný kurz investičního instrumentu i v období $t+1$, výraz $E(r_{i,t+1})$ je očekávaná výnosová míra z instrumentu i v období $t+1$, výraz $P_{i,t}$ je kurz investičního instrumentu v období t , výraz θ_t je soubor dostupných informací v období t .

Na trhu, kde kurzy investičního instrumentu plně odráží všechny dostupné informace platí

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

kde $x_{i,t+1}$ je rozdíl mezi skutečným a očekávaným kurzem investičního instrumentu i v období $t+1$. Platnost modelu spravedlivé sázky je potvrzena vztahem:

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

kde $E(x_{i,t+1}|\theta_t)$ je očekávaný rozdíl mezi skutečným a očekávaným kurzem i v období $t+1$. Za uvedených podmínek není možné dosáhnout zisku z rozdílu mezi skutečným a očekávaným kurzem na základě dostupných informací θ_t . (Fama, 1969; Veselá, 2019)

Fama (1969) rozšířil model spravedlivé sázky pro portfolia investičních instrumentů:

$$E(V_{t+1}|\theta_t) = \sum_{j=1}^n a_j(\theta_t) [r_{j,t+1} - E(r_{j,t+1}|\theta_t)] = 0 \quad (5)$$

kde V_{t+1} je přebytečná tržní hodnota, $a_j(\theta_t)$ jsou částky investované v čase t do investičních instrumentů j v portfoliu. Očekávaný rozdíl $E(z_{j,t+1}|\theta_t)$ mezi pozorovanou výnosovou mírou investičního instrumentu $r_{j,t+1}$ a očekávanou výnosovou mírou všech

instrumentů v portfoliu na základě informací $E(r_{j,t+1}|\theta_t)$ bude nulový. Současně bude nulový také nadměrný výnos portfolia. Za předpokladu platnosti modelu spravedlivé sázky, nelze dosáhnout zisku z uvedeného rozdílu určovaného souborem dostupných informací θ_t .

Fama (1969) rozlišoval mezi náhodnou procházkou a spravedlivou sázkou. Tvrdil, že předpoklad modelu spravedlivé sázky je dostatečný pro informační efektivnost, ale teo-
rém spravedlivé sázky samo o sobě nestačí k tomu, aby vedla k náhodné procházce.

3.5.2 Model martingalu

Model Martingale¹² byl navržen Samuelsonem (1965) jako alternativní model k náhodné procházce. Model je pravděpodobně nejstarším modelem investičního instrumentu, který má svůj počátek v historii hazardních her a ve zrodu teorie pravděpodobnosti. Italský matematik Girolamo Cardano¹³ v rukopise navrhl elementární teorii hazardních her. Rukopis obsahuje pojem Fair Game, jehož princip je podstata martingale, stochastického procesu, který splňuje podmínku:

$$E(p_{t+1}|\theta_t) = p_t \quad (6)$$

ekvivalentně lze zapsat: $E(p_{j,t+1}|\theta_t) - p_{j,t} = 0 \quad (7)$

kde p_t je cena investičního instrumentu v čase t . Hypotéza martingale definuje budoucí cenu, jako cenu, která se bude rovnat současné ceně při znalosti aktuálního souboru informací, tzn. očekávaná změna ceny je nulová. Proto je stejně pravděpodobné, že cena poroste, jako že bude klesat. Z tohoto tvrzení současně vyplývá význam hypotézy martingale, kdy nejlepší prognóza budoucí ceny p_{t+1} je jednoduše současná cena p_t na základě dostupných informací. Kdyby byl tento model platný, investor by za nakoupena a držena riziková finanční aktiva neobdržel dodatečný zisk. (Campbell et al., 2012; Fama, 1969)

Z uvedeného důvodů byl Famou (1969) vytvořen Submartingale model, který bere v úvahu zároveň i rizikovou přírážku:

$$E(p_{i,t+1}|\theta_t) \geq p_{j,t} \quad (8)$$

ekvivalentně: $E(r_{i,t+1}|\theta_t) \geq 0 \quad (9)$

¹² Slovo martingale odkazuje na město Martigues v Provence. Obyvatelé Martigues upřednostňovali sázkovou strategii ve zdvojnásobení sázek pro každé prohře, aby si zajistili příznivý výsledek s libovolně vysokou pravděpodobností.

¹³ V rukopise „Liber de Ludo Aleae“ (Kniha hazardních her) z roku 1565 napsal: „Nejzákladnějším principem hazardních her je rovnost podmínek př. soupeřů, peněz, situace, krabice s kostkami i samotných kostek. V míře, v jaké se od této rovnosti odchýlíte, jste blázen, pokud je to ve prospěch vašeho soupeře, a pokud ve váš, jste nespravedlivý“.

kde očekávaná hodnota $E(p_{i,t+1}|\theta_t)$ investičního instrumentu i v čase t na základě informací θ_t je stejná nebo vyšší než současná cena a očekávaný výnos $E(r_{i,t+1}|\theta_t)$ je roven nebo vyšší než nula. Jakmile se změny cen a očekávané výnosy rovnají nule, pak se cenová posloupnost řídí martingale. Otázkou martingale se věnovali Campbell et al. (2012). Podle nich byl dlouhou dobu považován za nezbytnou podmínkou efektivnosti trhu. Neefektivnější ze všech je trh, na němž jsou cenové změny zcela náhodné a nepředvídatelné. Čím je trh efektivnější, tím je posloupnost cenových změn generovaný trhem náhodnější. Submartingale model poskytuje prostředek k testování slabé formy efektivnosti.

Vztah mezi kurzem investičního instrumentu i v období t a $t+1$ se dá zapsat:

$$P_{i,t+1} = q_{i,t+1} + P_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (10)$$

kde $q_{i,t+1} = r_{i,t+1}$ a výraz $q_{i,t+1}$ je zisk, výnos z investičního instrumentu i v období $t+1$, který zahrnuje jak kapitálové zisky, tak důchodové platby. V situaci, kdy výraz $q_{i,t+1}$ vyjadřuje pozitivní očekávání lze předpokládat, že kurzy investičního instrumentu porostou. V tomto případě se jedná o náhodnou procházku s pozitivní tendencí neboli submartingale model. Submartingale model je verzí modelu spravedlivé sázky, kdy na rozdíl od předchozího období se očekává růst kurzů. To je charakteristické buď pro expandující ekonomiku s reálným růstem anebo pro inflační ekonomiku s nominálním cenovým růstem. Pokud existuje rovnost držby instrumentu mezi obdobími, jde o martingale model. V případě, že vykazuje $q_{i,t+1}$ negativní očekávání, jedná se o model náhodné procházky s negativní tendencí nebo také o submartingale model. (Fama, 1969; Veselá, 2019)

Moderní finanční ekonomie podle Davidsona (2021) pokládá za nutnost určitého kompromisu mezi rizikem a očekávaným výnosem. Model martingale však nijak nezohledňuje riziko, proto není postačující podmínkou pro racionálně stanovení ceny investičního instrumentu. Model se stal tak nedílnou součástí modelu náhodné procházky.

3.5.3 Model náhodné procházky

Hlavní myšlenkou modelu náhodné procházky (Random Walk Model¹⁴) je náhodnost cenových změn investičního instrumentu. Zatímco Fama (1965) tvrdil, že efektivní trh je trh, kde pohyby cen investičního instrumentu konají náhodnou procházku, a kde po sobě jdoucí změny cen za jedno období jsou nezávislé. Kromě toho se domníval, že změny jsou identicky rozděleny a nekolísají. Shiller (2016, s. 195) ji popsal jako „náhodnou

¹⁴ Náhodná procházka (Random Walk, RWM) je někdy označována jako opilcová procházka, kdy podobně jako chůze opilého námořníka, kterého na náhodné procházce lze očekávat v jeho výchozím bodě.

procházku v čase, kdy změny cen jsou nepředvídatelné, neboť se vyskytují pouze v reakci na skutečně novou informaci, která právě tím, že je zcela nová, je nepředvídatelná“. Předpoklady plně odrážejících informací a jejich nepředvídatelnost společně tvoří základ modelu náhodné procházky.

Při odhadu vývoje očekávané výnosové míry je vhodné vycházet z dnešní, aktuální výnosové míry. Důvodem je neočekávatelnost a nepředvídatelnost nové informace, neboť předem nelze určit, kdy bude zveřejněna nová informace. Při platnosti hypotézy efektivního trhu platí:

$$E(x_{i,t+1}|\theta_t) = r_{i,t} \quad (11)$$

přičemž substitucí vzorce (1) se získá matematické vyjádření modelu náhodné procházky:

$$r_{i,t+1} = r_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (12)$$

kde kurzy investičního instrumentu konají náhodnou procházku, jestliže výnosová míra r instrumentu i v období $t+1$ (zítra) je rovna součtu výnosové míře instrumentu i v období t (dnes) a částce závislé na nové informaci oznámené mezi obdobími t a $t+1$. Informace je neočekávaná, nepředvídatelná a dána informačním souborem θ_t . Výnosová míra instrumentu i v sobě zahrnuje nejen důchodové platby, ale i kapitálové zisky. (Veselá, 2019)

Existují dva typy náhodných procházek:

- a) Model náhodné procházky bez driftu, tj. bez konstantního členu,
- b) Model náhodné procházky s driftem, tj. s přítomností konstantního členu.

Pokud výnosy pochází z identického pravděpodobnostního rozdělení (*IID*) s nulovou střední hodnotou, konstantním rozptylem a cenové změny jsou nezávislé na skutečném čase t , pak rovnici (12) lze použít pro definování náhodné procházky v základním tvaru, kdy současná cena p_t je rovna součtu ceny minulé p_{t-1} a změny ceny instrumentu ε_t .

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (13)$$

Současně lze odvodit časovou řadu Y_t náhodné procházky v čase t , která je rovna součtu hodnotě Y v čase $t-1$ a náhodnému šoku ε_t (chybový člen bílého šumu) ve tvaru:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (14)$$

Model náhodné procházky bez driftu představuje nestacionární časovou řadu. V praxi se Y_0 často nastavuje na nulu, $E(Y_t) = 0$. Zajímavou vlastností je stálost náhodných šoků ε_t ,

kdy Y_t je součet počátečního Y_0 plus součet náhodných šoků ε_t . V důsledku toho, dopad šoku nikdy neodezní, pamatuje si jej navždy. Proto má náhodná procházka nekonečnou paměť. Součet náhodných šoků ε_t je ve skutečnosti stochastický trend.

Pokud je rovnice ve tvaru:

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \varepsilon_t \quad (15)$$

kde symbol Δ je první diference časové řady náhodné procházky, která je vždy stacionární, zatímco Y_t je nestacionární. V případě, že je rovnice náhodné procházky bez driftu upravena o drift δ , pak upravená verze rovnice:

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \delta + \varepsilon_t \quad (16)$$

ukazuje, že pokud se náhodná veličina Y_t pohybuje směrem nahoru nebo dolů v závislosti na kladném či záporném parametru drift, poté se střední hodnota i rozptyl v čase zvyšují. Uvedená skutečnost porušuje podmínku stacionarity. Náhodná procházka s driftem či bez něj je vždy nestacionární stochastický proces. (Gujarati & Porter, 2009)

4. Oslabení teorie efektivnosti trhu

V posledních 20 let události na světových finančních trzích poukázaly na přetrvávající nerovnováhu na trhu a existenci iracionality. Možná proto není do dnešních dnů otázka existence efektivního trhu a v jaké formě zcela zodpovězena a vyřešena.

4.1 Anomálie efektivního trhu

Tržní anomálie, nebo též efekt narušující efektivnost trhu je jak Vaughan (2005) uvádí možnost identifikovat konkrétní podmínky na finančním trhu, které by mohly systematicky nabízet příležitost k dosažení nadprůměrných výnosů. Zda jsou anomálie skutečně nevysvětlitelnými hádankami na finančním trhu nebo jsou produktem data miningu (tj. získání netriviálních, skrytých a potenciálně užitečných informací z dat), je jen další nezodpovězenou otázkou v řadě.

V rámci teorie efektivních trhů bylo v průběhu let objeveno velké množství anomálií. K nejznámějším a nejzkoumanějším anomáliím patří např. lednový efekt, pondělní efekt, efekt velikosti, efekt nízkého P/E ratio, efekt nízkého P/BV ratio, efekt nízkého P/S ratio, efekt zanedbaných firem, efekt překvapujících výnosů, efekt fúzí a akvizicí, efekt akcií uzavřených fondů, efekt emise nových akcií, efekt kotace, efekt spojený s Value Line Survey, halloween efekt, zářijový fenomén a měsíční efekt, podrobněji Veselá (2019).

Skutečnost, že anomálie přetrvávají po dlouhou dobu dokazuje, že trhy nejsou efektivní. Mnohé z nich po jejich objevení buď oslabily nebo vymizely, což nenaznačuje existenci teorie efektivních trhů.

4.1.1 Lednový efekt

Lednový efekt působí v lednu a patrně souvisí s efektem velikosti. Výkonnost akcií malých firem na začátku ledna, především v prvních dvou týdnech se zlepšuje nebo je neobvykle dobrá. Vykazují nadprůměrný růst, který může být zdrojem vysokých zisků. Podpůrný důkaz poskytl Keim (1983, 1985), kdy vypočítal průměrný rizikově upravený výnos akcií v portfoliu malých firem v jednotlivých měsících. Dospěl k závěru, že v lednu byl výnos vyšší oproti zbytku roku. Přibližně polovina efektu se projevila v lednu, přičemž čtvrtina ročního efektu se objevila v prvních pěti dnech tohoto měsíce. Také tvrdil, že lednový efekt a efekt malých firem spolu velmi úzce souvisí.

Další důkazy uvedli Gutelkin a Gutelkin (1983), Lakonishok a Smidt (1988), Haugen a Lakonishok (1988). Výskyt efektu bývá vysvětlován chováním manažerů a investorů. Na

přelomu roku vyhodnocují výkonnost svého portfolia, kdy přijímají nové strategie, pře-
vrstvějí portfolia a doplňují o akcie malých firem. Nebo provádí záměrnou prosincovou
realizaci daňové optimalizace ztrátovými nákupy, pro které již není důvod v lednu. Rein-
ganum (1983) a Roll (1983) zjistili pozitivní korelaci mezi velikostí cenového nárůstu
v prvním lednovém týdnu a krátkodobých kapitálových ztrát z konce předchozího roku.
Oba naznačili, že tento efekt je největší u malých firem, protože výnos akcií je volatil-
nější. Reinganum zároveň upozornil, že lednový efekt se objevuje převážně u menších
firem a navíc, velká část efektu malých firem se objevuje v lednu. Postupem času lednový
efekt úplně nezankl, ale zeslábla jeho intenzita. Ve své studii Schwert (2002) zaznamenal
u porízení akcií menších společností koncem prosince a jejich lednové zpeněžení v pozo-
rovaných období klesající kladný výnos.

4.1.2 Pondělní efekt

Pondělní efekt neboli účinky dne v týdnu způsobují, že se během týdne akciové kurzy
pohybují podle stálého vzorce. Původní efekt je možné vysvětlit tvrzením ze zjištění
Crosse (1973), kdy k velkým poklesům akciového trhu dochází převážně mezi etapou od
konce pátečního obchodování do začátku pondělního obchodování. Výsledky studie Gib-
bonse a Hesse (1981) naznačily, že pondělní změny akciových kurzů byly největší, nega-
tivní a pravidelně klesaly. K výraznějším pozitivním změnám docházelo ve středu a v pá-
tek. V úterý byly změny téměř neznametelné, ve čtvrtek sice pozitivní, ale velice nízké. Vy-
světlením výskytu pondělního efektu je pondělní reakce na oznámení páteční důležité
negativní zprávy a informace nebo psychologické vlivy, motivy a nálady investorů. Toto
zjištění autoři potvrdili i pro dluhopisy. V zásadě platí, že zveřejnění špatných zpráv má
tendenci být odloženo až na víkend.

4.1.3 Efekt velikosti, efekt malých firem

Podstatou efektu malých firem je tendence k neobvykle až abnormálně vysokým výno-
sům běžných akcií s nízkou kapitalizací oproti akciím velkých společností. Efekt původně
zdokumentoval Banz (1981), kdy ukázal průměrné roční zhodnocení 10 portfolií podle
velikosti firmy. Z výsledků vyplývá, že průměrné roční výnosy jsou vyšší u portfolií ma-
lých firem než u velkých společností. Rozdíl mezi portfoliem 10 s největšími firmami
(19,38 %) a portfoliem 1 s nejmenšími firmami (10,86 %) je 8,52 %. Přitom zjistil nega-
tivní korelaci mezi průměrnými výnosy akcií a jejich tržní hodnotou. Malé firmy vyka-
zovaly vyšší výnosy, než odpovídala jejich rizikovost. Všeobecně investování do akcií

malých firem je spojeno s vyšším rizikem a nižší likviditou. Informace o malých firmách jsou neúplné, obtížně dostupné a investování je spojeno s většími transakčními náklady. Reinganum (1981) a Basu (1983) dospěli ke shodnému závěru, že efekt velikosti firmy do značné míry supluje efekt E/P. Soubor faktorů anomálie velikosti a výnosu ze zisku jsou více spojeny s velikostí podniku než s poměrem E/P.

4.1.4 Efekt nízkého P/E ratio

Tento efekt patří k nejúspěšnějším investičním strategiím. Její podstata je v nakupování akcie s nejnižšími hodnotami ukazatele Price/Earnings ratio. Tyto akcie jsou schopny opakovaně přinést nadprůměrný výnos v různých časových periodách. Podle Bleiberga (1989) se výnos pohybuje na roční bázi v rozmezí od 3,92 % do 13,40 %. Efekt je vysvětlován příliš intenzivním lpěním analytiků na minulých datech a událostech. Nebo propojováním efektu nízkého P/E ratio s dalšími efekty, zejména s efektem malých firem a zanedbaných firem. Existence efektu je podložena Basuovým zjištěním (1977, 1983), že portfolia akcií s nízkým poměrem ceny a zisku přinášejí vyšší výnosy než s vysokým P/E. Goodman a Peavy (1983) prokázali, že nadměrných výnosů lze dosáhnout přijetím strategie s nízkým P/E i v jednotlivých odvětvích.

4.1.5 Efekt zanedbání firem

Arbel a Strebel (1983) předložili další interpretaci efektu malé firmy, tzv. efekt zanedbaných firem. Tento efekt také úzce souvisí s efektem lednovým. Malé firmy bývají velkými investory opomíjeny. Z tohoto důvodu jsou informace o nich méně dostupné a činí z nich rizikovější investice. Opakovaně však přinášejí nadprůměrný výnos, a to zejména na začátku ledna. Jako důkaz efektu autoři rozdělili firmy do skupin s vysokým stupněm atraktivnosti, s průměrným stupněm atraktivnosti a opomíjené firmy na základě počtu investorů, kteří drží jejich akcie. Z výsledků vychází, že lednový efekt byl největší u zanedbatelných firem. Toto zjištění lze vysvětlit tím, že vyšší výnos je spjat s vyšším rizikem a nižší likviditou.

Otázka efektivnosti trhu a její formy není dosud zodpovězena a vyřešena. Nejprve byly publikovány studie, které potvrdily naplnění slabé formy efektivnosti na finančních trzích ve vyspělých zemích. Načež naplnění středně silné, ojediněle slabé formy efektivnosti vyvrátily jiné studie, které přinesly důkazy o existenci pravidelně se vyskytujících nebo přetrvávajících anomálií. Jejich trvání dovolilo opakované dosažení nadměrného zisku, což vytváří nesoulad s třetí a čtvrtou charakteristikou efektivního trhu. (Veselá, 2019)

Malkiel (2003) upozornil na to, že existují přesvědčivé důkazy o tom, že ať už existuje jakákoliv anomálie v chování cen investičních instrumentů, tak nevytváří příležitosti, které by umožnily dosáhnout mimořádných výnosů očištěných o riziko. Dokud se nepodaří dohodnout a zavést obecnou metodu hodnocení nákladů, není tato otázka v konečném důsledku řešitelná.

4.2 Behaviorální finance

Zatímco konvenční teorie předpokládá, že investoři jsou racionální, zaměřující se na riziko a výnosnost aktiv. Tak behaviorální finance předpokládají iracionální chování a nadměrné až přehnané reakce investorů, které se zaměřují na afekt, tj. pocit dobra a zla. To potvrzuje rozšířenou myšlenku, že finanční trhy jsou do značné míry ovlivněny dokonce i řízeny rozhodováním a chováním investorů. V důsledku toho dochází k opakovanému vychylování cen z rovnováhy, jejichž změny nejsou náhodné.

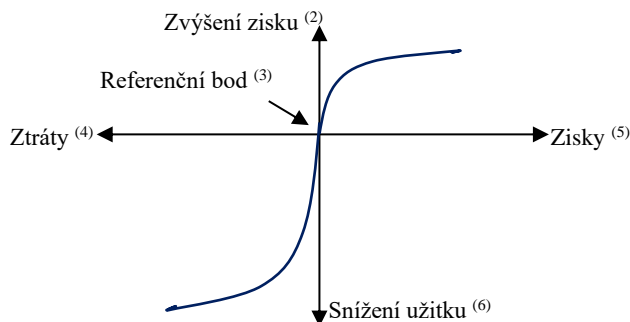
Základy teorie behaviorálních financí byly položeny již na konci 70. let publikací článku kognitivními psychology D. Kahnemana a A. Tverskyho, který se týkal neracionálního chování na finančním trhu. Kahneman získal (spolu s V. L. Smithem) v roce 2002 Nobelovu cenu za ekonomii za přínos integrace poznatků z psychologie do ekonomické vědy, zejména co se týče poznatků o lidském úsudku a rozhodování za nejistoty.

4.2.1 Teorie vyhlídek (Prospect Theory)

Kahneman a Tversky (1979) publikovali principy Teorie vyhlídek, které jsou teorií lidské volby vůči riziku nebo v podmínkách nejistoty. Vědci tvrdili, že investoři jsou nejen rizikově averzní, ale i ztrátově averzní. Teorie vyhlídek rozlišuje dvě fáze procesu volby, tj. ranou fázi uspořádání a následnou fázi ohodnocení. V první fázi uspořádání rozhodující osoby vztahují potencionální ztráty a zisky k pevnému referenčnímu bodu, tj. počáteční nákupní ceně. Velikost změny by měla být oproti tomuto referenčnímu bodu. Ve druhé, fázi ohodnocení používají funkci oceňování ve tvaru písmene „S“, tj. funkce užitku v oblasti zisku anebo ztrát. Hodnotová funkce je definována na odchylkách od referenčního bodu, která je obecně konkávní v oblasti zisku a obvykle konvexní v oblasti ztrát, současně je strmější pro ztráty než pro zisky. To odráží averzi k riziku v oblasti zisků (nad referenčním bodem) a vyhledávání rizika v oblasti ztrát (pod referenčním bodem). V pozitivní oblasti přispívá efekt jistoty k averzi k riziku, kdy je preferován jistý zisk před pravděpodobným větším ziskem. V negativní oblasti vede efekt jistoty k upřednostnění pravděpodobné ztrátě před menší jistou ztrátou. Převaha jistoty podporuje averzi k riziku

v oblasti zisků a vyhledávání rizika v oblasti ztrát. Přírůstek užítu plynoucí ze zisku je menší než pokles užítu v důsledku podobně vysoké ztráty. Užitek ze ztrát klesá daleko rychleji, než roste z dosaženého zisku.

Obrázek 3: Hodnotová funkce Kahnemana a Tverského⁽¹⁾



Zdroj: Kahneman a Tversky (1979, s. 279), vlastní zpracování

⁽¹⁾ Kahneman and Tversky's value function, ⁽²⁾ Increase in profit, ⁽³⁾ Reference point, ⁽⁴⁾ Losses, ⁽⁵⁾ Profits, ⁽⁶⁾ Reduction in utility.

Podstatným rysem teorie je, že užitek závisí na velikosti změny bohatství, nikoliv na úrovni bohatství (konečný stav). Hodnotová funkce se vždy soustředí na současné bohatství. Právě to bývá příčinou vyloučení poklesu averze k riziku. Konvexní zakřivení od počátku směrem doleva, přiměje investory, aby v případě ztráty spíše vyhledávali riziko, než aby byli k němu averzní.

Stejná úroveň bohatství může pro jednoho znamenat chudobu a pro jiného velké bohatství v závislosti na aktuálním majetku. Po krizi se může malá ztráta interpretovat jako zisk vzhledem k důvodně větší očekávané ztrátě.

4.2.2 Dispoziční efekt (Disposition Effect)

Dispoziční efekt nebo také Likvidační účinek poprvé popsali Shefrin a Statman (1984, 1985), kdy investor má sklon prodávat investiční instrumenty, jejichž cena roste a držet investiční instrumenty, jejichž cena klesá. Efekt se projevuje vyšším objemem obchodování v době růstu a nižším v době poklesu. Autoři použili rozšířený teoretický rámec behaviorálního modelu, který využívá stejných myšlenek i v dispozičním efektu. Hlavními prvky teorie jsou Teorie vyhlídek (Prospect theory), Mentální účetnictví (Mental accounting), Averze k lítosti (Regret aversion) a Sebeovládání (Self-control). Teorie vyhlídek předvídá sklon prodávat ziskové pozice příliš brzy, tzn. vyhýbat se riziku v oblasti zisků a držet ztrátové pozice příliš dlouho, tzn. sklon k riziku v oblasti ztrát. V Mentálním účetnictví mají rozhodující osoby tendenci rozdělit do samostatných účtů různé typy hazardních her, kterým čelí. Poté na každý účet aplikují rozhodovací pravidla teorie vyhlídky,

přičemž ignorují možné interakce. V Averzi k lítosti se investoři brání ztráty, neboť je důkazem chybného úsudku. Hrdost zvyšuje hodnotu zisku a lítost hodnotu ztráty. Uzavření účtu se ztrátou vyvolává lítost, která je umocněna přiznáním se ostatním. Naopak příznivý výsledek vyvolává hrdost, která vede ke snaze realizovat další zisky. Sebeovládání má u investorů podobu problému projevit dostatečnou sebekontrolu, aby uzavřeli účty se ztrátou a tím ji omezili.

Kahneman, Tversky (1982) a Thaler (1980) tvrdili, že asymetrie mezi silou hrdosti a lítosti, která je silnější, vede k tomu, že nečinnost je upřednostňována před akcí. V důsledku toho mohou být investoři neochotní realizovat jak zisky, tak i ztráty. Podle Thaler a Shefrina (1981) investoři mají tendenci držet ztrátové akcie příliš dlouho, aby oddálili lítost a ziskové akcie prodávají příliš rychle, protože chtějí uspišit pocit hrdosti ze správného rozhodnutí.

4.2.3 Teorie zpětné vazby (Feedback Theory)

Teorie zpětné vazby je jednou z nejstarších teorií, která se zabývá chováním investorů na finančních trzích. Spekulativní bubliny spojované s touto teorií jsou čistě psychologickým jevem. Neexistuje obecně přijímaná definice pojmu bublina.

Teorii zpětné vazby se věnoval Shiller (2003), Podle něj, když se ceny investičních instrumentů zvyšují a současně vytváří zisk investorům, může jejich úspěch přilákat pozornost veřejnosti. Způsobené nadšení a optimismus vede ke zvýšení očekávání dalšího růstu cen. Navzdory pochybnostem o skutečné ceně tento proces, zčásti ze závisti vůči úspěchům ostatních a zčásti z důvodů hráčského nadšení, zaujme nové investory. Přičemž vzroste jejich poptávka a dochází tak dalšímu růstu cen. Pokud není přerušena zpětná vazba, může tento cyklus po několika opakováních vytvořit spekulativní bublinu. Vysoké očekávání růstu cen se projevuje ve zvýšení současných cen, které jsou dlouhodobě neudržitelné. Investoři přehodnotí svá očekávání, cenová bublina nakonec praskne a ceny začnou klesat. Zpětná vazba, která bublinu poháněla, v sobě nese zárodky jejího vlastního zničení. Stejná zpětná vazba může způsobit vznik negativních bublin. Pokles současných cen za přispění pesimismu očekává další pokles cen, a to až do chvíle, kdy ceny dosáhnou neudržitelnou nízkou úroveň.

Podle Malkiela (2003) jsou období bublin spíše výjimkou než pravidlem. Bubliny patrně nebudou přetrvávat a neposkytnou investorům metodu k dosažení mimořádných výnosů. Shiller (2006) ve svém článku přirovnává bubliny k epidemii. Jedním z důvodů, proč jsou

finanční bubliny záhadné, je jejich časový průběh. Ten závisí na míře nadšení, šíření optimismu a na tom, jak se bude vyvíjet nadšení pro trh. Jedno je jisté, spekulativní bubliny vždy náhle a nenávratně splasknou, tak jak to bez výjimky dělají mýdlové bubliny. Shiller (2014) rovněž upozornil na to, že existuje nepříjemná neshoda mezi příznivci efektivních trhů, kteří pochybují, že vůbec bubliny existují, neboť tržní ceny zahrnují všechny veřejné informace a příznivci behaviorálních financí, podle nichž lze bubliny a jiné rozpory pochopit s odkazem na společenské vědy, jako je psychologie.

4.2.4 Zpracování informací

Chyby ve zpracování informací mohou vést k situaci, kdy investoři nesprávně odhadnou skutečné pravděpodobnosti možných událostí nebo související míry výnosu. Nejdůležitější z nich jsou např. chyby v prognózování, kdy investoři přikládají příliš velkou váhu nedávným zkušenostem v porovnání s předchozím přesvědčením (tzv. paměťové zkreslení), dále nadměrná sebedůvěra, kdy investoři přeceňují své schopnosti a přesnost svých názorů či předpovědí, nebo konzervatismus, kdy investor je příliš pomalý, konzervativní při aktualizaci svých přesvědčení v reakci na nové důkazy. (Bodie et al., 2014)

5. Technická analýza

5.1 Historie technické analýzy

V polovině 17. století byly první metody a techniky, které využívají technická pravidla či analýzy, zaznamenány a používány v Japonsku při obchodování na trhu s rýží a stříbrem. Obchodník Sokyō Honma (Munehisa Homma) adoptovaný rodinou Honma, získal v roce 1750 kontrolu nad rodinným obchodem s rýží v Sakatě. Postupně ovládl trh na Dojimské burze v Ósace, v Kjótu a v Kuramea v Edu (dnešní Tokio). Honma pečlivě studoval trh s rýží a vedl si záznamy o povětrnostních podmínkách, analyzoval ceny rýže, poznal psychologii investorů a zřídil si vlastní komunikační systém pomocí vlajek. V důsledku toho si všiml opakujících se tendencí a vzorů. Techniky sledování pohybů cen na trhu s rýží za účelem předpovědi vývoje v následujících dnech byly součástí „Ústavy Sakata“. Metody rozdělil do dvou skupin „Markets Sahmi No Den“ a „Sakata strategies“. Pravidla „Sahmi no den“ jsou předem stanovena pravidla pro zvýšení možnosti zisků z obchodů. Jsou nedílnou součástí pěti metod Sakaty. Z této práce vzešel výrok: „Porad' se s trhem o trhu“, tzn. při pozorování trhu by se měla pozornost soustředit především na samotný pohyb trhu než na vnější informace, neboť nemusí nutně souviset s trhem. (Wagner, 2020)

V 80. letech 19. století Ch. H. Dow představil indexy Dow-Jones Transportation Average (DJTA)¹⁵ a Dow-Jones Industrial Average (DJIA)¹⁶, které tvoří principy Dowovy teorie a teoretické základy technické analýzy. Dow je považovaný za otce moderní technické analýzy. Dow Jones Company byla první společností, která v USA pravidelně zveřejňovala informace o akciových kurzech. To umožnilo sledovat a analyzovat vývoj akciových cen, což je základní zdroj dat pro technickou analýzu. Technická analýza se stala prostředkem k tomu, aby se neinformovaní stali informovanými.

Ve 30 letech 20. století L. P. Ayers vytvořil nejznámější indikátor Advance-Decline Line (A/D Line). R. W. Schabacker použil prvně vzory a názvy standardizované formace jako trojúhelník, vlajky, praporky, hlava a ramena. V první polovině 20. století W. D. Gann při obchodování používal vlastní jedinečné principy a metody, které byly shrnuty do tzv. Gannovy teorie. Teorie zahrnuje úhly, vějíře, mřížky a kardinální čtverce. Využil úhlů

¹⁵ Dne 3. července 1884 zveřejnil první akciový index Dow-Jones Railroad Index (DJRA), tj. Dow Jonesův železniční index, který obsahoval 11 akcií (9 železničních a 2 průmyslových spol.). V lednu 1970 rozšířil a přejmenoval index na Dow-Jones Transportation Average (DJTA), tj. Dow Jonesův dopravní index, kam zařadil i akcie leteckých společností a společností zabezpečující nákladní automobilovou dopravu. Základ indexu tvořilo 20 akcií dopravních společností.

¹⁶ Dne 26. května 1896 představil ve Wall Street Journal první verzi indexu Dow-Jones Industrial Average (DJIA), tedy Dow Jonesův průmyslový index s 12 akciemi (10 železničních a 2 průmyslových spol.), který se v roce 1916 rozrostl na 20 akcií a v roce 1928 na 30 akcií. Dodnes se název, základní princip výpočtu a počet nezměnil.

(1x1), hranic podpory (kurz klesne pod linii) a odporu (kurz vzroste nad linii) v grafech k předpovědi očekávané změně trendu. Všiml si, že ceny se pohybují v cyklech. Věřil, že vše, co se v minulosti stalo se bude znova opakovat.

R. N. Elliott zformoval grafickou metodu, která se zaměřuje na odhalení okamžiku změny trendu. Na finančním trhu vyzoroval existenci cyklicky se pohybujících kurzů v určitých vzorech či formacích složených z vln. Po úspěšných předpovědích vývoje cen vydal publikaci, kde se vlnám věnoval. Tvrdil, že harmonie, která se nachází v přírodě, se vyskytuje i na finančním trhu. Věřil, že vše má určitý rytmus formy vln či impulzů, díky nimž je možné predikovat. Podle něj základní vzor, formace 5-3 je složena z 8 vln, z nichž 5 vln vytváří jeden dokončený pohyb, kdy 3 z 5 vln se pohybují ve směru hlavního trendu (vlny 1, 3 a 5 jsou impulsem), 2 vlny se pohybují v proti směru hlavního trendu (vlny 2 a 4 jsou korekční). Podvlny 6, 7 a 8 korigují hlavní trend (vlny a, b, c jsou principem vnoření) a jdou proti směru hlavního pohybu. Elliott byl inspirován Fibonacciho¹⁷ posloupností čísel natolik, že se objevila i v teorii vln, např. čísla 3 a 5 jsou počty vln, každý cyklus obsahuje 8 vln, 21 vln nižšího řádu tvoří vlnu vyššího řádu atd.

V 70. letech 20. století J. W. Wilder vytvořil oscilátor RSI, Directional Movement koncept, Parabolic Systém a ATR. Na přelomu 70. a 80. let G. Apple s F. Hitschlerem vyvinuli různé indikátory klouzavých průměrů a oscilátor MACD. V 90. letech 20. století S. Nison představil do té doby neznámé grafické metody technické analýzy pocházející z Japonska, např. Kagi, Renko Chart a Ichimoku Kinko. (Kirkpatrick & Dahlquist, 2016)

V současné době vlivem rozvoje digitální technologie a elektronických trhů se investování prostřednictvím strategie technické analýzy staly téměř okamžitými. Obchodní platformy přinesly na finanční trh transparentnost a propojily účastníky trhu s převratnou službou poskytování dat, analýz a informací v reálném čase. V podstatě informují o zprávách v okamžiku, kdy se dějí, a z místa, kde se dějí. Profesionální obchodníci využívají sofistikovanější, avšak placené zpravodajské systémy, jejichž jádrem jsou analýzy, prognózy, databanky z finančních a akciových trhů v reálném čase.

¹⁷ Italský matematik L. Fibonacci určil posloupnost čísel 0, 1, 1, 2, 3, 5, 8, 13, 21, 34, 55, 89, 144, 233, ..., kde jednotlivé číslo se získá součtem dvou bezprostředně předchozích čísel posloupnosti. Platí, že následující číslo je 1,618násobek předchozího čísla a současně 0,618násobek následujícího čísla. Zlatý řez je poměr jakéhokoliv čísla posloupnosti k následujícímu, tj. 1:0,618 nebo poměr jakéhokoliv čísla posloupnosti k předchozímu, tj. 1,618:1. Fibonacciho úrovně zpětných pohybů (retracement) jsou zabudovány v analytických nástrojích. Vznikají vydělením čísel z posloupnosti nacházející se bezprostředně vedle sebe nebo ob jedno, ob dvě atd. Nejsilnější jsou hodnoty 38,2 % (21/55, 13/34), 50 % a 61,8 % (13/21, 34/55), dále 23,6 % a 100 %. V podstatě to jsou hranice podpory (support) a odporu (resistance). Fibonacciho studie obsahuje oblouky, vějíře, čáry zpětného návratu a časové zóny.

5.2 Předpoklady technické analýzy

Pohyb cen investičních instrumentů v trendech je nejdůležitějším principem technické analýzy. Smyslem rozpoznání, měření intenzity a identifikaci změny trendu, jak uvedli Veselá a Oliva (2015) je odhalit okamžik, kdy jsou kurzy nejnižší a nakoupit je nebo odhalit, kdy jsou kurzy nejvyšší a prodat je. Stanovit vrcholy a dna ex post je daleko snazší, než je určit v aktuálním okamžiku či dokonce s předstihem. Pokud by byl instrument prodán příliš brzy za nižší kurz, tedy ještě před vrcholem, bude dosažený zisk menší než lze případně dosáhnout. Stejně tak v situaci v blízkosti dna, kdyby byl nákup realizován příliš brzy. Jestliže poptávka převyšuje nabídku, cena by měla růst. Pokud nabídka převyšuje poptávku, cena by měla klesat.

Základní myšlenka a princip technické analýzy je možné shrnout do tří předpokladů:

- *Trh diskontuje vše*, tzn. všechny dostupné informace, které souvisí s kurzem jsou absorbovány již kurzem. V postupné reakci na pozitivní informaci vzniká rostoucí (býčí) trend a na negativní informaci klesající (medvědí) trend. Technická analýza zkoumá samotný trend a jeho sílu, délku trvání, druh a pravděpodobnost změny nastoupeného trendu nikoliv však jeho příčiny, to zkoumá fundamentální analýza.
- *Ceny se pohybují v trendech*, tzn. dostatečně dlouhou dobu trvající jistý, zřetelně rozpoznatelný směr pohybu. Z toho lze vyvodit vyšší pravděpodobnost, že trend bude pokračovat, než že se obrátí. Jakmile se po určité době změní nabídka a poptávka, změní se trend. Střídající trendy se liší délkou i silou. Díky uskupení rozdílných trendů *existují vzory ve vývoji kurzů*, tzn. opakovaně se objevují vzory či formace, z nichž se dá odvodit další situace na trhu např. zda bude trend nadále pokračovat nebo dojde ke změně.
- *Historie se opakuje*, tzn. jednotlivé formace se za určitých podmínek stále opakují, neboť jsou strukturou nabídky a poptávky investorů, jejichž psychika a myšlení se v čase podstatným způsobem nemění. (Murphy, 1999; Veselá & Oliva, 2015)

Podstatné charakteristiky trhu jsou trend, sentiment, síla trhu, hospodářské a sezónní cykly.

5.3 Spor technické analýzy s hypotézou efektivních trhů

V technické analýze je odmítána myšlenka, že ceny investičních instrumentů se pohybují náhodně a změny na sobě nejsou závislé. Teorie náhodné procházky naopak očekává náhodný a nezávislý pohyb cen bez paměti. Tato teorie vychází z hypotézy efektivního trhu,

podle níž ceny náhodně kolísají kolem své vnitřní hodnoty. Proto nemůže technická analýza a teorie efektivních trhů probíhat společně. Již při slabé formě efektivnosti technická analýza ztrácí jakoukoliv prospěšnost a využitelnost. Murphy (1999, s. 21) tvrdil, že *„iluze náhodnosti postupně mizí s tím, jak se zlepšuje dovednost čtení grafů“*.

Náhodná procházka nastává, když nelze předpovědět budoucí kroky na základě pozorování kroků minulých. Každý krok je nezávislý na všech ostatních. Odpůrci technické analýzy tvrdí, že zkoumání historických technických údajů (cena, objem) s cílem pomoci předpovědět budoucnost, je nesmyslné. I kdyby odpůrci připustili, že ceny instrumentu se neřídí náhodným vývojem, stále neuznávají platnost technické analýzy. Odpůrci sice souhlasí, že mohou existovat vzorce, které lze dodatečně přiřadit k pohybu cen investičního instrumentu, ale tyto minulé vzorce nelze použít k předpovídání budoucnosti a k nadprůměrným výnosům. Pro tyto závěry existují dva důvody. Za první, i přes existenci základní zákonitosti, trhy jsou neustále ovlivňovány novými informacemi, které způsobují proměnlivost základního vzorce. Za druhé, i když se využijí historické statistiky trhu k předpovědi budoucích pohybů na trhu, tak tyto informace neumožní dosáhnout nadprůměrných zisků. Vyplývá to z předpokladu efektivnosti trhu. Ke změně dochází pouze na základě nových informací, které jsou okamžitě a racionálně absorbovány. Jakýkoliv nepravidelný cenový výkyv je rychle upraven zpět na skutečnou hodnotu prostřednictvím procesu arbitráže. Protože se ceny mění pouze na základě nových informací, tak technická analýza nemůže bez nových informací určit budoucí ceny, a je tedy zbytečná. (Kirkpatrick & Dahlquist, 2016)

Tvrzení, že kurzy investičního instrumentu absorbují a zároveň odrážejí všechny informace je podle Veselé a Olivy (2015) do jisté míry společné jak pro technickou analýzu, tak pro teorii efektivních trhů. Zásadní rozdíl spočívá v absorpční rychlosti všech informací a v charakteru reakce kurzů na ně. Zatímco technická analýza předpokládá postupnou reakci kurzů na nové informace a zohledňuje přítomnost psychologických aspektů. Naproti tomu teorii efektivních trhů předpokládá racionální, přesnou, téměř okamžitou až skokovou reakci kurzů na novou, neočekávanou informaci. Z dlouhodobého hlediska zde neexistují nadhodnocené ani podhodnocené kurzy. Nepředpokládá asymetrii informací, ani reakci investorů na nesouvisející informaci či existenci rozdílné míry sentimentu v reakci investorů. Naopak předpokládá nástup arbitrážérů, kteří svými prodejními a ná-

kupními aktivitami vyrovnávají kurz instrumentu. Racionální chování investorů a nestálá ziskuchtivá aktivita arbitrážérů vede k nastolení rovnováhy na finančním trhu. Realita trhu bývá poněkud odlišná právě z důvodů neracionality investorů, rizikové arbitráži, nedostatku likvidity či vysokých transakčních nákladů.

Důkazy proti teorii efektivnosti trhu a nekonání náhodné procházky na akciovém trhu předložili v článku Lo, MacKinlay (1988), kdy prokázali jednoduchým matematickým modelem nenáhodný pohyb akciových kurzů v intervalu září 1962 až prosinec 1985.

Kritika technické analýzy se vztahovala hlavně Dowově teorii a její obtížné použitelnosti v krátkém období a na volatilním trhu. Snadnému ovlivnění primárního trendu přes nízké úrokové sazby a objemnému uvolňování, které vedlo k nepřírozeně zvětšenému býčímu trhu. Také se týkala přílišné subjektivnosti Elliotových vln, které si může každý interpretovat jinak. Podle Murphyho (1999) je použití vzorů grafů široce propagováno a investoři často jednají ve shodě. Díky tomu, vzniká sebenaplňující se proroctví, kdy v reakci na býčí nebo medvědí formace se vytvářejí vlny nákupů anebo prodejů. Celkově vzory grafu jsou podle něj téměř zcela subjektivní.

5.3.1 Přínos behaviorálních financí pro technickou analýzu

Kurzy investičních instrumentů jsou velmi citlivé na vnější vlivy ovlivňující rozhodování, odhady a očekávání, které se mohou velice rychle změnit v reakci na zprávy o hospodářství a na změny v měnové politice i v politických událostí. Volatilita může být zvýšena chováním investorů či spekulantů, kteří vykazují znaky davového chování. Toto chování potvrzuje Le Bonova (2016) psychologie davu, kdy všechny pocity, myšlenky a činy jsou v davu velmi nakažlivé. Typickým projevem takového chování na finančním trhu je nákup, když ceny rostou a prodej, když ceny klesají. V oblasti finančních trhů existuje velké množství informací, ale jen málo investorů je dokáže pochopit a vybrat z nich ty, které jsou důležité pro rozhodování. Proto je kurz značně náchylný na přestřelení. Iracionální chování poháněny emocemi chamtivosti či nadšení převládá v čase finančních bublin a emoce strachu pak v následném krachu.

Kirkpatrick a Dahlquist (2016) popisují, jak nové důkazy neefektivnosti trhu a nenáhodnost pohybu cen vedlo k přesvědčení, že investoři nemusí nutně jednat racionálně, tak jak předpokládá hypotéza efektivních trhů. Moderní elektronické technologie v současnosti prokázaly, že ceny nejsou nutně náhodné, ale nejsou ani dokonale předvídatelné. Investoři

obchodují také na základě emocí, strachu, chamtivosti, naučených předsudků, přehnané důvěry a vnímání. Emoce byly vždy součástí technické analýzy.

Snahu vysvětlit jednání investorů, která závisí na tom, jak jednotlivci zpracovávají informace a rozhodují se, mají behaviorální finance a neurofinance¹⁸. Tyto teorie studují iracionální a nevědomé chování investorů a způsob, jakým interpretují informace. Výklad informací a rozhodování podléhá kognitivnímu zkreslení a omezením, s čímž nesouhlasí zastánci hypotézy efektivního trhu.

Pro technickou analýzu jsou psychologické aspekty v chování investorů velice přínosné. Například pocit sounáležitosti se projevuje vyhledáváním signálů ostatních investorů, jejich pozorování a následné přizpůsobení vlastního chování podle chování celé sledované skupiny. Napodobování investování druhých napomáhá investorovi nahrazovat uvažování především, když je informací buď příliš málo, nebo příliš mnoho, anebo je jejich zpracování časově náročné.

5.4 Indikátory technické analýzy

Metody a nástroje technické analýzy se dělí na grafické metody (charting) a technické indikátory. Přestože je graf potřebným nástrojem technické analýzy, lze obchodní a analytické scénáře provádět pomocí statistických metod. Při zobrazení výstupních hodnot zvoleného indikátoru a analýze zůstává graf užitečným pomocníkem. Technické indikátory jsou vyjádřením informací pomocí křivky, linie, histogramu či bodů, které jsou odvozené z průběhu ceny a objemů.

Z hlediska charakteru technické indikátory je podle Veselé a Olivy (2015) nezbytné členit na indikátory předběhající (leading) a zpožďující (lagging). Schopnost leading indikátorů je odhad, jakým směrem se kurz bude vyvíjet. Zda bude trend pokračovat nebo se změnit. Úspěšnost sílí na postranním trhu s nevýrazným trendem. Jsou skvělými indikátory pásem přeprodanosti a překoupenosti. Tento charakter má většina oscilátorů. Naopak lagging indikátory informují o probíhajícím trendu nebo o změně trendu, který již nastal. Užitečné jsou na silně trendujícím trhu, zatímco na postranním trhu obvykle chybují.

¹⁸ Z neurologického hlediska je davové chování způsobené limbickým systémem a mozkovým kmenem. Zatímco mozková kůra (neokortex) je zodpovědná za logické myšlení, vývojově starší struktury mozku (bazální ganglia) řídí pohyb, kognitivní funkce a funkci limbického systému (emoce a chování např. sympatie, averze, strach a sebezáchova, boj, útek, sounáležitost). Racionální myšlení vznikající v mozkové kůře nemůže ovlivnit impulzy vznikající v limbickém systému. Smyslové vnímání a jeho vyhodnocování, které vzniká v limbickém systému patří mezi základní instinkty vlastního přežití. A právě pocit sounáležitosti se projevuje vyhledáváním signálů ostatních investorů. Hlubším studiem se zabývá věda neurofinance.

Veselá a Oliva (2015) představili klasifikaci podle konstrukce, schopnosti a využitelnosti:

- 1) *Trendové indikátory* následují trend. Lze zjistit nastoupený býčí, medvědí trh či změnu trendu. Patří sem všechny typy klouzavých průměrů a indikátory na nich založené.
- 2) *Cenové indikátory* jsou počítány z údajů o kurzech a cenách instrumentů, objem není zohledněn. Zachycují intenzitu kolísání kurzu pro posouzení zesílení nebo zeslabení trendu. Většina má charakter oscilátoru, kdy jejich hodnota kolísá buď kolem stanovené úrovně nebo v rámci vymezeného pásma (20 až 80, 30 až 70).
- 3) *Objemové indikátory* pracují s objemem obchodů. Poskytují údaje o likviditě trhu, zájmu či nezájmu investorů, síle (růst objemu) či oslabení (pokles objemu) trhu.
- 4) *Indikátory sentimentu* se pokouší zachytit strach, chamtivost, nálady, emoce a chování investorů. Přehnaný optimismus či pesimismus může krátkodobě odchýlit kurz od jeho rovnováhy, ke kterému se později vrací. Indikátory cyklické se soustřeďují na chování investorů, kteří jsou profesionální, sofistikovaní, úspěšní a ziskoví. Indikátory anticyklické popisují chování široké investorské veřejnosti, davu, která jedná v nevhodné tržní situaci a opožděně, jsou méně úspěšní.
- 5) *Indikátory šíře trhu* jsou globálními ukazateli, které zachycují situaci na celkovém trhu, kdy zohledňují počet instrumentů, jejichž kurz vzrostl a klesl.

Je třeba mít na paměti, že indikátory a metody technické analýzy využívané k identifikaci trendu a jeho změny není možné považovat za křišťálovou kouli, ze které lze perfektně předpovědět budoucnost. (Kirkpatrick & Dahlquist, 2016)

6. Metodologie

6.1 Cíl

Hlavním cílem práce je ověřit efektivitu devizového trhu a posoudit možnost využití technické analýzy při obchodování na daném trhu. Cíle bude dosaženo analýzou platnosti hypotézy náhodné procházky, která je testována pomocí vybraných statistických testů a ověřením možnosti dosažení nadprůměrných výnosů pomocí technické analýzy. Hypotéza náhodné procházky ověřuje existenci efektivního chování trhu ve své slabé formě.

6.2 Data

Pro testování platnosti náhodné procházky, tedy i efektivního devizového trhu a dosažení nadprůměrných výnosů byly v této práci zvoleny hlavní měny ze tří kontinentů, které tvoří měnový pár s měnovou jednotkou České republiky, českou korunou: EUR/CZK, USD/CZK a JPY/CZK. Data pochází z datového centra společnosti Fusion Media, které jsou volně dostupná na Investing.com. Vybrané testy byly aplikovány na denní kurzovou řadu souhrnného období od 2. 1. 2001 do 31. 12. 2023. Toto období bylo rozděleno do pěti kratších časových úseků, kde byla zohledněna finanční krize a pandemie COVID-19:

- od 02.01.2001 do 30.11.2007 období před finanční krizí,
- od 03.12.2007 do 30.06.2009 období finanční krize,
- od 01.07.2009 do 28.02.2020 období po finanční krizi a před pandemií
- od 02.03.2020 do 05.05.2022 období pandemie COVID-19,
- od 06.05.2022 do 31.12.2023 období po pandemii COVID-19.

Období finanční krize bylo stanoveno z oznámení NBER¹⁹ (2010). Počet pozorování v období před finanční krizí měnových párů EUR/CZK a USD/CZK odpovídá počtu 1802 a JPY/CZK 1803. Počet pozorování všech zvolených měnových párů odpovídá v období finanční krize číslu 412, v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19 počtu 2783, v období pandemie 569 a v období po pandemii 432. V souhrnném období je počet pozorování EUR/CZK a USD/CZK 5998, pro JPY/CZK 5999. Z důvodu nedostatku vygenerovaných dat kurzu JPY/CZK pro sledované období, byly použity kurzy ve formátu nepřímé kotace, které byly následně převedeny na přímou kotaci. V příloze 1 lze nalézt graf vývoj kurzů měnových párů v jednotlivých obdobích, v příloze 12 pak také výsledky kurzu CZK/JPY. Testování bylo provedeno v programu EViews 12 SV a MS Excel.

¹⁹ National Bureau of Economic Research (Národní úřad pro ekonomický výzkum).

6.3 Hypotéza náhodné procházky

6.3.1 Náhodná procházka typu 1 (RW1)

Model náhodné procházky RW1 je možné vyjádřit ve tvaru: viz. Campbell et al., (2012)

$$p_t = \delta + p_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (17)$$

kde δ je očekávaná změna ceny (drift) a $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$ vymezuje, že přírůstky ε_t jsou nezávisle a identicky rozděleny se střední hodnotou $\mu = 0$ a rozptylem σ^2 . Tato podoba náhodné procházky je také fair game. Nezávislost přírůstků znamená nejen to, že jsou nekorelované, ale také, že všechny jejich případné nelineární funkce jsou nekorelované. Model lze nazvat Náhodná procházka typu 1, RW1. Existuje-li soubor náhodných veličin p_t uspořádaných v čase t při určité počáteční hodnotě p_0 v čase 0 , pak RW je nestacionární a podmíněný průměr i rozptyl jsou lineární funkcí časové proměnné, jež lze vyjádřit jako:

$$\text{průměr (střední hodnota)} \quad E[p_t | p_0] = p_0 + \delta t \quad \rightarrow E(\varepsilon_t) = 0 \quad (18)$$

$$\text{rozptyl} \quad Var[p_t | p_0] = \sigma_t^2 \quad \rightarrow Var(\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad (19)$$

$$\text{kovariance} \quad Cor(\varepsilon_t; \varepsilon_{t-k}) = 0, \quad \text{kde } k = 1, 2, \dots, k \neq 0 \quad (20)$$

6.3.2 Náhodná procházka typu 2 (RW2)

Z praktické analýzy cen aktiv je zřejmé, že předpoklad identicky rozdělených přírůstků není v průběhu dlouhodobého období (až sto let) věrohodný. Proces bílého šumu má příliš restriktivních podmínek, které neodpovídají realitě. Proto lze předpoklad IDD zmírnit od předpokladů stejného rozdělení s konstantní střední hodnotou a rozptylem, a zavést proces s nezávislymi, ale nikoliv s identickými rozděleními (INID) přírůstky. Model se nazývá Náhodná procházka typu 2 či RW2, kdy RW1 je speciálním případem RW2. Proces RW2 umožňuje nepodmíněnou heteroskedasticitu v přírůstcích ε_t na rozdíl od RW1.

6.3.3 Náhodná procházka typu 3 (RW3)

Obecnější verzi hypotézy o náhodné procházce lze získat zmírněním předpokladu nezávislosti RW2 tak, aby zahrnoval procesy se závislymi, ale nekorelovanými přírůstky. Jedná se o nejslabší formu hypotézy náhodné procházky. Je možné ji nazvat Náhodná procházka typu 3 nebo RW3, kdy RW1 a RW2 jsou jejími speciálními případy. Zajímavým příkladem RW3 je proces, pro které platí $Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0$ pro všechna $k \neq 0$, ale kde $Cov[\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2] \neq 0$ pro některé $k \neq 0$. Tedy splňuje předpoklady RW3, ale nesplňuje předpoklady RW1 a RW2, kdy má nekorelované přírůstky, ale zjevně není nezávislý. Tato forma procesu umožňuje podmíněnou heteroskedasticitu (model ARCH, GARCH).

6.4 Statistické testy testování hypotézy náhodné procházky

Campbell, Lo a MacKinlay (2012) uvedli dva hlavní důvody použití výnosů pro statistické testování. Zaprvé, pro průměrné investory je výnos aktiva úplným a bez škálovým shrnutím investiční příležitosti. Za druhé, s časovými řadami výnosů se pracuje snadněji než s časovými řadami cen, protože výnosy mají atraktivnější statistické vlastnosti.

Držení aktiva s cenou P_t po dobu jednoho období od data $t-1$ do t by vedlo k: (Tsay, 2005)

$$\text{prostému hrubému výnosu} \quad R_t + 1 = \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (21)$$

$$\text{jednoduchému čistému výnosu} \quad R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \quad (22)$$

Přirozený logaritmus prostého hrubého výnosu se nazývá složený výnos nebo také logaritmický výnos, kde $p_t \equiv \ln(P_t)$, tedy:

$$r_t = \ln(R_t + 1) = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} = \ln P_t - \ln P_{t-1} = p_t - p_{t-1} \cong \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 = R_t \quad (23)$$

Složený výnos je součtem průběžně složených výnosů za jedno období:

$$r_t(k) = \ln[(R_t + 1)(R_{t-1} + 1) \dots (R_{t-k+1} + 1)] = r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-k+1} \quad (24)$$

Předpokladem rozdělení přírůstků je normalita, tj. $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Pokud přirozený logaritmus ceny p_t sleduje náhodnou procházku s normálně rozdělenými přírůstků podle vzorce (17), tak složený výnos je normální veličina IID s konstantní střední hodnotou μ a konstantním rozptylem σ^2 , čímž se získá Bachelierův (1900) a Einsteinův (1905) lognormální model. Podle definice může být přirozený logaritmus ceny p_t aritmetickým Brownovým pohybem, aniž by došlo k porušení omezené odpovědnosti, protože cena P_t je vždy nezáporná. Normálně rozdělené změny cen mohou být záporné s kladnou pravděpodobností. Cenový proces je geometrickým Brownovým pohybem na logaritmicko-gaussovském rozdělení. (Campbell et al., 2012)

6.4.1 Runs test

Runs test je někdy známý také pod pojmem Gearyho test, neparametrický test²⁰ pro jehož odvození není nutno specifikovat typ rozdělení. Test byl vytvořen statistiky Waldem a Woflowitzem v roce 1940. Ve svém článku Mood (1940) definoval run jako posloupnost podobných událostí, kterých předcházely a následovaly různé události. Počet prvků v run je označován jako jeho délka. Campbell et al. (2012) uvedli, že test umožňuje testování

²⁰ U neparametrických testů se nečiní žádné předpoklady pravděpodobnost. rozdělení, z něhož je pozorování čerpána.

náhodné procházky RW1, při kterém se počet po sobě jdoucích kladných a záporných výnosů sestavuje do tabulky a porovnává se s výběrovým rozdělením při hypotéze náhodné procházky. Test je schopen testovat rozdělení hodnot číselných i slovních znaků.

Rozdíly mezi očekávaným a skutečným počtem runů lze analyzovat podle počtu, znamének nebo délků. Vymezí-li se znaménka (+) pro kladné změny cen a (-) pro záporné změny cen, pak

$$(+++++)(---)(+++++)(-----)$$

nepřerušovaná časová řada obsahuje 12 kladných nárůstu cen, 3 záporné poklesy cen, následuje 10 kladných zvýšení cen a 6 záporných snížení cen, celkem tedy 36 pozorování.

Zkoumáním chování jednotlivých runů v náhodné posloupnosti pozorování lze odvodit test náhodnosti runů. Pokud je runů příliš mnoho znamenalo by to, že ceny mění často znaménka, což by svědčilo o existenci negativní sériové korelace. Podobně pokud je počet runů malý, pak to naznačuje pozitivní korelaci. (Gujarati & Porter, 2009)

Hlavním cílem runs testu je zjistit, zda posloupnost cenových změn stejného znaménka je náhodná, tedy splňuje kritérium náhodné procházky nebo vykazuje existenci nějaké formy závislosti. Při testování hypotéz stojí proti sobě nulová hypotéza $H_0: R = \mu_R$ a alternativní hypotéza $H_1: R \neq \mu_R$.

Za předpokladu celkového počtu pozorování N , tj. ($N=N_1+N_2$), kde kladná cenová změna N_1 udává počet (+) symbolů a záporná cenová změna N_2 počet (-) symbolů, by se měl počet vypočítaných runů R v časové řadě blížit normálnímu rozdělení. To potvrdili také Wald a Wolfowitz (1940), když dokázali, že run je asymptoticky normální rozdělení, jestliže jeho výběrové rozdělení má tendenci blížit se normálnímu rozdělení, jak se velikost vzorku n neomezeně zvětšuje. Pak za nulové hypotézy, že po sobě jdoucí výsledky jsou nezávislé a za předpokladu N_1 i $N_2 > 10$, bude hodnota průměru a rozptylu dána rovnicí:

$$\text{průměru: } \mu_R = \frac{2N_1N_2}{N} + 1 \quad (25)$$

$$\text{rozptylu: } \sigma_R^2 = \frac{2N_1N_2(2N_1N_2-N)}{N^2(N-1)} + 1 \quad (26)$$

Na základě uvedených vzorců je možné zjistit střední hodnotu, rozptyl výběrového souboru a následně vyjádřit interval spolehlivosti, který má podobu:

$$\left(\mu_R - z_{1-\frac{\alpha}{2}} * \sigma_R \leq R \leq \mu_R + z_{1-\frac{\alpha}{2}} * \sigma_R \right) \quad (27)$$

Hypotéza o náhodnosti cenových změn nelze zamítnout s 95% případně s 99%²¹ spolehlivostí, pokud se hodnota nachází v požadovaném intervalu spolehlivosti, tj. v oblasti přijetí. To znamená, že časová řada následuje hypotézu náhodné procházky a zároveň nevykazuje autokorelaci. Naopak nulovou hypotézu H_0 lze zamítnout na 5% případně na 1% hladině významnosti, pokud se hodnota vyskytuje mimo stanovené meze, tj. v kritické oblasti, kdy časová řada není náhodná. V případě, že existuje kladná autokorelace, bude počet runů malý, zatímco pokud existuje záporná autokorelace, bude počet runů velký.

V praxi je možné se setkat s nulovou variantou, kdy plusový run délky i je posloupnost i po sobě jdoucích kladných $P(+)$ cenových změn, po nichž následují buď záporné $P(-)$, anebo nulové změny $P(0)$ generované nezávislým Bernoulliho procesem²². S nulovou variantou se dá setkat na méně likvidním trhu, kde během dne nedochází k žádnému obchodu nebo změna aktiva je menší než minimální možný pohyb cen aktiva (tzv. tick size). Řešením problému je buď úprava charakteristik normálního rozdělení, tím výpočet přispůsobit zvýšenému počtu runů nebo nulové runy jednoduše ignorovat. (Fama, 1965)

Nevýhoda neparametrických runs testů je, že má menší vypovídací schopnost než parametrické testy, tzn. má menší pravděpodobnost k zamítnutí nulové hypotézy. Pro dosažení stejné síly testu by se měl použít větší počet hodnot než při parametrickém testu.

6.4.2 Test autokorelace

Jeden z nejvyžívanějších a nejintuitivnějších testů náhodné procházky pro časové řady je ověření autokorelace mezi dvěma pozorovanými téže časové řady. Zvláštní typ stochastického procesu Y_t se nazývá čistě náhodný proces neboli proces bílého šumu, a to v případě, pokud má nulovou střední hodnotu, konstantní rozptyl a je sériově nekorelovaný. Je-li navíc jeho sdružené pravděpodobnostní rozdělení normální, nazývá se řada Gaussův bílý šum²³. Z definice vyplývá, že proces bílého šumu je: (Arlt & Arltová, 2003)

$$\text{stacionární s autokorelační funkcí (ACF)} \quad \rho_k = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases} \quad (28)$$

$$\text{a parciální autokorelační funkcí (PACF)} \quad \phi_{kk} = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0. \end{cases} \quad (29)$$

²¹ Interval spolehlivosti $100(1-\alpha)$ obvykle nabývá hodnot 0,95 (0,99 či 0,90). Je pouze 5% pravděpodobnost, že by čistě náhodou mohl vzniknout stejně extrémní nebo extrémnější výsledek. Je pouze 5% pravděpodobnost, že by H_0 byla zamítnuta, pokud by byla ve skutečnosti pravdivá.

²² Bernoulliho proces je konečná nebo nekonečná posloupnost nezávislých (bez paměti) náhodných proměnných X , tak že pro každé i je hodnota X buď 0 nebo 1 a pro všechny hodnoty i je stejná pravděpodobnost, že $X=1$.

²³ Je-li $u_t \sim IIDN(0, \sigma^2)$ nazývá se Gaussův proces bílého šumu, který je charakteristický tím, že je symetrický. Jestliže je také nezávislý, nazývá se striktně bílý šum.

Základním rysem procesu bílého šumu je, že ACF a PACF jsou identicky nulové $\rho_k = \phi_{kk} = 1$. V praxi, pokud se všechny ACF vzorky blíží nule, je časová řada bílým šumem.

Autokorelační funkce ACF zjišťuje stupeň autokorelace v časové řadě. Měří lineární závislost (korelaci) mezi aktuálními výnosy r_t a jejími zpožděnými pozorováními k časové řady výnosů investičního instrumentu. Při slabě stacionární řadě výnosů r_t se zpožděním k je odhad dán výběrovou autokorelací $\hat{\rho}_k$: (Tsay, 2005)

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} = \frac{\sum_{t=k+1}^T (r_t - \bar{r})(r_{t-k} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2} \quad \text{kde } 0 \leq k < T - 1; \quad k = 1, 2, \dots, T - 1 \quad (30)$$

kde T je počet hodnot časové řady. Výběrová kovariance se zpožděním k se značí $\hat{\gamma}_k$ a výběrový rozptyl $\hat{\gamma}_0$, kde n je velikost vzorku a \bar{r} je průměr vzorku se definují jako

$$\text{výběrová kovariance:} \quad \hat{\gamma}_k = \frac{\sum (r_t - \bar{r})(r_{t-k} - \bar{r})}{n} \quad (31)$$

$$\text{výběrový rozptyl:} \quad \hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (r_t - \bar{r})^2}{n} \quad (32)$$

Variabilita výnosů v podobě kladných či záporných cenových změn investičního instrumentu, se projevují jako rostoucí funkce. Výnosy je nutno upravit pomocí vzorce (23) pro logaritmický výnos tj. $r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$. Statistické vlastnosti logaritmických výnosů jsou poté lépe uchopitelné.

Graf výběrové autokorelační funkce $\hat{\rho}_k$ proti zpoždění k se nazývá výběrový korelogram, který umožňuje zjistit, zda je časová řada stacionární. Plná svislá (vodorovná) středová čára v diagramu představuje nulovou osu, kdy pozorování vpravo (nahoru) od středové čáry jsou kladné hodnoty a vlevo (dolu) od ní jsou hodnoty záporné. Pro korelogram časové řady procesu s čistě bílým šumem je typické, že autokorelace se při různých zpožděních pohybují kolem nuly. Takový korelogram skutečné časové řady je pravděpodobně stacionární. Pokud autokorelační koeficient začíná na velmi vysoké hodnotě blížící se jedné a s prodlužujícím se zpožděním velmi pomalu klesá k nule, jedná se o korelogram náhodných procházek. Taková řada je nestacionární, a to ve střední hodnotě, v rozptylu nebo v obou. V opačném případě, kdy počáteční hodnota ACF se neblíží jedné a poměrně rychle klesá je časová řada stacionární. (Gujarati & Porter, 2009)

Stacionární autokorelační funkce nepřipouští skutečnost, že závislost mezi náhodnými veličinami Y_t a Y_{t-k} může být způsobena jejich korelací s veličinami $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k+1}$. Tento problém je dle Arlta a Arltové (2003) odstraněn pomocí parciální autokorelační

funkce, která podává informaci o míře závislosti veličin Y_t a Y_{t-k} očištěnou o vliv veličin ležících mezi nimi. Parciální autokorelaci se zpožděním k vyjadřuje parciální regresní koeficient ϕ_{kk} v autoregresi k -tého řádu:

$$Y_t = \phi_{k1}Y_{t-1} + \phi_{k2}Y_{t-2} + \dots + \phi_{kk}Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (33)$$

Výběrová parciální autokorelační funkce ϕ_{kk} se získává prostřednictvím Durbinem navrženým rekurzivním vztahem, viz. Arlt a Arltová (2003).

$$\hat{\phi}_{kk} = \frac{\hat{\rho}_k - \sum_{j=1}^{k-1} \hat{\phi}_{k-1, j} \hat{\rho}_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \hat{\phi}_{k-1, j} \hat{\rho}_j}, \quad \text{kde } j = 1, 2, \dots, k-1 \quad (34)$$

Tsay (2005) uvedl, že v případě platnosti hypotézy efektivního trhu nesmí být výnos cen předvídatelný. Vedle korelogramu existuje i jiný způsob, jak ověřit efektivitu trhu, a tím je testování statistické hypotézy nulových autokorelací při různých zpoždění. Testovanými hypotézami v tomto případě jsou nulová hypotéza $H_0: \rho_k = 0$ proti alternativní hypotéze $H_1: \rho_k \neq 0$.

Statistickou významnost jakéhokoliv parametru $\hat{\rho}_k$ se dá posoudit podle jeho směrodatné odchylky, tj. standardní chyby. Barlett (1946) ukázal, že pokud je časová řada čistě náhodná, tzn. vykazuje bílý šum, výběrové autokorelační koeficienty $\hat{\rho}_k$ a rozptyl autokorelační funkce pro posun k jsou přibližně rovny:²⁴

$$\hat{\rho}_k \sim N\left(0, \frac{1}{n}\right) \rightarrow \sigma_p^2 \approx \frac{1}{n} \quad (35)$$

Nulovou hypotézu H_0 lze zamítnout v případě, že výběrový autokorelační koeficient $\hat{\rho}_k$ se nachází mimo konfidenční interval, který je vymezen kvantily standardizovaného normálního rozdělení.

$$\left(\mu_p - z_{1-\frac{\alpha}{2}} * \frac{1}{\sqrt{n}} \leq \hat{\rho}_k \leq \mu_p + z_{1-\frac{\alpha}{2}} * \frac{1}{\sqrt{n}}\right) \quad (36)$$

Kritické hodnoty budou mít v horním i v dolním konci stejnou velikost, ale opačné znaménko. Konfidenční intervaly jsou tak dobré, jak dobré jsou předpoklady na základě, kterých byly vytvořeny. Předpoklad efektivnosti trhu nepřipouští možnost dosahování nadprůměrných výnosů. V případě, že by taková situace nastala, autokorelační koeficient $\hat{\rho}_k$ by se musel nacházet mimo interval spolehlivosti, tj. v kritické oblasti. Pro autokorelační koeficient $\hat{\rho}_k$ je obtížné jednoznačně určit hranici kritických hodnot konfidenčního

²⁴ Ve velkých vzorcích jsou výběrové autokorelační koeficienty normálně rozděleny s nulovou střední hodnotou a rozptylem rovný jedné v celé velikosti vzorku.

intervalu pro nichž je trh ještě efektivní či nikoliv. Z tohoto důvodu je nejčastěji využíván interval spolehlivosti, který odpovídá hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Čím nižší je hladina významnosti, tím vyšší je interval spolehlivosti. Pokud by se skutečná hodnota autokorelačního koeficientu $\hat{\rho}_k$ nacházela v intervalu spolehlivosti, je časová řada s 99% pravděpodobností efektivní. Poté nelze zamítnout s 99% pravděpodobností nulovou hypotézu H_0 o nulových autokorelacích při různých zpoždění.

Kromě testování statistické významnosti jednotlivých autokorelačních koeficientů $\hat{\rho}_k$ při různých zpoždění k , je možné ověřit jednotnou hypotézu, kdy všechny autokorelační koeficienty ρ_k rozdílné délky zpoždění k v téže časové řadě jsou současně rovny nule. To lze provést pomocí statistiky Q , kterou vytvořili Box a Pierce (1970).

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \quad (37)$$

Často se používá jako test, zda je časová řada bílým šumem. Ve velkých vzorcích n je přibližně rozdělen jako chí-kvadrát χ rozdělení s délkou zpoždění m (stupni volnosti df). Pokud vypočtené Q překročí kritickou hodnotu Q z chí-kvadrát χ rozdělení na zvolené hladině významnosti, lze zamítnout nulovou hypotézu H_0 , že všechna ρ_k jsou nulová, tzn. alespoň některá z nich musí být nenulová. (Gujarati & Porter, 2009)

Ljung a Box (1978) vyvinuli modifikovanou variantu založenou na kritériu Box-Piercovi statistiky Q . Testová statistika Ljung-Box (LB) má lepší vlastnosti v malých vzorcích n .

$$\tilde{Q}(\hat{\rho}) = LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \right) \sim \chi^2 m \quad (38)$$

Při testování autokorelací se vychází z historických časových řad, z tohoto důvodů se dá ověřit pouze slabá forma efektivnosti trhu. Trh je efektivní, pokud neexistuje lineární závislost mezi výnosy. Prostřednictvím testů autokorelace je možné vyloučit pouze lineární závislost mezi rezidui, nikoliv závislost vyšších řádů, proto lze testovat jen náhodnou procházku ve formě RW3.

6.4.3 Test poměru rozptylů

Velmi důležitou vlastností všech tří hypotéz náhodné procházky je, že rozptyl přírůstků musí být lineární funkcí časové proměnné. Vzhledem ke skutečnosti, že se mohou rozptyly jednotlivých přírůstků r_t v čase měnit, je obtížnější tuto vlastnost předpokládat u RW2 a RW3 než u RW1. Přesto se však musí rozptyl součtu přírůstků rovnat součtu rozptylů. Pro logaritmicou verzi modelu RW1, vzorec (17), tj. $p_t = \delta + p_{t-1} + \varepsilon_t$,

$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$, rozptyl $r_t(q)$ musí být $q\sigma^2$. Přijatelnost modelu náhodné procházky je možné ověřit porovnáním rozptylu $r_t(q)$ s q -násobkem rozptylu r_t . (Campbell et al., 2012)

Lo a MacKinlay (1988, 1989) využili této myšlenky pro vývoj testu náhodné procházky a prokázali, že testovací statistika je dána poměrem rozptylu (variance ratio) za dvě období. Konkrétně rozptyl logaritmů výnosů za q dnů se rovná q -násobku rozptylu logaritmů denních výnosů. Tvar statistiky poměru rozptylu (variance ratio) $VR(q)$ za období q je:

$$\widehat{VR}(q) = \frac{\hat{\sigma}^2(q)}{\hat{\sigma}^2(1)} \quad (39)$$

kde $\hat{\sigma}^2(q)$ je odhad rozptylu q -tého rozdílu, diferencí a $\hat{\sigma}^2(1)$ je rozptyl prvního rozdílu. Hodnoty $\widehat{VR}(q)$ větší než jedna, $\widehat{VR}(q) > 1$, poukazují na pozitivní závislost, kdy rozptyly rostou rychleji než lineárně. Hodnoty $\widehat{VR}(q)$ menší než jedna, $\widehat{VR}(q) < 1$, dokazují negativní závislost, kdy rozptyly rostou pomaleji než lineárně. Podrobněji o rozboru poměru rozptylu hypotéz RW v příloze 10, přesněji pak Lo, MacKinlay (1988).

Nezkreslené odhady mají tvar:

$$\hat{\sigma}^2(1) = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad (40)$$

$$\hat{\sigma}^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (41)$$

$$\text{kde } m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right) \quad (42)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} (p_{nq} - p_0) \quad (43)$$

Výrazy p_0 a p_{nq} určují první a poslední hodnoty časové řady cen. Prostřednictvím testu poměru rozptylů je možné testovat korelaci cenových změn a nelineární formy závislosti.

Nulovou hypotézu H_0 náhodné procházky nelze zamítnout v případě, když je poměr rozptylu roven jedné. Pokud se odhadnutý poměr rozptylů liší od jedné, pak je hypotéza o nekorelovanosti zamítnuta. V testování hypotéz náhodné procházky stojí proti sobě nulová hypotéza $H_0: \widehat{VR}(q) = 1$ a alternativní hypotéza $H_1: \widehat{VR}(q) \neq 1$.

Test se dá použít pro všechny formy náhodných procházek. Statistiky lze standardizovat a získat asymptoticky standardizované normální rozdělení $N(0,1)$ se dvěma různými testovými statistiky $z(q)$ a $z^*(q)$. Kdy $z(q)$ je určen pro cenové změny s konstantním rozptylem (homoskedasticitu) a $z^*(q)$ je stanoven pro cenové změny s variabilním, proměnlivým rozptylem (heteroskedasticitu). Testové statistiky $z(q)$ a $z^*(q)$ jsou definovány jako:

Standardizovaná normální testovací statistika při homoskedasticitě $z(q)$ s konstantním rozptylem má tvar:

$$z(q) = \frac{(VR(q)-1)}{\sqrt{\theta(q)}} \sim N(0,1) \quad (44)$$

$$\text{kde } \hat{\theta}(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)} \quad (45)$$

Standardizovaná normální testovací statistika v souladu heteroskedasticitou $z^*(q)$ s variabilním rozptylem je dána:

$$z^*(q) = \frac{\sqrt{nq}(VR(q)-1)}{\sqrt{\hat{\theta}^*(q)}} \sim N(0,1) \quad (46)$$

$$\text{kde } \theta^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \hat{\delta}(j) \quad (47)$$

$$\hat{\delta}(j) = \frac{nq \sum_{k=j+1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2} = \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} (r_t^2 r_{t-j}^2)}{(\sum_{t=1}^{nq} r_t^2)^2} \quad (48)$$

kde $\hat{\theta}(q)$ je asymptotický rozptyl při homoskedasticitě nebo v souladu heteroskedasticitou $\theta^*(q)$. (Campbell et al., 2012) Lo a MacKinlay (1988) ukázali, že aproximace $z(q)$, $z^*(q)$ fungují dobře, když je q malé a nq velké. Testy poměru rozptylů je nutné zkoumat pro několik vybraných hodnot q . Hypotézu o náhodné procházce lze zamítnout, pokud jsou testovací statistiky zamítnuty pro všechny q . (Chang, 2004)

Pokud se hodnota z -stat (q) nachází v požadovaném konfidenčním intervalu $[-1,9599; 1,9599]$ na 5% hladině významnosti nebo $[-2,5758; 2,5758]$ na 1% hladině významnosti, poté nelze zamítnout nulovou hypotézu náhodné procházky. V opačném případě, pokud hodnota z -stat leží mimo tabelovaný interval spolehlivosti, lze zamítnout hypotézu H_0 náhodné procházky v časové řadě příslušné hladině významnosti, tj. $\alpha = 0,05$ či $\alpha = 0,01$.

Testová statistika $z(q)$ je odvozena pro hypotézu formy RW1, a proto je nutné otestovat, zda přírůstky přirozeného logaritmu cen pochází z identického pravděpodobnostního rozdělení IID. Pro testové statistiky $z^*(q)$ aplikované u hypotéz formy RW2 a RW3 postačuje jejich nezávislost či nekorelovanost.

Existuje velké množství empirických studií týkajících se testování hypotézy náhodné procházky pomocí poměru rozptylů např. Liu a He (1991), Chang (2004), Chen (2008), Charles a Darné (2009). Uvedení autoři při testování nekorelovanosti přírůstků použili Lo a MacKinlayeho konvenční test poměru rozptylů.

Ve svém článku Chow a Denning (1993) navázali na empirickou studii Lo, MacKinlayeho, rozšířili jejich metodiku a navrhli modifikaci vícenásobného testu poměru rozptylů s heteroskedastickým předpokladem, který poskytuje simultánní pravděpodobnost.

6.4.4 Testy jednotkového kořene a stacionarity

První průkopnickou studii v oblasti testování jednotkového kořene (unit root test) v časových řadách provedli Dickey a Fuller (Dickey, 1976; Dickey, Fuller 1979). Mezi testy, které ověřují přítomnost jednotkového kořene nebo stacionarity se řadí Dickey-Fullerův (DF) test a Augmented Dickey-Fullerův (ADF) test.

Náhodný stochastický proces je soubor náhodných veličin uspořádaných v čase. Časová řada je stacionární, pokud její střední hodnota, rozptyl a kovariance je časově invariantní, nemění se v čase. O stochastickém procesu²⁵ se říká, že je stacionární, jestliže jeho střední hodnota μ a rozptyl σ^2 jsou v čase konstantní a hodnota kovariance²⁶ γ_t mezi dvěma časovými obdobími Y_t a Y_{t+k} závisí pouze na vzdálenosti nebo zpoždění k mezi oběma časovými obdobími, nikoliv na skutečném čase t , kdy je kovariance počítána. Stacionární stochastický proces se nebude příliš vzdalovat od své střední hodnoty kvůli konečné variabilitě. Jakmile časová řada není stacionární v definovaném smyslu, nazývá se nestacionární časovou řadou, která bude mít časově proměnný průměr nebo rozptyl, případně obojí. Klasický příklad je náhodná procházka. (Gujarati & Porter, 2009)

Zkoumání, zda lze řadu považovat za stacionární či nikoliv je nezbytné z toho důvodů, že může silně ovlivnit její chování a vlastnosti. Šok se používá pro označení změny nebo neočekávané změny v určitém časovém období. U stacionární časové řady šoky postupně odezní, tzn. šok během času t bude mít menší účinek v čase $t+1$, ještě menší v $t+2$. U nestacionární řady bude perzistence šoků vždy nekonečná, nebude mít menší účinek v čase $t+1$. Použití nestacionárních dat může vést k falešným regresím. (Brooks, 2014)

Pokud časová řada obsahuje jednotkový kořen,²⁷ jedná se o nestacionární časovou řadu s proměnlivým rozptylem a s velkými odchylky dat od průměru. Nestacionární řady není možné předvídat. Test jednotkového kořene je test nestacionarity, jehož výchozí bod je jednotkový kořen stochastického procesu.

²⁵ Termín stochastický pochází z řeckého slova „stokhos“ a znamená terč. Ze sta šipek se poštěstí zasáhnout terč jen několikrát, zbylé šipky jsou náhodně rozestry kolem terče.

²⁶ Je statistická míra lineární závislosti dvou veličin. Normovaná hodnota kovariance je korelační koeficient. $\gamma_k = C(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$ Pokud je $k=0$ dostaneme γ_0 , což je rozptyl σ^2 . Pokud je $k=1$, γ_1 je kovariance mezi dvěma sousedními hodnotami Y .

²⁷ Pojmy jednotkový kořen, náhodná procházka, nestacionarita a stochastický trend lze zacházet jako se synonymy.

Doplněním rovnice (14) o parametr ρ se získá:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (49)$$

kde ρ znamená autoregresní koeficient nabývajících hodnot od -1 do 1. Po úpravě rovnice a odečtením výrazu Y_{t-1} z obou stran rovnice se získá alternativně rovnice ve tvaru:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (50)$$

kde $\delta = (\rho - 1)$ ²⁸ a symbol Δ je operátor první diference časové řady, která je stacionární. V případě existence jednotkového kořene je absolutní hodnota ρ $|\rho| = 1$ a $\delta = 0$. Rovnice se stává náhodnou procházkou bez driftu, kdy časová řada je nestacionární nebo existuje stochastický trend. Pro $|\rho| < 1$ a $\delta < 0$ je časová řada stacionární, poté události mají pouze dočasné účinky na finančních trzích. Pro $\delta \neq 0$ se řada pohybuje kolem deterministického trendu. Pokud $|\rho| = 0$, jedná se o proces bílého šumu a pro $|\rho| > 1$ by byl proces explozivní. Dickey-Fullerův test se odhaduje ve třech různých podobách, ze tří různých nulových hypotéz H_0 , kde t je časová proměnná.

Čistě náhodná procházka bez driftu: $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (51)$

Náhodná procházka s driftem: $\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (52)$

RWM s driftem kolem deterministického trendu: $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (53)$

Rovnici (52) je možno rozšířit o konstantu β_1 tzv. drift, kterým se rozumí část změny hodnot ΔY_t , která není bílým šumem. Drift nabývá jak kladných, tak záporných hodnot. Náhodnou procházku s driftem lze rozšířit o deterministický trend $\beta_2 t$. Rozdíl mezi konstanty β_1 a $\beta_2 t$ je v neměnnosti parametru β_1 k časové proměnné. Parametr $\beta_2 t$ s růstem času t má tendenci divergovat k nekonečnu, naproti tomu parametr β_1 zůstává konstantní. Přidáním příslušných prvků se dá zpřesnit odhad autoregresních koeficientů. Pokud hodnota δ je rovna nule, $\delta = 0$, jedná se ve všech třech případech o náhodnou procházku. (Gujarati & Porter, 2009)

Testované hypotézy jsou nulová hypotéza $H_0: |\rho| = 1$, v praxi $H_0: \delta = 0$, přičemž alternativní hypotéza $H_1: |\rho| < 1$, v praxi $H_1: \delta < 0$ nebo $H_1: \delta \neq 0$.

Nulovou hypotézu H_0 o existenci jednotkového kořene lze zamítnout ve prospěch stacionární alternativy H_1 v každém případě, je-li testovací statistika zápornější než kritická

²⁸ $\delta = (\rho - 1)$ musí být pro stacionaritu ρ menší než jedna $|\rho| < 1$, proto musí být δ záporné, $\delta < 0$.

hodnota. To platí pouze, když chybový člen ε_t je bílým šumem a není korelovaný. (Brooks, 2014) Problém nastává, když při H_0 se hodnota t -stat odhadnutého koeficientu Y_{t-1} neřídí ani ve velkých vzorcích t -rozdělení, tzn. t -stat nemá asymptotické normální rozdělení. Pokud je časová řada nestacionární, kdy H_0 nelze zamítnout, $\delta = 0$, je zapotřebí významnějších hodnot t -poměru, neboť podíl parametru δ a jeho směrodatné odchylky σ_δ nemá studentovo rozdělení. V případě, že H_0 lze zamítnout, pak časová řada je stacionární, $\delta \neq 0$ nebo $\delta < 0$, a použije se obvyklý Studentův t -test. Proto Dickey a Fuller (1979, 1981) metodou simulace Monte Carlo vypočítali kritické hodnoty tau (τ) statistiky, které srovnávají s testovacím kritériem τ_δ .

$$\tau_\delta = \frac{\hat{\delta}}{\sigma_\delta} \quad (54)$$

Je důležité zdůraznit, že kritické hodnoty tau (τ) statistiky testované hypotézy jsou pro každou ze tří specifikací DF testu odlišné. Program EViews používá výpočet MacKinnonovi kritických hodnot tau (τ) k odpovídajícím p -hodnotám pro větší soubor simulací, než provedli Fuller (1976) a Dickey a Fuller (1979).

Pokud vypočtená absolutní hodnota tau (τ) statistiky překročí kritické hodnoty τ , tzn. je menší či zápornější, lze zamítnout nulovou hypotézu H_0 a časová řada Y_t je stacionární. V opačném případě, jakmile absolutní hodnoty tau (τ) statistiky nepřekračují kritické hodnoty τ , nelze zamítnout nulovou hypotézu H_0 a časová řada Y_t je nestacionární.

Klasický Dickey-Fullerův test předpokládá, že chybový člen ε_t je nekorelovaný. V případě korelovaného chybového členu ε_t , kdy náhodná složka časové řady Y_t vykazuje autokorelaci již tento test selhává. Se záměrem odstranit problém s autokorelací náhodných složek v časové řadě, rozšířili autoři původní model rovnice (53) o zpožděné hodnoty m závislé proměnné ΔY_t a vytvořili test známý jako rozšířený Dickey-Fuller (ADF) test:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (55)$$

kde ε_t je náhodná složka (chybový člen) čistého bílého šumu, regresní koeficient α_i vyjadřuje závislost mezi prvními diferencemi pro jednotlivá zpoždění i , hodnota m empiricky určuje počet zpoždění diferencních členů. Dostatečný počet zpoždění by měl zaručit, aby náhodná složka ε_t v rovnici nebyla sériově korelovaná. Tím se získá nezkrácený odhad δ zpožděného koeficientu ΔY_{t-1} . Program EViews vybírá délku zpoždění na základě Schwarzova (SIC), Akaikeho (AIC) a dalších informačních kritérií.

Nejprve se určí maximální počet zpoždění, kdy se volba řídí Schwertem (1989):

$$m_{max} = \left\lceil 12 * \left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{1}{4}} \right\rceil \quad (56)$$

následně se v sestupném pořadí ověří statistická významnost cenových diferencí v modelu. Počet zpoždění v modelu určuje první nalezená významná diference. Zahrnutí příliš malého počtu zpoždění neodstraní veškerou autokorelaci a zkreslí výsledky. Zatímco použití příliš velkého počtu zpoždění zvýší standardní chyby koeficientu.

Za nejdůležitější kritiku testů jednotkového kořene je považována nízká síla testů, pokud je proces stacionární, ale s kořenem blízko nestacionární hranice. Časová řada buď obsahuje jednotkový kořen nebo stacionaritu. Problém Brooks (2014) shledal v tom, že test nulovou hypotézu H_0 nikdy nepřijímá, pouze konstatuje, zda ji lze nebo nelze zamítnout. K nezamítnutí nulové hypotézy H_0 může dojít buď proto, že nulová hypotéza H_0 byla správná, nebo proto, že ve vzorku není dostatek informací umožňujících její zamítnutí. To lze obejít společným použitím testů stacionarity a jednotkového kořene, známé jako konfirmační analýza dat. Pro posílení výsledků ADF testu doporučil použít test stacionarity Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) test.

Kwiatkowski et al. (1992) založili test na lineární regresi. Pozorovanou řadu y_t rozložili na součet deterministického trendu ξ_t , náhodné procházky r_t a stacionární chyby ε_t

$$y_t = \xi_t + r_t + \varepsilon_t \quad (57)$$

kde r_t je intercept podle vzorce (12), tj. $r_t = r_{t-1} + u_t$, kde u_t je bílým šumem $IID(0, \sigma^2)$.

KPSS test testuje stacionaritu kolem deterministického trendu. Test ověřuje nulovou hypotézu $H_0: y_t \sim I(0)$, kdy časová řada je (slabě) stacionární proti alternativní hypotéze $H_1: y_t \sim I(1)$, kdy časová řada není (slabě) stacionární. Zatímco ADF test testuje $H_0: y_t \sim I(1)$ proti $H_1: y_t \sim I(0)$.

V případě nezamítnutí H_0 v testu KPSS není možné pro testována data použít model náhodné procházky, tj. lze zamítnout hypotézu náhodné procházky. Důvod je, že test KPSS má stacionaritu při nulové hypotéze H_0 . Pokud je ve vzorku málo informací budou se data jevit jako stacionární ve výchozím stavu. Testované hypotézy se zhodnotí porovnáním hodnot testované LM statistiky s asymptotickou kritickou hodnotou pro hladinu významnosti $\alpha = 0,05$ či $\alpha = 0,01$. Překročením kritických hodnot se zamítá testovaná hypotéza.

Existují čtyři možné výsledky společného použití testů ADF a KPSS (ve stejném pořadí), konfirmační analýzy dat: (Brooks, 2014)

1. Zamítnuta H_0 a nezamítnuta H_0 , tzn. hypotézu náhodné procházky lze zamítnout a zároveň je potvrzena slabá stacionarita.
2. Nezamítnuta H_0 a zamítnuta H_0 , tzn. hypotéza náhodné procházky nelze zamítnout a současně je potvrzena slabá nestacionarita.
3. Zamítnuta H_0 a zamítnuta H_0 , tzn. časová řada je rozdílově stacionární.
4. Nezamítnuta H_0 a nezamítnuta H_0 , tzn. časová řada je trendově stacionární.

Výsledky 1 nebo 2 jsou závěry robustní, neboť oba testy dospěly k závěru, že řada je stacionární nebo nestacionární. Výsledky 3 a 4 naznačují konflikt a protichůdné výsledky.

6.5 Metody a nástroje technické analýzy

Algoritmické obchodování nebo také Automatické obchodní systémy (AOS, ATS) používá vzorce s matematickými modely k přijímání obchodních rozhodnutí na základě tržních dat bez lidského zásahu. Tím se z velké části eliminovali zprostředkovatelé s jejich zpožděními a náklady. Velkou výhodou je téměř okamžité využití tržních příležitostí, testování na historických datech a jeho použití při vysokofrekvenční obchodování. Hlavní výhodou je však absence psychologických faktorů. V podstatě dělá přesně to, co se po něm chce a bez emocí. ATS je sice dobrým pomocníkem, ale zlým pánem, neboť neumí reagovat na nenadálé situace např. přírodní katastrofy a neplánované prohlášení. Může také snížit likviditu a způsobit chaos nebo znásobit cenový propad.

Přes všechny výhody a nevýhody ATS, hlavním nástrojem při testování vybraných indikátorů byl použit tabulkový procesor MS Excel. Použité indikátory byly aplikovány na dílčí data, které se shodují s rozdělenými daty pro testování hypotézy náhodné procházky.

K ověření a testování možnosti dosažení nadprůměrných výnosů byl zvolen počáteční vklad 100 000 CZK. Výsledky indikátorů byly následně porovnány a vyhodnoceny. Strategie se využívá k otestování jedné z podmínek efektivnosti trhu, kterou je dosažení nadprůměrných zisků, tedy zisku vyššího, než poskytuje trh.

6.5.1 Exponenciální klouzavý průměr (EMA)

Nejznámější vyhlazovací technikou, která se používá k vyhlazení výkyvů, tj. odstranění tržního šumu a zobrazení skutečného směru vývoje cen, je klouzavý průměr, kdy zůstává počet průměrovaných prvků stejný, ale časový interval se posouvá. (Kaufman, 2020)

Mezi základní indikátory se řadí jednoduchý klouzavý průměr (SMA), vážený klouzavý průměr (WMA), exponenciální klouzavý průměr (EMA), kde neexistuje jednotnost v postupu výpočtu. Běžné použití exponenciálního vyhlazování se zapisuje:

$$EMA_t = EMA_{t-1} + a(p_t - EMA_{t-1}) \quad 0 \leq a \leq 1 \quad (58)$$

kde EMA_t a EMA_{t-1} jsou dnešní a včerejší exponenciální hodnoty vyhlazování, p_t je dnešní cena, vyhlazovací konstanta a představuje procento z použité ceny:

$$a = \frac{2}{n+1} \quad (59)$$

kde n je ekvivalentní počet dní ve standardním klouzavém průměru. Je nutné dodat, že první vypočtená hodnota EMA_0 je vypočtena z jednoduchého klouzavého průměru:

$$EMA_0 = SMA_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=t-n+1}^t p_i \quad (60)$$

Exponenciální klouzavý průměr minimalizuje problém drop-off efektu, kdy klouzavý průměr může být vyřazením starších údajů nepřiměřeně ovlivněn. K efektu dochází, když náhlá aktuální změna ceny odráží jen malou změnu, ale vynechaná významná starší cena vykazuje značnou změnu. U SMA a WMA jsou starší informace, které leží mimo délku klouzavého průměru, zcela ignorovány. To vytváří falešné signály. EMA zmíněný problém řeší a zachovává starší informace ve výpočtu klouzavého průměru. (Kaufman, 2020)

Analytici technické analýzy používají klouzavé průměry k určení trendu, úrovní podpory a odporu, k rozpoznání cenových extrémů a ke specifickým obchodním signálům. Kirkpatrick a Dahlquist (2016) poukázali na to, že mnoho úspěšných strategií využívá křížení dvou klouzavých průměrů, kdy EMA_{long} je hlavní určující faktor trendu a EMA_{short} se používá buď jako trailing stop nebo jako signály. Úroveň podpory a odporu se často vyskytuje v místě, kde se kříží dva klouzavé průměry. Bod křížení, kde se EMA_{short} kříží a vrostle nad EMA_{long} je pokládán za nákupní signál nebo rostoucí trend, tj. $EMA_{short} > EMA_{long}$. Naopak, když se EMA_{short} kříží a klesne pod EMA_{long} je bod křížení považován za prodejní signál či klesající trend, tj. $EMA_{short} < EMA_{long}$. Použití metody dvojitého křížení může vést, podle Murphyho (1999) ke zpoždění za trhem o něco více než použití jediného klouzavého průměru, ale vytváří méně falešných signálů.

Ve své studii Brock, Lakonishok a LeBaron (1992) použili křížové systémy dvou klouzavých průměrů pro tržní data indexu DJIA z let 1897 až 1986. Jako první prokázali, že signály klouzavých průměrů mají správnou cenu instrumentu.

Použití klouzavého průměru vždy poskytne určité zpoždění při signalizaci změny trendu. Murphy (1999) upozornil, že u kratších průměrů se zpoždění snižuje, ale nikdy ho nelze zcela eliminovat. Kratší průměr je citlivější na změnu, zatímco průměr s delším rozsahem je méně citlivý. Čím citlivější je průměr, tím dříve budou signály. Dlouhodobý průměr funguje lépe při platnosti trendu, avšak kratší průměr je lepší, když se trend obrátí.

6.5.2 Index relativní síly (RSI)

V červnu 1978 představil J. Welles Wilder v časopise *Commodities* cenový oscilátor Relative strength Index (RSI). Jedná se o oscilátor s přesně vymezenými a standardizovanými pásmy oscilace. Wilder index založil na předpokladu, kdy překoupené úrovně se obvykle objevují poté, co trh neúměrně mnoho dní rostl a přeprodané úrovně obvykle následují po značném počtu klesajících dnů. (Kirkpatrick & Dahlquist, 2016)

Oscilátor RSI měří vnitřní relativní sílu jediného instrumentu ve vztahu k jeho vlastní cenové historii, nikoli k cenové historii trhu obecně. RSI je možné zapsat vzorcem:

$$RSI = 100 - \frac{100}{1 + \frac{U_n}{D_n}} \quad (61)$$

kde U_n je průměr kladných kurzových změn za stanovené období n a D_n je průměr záporných kurzových změn za stanovené období n . Wilderem doporučená časová perioda je 14 dní. Kratší období vykazuje větší kolísavost indikátoru. Hodnoty RSI kolísají od nejnižší hodnoty 0, kdy nejsou žádné dny růstu až po vysokou hodnotu 100.

Jestliže RSI vystoupí nad úroveň 50, tj. nad střed ohraničeného pásma, je základní trend cen rostoucí. Naopak, když je RSI pod úrovní 50, je klesající. Wilder (1978) považoval hodnotu RSI, který vystoupí nad úroveň 70 za indikátor s charakterem překoupeného trhu. Pokud spadne hodnota RSI pod úroveň 30 pohlížel na trh jako na přeprodaný trh. Pro úrovně překoupenosti a přeprodanosti lze také odvozovat hodnoty RSI 80/20 nebo 75/25.

K selhání swingu, jak jej nazval Wilder, dochází, když oscilátor RSI překročí překoupenou nebo přeprodanou úroveň, koriguje, otočí se zpět k překoupené nebo přeprodané úrovni, nedosáhne jí a pak se otočí zpět za korekci. (Kirkpatrick & Dahlquist, 2016)

7. Empirické výsledky a jejich interpretace

7.1 Testování hypotézy náhodné procházky

7.1.1 Výnosy

Základní popisná charakteristika změn devizového kurzu byla definována, jako rozdíl dvou bezprostředně následujících přirozených logaritmů denních uzavíracích hodnot časové řady odvozený ze vzorce (23), tj. $Výnos_t = \ln(close_t) - \ln(close_{t-1})$.

V příloze 1 grafy 1 až 37 zachycují vývoj sledovaných kurzů a jejich chování v případě logaritmické transformace za období 01/2001-12/2023. Je zjevné, že většina časových řad je nestacionárních a patrně obsahují stochastický trend. Druhý graf v příloze 1 zobrazuje logaritmický rozdíl časových řad.

Tabulka 1: Popisná statistika kurzových změn měnových párů⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	Počet pozorování ⁽⁴⁾	Průměrný výnos ⁽⁵⁾	Směrodatná odchylka ⁽⁶⁾	Míra šikmosti ⁽⁷⁾	Míra špičatosti ⁽⁸⁾	JB test (p-value) ⁽⁹⁾
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	1802	-0,000167	0,003658	0,064342	5,754422	0,000000*
	03.12.2007 - 30.06.2009	412	-0,000029	0,007981	0,012279	6,251691	0,000000*
	01.07.2009 - 28.02.2020	2783	-0,000007	0,003024	1,149233	24,49542	0,000000*
	02.03.2020 - 05.05.2022	569	-0,000063	0,004350	2,026189	21,50819	0,000000*
	06.05.2022 - 31.12.2023	432	0,000014	0,002900	0,496821	11,70424	0,000000*
	02.01.2001 - 31.12.2023	5998	-0,000060	0,003877	0,561322	16,75993	0,000000*
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	1802	-0,000411	0,006766	-0,039510	4,116450	0,000000*
	03.12.2007 - 30.06.2009	412	0,000069	0,013413	0,001464	4,303893	0,000000*
	01.07.2009 - 28.02.2020	2783	0,000081	0,006795	0,300766	6,133985	0,000000*
	02.03.2020 - 05.05.2022	569	0,000016	0,006727	0,297418	6,156979	0,000000*
	06.05.2022 - 31.12.2023	432	-0,000093	0,006657	-0,089818	3,857366	0,001002*
	02.01.2001 - 31.12.2023	5998	-0,000087	0,007417	0,125832	6,597509	0,000000*
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	1803	-0,000396	0,011042	0,132743	13,28392	0,000000*
	03.12.2007 - 30.06.2009	412	0,000420	0,017613	-0,118599	6,886846	0,000000*
	01.07.2009 - 28.02.2020	2783	0,000039	0,010415	0,464510	10,50436	0,000000*
	02.03.2020 - 05.05.2022	569	-0,000306	0,008366	0,410094	10,03378	0,000000*
	06.05.2022 - 31.12.2023	432	-0,000290	0,007867	0,104708	6,025666	0,000000*
	02.01.2001 - 31.12.2023	5999	-0,000122	0,010924	0,231627	11,81700	0,000000*

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$.
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ Descriptive statistics of exchange rate changes, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Number of observations, ⁽⁵⁾ Mean return, ⁽⁶⁾ Standard deviation, ⁽⁷⁾ Rate of skewness, ⁽⁸⁾ Rate of kurtosis, ⁽⁹⁾ Jarque-Bera test (p-value).

V Tabulce 1 je uvedena popisná statistika denních kurzových změn měnových párů jednotlivých období. Za předpokladu, že kurzy plně zahrnují informace a očekávání všech účastníků trhu, jsou jejich změny nepředvídatelné. Změny kurzů byly v pozorovaných

obdobích ovlivněny depreciačí základní měny v páru. U kurzu EUR/CZK se projevila depreciače eura vůči české koruně zápornými průměrnými změnami ve všech obdobích, vyjma období po pandemii COVID-19. Směnný kurz USD/CZK vykazoval depreciači amerického dolaru vůči české koruně, tedy záporné průměrné změny v období před finanční krizí, v období po pandemii COVID-19 a v souhrnném období. Kurz JPY/CZK potvrdil depreciači japonského jenu vůči české koruně a záporné průměrné změny v období před finanční krizí, v období pandemie COVID-19, v období po pandemii COVID-19 a v souhrnném období. Ve zbylých obdobích měnové páry projevovaly kladné průměrné změny. Směrodatná odchylka a rozptyl změn byly u všech třech měnových párů nejvyšší v období finanční krize, naopak nejnižší v období po pandemii COVID-19.

Míra šikmosti kurzu EUR/CZK má kladnou hodnotu ve všech obdobích. Nejvýraznější zešikmení je v období pandemie COVID-19. V případě USD/CZK sice převažují v odhadu šikmosti kladné hodnoty, ale v období před finanční krizí a po pandemii COVID-19 má záporné číslo. Míra šikmosti JPY/CZK má zápornou hodnotu jen v období finanční krize. Vzhledem k velmi malé hodnotě průměrných změn je skutečné rozdělení zešikmené tak, že záporné změny se objevují méně často než kladné změny. V žádném pozorovaném období není pravděpodobnostní rozdělení výnosů symetrické.

Normální rozdělení je symetrické, pokud se šikmost rovná nule a špičatost rovná číslu 3. Odhadnutá míra špičatosti (kurtóza) je ve všech případech větší než 3. Skutečné rozdělení logaritmu denních výnosů vykazuje vyšší míru špičatosti než normální rozdělení. Kladná špičatost značí, že hodnoty leží blízko její střední hodnoty a je špičatější než u normálního rozdělení. Míra špičatosti je nejvyšší u EUR/CZK v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19 a nejnižší je u USD/CZK v období po pandemii COVID-19.

V Příloze 2 histogram 1 až 18 zachycuje tvary pravděpodobnostních rozdělení logaritmických denních výnosů. Z histogramů je patrné zešikmení a špičatost rozdělení logaritmických výnosů. V některých případech byla zaznamenána výrazná míra špičatosti oproti normálnímu rozdělení. Z tabulky 1 sloupce JB test (Jarqueův-Beryho test normality) je zřejmé, že výnosy devizových kurzů nemají normální rozdělení. Výsledky vykazují ve srovnání s normálním rozdělením extrémní počet malých změn. V histogramu mají tlustší konce než za předpokladu normálního rozdělení. Vyšší četnost výskytu extrémních hodnot nebyla významná. Nulová hypotéza H_0 , kdy hodnoty vykazují normální rozdělení byla zamítnuta ve všech případech na hladině významnosti $\alpha = 0,01$.

7.1.2 Runs test

V runs testu nulovou hypotézu H_0 o náhodnosti cenových změn nelze zamítnout, jestliže je počet skutečných runů totožný nebo se významně neliší od očekávané hodnoty. Jakmile je počet skutečných runů výrazně vyšší nebo nižší než očekávaná hodnota, lze zamítnout nulovou hypotézu H_0 ve prospěch alternativní hypotézy H_1 . Pokud počet skutečných runů je významně nižší než očekávaná hodnota, pak trh na nově příchozí informaci reaguje přehnanou odezvou. V opačném případě, vyšší počet skutečných runů upozorňuje na opožděné reakce trhu nově příchozí informace.

Runs test přeměňuje skutečný počet runů do z -statistiky. Jestliže vypočtená hodnota z -stat leží v požadovaném konfidenčním intervalu, tzn. mezi kritickými body $-1,9599$ a $1,9599$, poté nelze zamítnout nulovou hypotézu H_0 o náhodnosti cenových změn v časové řadě na 5% hladině významnosti. Naopak, pokud hodnota z -stat neleží v tabelovaném intervalu spolehlivosti, lze zamítnout nulovou hypotézu H_0 o náhodnosti cenových změn v pozorované časové řadě. Méně striktnímu kritériu v podobě 1% hladiny významnosti odpovídá stanovený interval spolehlivosti od $-2,5758$ do $2,5758$.

Runs test byl proveden testovací metodou v MS Excel. Tabulka 2 zachycuje výsledky runs testu, kde N_1 určuje kladné cenové změny, tj. počet (+) symbolů, N_2 záporné cenové změny, tj. počet (-) symbolů, N označuje celkový počet pozorování, tj. ($N=N_1+N_2$), R stanovuje počet runů (přechodů) mezi kladnými a zápornými cenovými změnami, poslední údaje uvádí hodnoty testové statistiky z -stat, p -value a očekávané run. Doplnující značka (*) a (**) značí zamítnutí H_0 o náhodnosti cenových změn na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ a $\alpha = 0,05$. Pokud není zamítnuta H_0 na 5% hladině významnosti, nebude automaticky zamítnuta na žádné silnější hladině významnosti, tj. 1 %.

Z tabulky 2 je patrné, že z -stat ve většině období je nižší než horní hranice intervalu spolehlivosti. Runs test neodhalil v těchto období závislost v pohybu kurzových změn. Hypotézu náhodné procházky a efektivní chování trhu lze potvrdit u měnových párů USD/CZK a JPY/CZK ve všech pozorovaných období. Kurz EUR/CZK tuto tendenci projevuje pouze v období pandemie COVID-19 a v období po pandemii COVID-19. V ostatních období vykazuje EUR/CZK vyšší hodnotu z -stat než je horní hranice konfidenčního intervalu, jsou tedy statisticky významné. Tudíž s 99% (95%) pravděpodobností lze zamítnout nulovou hypotézu H_0 o náhodnosti cenových změn v časové řadě na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ ($\alpha = 0,05$).

Hypotéza náhodné procházky a existence slabé formy efektivnosti trhu byla prokázána u USD/CZK, JPY/CZK, a zčásti u EUR/CZK, tj. v období pandemie COVID-19 a po ní.

Tabulka 2: Runs test ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	N ₁	N ₂	N	R	Z-stat	p-value	Očekávané run ⁽⁴⁾
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	866	936	1802	981	3,792863*	0,000074	901
	03.12.2007 - 30.06.2009	206	206	412	231	2,367672**	0,008950	207
	01.07.2009 - 28.02.2020	1363	1420	2783	1518	4,782916*	0,000001	1392
	02.03.2020 - 05.05.2022	268	301	569	281	0,298333	0,382725	285
	06.05.2022 - 31.12.2023	215	217	432	205	1,155621	0,123918	217
	02.01.2001 - 31.12.2023	2926	3072	5998	3216	5,627717*	0,000000	2998
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	870	932	1802	937	1,701739	0,044402	901
	03.12.2007 - 30.06.2009	190	222	412	204	0,174416	0,430769	206
	01.07.2009 - 28.02.2020	1409	1374	2783	1414	0,823724	0,205048	1392
	02.03.2020 - 05.05.2022	285	284	569	276	0,797152	0,212681	285
	06.05.2022 - 31.12.2023	216	216	432	204	1,252379	0,105216	217
	02.01.2001 - 31.12.2023	2970	3028	5998	3035	0,911250	0,181082	3000
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	836	967	1803	927	1,385838	0,082898	898
	03.12.2007 - 30.06.2009	193	219	412	216	0,972694	0,165353	206
	01.07.2009 - 28.02.2020	1349	1434	2783	1401	0,371875	0,354993	1391
	02.03.2020 - 05.05.2022	270	299	569	278	0,568850	0,284729	285
	06.05.2022 - 31.12.2023	205	227	432	215	0,139069	0,444698	216
	02.01.2001 - 31.12.2023	2853	3146	5999	3041	1,233602	0,108676	2993

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, MS Excel

⁽¹⁾ Runs test, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Expected run.

Skutečný počet runů se ve většině případů výrazně liší od očekávané hodnoty runů. Pokud skutečný počet runů je vyšší (nižší) než očekávaný počet runů, a zároveň hodnota z-stat je statisticky nevýznamná, neboť se nachází v intervalu spolehlivosti, je velmi pravděpodobné, že takový proces nevznikl z něčeho, co následuje náhodnou procházku. Významně vyšší počet skutečných runů, než očekávaná hodnota je u EUR/CZK v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19 a v souhrnném období. V takovém případě je série kurzových změn kratší a rychleji oscilují kolem své průměrné hodnoty, než by se očekávalo. Hodnota p-value ověřuje pravděpodobnost hodnot, které vykazují náhodnost cenových změn v časové řadě a potvrzuje nebo vyvrací existenci slabé formy efektivnosti trhu.

7.1.3 Testy autokorelace

Základ testu tvoří testování hodnot autokorelačního koeficientu, které měří korelaci mezi aktuálním a zpožděným pozorováním stejné časové řady. Byl použit výnos vypočtený jako rozdíl dvou bezprostředně následujících přirozených logaritmů uzavíracích hodnot pozorované časové řady. Testy autokorelace testují buď jednotlivé koeficienty

separovaně, anebo více koeficientů zároveň. Testy jednotlivých autokorelačních koeficientů ověřují, zda jsou různé od nuly. Trh je označen za efektivní, pokud nelze zamítnout nulovou hypotézu H_0 o nulové hodnotě autokorelačního koeficientu při různých zpožděních na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ a $\alpha = 0,01$, tj. má nulovou hodnotu. Naopak časová řada nesplňuje podmínky efektivního trhu, jestliže autokorelační koeficient nemá nulovou hodnotu při různých zpoždění a lze zamítnout H_0 na zvolené hladině významnosti. Výsledné hodnoty testu autokorelace v tabulkách 3 až 5 byly testovány programem v EViews 12 SV. Tabulky uvádí hodnoty korelačních (AC) a parciálních (PAC) koeficientů pro prvních deset zpoždění. Znaménka (*) a (**) značí zamítnutí nulové hypotézy H_0 o nulové hodnotě autokorelačního koeficientu při různých zpožděních na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ nebo $\alpha = 0,05$.

Příloha 3 poskytuje korelogramy s hodnotami AC a PAC měnových párů v pozorovaných obdobích. Samotný korelogram zachycuje vývoj autokorelační funkce. Středová svislá linie představuje nulovou osu, kde kladné hodnoty pozorování se nachází vpravo od středové linie a záporné hodnoty leží na nalevo od středové linie. Z korelogramu je patrné, že koeficienty AC a PAC jsou velice nízké. To poukazuje na vysokou efektivitu trhu a nízkou závislost cenových změn. Příloha 4 podává ucelený souhrn výsledných hodnot.

Konfidenční interval pro vyhodnocení autokorelačních koeficientů byl stanoven podle počtu pozorování dílčích obdobích. Pokud leží autokorelační koeficient mimo interval spolehlivosti lze zamítnout nulovou hypotézu H_0 . Interval spolehlivosti kurzových změn měnových párů EUR/CZK, USD/CZK a JPY/CZK z pohledu jednotlivých období s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$ a $\alpha = 0,01$ (ve stejném pořadí) je vyhrazen hodnotami:

- od 02.01.2001 do 30.11.2007	$\frac{\pm 1,9599}{\sqrt{1802}} = \pm 0,0462$	$\frac{\pm 2,5758}{\sqrt{1802}} = \pm 0,0607$
- od 03.12.2007 do 30.06.2009	$\frac{\pm 1,9599}{\sqrt{412}} = \pm 0,0966$	$\frac{\pm 2,5758}{\sqrt{412}} = \pm 0,1269$
- od 01.07.2009 do 29.02.2020	$\frac{\pm 1,9599}{\sqrt{2783}} = \pm 0,0372$	$\frac{\pm 2,5758}{\sqrt{2783}} = \pm 0,0488$
- od 02.03.2020 do 05.05.2022	$\frac{\pm 1,9599}{\sqrt{569}} = \pm 0,0822$	$\frac{\pm 2,5758}{\sqrt{569}} = \pm 0,1080$
- od 06.05.2022 do 31.12.2023	$\frac{\pm 1,9599}{\sqrt{432}} = \pm 0,0943$	$\frac{\pm 2,5758}{\sqrt{432}} = \pm 0,1239$
- od 02.01.2001 do 31.12.2023	$\frac{\pm 1,9599}{\sqrt{5998}} = \pm 0,0253$	$\frac{\pm 2,5758}{\sqrt{5998}} = \pm 0,0333$

Kurz JPY/CZK v období před finanční krizí, a tudíž i v souhrnném období má počet o jedno pozorování vyšší. Změna hodnot v zaokrouhlení je tak nepatrná, že není důvod jej počítat a rozepisovat zvlášť. Pro daný kurz je možné použít již vypočtené hodnoty.

V ojedinělých případech může nastat situace, kdy se autokorelační koeficient při různých zpožděních pohybuje kolem nuly. Tento jev bývá typický pro korelogram časové řady procesu s čistě bílým šumem. Korelogram časové řady je pravděpodobně stacionární. Jakmile však autokorelační koeficient začíná velmi vysokou hodnotou blíží se jedné a postupně s prodlužujícím se zpožděním velice pozvolna klesá k nule, jedná se o korelogram nestacionární časové řady.

Tabulka 3 uvádí hodnoty AC a PAC kurzu EUR/CZK, které převážně přesáhly hranici intervalu spolehlivosti. Pouze období finanční krize ani jednou hranici nepřesáhlo, a tudíž nelze zamítnout H_0 o nulové hodnotě autokorelačního koeficientu při různých zpožděních na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ ani $\alpha = 0,01$. Současně v uvedeném období se autokorelační koeficient při zpoždění 8 pohybuje těsně kolem nuly. Je lze nazvat jako proces s čistě bílým šumem, kdy časová řada je stacionární. Podmínky efektivity trhu splňuje jediné období, a to finanční krize. Ostatní období mají závislou strukturu kurzových změn.

Tabulka 3: Test autokorelace EUR/CZK ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	AC	Zpoždění ⁽⁴⁾									
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	AC	-0,100*	-0,010	-0,004	-0,001	-0,008	-0,026	-0,024	0,031	-0,008	0,019
		PAC	-0,100*	-0,021	-0,007	-0,002	-0,009	-0,028	-0,030	0,025	-0,003	0,019
	03.12.2007 - 30.06.2009	AC	-0,067	-0,011	-0,026	0,039	-0,053	-0,006	0,013	-0,000	-0,067	-0,001
		PAC	-0,067	-0,015	-0,028	0,035	-0,049	-0,013	0,013	-0,003	-0,064	-0,011
	01.07.2009 - 28.02.2020	AC	-0,055*	0,014	-0,044**	-0,012	-0,015	-0,003	-0,020	0,010	0,002	-0,053*
		PAC	-0,055*	0,011	-0,043**	-0,017	-0,016	-0,006	-0,022	0,006	0,002	-0,056*
	02.03.2020 - 05.05.2022	AC	-0,032	0,141*	0,131*	-0,021	0,070	-0,070	-0,028	-0,132*	0,042	-0,079
		PAC	-0,032	0,140*	0,142*	-0,032	0,030	-0,080	-0,044	-0,135*	0,068	-0,035
	06.05.2022 - 31.12.2023	AC	-0,041	-0,049	0,084	-0,104**	-0,014	-0,138*	-0,031	0,036	-0,059	-0,009
		PAC	-0,041	-0,050	0,080	-0,101**	-0,014	-0,159*	-0,027	0,009	-0,042	-0,038
	02.01.2001 - 31.12.2023	AC	-0,067*	0,013	-0,003	0,003	-0,014	-0,023	-0,010	-0,002	-0,015	-0,023
		PAC	-0,067*	0,008	-0,002	0,003	-0,013	-0,025	-0,013	-0,003	-0,015	-0,025

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ Autocorrelation test EUR/CZK, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Lags.

V tabulce 4 hodnoty AC a PAC kurzu USD/CZK překročily hranici intervalu spolehlivosti všechna období při různých zpožděních. Neexistuje časová řada, ve které nelze zamítnout nulovou hypotézu H_0 . V souhrnném období při zpoždění 5 se autokorelační koeficient pohybuje těsně kolem nuly, což je projev procesu s čistě bílým šumem. Všechna období mají závislou strukturu cenových změn. Podmínky efektivity trhu nejsou splněny v žádném období.

Tabulka 4: Test autokorelace USD/CZK ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	AC	Zpoždění ⁽⁴⁾									
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	AC	-0,053**	0,018	-0,023	0,008	0,023	-0,016	0,016	0,018	-0,019	0,016
		PAC	-0,053**	0,015	-0,021	0,005	0,024	-0,015	0,014	0,021	-0,019	0,014
	03.12.2007 - 30.06.2009	AC	-0,011	-0,007	-0,030	0,042	-0,054	-0,046	0,029	0,133*	-0,084	-0,048
		PAC	-0,011	-0,007	-0,030	0,041	-0,053	-0,047	0,030	0,129*	-0,081	-0,047
	01.07.2009 - 28.02.2020	AC	-0,023	0,016	-0,055*	0,001	0,022	0,008	0,008	0,011	-0,030	-0,003
		PAC	-0,023	0,015	-0,054*	-0,001	0,024	0,006	0,008	0,014	-0,029	-0,004
	02.03.2020 - 05.05.2022	AC	0,144*	0,130*	0,091**	0,003	-0,021	-0,111*	-0,116*	-0,071	0,014	-0,042
		PAC	0,144*	0,112*	0,060	-0,032	-0,036	-0,110*	-0,085**	-0,020	0,068	-0,027
	06.05.2022 - 31.12.2023	AC	0,033	-0,109**	0,007	0,050	-0,021	-0,126*	-0,047	0,088	0,016	-0,051
		PAC	0,033	-0,111**	0,015	0,037	-0,023	-0,117**	-0,045	0,067	0,005	-0,028
	02.01.2001 - 31.12.2023	AC	-0,011	0,014	-0,025	0,017	-0,001	-0,026**	0,003	0,039*	-0,031**	-0,014
		PAC	-0,011	0,014	-0,025	0,016	-0,000	-0,027**	0,004	0,040*	-0,032**	-0,014

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ Autocorrelation test USD/CZK, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Lags.

V tabulce 5 se hodnoty AC a PAC kurzu JPY/CZK objevují v intervalu spolehlivosti pouze v období po pandemii COVID-19. V uvedeném období nelze zamítnout nulovou hypotézu H_0 o nulové hodnotě autokorelačního koeficientu při různých zpožděních na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ ani $\alpha = 0,01$. Podmínky efektivnosti trhu splňuje pouze období po pandemii COVID-19. Ostatní období mají závislou strukturu kurzových změn. Měnový pár JPY/CZK má zároveň nejvíce autokorekci.

Tabulka 5: Test autokorelace JPY/CZK ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	AC	Zpoždění ⁽⁴⁾									
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	AC	-0,334*	0,031	-0,032	0,012	-0,013	-0,002	0,017	-0,002	-0,032	0,016
		PAC	-0,334*	-0,090*	-0,058**	-0,018	-0,019	-0,016	0,011	0,008	-0,033	-0,006
	03.12.2007 - 30.06.2009	AC	-0,097**	-0,070	0,065	0,029	-0,051	-0,122**	0,053	0,106**	-0,049	-0,056
		PAC	-0,097**	-0,081	0,050	0,036	-0,037	-0,132*	0,018	0,105**	-0,005	-0,054
	01.07.2009 - 28.02.2020	AC	-0,210*	-0,015	-0,029	0,025	-0,020	0,007	0,004	-0,012	-0,010	-0,020
		PAC	-0,210*	-0,062*	-0,047**	0,008	-0,016	-0,001	0,005	-0,011	-0,015	-0,028
	02.03.2020 - 05.05.2022	AC	-0,211*	0,193*	-0,055	0,112*	-0,009	-0,105**	0,034	-0,066	0,013	-0,096**
		PAC	-0,211*	0,156*	0,013	0,080	0,034	-0,141*	-0,013	-0,032	-0,013	-0,060
	06.05.2022 - 31.12.2023	AC	-0,064	0,006	-0,052	-0,042	-0,004	-0,034	-0,031	-0,003	-0,023	0,050
		PAC	-0,064	0,002	-0,052	-0,049	-0,010	-0,037	-0,041	-0,010	-0,029	0,039
	02.01.2001 - 31.12.2023	AC	-0,222*	0,003	-0,016	0,025	-0,022	-0,026**	0,016	0,013	-0,025	-0,014
		PAC	-0,222*	-0,049*	-0,028**	0,016	-0,014	-0,035*	0,003	0,016	-0,019	-0,023

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ Autocorrelation test JPY/CZK, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Lags.

Hodnoty AC a PAC pro příslušné zpoždění nabývají záporných i kladných hodnot, a tím vykazují jak negativní, tak pozitivní závislost. Většina autokorelačních koeficientů, které zamítají nulovou hypotézu H_0 má zápornou hodnotu. Výnosy devizových kurzů závisí na předcházející cenové změně a má opačný směr. Jedná se o autokorelace, jejichž růst je střídán poklesem. Efekt je vysvětlován buď asynchronním obchodováním nebo ask-bid bounce²⁹ efektem. Kladné hodnoty se objevují jen náhodně, což by mohlo být zapříčiněno časovým posunem mezi obchodními hodinami burzovních center a očekáváním všech investorů v odlišných zemích světa. Další příčinou mohou být zásahy centrální banky.

Další možností, jak ověřit v časové řadě existenci autokorelace je Ljung-Boxův test (LB). Tento test dovoluje testovat spojenou nulovou hypotézu H_0 o nulových hodnotách autokorelačních koeficientů pro různý počet zpoždění. Pomocí testu se dá testovat jen lineární závislost ne však nelineární, proto lze ověřit pouze hypotézu náhodné procházky RW3.

V příloze 3 v korelogramu 1 až 18 je možné nalézt souhrnné výsledky Ljung-Boxova testu devizových kurzů pozorovaných období. Sloupec Q-stat udává výsledky LB testu a sloupec Prob určuje p-hodnotu pro posouzení H_0 LB testu. Výsledné hodnoty testu do zpoždění 8 poskytuje tabulka 6, souhrnné výsledky do zpoždění 10 pak příloha 5.

Podle Ljung-Boxova testu nesplnily podmínky efektivity časové řady všechna období označena znaménkem (*) případně (**), u nichž lze zamítnout nulovou hypotézu H_0 o nulových hodnotách autokorelačních koeficientů pro různá zpoždění na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ anebo $\alpha = 0,05$. Současně s tím, byla prokázána lineární závislost kurzových změn pro většinu analyzovaných zpoždění.

S vyššími hodnotami Q-stat roste i pravděpodobnost přítomnosti autokorelace. Výjimku proto tvoří měnový pár EUR/CZK spolu s USD/CZK v období finanční krize a JPY/CZK v období po pandemii COVID-19. Ljung-Box test prokázal, že v těchto obdobích s 99% eventuelně 95% spolehlivostí nelze zamítnout nulovou hypotézu H_0 pro všechna zpoždění. Existence autokorelace v nich nebyla potvrzena, a proto devizové kurzy v pozorovaných obdobích lze označit za efektivní. Efektivita trhu je u všech měnových párů obdobná, přesto test vyhodnotil jako nejefektivnější trh kurzu USD/CZK.

²⁹ Asynchronní obchodování je hlavně na méně likvidním trhu, kde v určitých intervalech probíhá jen hromadění obchodních příkazů, které střídá období, kdy se několik z nahromaděných příkazů realizují. Nulová změna je střídána kladnou změnou. Když v další periodě nedojde k realizaci obchodních příkazů, následuje zas nulová změna. Postup párování obchodních příkazů má za následek negativní korelaci. Vysvětluje též vysoký počet runs na devizovém trhu. Ask-bid bounce je efekt, když při střídavém umístování tržních pokynů na nákup a prodej měny, fluktuuje tržní cena mezi poptávanou a nabízenou cenou.

Tabulka 6: Ljung-Box test, hodnoty Q-stat⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada ⁽³⁾ (interval)	Zpoždění ⁽⁴⁾							
		1	2	3	4	5	6	7	8
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	18,126*	18,323*	18,352*	18,352*	18,474*	19,675*	20,701*	22,433*
	03.12.2007 - 30.06.2009	1,8697	1,9173	2,2059	2,8357	4,0082	4,0240	4,0991	4,0992
	01.07.2009 - 28.02.2020	8,4234*	8,9626**	14,434*	14,839*	15,459*	15,487**	16,645**	16,905**
	02.03.2020 - 05.05.2022	0,5911	12,029*	21,861*	22,126*	24,969*	27,806*	28,274*	38,402*
	06.05.2022 - 31.12.2023	0,7262	1,7532	4,8096	9,553**	9,6400	18,054*	18,485*	19,056**
	02.01.2001 - 31.12.2023	26,828*	27,800*	27,855*	27,910*	29,014*	32,303*	32,889*	32,903*
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	5,0685**	5,6641	6,5933	6,7015	7,6446	8,1218	8,5632	9,1736
	03.12.2007 - 30.06.2009	0,0501	0,0706	0,4458	1,1827	2,3864	3,2585	3,6007	11,043
	01.07.2009 - 28.02.2020	1,4978	2,1926	10,53**	10,535**	11,888**	12,069	12,252	12,585
	02.03.2020 - 05.05.2022	11,936*	21,630*	26,385*	26,389*	26,647*	33,729*	41,481*	44,435*
	06.05.2022 - 31.12.2023	0,4634	5,6911	5,7119	6,7974	6,9989	14,011**	14,973**	18,425**
	02.01.2001 - 31.12.2023	0,671	1,8057	5,6861	7,3803	7,3883	11,366	11,438	20,749*
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	201,08*	202,84*	204,72*	204,96*	205,28*	205,29*	205,82*	205,82*
	03.12.2007 - 30.06.2009	3,9341**	5,9936**	7,7522	8,1102	9,2171	15,434**	16,634**	21,349*
	01.07.2009 - 28.02.2020	123,05*	123,66*	125,96*	127,76*	128,91*	129,04*	129,09*	129,48*
	02.03.2020 - 05.05.2022	25,374*	46,767*	48,526*	55,790*	55,832*	62,175*	62,841*	65,328*
	06.05.2022 - 31.12.2023	1,8062	1,8246	3,0202	3,7852	3,7922	4,2895	4,7017	4,7046
	02.01.2001 - 31.12.2023	296,52*	296,56*	298,07*	301,89*	304,90*	308,80*	310,43*	311,45*

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ Results of the Ljung-Box test, Q-stat values, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Lags.

V tabulce 7 je souhrn Ljung-Boxova testu při zpoždění $m = 10$. Nulovou hypotézu H_0 o nulových hodnotách autokorelačního koeficientu při různých zpožděních nelze zamítnout u kurzů EUR/CZK v období finanční krize, USD/CZK v období před finanční krizí, v období finanční krize, v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19 a JPY/CZK v období po pandemii COVID-19 na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nebo $\alpha = 0,01$.

Tabulka 7: Ljung-Boxův test při zpoždění 10 ($m = 10$)⁽¹⁾

Denní časová řada (interval) ⁽²⁾	EUR/CZK	USD/CZK	JPY/CZK
02.01.2001 - 30.11.2007	Q stat 23,205**	Q stat 10,315	Q stat 208,12*
	p-value 0,010	p-value 0,413	p-value 0,000
03.12.2007 - 30.06.2009	Q stat 5,9855	Q stat 14,976	Q stat 23,714*
	p-value 0,816	p-value 0,133	p-value 0,008
01.07.2009 - 28.02.2020	Q stat 24,820*	Q stat 15,107	Q stat 130,92*
	p-value 0,006	p-value 0,128	p-value 0,000
02.03.2020 - 05.05.2022	Q stat 43,021*	Q stat 45,583*	Q stat 70,783*
	p-value 0,000	p-value 0,000	p-value 0,000
06.05.2022 - 31.12.2023	Q stat 20,649**	Q stat 19,677**	Q stat 6,0278
	p-value 0,024	p-value 0,032	p-value 0,813
02.01.2001 - 31.12.2023	Q stat 37,493*	Q stat 27,802*	Q stat 316,25*
	p-value 0,000	p-value 0,002	p-value 0,000

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ Ljung-Box lag test 10 ($m = 10$), ⁽²⁾ Daily time series (interval).

V uvedených obdobích lze označit měnové páry za efektivní, neboť přítomnost autokorelace nebyla prokázána. V ostatních obdobích časová řada obsahuje alespoň jednu významnou autokorelaci, proto trh není efektivní a má závislou strukturu kurzových změn.

7.1.4 Test poměru rozptylu

Test rozptylu dovoluje testování jak lineární, tak i nelineární formy závislosti v časové řadě. Test umožňuje testovat nejen striktněji vymezenou náhodnou procházku typu RW1 (IID), která v sobě zahrnuje podmínku konstantního rozptylu, tj. homoskedasticitu, ale zároveň i nelineární formu typu RW2 a RW3, které tuto podmínku neobsahují.

Souhrnné hodnoty statistiky testu poměru rozptylu z programu EViews 12 SV předkládá tabulka 8, tabulka 9 a příloha 6 obrázek 1 až 36. Tvar $VR(q)$ udává hodnotu poměru rozptylu pro různou délku období q (2; 4; 8; 16). V ideálním případě se hodnota blíží jedné. Test rozptylu přeměňuje hodnoty $VR(q)$ do hodnot $z(q)$, přičemž sleduje normální rozdělení. Hodnota $z(q)$ se dále porovnává s intervaly spolehlivosti a přiřadí se k jednotlivým hodnotám p -value na základě, kterých lze zamítnout H_0 o konání náhodné procházce.

Pokud vypočtená hodnota z -stat leží v požadovaném konfidenčním intervalu $-1,9599$ až $1,9599$ na 5% hladině významnosti nebo v intervalu od $-2,5758$ do $2,5758$ na 1% hladině významnosti, poté nelze zamítnout nulovou hypotézu H_0 o konání náhodné procházce. Naopak, jestliže hodnota z -stat neleží v tabelovaném intervalu spolehlivosti, lze zamítnout nulovou hypotézu H_0 o konání náhodné procházce sledované časové řady v příslušné hladině významnosti, tj. $\alpha = 0,05$ nebo $\alpha = 0,01$.

Devizový trh lze označit za efektivní v případě, pokud hodnota poměru cenových změn $VR(q)$ se blíží jedné a cenové změny by byly navzájem na sobě nezávislé pro difference (2; 4; 8; 16). Efektivní trh lze nalézt u EUR/CZK v období finanční krize, v období pandemie COVID-19 pro RW2, RW3, v období po pandemii COVID-19 pro RW2, RW3, u USD/CZK v období finanční krize, v období po finanční krizi a před pandemii COVID-19, v období po pandemii COVID-19, v souhrnném období, u JPY/CZK v období finanční krize pro RW2, RW3, v období po pandemii COVID-19 (tzn. $VR(q)$ blíží se těsně k 1, p -value dále od 0). Naopak náhodnost cenových změn a efektivitu trhy lze vyloučit u EUR/CZK v období před finanční krizí, v období po finanční krizi a před pandemii COVID-19, v souhrnném období pro RW1, a to v případě nepřihlednutí k předpokladu nezávislosti identického rozdělení, u JPY/CZK v období před finanční krizí, v období po finanční krizi a před pandemii COVID-19, anebo v souhrnném období.

V obdobích se znaménkem (*) nebo (**) lze zamítnout nulovou hypotézu H_0 o konání náhodné procházce pro různé diference (2; 4; 8; 16) náhodné procházky typu RW1, RW2 a RW3 na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ případně $\alpha = 0,05$ (ve stejném pořadí).

Tabulka 8: Test poměru rozptylu EUR/CZK a USD/CZK ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	Poměr rozptylů (VR) ⁽⁴⁾	k-tá diference ⁽⁵⁾							
			RW1 (IID) ⁽⁶⁾				RW2, RW3 ⁽⁶⁾			
			2	4	8	16	2	4	8	16
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	VR(q)	0,8979	0,8326	0,7669	0,7153	0,8979	0,8326	0,7669	0,7153
		z-stat (q)	-4,332*	-3,799*	-3,345*	-2,746*	-3,544*	-3,048*	-2,698*	-2,272**
		p-value	0,0000	0,0001	0,0008	0,0060	0,0004	0,0023	0,0070	0,0231
	03.12.2007 - 30.06.2009	VR(q)	0,9329	0,8752	0,8307	0,6959	0,9329	0,8752	0,8307	0,6959
		z-stat (q)	-1,362	-1,354	-1,161	-1,402	-0,869	-0,905	-0,800	-1,014
		p-value	0,1731	0,1757	0,2454	0,1608	0,3846	0,3655	0,4240	0,3108
	01.07.2009 - 28.02.2020	VR(q)	0,9422	0,9070	0,8332	0,7399	0,9422	0,9070	0,8332	0,7399
		z-stat (q)	-3,047*	-2,623*	-2,975*	-3,118*	-2,070**	-1,812	-2,083**	-2,214**
		p-value	0,0023	0,0087	0,0029	0,0018	0,0384	0,0699	0,0373	0,0268
	02.03.2020 - 05.05.2022	VR(q)	0,9676	1,1568	1,3066	1,0523	0,9676	1,1568	1,3066	1,0523
		z-stat (q)	-0,772	1,999**	2,472**	0,283	-0,521	0,953	1,166	0,147
		p-value	0,4400	0,0456	0,0134	0,7769	0,6023	0,3407	0,2435	0,8833
06.05.2022 - 31.12.2023	VR(q)	0,9135	0,8651	0,6808	0,5034	0,9135	0,8651	0,6808	0,5034	
	z-stat (q)	-1,798	-1,499	-2,243**	-2,345**	-0,938	-0,871	-1,347	-1,604	
	p-value	0,0722	0,1340	0,0249	0,0190	0,3482	0,3837	0,1781	0,1088	
02.01.2001 - 31.12.2023	VR(q)	0,9326	0,9104	0,8759	0,7966	0,9326	0,9104	0,8759	0,7966	
	z-stat (q)	-5,216*	-3,710*	-3,249*	-3,580*	-2,558**	-1,808	-1,615	-1,871	
	p-value	0,0000	0,0002	0,0012	0,0003	0,0105	0,0706	0,1064	0,0613	
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	VR(q)	0,9451	0,9254	0,9247	0,940	0,9451	0,9254	0,9247	0,940
		z-stat (q)	-2,330**	-1,692	-1,081	-0,578	-2,081**	-1,531	-0,994	-0,538
		p-value	0,0198	0,0906	0,2797	0,5629	0,0375	0,1258	0,3205	0,5903
	03.12.2007 - 30.06.2009	VR(q)	0,9889	0,9613	0,9168	0,9371	0,9889	0,9613	0,9168	0,9371
		z-stat (q)	-0,225	-0,420	-0,571	-0,290	-0,165	-0,320	-0,440	-0,226
		p-value	0,822	0,6746	0,568	0,7717	0,8692	0,7486	0,6597	0,821
	01.07.2009 - 28.02.2020	VR(q)	0,9757	0,9528	0,9378	0,9388	0,9757	0,9528	0,9378	0,9388
		z-stat (q)	-1,282	-1,330	-1,110	-0,733	-1,040	-1,073	-0,895	-0,593
		p-value	0,1999	0,1835	0,2671	0,4635	0,2984	0,2832	0,3708	0,5534
	02.03.2020 - 05.05.2022	VR(q)	1,1422	1,3855	1,4478	1,2175	1,1422	1,3855	1,4478	1,2175
		z-stat (q)	3,393*	4,916*	3,611*	1,179	2,542**	3,265*	2,372**	0,803
		p-value	0,0007	0,0000	0,0003	0,2385	0,011	0,0011	0,0177	0,422
06.05.2022 - 31.12.2023	VR(q)	1,0248	0,9295	0,8334	0,7677	1,0248	0,9295	0,8334	0,7677	
	z-stat (q)	0,516	-0,783	-1,170	-1,097	0,493	-0,765	-1,126	-1,052	
	p-value	0,6055	0,4336	0,2419	0,2727	0,6223	0,4445	0,2601	0,2928	
02.01.2001 - 31.12.2023	VR(q)	0,989	0,9847	0,9736	0,9786	0,989	0,9847	0,9736	0,9786	
	z-stat (q)	-0,853	-0,635	-0,691	-0,377	-0,563	-0,427	-0,468	-0,258	
	p-value	0,3938	0,5253	0,4897	0,7061	0,5736	0,6694	0,6401	0,7965	

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ Variance ratio test EUR/CZK, USD/CZK, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Variance ratio (VR), ⁽⁵⁾ k-th difference, ⁽⁶⁾ Random walk RW1, RW2, RW3.

Tabulka 9: Test poměru rozptylu JPY/CZK ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	Poměr rozptylů (VR) ⁽⁴⁾	k-tá diference ⁽⁵⁾							
			RW1 (IID) ⁽⁶⁾				RW2, RW3 ⁽⁶⁾			
			2	4	8	16	2	4	8	16
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	VR(q)	0,6655	0,5125	0,4222	0,3549	0,6655	0,5125	0,4222	0,3549
		z-stat (q)	-14,203*	-11,065*	-8,294*	-6,223*	-5,728*	-5,118*	-4,428*	-3,747*
		p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002
	03.12.2007 - 30.06.2009	VR(q)	0,9026	0,8153	0,7456	0,7605	0,9026	0,8153	0,7456	0,7605
		z-stat (q)	-1,977**	-2,004**	-1,746	-1,104	-1,294	-1,342	-1,171	-0,753
		p-value	0,0480	0,0451	0,0809	0,2694	0,1955	0,1795	0,2415	0,4515
	01.07.2009 - 28.02.2020	VR(q)	0,7889	0,6547	0,5856	0,5370	0,7889	0,6547	0,5856	0,5370
		z-stat (q)	-11,137*	-9,736*	-7,391*	-5,549*	-5,384*	-5,286*	-4,520*	-3,788*
		p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002
	02.03.2020 - 05.05.2022	VR(q)	0,7883	0,8479	0,9109	0,7864	0,7883	0,8479	0,9109	0,7864
		z-stat (q)	-5,050*	-1,940	-0,719	-1,157	-2,315**	-0,914	-0,362	-0,669
		p-value	0,0000	0,0524	0,4723	0,2472	0,0206	0,3607	0,7176	0,5037
	06.05.2022 - 31.12.2023	VR(q)	0,9319	0,8769	0,7338	0,5853	0,9319	0,8769	0,7338	0,5853
		z-stat (q)	-1,415	-1,368	-1,870	-1,958	-1,071	-1,117	-1,643	-1,830
		p-value	0,1572	0,1714	0,0615	0,0502	0,2841	0,2642	0,1004	0,0673
	02.01.2001 - 31.12.2023	VR(q)	0,7775	0,6609	0,5940	0,5534	0,7775	0,6609	0,5940	0,5534
		z-stat (q)	-17,234*	-14,040*	-10,632*	-7,858*	-7,832*	-7,038*	-5,841*	-4,686*
		p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ Variance ratio test JPY/CZK, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Variance ratio (VR), ⁽⁵⁾ k-th difference, ⁽⁶⁾ Random walk RW1, RW2, RW3.

Tabulka 10: Chow-Denning test ⁽¹⁾

Denní časová řada ⁽²⁾ (interval)	Chow-Denning test	EUR/CZK		USD/CZK		JPY/CZK	
		RW1 (IID) ⁽³⁾	RW2 RW3 ⁽³⁾	RW1 (IID) ⁽³⁾	RW2 RW3 ⁽³⁾	RW1 (IID) ⁽³⁾	RW2 RW3 ⁽³⁾
02.01.2001 - 30.11.2007	Max z (perioda)	4,332259 (2)	3,544345 (2)	2,330485 (2)	2,080793 (2)	14,20339 (2)	5,727923 (2)
	p-value	0,0001*	0,0016*	0,0768**	0,1416**	0,0000*	0,0000*
03.12.2007 - 30.06.2009	Max z (perioda)	1,402358 (16)	1,013607 (16)	0,571002 (8)	0,440388 (8)	2,003625 (4)	1,342287 (4)
	p-value	0,5040	0,7743	0,9652	0,9866	0,1686**	0,5468
01.07.2009 - 28.02.2020	Max z (perioda)	3,117812 (16)	2,214470 (16)	1,330185 (4)	1,073052 (4)	11,13728 (2)	5,384245 (2)
	p-value	0,0073*	0,1030**	0,5555	0,7361	0,0000*	0,0000*
02.03.2020 - 05.05.2022	Max z (perioda)	2,472119 (8)	1,166242 (8)	4,915863 (4)	3,264584 (4)	5,050198 (2)	2,315445 (2)
	p-value	0,0527**	0,6725	0,0000*	0,0044*	0,0000*	0,0798**
06.05.2022 - 31.12.2023	Max z (perioda)	2,344990 (16)	1,603541 (16)	1,170316 (8)	1,126243 (8)	1,958159 (16)	1,829582 (16)
	p-value	0,0740**	0,3692	0,6697	0,7002	0,1862	0,2433
02.01.2001 - 31.12.2023	Max z (perioda)	5,216424 (2)	2,558236 (2)	0,852661 (2)	0,562751 (2)	17,23401 (2)	7,832083 (2)
	p-value	0,0000*	0,0414**	0,8650	0,9669	0,0000*	0,0000*

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ Chow-Denning test, ⁽²⁾ Daily time series, ⁽³⁾ Random walk RW1, RW2, RW3.

Individuální test poměru rozptylu testuje nulovou hypotézu pro jednotlivě vybrané periody (k -té difference). Modifikovaný Chow-Denning (1993) spojený test byl založen na testovací statistice vícenásobného testu poměru rozptylů nulové hypotézy H_0 pro všechny periody. Výsledky Chow-Denning testu testované v programu EViews 12 SV podává tabulka 10, podrobněji příloha 6 obrázek 1 až 36. Maximální absolutní hodnota $Max/z/$ vícenásobného Chow-Denning testu se vztahuje k periodě (k -té diferenci) individuálního testu poměru rozptylů. Hodnota probability, tj. p -value je hodnota studentova t -testu, tzv. rozdělení studentizovaného maximálního modelu (SMM) s počtem stupně volnosti. Výsledky Chow-Denningova testu v podstatě kopírují výsledné hodnoty testu poměru rozptylů, které potvrzují výsledky předchozích testů, tj. testu autokorelace a runs testu.

7.1.5 Testy jednotkového kořene a stacionarity

Test jednotkového kořene patří do kategorie testů, které ověřují lineární závislost cenových změn v časové řadě. V programu EViews 12 SV byla nejprve zvolena regresní funkce Augmented Dickey-Fullerova testu (ADF) na základě výpočtu Schwarzova kritéria (SIC), kdy byla vybrána automatická maximální délka zpoždění. Poté byly výsledky porovnány s výpočty ADF v MS Excelu. Když byla prokázána shoda, byl potvrzen maximální počet zpoždění. Výsledky testu byly porovnány s kritickou hodnotou na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ a $\alpha = 0,01$, které jsou součástí testu ADF. Nulová hypotéza H_0 o existenci jednotkového kořene a nestacionaritě lze zamítnout, pokud je kritická hodnota překročena. Vhodnost zvolené regresní funkce byla následně potvrzena hodnotou Durbin-Watsonova testu (DW test), která v ideálním tvaru blíží se 2 nasvědčuje o náhodnosti reziduí. Jednotlivé ADF testy poskytuje příloha 7.

Tabulka 11 podává výsledné hodnoty testové statistiky t -stat a hodnoty p -value dvou modelů ADF testu, tj. model s konstantou bez trendu $\beta_2 t$ a model obsahující konstantu s trendem $\beta_2 t$. V příloze 8 jsou shrnuty hodnoty ADF testu navíc pro model konstanta bez driftu a bez trendu, a také pro model rozšířený o 2 zpoždění s trendem.

Z výsledků je zřejmé, že nulovou hypotézu H_0 o existenci jednotkového kořene, tj. $\delta = 0$, případně $|\rho|=1$, lze zamítnout u EUR/CZK v modelu konstanta s trendem v období pandemie COVID-19 na hladině významnosti $\alpha = 0,01$, u USD/CZK v modelu konstanta bez trendu v souhrnném období na hladině významnosti $\alpha = 0,05$, u JPY/CZK v modelu konstanta s trendem v období pandemie COVID-19 na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ a současně v období po pandemii COVID-19 na hladině významnosti $\alpha = 0,05$.

V příloze 8 je možné pozorovat čistě náhodnou procházku v modelu konstanta bez driftu a bez trendu, kdy u EUR/CZK, USD/CZK a JPY/CZK v období před finanční krizí lze zamítnout H_0 na 5% hladině významnosti.

V období, kdy lze zamítnout H_0 neexistuje pro časovou řadu jednotkový kořen, tudíž se jedná o stacionární časovou řadu. S velkou pravděpodobností pohyby kurzových změn jsou dočasné, nejsou nahodilé a lze je předvídat. V takovém případě devizový trh není efektivní. V ostatních případech, kdy nelze zamítnout H_0 na žádných zvolených hladinách významnosti, existuje pro časovou řadu jednotkový kořen a řada je nestacionární. Změny kurzů jsou trvalé, nahodilé a nepředvídatelné. Trh lze označit za efektivní devizový trh.

Tabulka 11: Test jednotkového kořene (ADF) ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada interval ⁽³⁾	Konstanta s driftem a bez trendu ⁽⁴⁾				Konstanta drift + trend ⁽⁵⁾			
		t-stat	p-value	max délka zpoždění ⁽⁶⁾	DW test ⁽⁷⁾	t-stat	p-value	max délka zpoždění	DW test
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	-1,09442	0,7201	24	2,00435	-2,24298	0,4647	24	2,00384
	03.12.2007 - 30.06.2009	-1,70193	0,4296	17	2,12612	-2,10831	0,5391	17	2,12252
	01.07.2009 - 28.02.2020	-1,92355	0,3216	27	1,99511	-1,92072	0,6433	27	1,99514
	02.03.2020 - 05.05.2022	-1,26450	0,6474	18	2,07045	-4,98571*	0,0002*	18	2,04637
	06.05.2022 - 31.12.2023	-1,98874	0,2919	17	2,09650	-1,52940	0,8182	17	2,10802
	02.01.2001 - 31.12.2023	-2,81950	0,0556	33	1,99924	-2,87498	0,1708	33	1,99918
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	-0,71911	0,8400	24	2,07314	-2,27078	0,4493	24	2,06774
	03.12.2007 - 30.06.2009	-1,26936	0,6449	17	2,04101	-1,71354	0,7438	17	2,03456
	01.07.2009 - 28.02.2020	-1,65102	0,4562	27	2,04022	-2,16193	0,5102	27	2,03821
	02.03.2020 - 05.05.2022	-1,58142	0,4915	18	1,68491	-1,43876	0,8487	18	1,68362
	06.05.2022 - 31.12.2023	-1,53162	0,5168	17	1,92370	-1,76710	0,7191	17	1,91876
	02.01.2001 - 31.12.2023	-2,92168**	0,0429**	33	2,02148	-2,43360	0,3619	33	2,02185
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	-1,09306	0,7206	24	1,99875	-3,03770	0,1222	24	1,99775
	03.12.2007 - 30.06.2009	-1,23720	0,6594	17	2,18443	-1,63380	0,7781	17	2,17574
	01.07.2009 - 28.02.2020	-2,71580	0,0714	27	2,00377	-2,86024	0,1759	27	2,00373
	02.03.2020 - 05.05.2022	-0,88833	0,7918	18	2,00547	-3,99670*	0,0093*	18	2,01381
	06.05.2022 - 31.12.2023	-1,91689	0,3244	17	2,11602	-3,42401**	0,0495**	17	2,05723
	02.01.2001 - 31.12.2023	-2,85264	0,0512	33	1,99716	-2,95002	0,1468	33	1,99715

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ Unit root test, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Constant with drift and without trend, ⁽⁵⁾ Constant drift + trend, ⁽⁶⁾ Maxlag lenght, ⁽⁷⁾ Durbin-Watson test.

Pro Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS) byla použita metoda spektrálního odhadu výchozího Berettova jádra, šířka pásma byla zvolena automatickým výběrem Newey-West Bandwidth. Výsledky testu byly porovnány s kritickou hodnotou na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ a $\alpha = 0,01$. Nulová hypotéza H_0 o stacionaritě lze zamítnout, pokud je překročena kritická hodnota. Asymptotická kritická hodnota u konstanty bez trendu pro

1% hladinu významnosti byla stanovena na 0,739 a pro 5% na 0,436 a zároveň u konstanty s trendem pro 1% na 0,216 pro 5% na 0,146. Jednotlivé KPSS testy měnových párů jsou uvedeny v příloze 9.

V tabulce 12 je možné porovnat výsledky hodnot testové statistiky *LM-stat* dvou modelů KPSS testu, tedy model s konstantou bez trendu a model obsahující konstantu s trendem. Z výsledků je zjevné, že v obou modelech lze zamítnout nulovou hypotézu H_0 o stacionaritě ve všech pozorovaných obdobích sledovaných měnových párů na 1% případně 5% hladině významnosti, vyjma v modelu s konstantou a trendem, kde nelze zamítnout H_0 pouze v období pandemie COVID-19 měnového páru EUR/CZK na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ a $\alpha = 0,01$.

V modelu konstanta bez trendu a v modelu konstanta s trendem až na jednu výjimku časové řady nejsou stacionární. Pohyby kurzů splňují podmínku náhodné procházky na devizovém trhu, proto hypotéza náhodné procházky není zamítnuta. Devizový trh je možné označit za efektivní trh. V podstatě kopíruje předchozí ADF test v opačné interpretaci.

Tabulka 12: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS) ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	Konstanta s driftem a bez trendu ⁽⁴⁾			Konstanta drift + trend ⁽⁵⁾		
		LM stat	šířka pásma ⁽⁶⁾	DW test ⁽⁷⁾	LM stat	šířka pásma	DW test
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	4,220008*	33	0,002957	0,389543*	33	0,013251
	03.12.2007 - 30.06.2009	1,016472*	16	0,027420	0,403687*	16	0,035565
	01.07.2009 - 28.02.2020	1,755326*	42	0,006197	1,084709*	42	0,006812
	02.03.2020 - 05.05.2022	2,626980*	18	0,018164	0,072728	17	0,088685
	06.05.2022 - 31.12.2023	0,847056*	16	0,025069	0,576985*	16	0,027952
	02.01.2001 - 31.12.2023	6,032770*	58	0,001556	1,539763*	58	0,003605
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	4,897516*	33	0,001125	0,959301*	33	0,011440
	03.12.2007 - 30.06.2009	1,504034*	16	0,015708	0,312942*	16	0,028337
	01.07.2009 - 28.02.2020	4,313053*	42	0,003174	0,694448*	42	0,007189
	02.03.2020 - 05.05.2022	1,338230*	18	0,019129	0,551015*	18	0,027431
	06.05.2022 - 31.12.2023	1,294759*	16	0,020053	0,348458*	16	0,030645
	02.01.2001 - 31.12.2023	2,686445*	58	0,001291	1,755002*	58	0,001539
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	4,895931*	33	0,003970	0,470448*	33	0,051703
	03.12.2007 - 30.06.2009	1,685965*	16	0,013665	0,284302*	16	0,030006
	01.07.2009 - 28.02.2020	0,690534**	41	0,016250	0,257007*	41	0,017071
	02.03.2020 - 05.05.2022	2,663267*	18	0,014438	0,233500*	17	0,086461
	06.05.2022 - 31.12.2023	2,455261*	16	0,018322	0,177637**	16	0,134268
	02.01.2001 - 31.12.2023	2,841571*	58	0,004894	0,801422*	58	0,006814

Pozn.: * H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,01$; ** H_0 je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha=0,05$
Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV

⁽¹⁾ KPSS test, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Constant with drift and without trend, ⁽⁵⁾ Constant drift + trend, ⁽⁶⁾ Bandwidth, ⁽⁷⁾ Durbin-Watson test.

První výsledek konfirmační analýzy dat testů ADF a KPSS o zamítnutí H_0 testu ADF a současném nezamítnutí H_0 testu KPSS nastal v případě, kdy lze zamítnout hypotézu o náhodné procházce a potvrdit slabou stacionaritu. Vztah se objevil v modelu konstanta s trendem u EUR/CZK v období pandemie COVID-19 na 1% hladině významnosti. Druhý výsledek o nezamítnutí H_0 testu ADF a současně zamítnutí H_0 testu KPSS nastal v situaci, kdy nelze zamítnout hypotézu o náhodné procházce a je potvrzena slabá nestacionarita. Tento vztah lze nalézt ve většině obdobích všech tří měnových párů na 1% a 5% hladině významnosti. Třetí výsledek o současném zamítnutí H_0 testů ADF a KPSS se objevil v modelu konstanta bez trendu USD/CZK v souhrnném období a v modelu konstanta s trendem JPY/CZK v období pandemie COVID-19 v období po pandemii COVID-19. Čtvrtý výsledek o současném nezamítnutí H_0 testů ADF a KPSS nenastal v žádném období, více tabulka 16.

7.2 Testování pomocí technické analýzy

Testy, které využívají automatické obchodní systémy ověřují nejen možnost předvídat pohyb cen a kurzů na základě minulých dat, ale zároveň využívají odhad k dosažení nadprůměrných výnosů. Nadprůměrný výnos lze dosáhnout s použitím předem stanovené aktivní investiční strategie, jejíž výsledek je vyšší než výnos dosažený pasivní investiční strategií „kup & drž“ (Buy&Hold). Strategie „kup & drž“ nepoužívá technické indikátory, ale jeho podstata spočívá v nákupu měnového páru a následné dlouhodobé držbě.

Kritéria investičních strategií byla hodnocena prostřednictvím průměrných ročních výnosů sledovaných období. Výhodou testů technické analýzy je srozumitelná a jednoduchá interpretace výsledků.

7.2.1 Exponenciální klouzavý průměr (EMA)

Obchodní strategie založena na křížení dvou exponenciálních klouzavých průměrů s různou délkou období, které jsou vyjádřeny číslicí v názvu, testuje varianty EMA₆/EMA₁₂, EMA₁₀/EMA₂₀ a EMA₁₂/EMA₂₄. Strategie se vyznačují odlišnou délkou období klouzavých průměrů. Analogie period je záměrná z důvodů ověření podobnosti výsledků.

Tabulka 13 zahrnuje výsledky průměrného ročního výnosu jednotlivých variant strategií ke konci sledovaného období při počáteční investici 100 000 CZK. První dva sloupce vymezují měnové páry a časovou řadu pozorovaného období. Třetí sloupec obsahuje průměrný roční výnos, kde krátký exponenciální průměr je počítán za 6 a dlouhý z 12 předchozích dní. Ve čtvrtém sloupci byly počítány z 10 a 20 předchozích dní a pátý sloupec

obsahuje snad nejčastěji využívanou délku období, tj. 12 a 24 předchozích dní. Pro porovnání je v šestém sloupci uveden průměrný roční výnos strategie „kup & drž“. Poslední sloupec eviduje počet použitých dat jednotlivých období. Doplňující znaménko (*) značí vyšší kladný výnos aktivní strategie, než má výnos pasivní strategie „kup & drž“, a opačně vyšší výnos pasivní strategie „kup & drž“, než má výnos aktivní strategie.

Tabulka 13: Průměrné roční výnosy strategie EMA (%) ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	Exponenciální klouzavý průměr ⁽⁴⁾			Strategie "kup & drž" (B&H) ⁽⁵⁾	Počet dat ⁽⁶⁾
		EMA ₆ /EMA ₁₂	EMA ₁₀ /EMA ₂₀	EMA ₁₂ /EMA ₂₄		
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	-1,00	0,28*	0,98*	-3,76	1802
	03.12.2007 - 30.06.2009	1,57 *	-3,15	-0,60	-0,74	412
	01.07.2009 - 28.02.2020	-1,46	-1,83	-2,35	-0,18	2783
	02.03.2020 - 05.05.2022	0,60*	1,11*	-0,52	-1,62	569
	06.05.2022 - 31.12.2023	-2,50	-2,82	-1,12	0,37*	432
	02.01.2001 - 31.12.2023	-0,77	-0,78	-0,54	-1,32	5998
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	4,50*	2,12*	5,05*	-7,57	1802
	03.12.2007 - 30.06.2009	14,64*	19,39*	26,98*	1,82	412
	01.07.2009 - 28.02.2020	-0,87	-1,55	-2,17	2,36*	2783
	02.03.2020 - 05.05.2022	8,01*	9,37*	4,00*	0,42	569
	06.05.2022 - 31.12.2023	-9,10	3,58*	2,38*	-2,37	432
	02.01.2001 - 31.12.2023	1,98*	2,44*	2,83*	-1,76	5998
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	-21,75	-19,70	-13,95	-7,38	1803
	03.12.2007 - 30.06.2009	14,20*	29,09*	29,88*	12,00	412
	01.07.2009 - 28.02.2020	-12,68	-11,48	-9,36	1,08*	2783
	02.03.2020 - 05.05.2022	0,52*	7,93*	5,14*	-7,35	569
	06.05.2022 - 31.12.2023	-5,61	-13,30	-12,91	-7,13	432
	02.01.2001 - 31.12.2023	-11,73	-9,83	-7,12	-2,26	5999

Poznámka: hodnota EMA* - vyšší kladný výnos aktivní strategie, než výnos pasivní strategie „kup&drž“
hodnota B&H* - vyšší kladný výnos pasivní strategie „kup&drž“, než výnos aktivní strategie

Zdroj: Vlastní zpracování, MS Excel

⁽¹⁾ Average annual returns of the EMA Strategy in %, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval),

⁽⁴⁾ Exponential moving average, ⁽⁵⁾ "Buy&Hold" Strategy, ⁽⁶⁾ Number of data.

Investiční strategie založená na křížení krátkého a dlouhého exponenciálního průměru vykázala nejlepší výsledky u měnových párů USD/CZK a JPY/CZK v období finanční krize ve všech uvedených obchodních strategiích. Nejvyšší průměrný roční výnos dosáhla aktivní strategie EMA₁₂/EMA₂₄ tj. 29,88 % p. a. v období finanční krize u měnového páru JPY/CZK. Současně také strategie „kup & drž“ má v uvedeném období nejvyšší přepočtený roční procentuální výnos, tj. 12 % p. a.

Aktivní investiční strategie EMA překonala pasivní investiční strategii „kup & drž“ u měnového páru EUR/CZK v 11 případech, z toho v 5 případech byl konečný zůstatek vyšší než počáteční vklad, tj. 27,78% pravděpodobnost úspěchu, USD/CZK v 17 případech

z toho ve 14 případech překročil konečný zůstatek počáteční vklad tj. 77,78% pravděpodobnost úspěchu, JPY/CZK v 7 případech z toho v 6 případech byl konečný zůstatek vyšší než počáteční vklad, tj. 33,33% pravděpodobnost úspěchu. Aktivní strategie překonala pasivní strategii „kup & drž“ z celkových 35 případů ve 25 případech, tj. 71,43% pravděpodobnost úspěchu. Z celkových 54 případů aktivní strategie překročila konečný zůstatek počáteční vklad a zhodnotila vložený vklad ve 25 případech, tj. 46,30% pravděpodobnost úspěchu. Naopak pasivní strategie překročila počáteční vklad pouze ve 3 případech z celkových 18 případů, tj. 16,67% pravděpodobnost úspěchu.

Kladnou a úspěšnou aktivní investiční strategii ve všech strategiích EMA lze nalézt u měnového páru USD/CZK v období před finanční krizí, v období finanční krize, v období pandemie COVID-19, v souhrnném období, dále u kurz JPY/CZK v období finanční krize a v období pandemie COVID-19.

Z tabulky 13 je zřejmé, že Murphyho (1999) výrok, „*kdy nejlepší tržní strategii, kterou by bylo vhodné sledovat, je jednoduchá strategie „kup & drž“, na rozdíl od jakékoliv snahy porazit trh*“, lze vyvrátit všemi aktivními strategiemi u kurzu USD/CZK v období před finanční krizí, v období finanční krize, v období pandemie COVID-19, v souhrnném období. JPY/CZK výrok vyvrátil v období finanční krize a v období pandemie COVID-19. Naopak JPY/CZK spolu s USD/CZK výrok potvrdily v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19. EUR/CZK výrok potvrdil v období po pandemii COVID-19.

7.2.2 Index relativní síly (RSI)

V práci byl použit modifikovaný koncept oscilátoru RSI. Signál pro vstup do dlouhé pozice je překročení středu hraničního pásma 50 a ukončení této pozice je dáno poklesem pod úroveň 50. Zároveň je to signál pro otevření krátké pozice, který se uzavře opětovným překročením hraničního pásma 50. RSI nad úrovní 70 je považován za indikátor překoupené situace trhu a RSI pod úrovní 30 za indikátor přeprodaného stavu trhu.

Tabulka 14 poskytuje výsledky průměrného ročního výnosu aktivní strategie založené na oscilátoru RSI. První a druhý sloupec uvádí měnové páry a časovou řadu sledovaného období, třetí až šestý sloupec obsahuje průměrné roční výnosy při použití různých hraničních pásem aktivní strategie. Sedmý sloupec pro porovnání předkládá výsledky pasivní investiční strategie „kup & drž“. Poslední sloupec ukazuje počet použitých dat v jednotlivých obdobích. Doplňující znaménko (*) značí kladný vyšší výnos aktivní investiční strategie, než má výnos pasivní investiční strategie „kup & drž“ a naopak.

Aktivní investiční strategie byla testována jak ve variantě s odlišným počtem historických změn devizového kurzu, z kterého je oscilátor RSI počítán, tak ve variantě s rozdílnou úrovní hraničního pásma. Čím je časový interval kratší, tím citlivěji oscilátor reaguje na změny a zvyšuje se počet uzavřených obchodů.

Tabulka 14: Průměrný roční výnos strategie RSI (%) ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	Oscilátor RSI ⁽⁴⁾				Strategie "kup & drž" (B&H) ⁽⁵⁾	Počet dat ⁽⁶⁾
		RSI ₁₄ (50)	RSI ₁₄ (30/70)	RSI ₂₀ (50)	RSI ₂₀ (30/70)		
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	-1,24	0,94*	0,57*	-0,09	-3,76	1802
	03.12.2007 - 30.06.2009	2,20 *	6,46*	4,67*	3,53*	-0,74	412
	01.07.2009 - 28.02.2020	-2,46	-0,09	-2,03	-0,34	-0,18	2783
	02.03.2020 - 05.05.2022	2,24 *	1,64*	2,78*	0,74*	-1,62	569
	06.05.2022 - 31.12.2023	1,65*	-0,04	1,15*	0,14	0,37*	432
	02.01.2001 - 31.12.2023	-0,81	0,52*	0,11*	-0,05	-1,32	5998
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	2,63*	2,03*	3,04*	0,39*	-7,57	1802
	03.12.2007 - 30.06.2009	6,23*	-2,82	26,67*	3,34*	1,82*	412
	01.07.2009 - 28.02.2020	-1,18	-0,31	1,18	-0,31	2,36*	2783
	02.03.2020 - 05.05.2022	7,58*	2,88*	9,16*	-0,70	0,42*	569
	06.05.2022 - 31.12.2023	-1,18	1,30*	2,61*	1,01*	-2,37	432
	02.01.2001 - 31.12.2023	2,19*	0,36*	6,73*	0,15*	-1,76	5998
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	-12,57	-3,22	-12,11	-1,38	-7,38	1803
	03.12.2007 - 30.06.2009	9,94	6,89	16,53*	6,29	12,00*	412
	01.07.2009 - 28.02.2020	-7,87	0,04	-7,10	-0,81	1,08*	2783
	02.03.2020 - 05.05.2022	1,07*	-1,67	2,86*	-2,41	-7,35	569
	06.05.2022 - 31.12.2023	-8,91	-2,09	-7,86	-2,09	-7,13	432
	02.01.2001 - 31.12.2023	-4,26	-0,78	-4,18	-0,57	-2,26	5999

Poznámka: (hodnota EMA*) - vyšší kladný výnos aktivní strategie, než výnos pasivní strategie "kup&drž" (hodnota B&H*) - vyšší kladný výnos pasivní strategie "kup&drž", než výnos aktivní strategie

Zdroj: Vlastní zpracování, Excel

⁽¹⁾ Average annual returns of the RSI Strategy in %, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval),

⁽⁴⁾ Oscylator Relative strength index, ⁽⁵⁾ "Buy&Hold" Strategy, ⁽⁶⁾ Number of data.

Investiční strategie oscilátoru RSI u kurzu USD/CZK dosáhla ze všech aktivních strategií nejvyšší přepočtený procentuální výnos, tj. 26,67 % p. a. v období finanční krize při RSI₂₀ s hraničním pásmem 50. Úspěšná strategie je také u kurzu JPY/CZK opět v období finanční krize, ale tentokrát ve všech hraničních úrovních RSI. Současně strategie „kup & drž“ má v tomto období nejvyšší přepočtený roční procentuální výnos, tj. 12 % p. a.

Aktivní investiční strategie oscilátoru RSI překonala pasivní investiční strategii „kup & drž“ u měnového páru EUR/CZK v 19 případech, z toho ve 14 případech byl konečný zůstatek vyšší než počáteční vklad, tj. 58,33% pravděpodobnost úspěchu, USD/CZK v 18 případech z toho v 17 případech překročil konečný zůstatek počáteční vklad tj. 70,83% pravděpodobnost úspěchu, JPY/CZK v 11 případech z toho ve 3 případech byl konečný

zůstatek vyšší než počáteční vklad, tj. 12,5% pravděpodobnost úspěchu. Aktivní strategie překonala pasivní strategii „kup & drž“ z celkových 48 případů ve 34 případech, tj. 70,83% pravděpodobnost úspěchu. Z celkových 72 případů aktivní strategie překročila koneční zůstatek počáteční vklad a zhodnotila vložený vklad ve 40 případech, tj. 55,56% pravděpodobnost úspěchu. Naopak pasivní strategie překročila počáteční vklad pouze v 6 případech z celkových 18 případů, tj. 33,33% pravděpodobnost úspěchu.

Kladnou a úspěšnou aktivní investiční strategii ve všech hraničních úrovních RSI lze nalézt u měnového páru EUR/CZK v období finanční krize a v období pandemie COVID-19, u kurzu USD/CZK v období před finanční krizí a v souhrnném období. Kurz JPY/CZK v období finanční krize sice má kladnou aktivní strategii ve všech hraničních úrovních oscilátoru RSI, ale nepřekonala pasivní strategii „kup & drž“.

Z tabulky 14 je patrné, že Murphyho (1999) výrok, *kdy nejlepší tržní strategií, kterou by bylo vhodné sledovat, je jednoduchá investiční strategie „kup & drž“, na rozdíl od jakékoliv snahy porazit trh*, nelze zcela vyvrátit, neboť aktivní strategie dosahuje kladného výnosu pouze o několik málo procent nad pasivní strategií „kup & drž“. Přesto, lze nalézt kladnou a úspěšnou aktivní strategii, a tím výrok z části vyvrátit pro všechny hraniční úrovně RSI u kurzu EUR/CZK v období finanční krize a v období pandemie COVID-19, USD/CZK v období před finanční krizí, v souhrnném období. Naopak kurzy USD/CZK a JPY/CZK výrok potvrdily v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19.

8. Diskuse a shrnutí výsledků

Tato práce se zabývá ověřením efektivity devizového trhu, který Fama (1969) charakterizoval jako trh, kde aktuální ceny investičního instrumentu téměř okamžitě v sobě plně odráží všechny dostupné informace. Po ukončení Bretton-Woodské dohody postupně skoro všechny hlavní světové obchodní země přijaly politiku plovoucího (floating) směnného kurzu. Posléze otázka efektivity trhu a její formy začala být aktuální i na devizovém trhu. Snahou této práce je odpovědět na otázku, zda trh vybraných měn devizových kurzů splňuje podmínky efektivního trhu.

Vybrané testy ověřovaly náhodnost cenových změn, které by potvrzovaly hypotézu náhodné procházky, a tím i existenci teorie efektivnosti trhu. Zkoumána byla především slabá forma efektivity trhu. Runs test a test poměrů rozptylu testovaly první typ náhodné procházky RW1. Její přísné vymezení v konstantní střední hodnotě, v konstantním rozptylu a v nezávislosti cenových změn snižuje aplikovatelnost na finančních trzích. Z tohoto důvodu druhý typ náhodné procházky RW2 si ponechává jen podmínku nezávislosti cenových změn. Vymezení RW2 lépe vyjadřuje vývoj cen na devizovém trhu, kdy hlavně u delších časových řad se nedá očekávat konstantní střední hodnota ani homoskedasticita. Hypotéza RW2 se ověřovala testy založené na technické analýze. Poslední třetí typ náhodné procházky RW3 zmírnil předpoklad o nezávislosti RW2 tím, že zahrnul pouze procesy lineární závislosti s nekorelovanými změnami. K ověření hypotézy RW3 byl použit zejména Ljung-Box test. Testy náhodné procházky byly doplněny testy jednotkového kořene a stacionarity, které se zaměřují na vliv cenových změn v časové řadě. Jestliže cenové změny dlouhodobě přetrvávají a pro časovou řadu existuje jednotkový kořen, jde o nestacionární časovou řadu. V opačném případě, kdy vliv cenových změn je dočasný a postupně odezní, jedná se o stacionární časovou řadu. Takový trh nelze označit za efektivní devizový trh, kde vývoj cenových změn není s velkou pravděpodobností nahodilý.

Vyhodnocení statistických testů podle typu náhodné procházky poskytuje tabulka 16. Nejprve byla testována normalita rozdělení výnosů zvolených devizových kurzů pro jednotlivá pozorovaná období. Pravděpodobnostní rozdělení výnosů v žádném pozorovaném období není symetrické. Vyšší míra špičatosti v porovnání s normálním rozdělením a míra šikmosti blíží se nula, až na dvě výjimky, je vykazována pro všechny období. Vysoká míra špičatosti potvrzuje velký počet cenových změn, více kapitola 7.1.1.

První test tabulky 16 runs test prokázal platnost hypotézy náhodné procházky a teorie efektivního trhu ve své slabé formě všech pozorovaných období u kurzů USD/CZK a JPY/CZK. Existence slabé formy efektivního chování kurzových změn byla prokázána také u kurzu EUR/CZK v období pandemie COVID-19 a v období po pandemii COVID-19. V ostatních obdobích EUR/CZK byla platnost náhodnosti cenových změn vyvrácena, více kapitola 7.1.2. Většina období obsahovala více skutečných sérií, než normální rozdělení předpokládala. Rozdílné názory o vypovídací schopnosti runs testu přivádí některé autory empirických pracích k otázce, jestli tento test skutečně ověřuje efektivitu trhu nebo normalitu rozdělení změn kurzu.

Test Autokorelace proveden metodou Ljung-Box test při zpoždění 10, prokázal přítomnost lineární závislosti mezi změnami devizových kurzů pro většinu z pozorovaných období. U měnového páru EUR/CZK byla prokázána jednoznačná závislost kurzových změn ve všech obdobích vyjma období finanční krize, u kurzu USD/CZK vyjma období před finanční krizí, období finanční krize, období po finanční krizi a před pandemie COVID-19, u JPY/CZK vyjma období po pandemií COVID-19. V uvedených obdobích lze označit měnové páry za efektivní, neboť přítomnost autokorelace nebyla prokázána. V ostatních obdobích časová řada obsahuje alespoň jednu významnou autokorelaci, proto trh není efektivní a má závislou strukturu kurzových změn, více kapitola 7.1.3. V souhrnné tabulce výsledných hodnot korelačních a parciálních koeficientů v příloze 4 je evidentní negativní korelace mezi bezprostředně předcházejícími cenovými změnami devizového kurzu. Negativní závislost bývá přisuzována zásahu centrální banky, asynchronnímu obchodování, ask-bid bounce efektu nebo časovému posunu mezi obchodními hodinami různých obchodních center. Například Burt, Keen a Booth (1997) ve své práci prokázali neefektivní chování, které vysvětlili intervencí centrální banky. Wasserfallen a Zimmermann (1985) dokázali negativní závislost a současně poukázali na nestabilitu autokorelace v čase, která byla příčinou nepředvídatelnosti vývoje kurzu. Neely a Weller (2003) přisoudili negativní autokorelaci výnosů k asynchronnímu obchodování, které je hlavně na méně likvidním trhu. Postup párování obchodních příkazů má za následek negativní korelaci. Podle Bredona a Ronalda (2012) bývá tok příkazů nákupu a prodeje ovlivněn rozdílem mezi obchodními hodinami na evropském, americkém a asijském kontinentě.

Test poměru rozptylů byl použit k ověření hypotézy o náhodné procházce ve dvou variantách. V první variantě RW1 se předpokládá, že změny devizových kurzů pochází z identického rozdělení (IID). Druhá varianta opouští od striktních předpokladů, které se týkají konstantního rozptylu a střední hodnoty, neboť dovoluje heteroskedasticitu časové řady. U měnového páru EUR/CZK v období finanční krize, navíc v období pandemie COVID-19 a v období po pandemii COVID-19 obojí pro RW2, RW3, a zároveň JPY/CZK v období finanční krize v RW2, RW3, v období po pandemii COVID-19, u USD/CZK v období finanční krize, v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19, v období po pandemii COVID-19, v souhrnném období lze devizový trh označit za efektivní trh. V uvedených obdobích nelze zamítnout hypotézu náhodné procházky. Naopak v ostatních obdobích lze vyloučit náhodnost cenových změn a efektivitu trhu, více kapitola 7.1.4.

Posledním statistickým testem tabulky 16 je test jednotkového kořene rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF). Pro posílení výsledků ADF testu byl použit test stacionarity Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS). Společné použití testu jednotkového kořene a stacionarity je známé jako konfirmační analýza dat. Při použití ADF testu ve většině období existuje pro časovou řadu jednotkový kořen, řady jsou nestacionární a trh lze označit za efektivní. Výjimky tvoří EUR/CZK v období pandemie COVID-19, a zároveň JPY/CZK v období pandemie COVID-19 a v období po pandemii COVID-19 v modelu konstanta s driftem a trendem, dále USD/CZK v souhrnném období v modelu konstanta s driftem a bez trendu, kdy časová řada je stacionární a trh není efektivní. Levich (1985) kritizoval užití testů jednotkového kořene k analýze vývoje kurzů na devizových trzích. Za původ nestacionarity devizových měn se nejčastěji považuje intervence centrální banky, změny úrokových měr, nestabilní množství měny a makroekonomické vlivy. Uvedené zásahy jsou důsledkem nesystematické změny kurzů, které ovlivňují stabilitu devizového kurzu a není možné je pokládat za potvrzení efektivního trhu. Proto pro posílení výsledků testu ADF Brooks (2014) doporučoval navíc použít test KPSS. V KPSS testu s výjimkou EUR/CZK v období pandemie COVID-19 v modelu konstanta s driftem a trendem jsou všechny časové řady nestacionární, pohyby měn na trzích splňují podmínku náhodné procházky a trh je efektivní. V konfirmační analýze dat existují čtyři společné výsledky testů ADF a KPSS o zamítnutí či nezamítnutí H_0 , z nichž druhý výsledek souběžného nezamítnutí H_0 v testu ADF a zamítnutí H_0 v testu KPSS převažuje, více kapitola 7.1.5.

Období před finanční krizí se vyznačuje rychlým růstem české ekonomiky v kontrastu se zbytkem Evropy. Období finanční krize odstartoval pád čtvrté největší investiční banky Lehman Brothers v USA. Finanční krize se šířila lavinovitě, a to vedlo ke zvýšení rizikové prémie na finančních trzích, zvýšení volatility, odliv investorů a pokles likvidity na menších trzích. Finanční krize zastihla finanční systém České republiky v porovnání se zahraničím v solidní výchozí pozici, a proto neutrpěla téměř žádné ztráty. V období pandemie COVID-19 byla zavedena celá řada restriktivních opatření, která vedla ke snížení likvidity trhu a ke globálnímu útlumu ekonomické aktivity. S vysokou pravděpodobností se opatření nepříznivě promítly do kvality celkového ekonomického vývoje. Testy autokorelace ukázaly, že většina bezprostředně po sobě jdoucích autokorelačních koeficientů má zápornou hodnotu. To mohlo být způsobeno asynchronním obchodováním. Pro období po finanční krizi a před pandemií COVID-19 se nabízí vysvětlení v podobě intervence České národní banky. Bankovní rada ČNB rozhodla v listopadu 2013 o intervenci k oslabení koruny na 27 Kč/EUR. Rozhodnutí je známé jako „kurzový závazek ČNB“, který zrušila 6. dubna 2017 a uvolnila tak kurz koruny. Stejně vysvětlení by bylo možné použít v období po pandemii COVID-19, kdy ČNB v březnu 2022 začala zasahovat ve prospěch koruny ve spojitosti s válkou na Ukrajině, a zároveň přijala závazek zasáhnout v případě turbulencí na trhu. Od října 2022 ČNB sice na trhu nebyla aktivní, ale stále trval závazek intervenovat ve prospěch koruny, a to až do 3. srpna 2023, kdy jej formálně ukončila. Rozhodnutí ČNB mělo zaručit návrat inflace k hodnotám poblíž inflačního cíle. Jednotlivá období poukazují na vliv ekonomického vývoje na devizový trh, ale to je spíše otázka pro globální fundamentální analýzu.

Neefektivní chování nabízí prostor pro dosahování nadprůměrných výnosů, tj. vyšších výnosů, než je výnos trhu. Pravděpodobně toho mohlo být využito investory, kteří očekávali posílení české koruny po ukončení intervencí ČNB a dosáhli tak nadprůměrných výnosů, viz. příloha 1 graf 1. V grafu je znatelný propad ve vývoji kurzu v souvislosti finanční krizí a pandemií COVID-19. Takové chování však odporuje teorii efektivních trhů. Určitou roli jistě sehrály i výše transakčních nákladů a nižší likvidita měnových párů. Carvalho et al. (2022) vyhodnotili dopad změn úrokových sazeb v eurozóně a USA. V období 01/1999 až 12/2020 analyzovali 12 událostí a následných oznámení o opatřeních na ochranu a oslabování ekonomiky před dopady epidemie COVID-19, otřesy finanční krizí, po velké hospodářské recesi či snížení úrokové sazby ČNB. Při použití metodiky výsledky dokázaly, že ve dnech událostí existují abnormální výnosy.

Spojitosti technické analýzy s efektivitou devizového trhu věnoval pozornost například Neely (1997), který ve svém článku upozornil na užitečnost technické analýzy v dlouhodobých časových intervalech. V navazujícím článku Neely (1998) zjišťoval možnosti použití technické analýzy v období intervence FEDu na devizovém trhu. Během zásahů se vytvářely nadprůměrné zisky, jejichž výnosy převýšily nominální úrokové sazby. Ke stejnému závěru dospěl i LeBaron (1999), který analyzoval činnost centrálních bank s využitím intervenčních údajů FEDu a srovnával úspěšnost technické analýzy před, v průběhu a po intervenci. Výsledky ukázaly, že pokud se vyloučí dny intervence, předvídatelnost devizového kurzu se sníží. Neely, Weller a Dittmar (1997) za pomoci technik genetického programování našli techniky obchodních pravidel, které evokují významně vyšší výnosy než u devizových kurzů.

Vyhodnocení investičního rozhodování podle volby strategie a jejich výnosů či ztrát předkládá tabulka 15. Strategie založené na technické analýze byly v práci použity dvě, a to klouzavé průměry EMA a oscilátor RSI. Obě aktivní strategie překonaly pasivní strategii „kup & drž“ z celkových 83 případů v 59 kladných případech, tj. 71,08 % pravděpodobnost úspěchu. Z celkových 126 případů aktivní strategie koneční zůstatek překročil počáteční vklad a zhodnotil vložené vklady v 65 případech, tj. 51,59% možnost úspěchu. Nejvíce úspěšných aktivních strategií, tj. 31 bylo dosaženo u měnového páru USD/CZK, u EUR/CZK to bylo 19 strategií a JPY/CZK zaznamenalo 9 příznivých strategií, které překonaly pasivní strategii „kup & drž“. Těchto úspěšných aktivních strategií bylo zaznamenáno v období před finanční krizí v 11 případech, v období finanční krize v 15 případech, v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19 v žádném případě, v období pandemie COVID-19 v 17 případech, v období po pandemii COVID-19 v 7 případech, v souhrnném období v 9 případech. Nejvíce úspěšných aktivních strategií bylo zaznamenáno v období pandemie COVID-19 a v období finanční krizi více, kapitola 7.2.

Kladný, vyšší výnos, než má pasivní strategie „kup & drž“ docílil měnový pár USD/CZK ve všech aktivních strategiích EMA a RSI v období před finanční krizí a v souhrnném období. Aktivní strategie se kladně projevila také u kurzu EUR/CZK v oscilátoru RSI, u kurzů JPY/CZK a USD/CZK v klouzavém průměru EMA v období finanční krize a v období pandemie COVID-19. Naopak pasivní strategií „kup & drž“ převýšila veškeré aktivní strategie USD/CZK a JPY/CZK v období finanční krize. Pasivní strategie se projevila též u EUR/CZK v klouzavém průměru EMA v období po pandemii COVID-19.

Tabulka 15: Vyhodnocení investiční strategie ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	Exponenciální klouzavý průměr ⁽⁴⁾			Oscilátor RSI ⁽⁵⁾			
		EMA ₆ / EMA ₁₂	EMA ₁₀ / EMA ₂₀	EMA ₁₂ / EMA ₂₄	RSI ₁₄ (50)	RSI ₁₄ (30/70)	RSI ₂₀ (50)	RSI ₂₀ (30/70)
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	EMA	EMA	EMA	RSI	RSI	RSI	RSI
	03.12.2007 - 30.06.2009	EMA	B&H	EMA	RSI	RSI	RSI	RSI
	01.07.2009 - 28.02.2020	B&H	B&H	B&H	B&H	RSI	B&H	B&H
	02.03.2020 - 05.05.2022	EMA	EMA	EMA	RSI	RSI	RSI	RSI
	06.05.2022 - 31.12.2023	B&H	B&H	B&H	RSI	B&H	RSI	B&H
	02.01.2001 - 31.12.2023	EMA	EMA	EMA	RSI	RSI	RSI	RSI
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	EMA	EMA	EMA	RSI	RSI	RSI	RSI
	03.12.2007 - 30.06.2009	EMA	EMA	EMA	RSI	B&H	RSI	RSI
	01.07.2009 - 28.02.2020	B&H	B&H	B&H	B&H	B&H	B&H	B&H
	02.03.2020 - 05.05.2022	EMA	EMA	EMA	RSI	RSI	RSI	B&H
	06.05.2022 - 31.12.2023	B&H	EMA	EMA	RSI	RSI	RSI	RSI
	02.01.2001 - 31.12.2023	EMA	EMA	EMA	RSI	RSI	RSI	RSI
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	B&H	B&H	B&H	B&H	RSI	B&H	RSI
	03.12.2007 - 30.06.2009	EMA	EMA	EMA	B&H	B&H	RSI	B&H
	01.07.2009 - 28.02.2020	B&H	B&H	B&H	B&H	B&H	B&H	B&H
	02.03.2020 - 05.05.2022	EMA	EMA	EMA	RSI	RSI	RSI	RSI
	06.05.2022 - 31.12.2023	EMA	B&H	B&H	B&H	RSI	B&H	RSI
	02.01.2001 - 31.12.2023	B&H	B&H	B&H	B&H	RSI	B&H	RSI

Poznámka: *EMA, RSI* – vyšší výnos aktivní strategie, než je výnos pasivní strategie „kup&drž“

B&H – vyšší výnos pasivní strategie „kup&drž“, než je výnos aktivní strategie

EMA, RSI – nižší ztráta aktivní strategie, než je ztráta pasivní strategie „kup&drž“

B&H – nižší ztráta pasivní strategie „kup&drž“, než je ztráta aktivní strategie

EMA, RSI, B&H – vyšší výnos ve všech strategiích současně EMA, RSI nebo B&H

Zdroj: Vlastní zpracování, MS Excel

⁽¹⁾ Summary and evaluation of investment strategy, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval),

⁽⁴⁾ Exponential moving average, ⁽⁵⁾ Oscylator Relative strength index.

Tabulka 16: Shrnutí a vyhodnocení statistických testů ⁽¹⁾

Měnový pár ⁽²⁾	Denní časová řada (interval) ⁽³⁾	Test náhodné procházky ⁽⁴⁾				Test jednotkového kořene ⁽⁵⁾				možné varianty testu ADF + KPSS ⁽⁶⁾	
		RW1 IID ⁽⁷⁾		RW2, RW3 ⁽⁷⁾		ADF test ⁽⁸⁾		KPSS test ⁽⁹⁾		konstanta bez trendu β_1 ⁽¹³⁾	konstanta + trend $(\beta_1 + \beta_2 t)$ ⁽¹⁴⁾
		Runs test ⁽¹⁰⁾	VR test ⁽¹¹⁾	Ljung-Box zpoždění 10 ⁽¹²⁾	VR test ⁽¹¹⁾	konstanta bez trendu β_1 ⁽¹³⁾	konstanta + trend $(\beta_1 + \beta_2 t)$ ⁽¹⁴⁾	konstanta bez trendu β_1 ⁽¹³⁾	konstanta + trend $(\beta_1 + \beta_2 t)$ ⁽¹⁴⁾		
EUR/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ *	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	03.12.2007 - 30.06.2009	H ₁ **	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	01.07.2009 - 28.02.2020	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ **	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	02.03.2020 - 05.05.2022	H ₀	H ₁ **	H ₁ *	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	H ₀	2	1
	06.05.2022 - 31.12.2023	H ₀	H ₁ **	H ₁ **	H ₀	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	02.01.2001 - 31.12.2023	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ **	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
USD/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	H ₀	H ₁ **	H ₀	H ₁ **	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	03.12.2007 - 30.06.2009	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	01.07.2009 - 28.02.2020	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	02.03.2020 - 05.05.2022	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ *	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	06.05.2022 - 31.12.2023	H ₀	H ₀	H ₁ **	H ₀	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	02.01.2001 - 31.12.2023	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₀	H ₁ **	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	3	2
JPY/CZK	02.01.2001 - 30.11.2007	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ *	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	03.12.2007 - 30.06.2009	H ₀	H ₁ **	H ₁ *	H ₀	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2
	01.07.2009 - 28.02.2020	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ *	H ₀	H ₀	H ₁ **	H ₁ *	2	2
	02.03.2020 - 05.05.2022	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ **	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ *	2	3
	06.05.2022 - 31.12.2023	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₀	H ₁ **	H ₁ *	H ₁ **	2	3
	02.01.2001 - 31.12.2023	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	H ₁ *	H ₀	H ₀	H ₁ *	H ₁ *	2	2

Poznámka: H₀* je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha = 0,01$

H₀** je zamítnuta na hladině významnosti $\alpha = 0,05$

Zdroj: Vlastní zpracování, EViews 12 SV, MS Excel

⁽¹⁾ Summary and evaluation of statistical tests, ⁽²⁾ The currency pair, ⁽³⁾ Daily time series (interval), ⁽⁴⁾ Random walk test, ⁽⁵⁾ Unit root test, ⁽⁶⁾ Possible results of the ADF + KPSS variant, ⁽⁷⁾ Random walk RW1, RW2, RW3, ⁽⁸⁾ Augmented Dickey-Fuller test, ⁽⁹⁾ Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test, ⁽¹⁰⁾ Runs test, ⁽¹¹⁾ Variance Ratio test, ⁽¹²⁾ Ljung-Box test lags 10, ⁽¹³⁾ Constant without trend β_1 , ⁽¹⁴⁾ Constant + trend $(\beta_1 + \beta_2 t)$.

9. Závěr

Informace, zda se trh chová efektivně či nikoliv, má pro investora při volbě strategie a investičním rozhodování stěžejní význam, který může vést k dosažení nadprůměrných výnosů. V této práci byla testována efektivita trhu prostřednictvím vybraných statistických metod. Snahou statistických testů bylo prokázat nebo zamítnout nezávislost a náhodnost kurzových změn na devizovém trhu. Prostřednictvím testů investičních strategií založených na technické analýze byla testována možnost dosažení nadprůměrných výnosů.

Pro empirické testování efektivnosti devizového trhu byly vybrány tři měnové páry EUR/CZK, USD/CZK a JPY/CZK, které obsahují hlavní devizový kurz ze tří různých kontinentů k české koruně z období od 2. 1. 2001 do 31. 12. 2023. Toto souhrnné období bylo rozděleno do pěti kratších časových úseků, které zahrnovaly i období finanční krize a pandemie COVID-19. Důvod rozdělení souhrnného intervalu na kratší období bylo ověřit platnost hypotézy náhodné procházky a potvrdit či vyvrátit existenci slabé formy efektivnosti trhu v pozorovaných obdobích. Případně vyhodnotit příčiny a důsledky vývoje efektivního trhu v kratších obdobích.

Nabízí se otázka, zda zvolené jednotlivé období vykazují známky platnosti teorie efektivního trhu či nikoliv. Pokud nikoliv, byl by investor schopen neefektivitu trhu využít k dosažení nadprůměrných výnosů.

Dohromady bylo použito 8 statistických testů a 7 strategií technické analýzy pro zvolené měnové páry. Nejvíce zamítal nulovou hypotézu Ljung-Box test a KPSS test, naopak nejméně runs test a ADF test.

Za souhrnné pozorované období 2.1.2001-31.12.2023 byla platnost teorie efektivního trhu ve své slabé formě runs testem potvrzena u měnových párů USD/CZK, JPY/CZK, a naopak vyvrácena u EUR/CZK. Test autokorelace vyvrátil platnost hypotézy u všech devizových kurzů. Test poměru rozptylů potvrdil hypotézu náhodné procházky u USD/CZK, a naopak zamítl u kurzů EUR/CZK a JPY/CZK. Testy ADF a KPSS prokázaly existenci slabě efektivního trhu u všech pozorovaných měnových párů, vyjma USD/CZK v modelu konstanta bez driftu a trendu testem ADF. V souhrnném období ani u jednoho ze tří měnových párů nebyla potvrzena hypotéza slabě efektivního trhu všemi provedenými statistickými testy najednou.

Platnost teorie efektivního trhu byla vybranými statistickými testy ověřována i v kratších obdobích. U měnového páru EUR/CZK v období před finanční krizí 2.1.2001-30.11.2007 a v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19, tj. 1.7.2009-28.2.2020 byla existence slabé formy efektivnosti trhu zamítnuta runs testem, testem autokorelace a poměru rozptylů. Období finanční krize 3.12.2007-30.6.2009 bylo označeno testem autokorelace a poměru rozptylů jako slabě efektivní, nikoliv však runs testem. V období pandemie COVID-19, tj. 2.3.2020-5.5.2022 a v období po pandemii COVID-19, tj. 6.5.2022-31.12.2023 na vývoj kurzů hypotézou náhodné procházky upozornily pouze runs test a test poměru rozptylů v RW2, RW3. Testy ADF a KPSS potvrdily výskyt slabé efektivnosti ve všech pozorovaných obdobích, vyjma období pandemie COVID-19 v modelu konstanta s driftem a trendem. Slabě efektivní fungování trhu část testů potvrdilo v období finanční krize a v období po pandemii COVID-19.

Měnový pár USD/CZK byl v období před finanční krizí 2.1.2001-30.11.2007 označen jako slabě efektivní trh runs testem a testem autokorelace, ale nikoliv testem poměru rozptylů. Slabě efektivní fungování trhu nedokázaly narušit období finanční krize 3.12.2007-30.6.2009, ani období po finanční krizi a před pandemií COVID-19, tj. 1.7.2009-28.2.2020, to shodně potvrdily všechny vybrané statistické testy. Existence efektivnosti trhu vymizela v období pandemie COVID-19, tj. 2.3.2020-5.5.2022, kdy testy autokorelace a poměru rozptylů, vyjma runs testu zamítly fungování její slabé formy. V období po pandemii COVID-19, tj. 6.5.2022-31.12.2023 runs test a test poměru rozptylů, nikoliv však test autokorelace, upozornily na to, že se efektivnost opět po čase objevila. Testy ADF a KPSS potvrdily existenci slabé formy efektivnosti trhu ve všech sledovaných obdobích. Slabě efektivní fungování trhu bylo potvrzeno všemi vybranými statistickými testy v období finanční krize a v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19. Část testů prokázalo efektivitu v období před finanční krizí, v období po pandemii COVID-19.

U měnového páru JPY/CZK v období před finanční krizí 2.1.2001-30.11.2007, v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19, tj. 1.7.2009-28.2.2020 zamítl existenci slabé formy efektivnosti trhu test poměru rozptylů a autokorelace, ale potvrdil ji runs test a test stacionarity. V období finanční krize 3.12.2007-30.6.2009 na vývoj kurzů hypotézou náhodné procházky poukázal pouze runs test a test poměru rozptylů v RW2, RW3. V období pandemie COVID-19, tj. 2.3.2020-5.5.2022 byla efektivnost trhu vyvrácena testy

poměru rozptylů, autokorelace a ADF testem v modelu konstanta s driftem a trendem. V období po pandemii COVID-19, tj. 6.5.2022-31.12.2023 na vrácení existence efektivnosti trhu upozornily runs test, testy autokorelace a poměru rozptylů, vyjma testu ADF v modelu konstanta s driftem a trendem. Testy ADF a KPSS potvrdily existenci slabé formy efektivnosti trhu ve všech sledovaných obdobích, vyjma výše uvedených období. Část testů prokázalo slabou efektivitu trhu v období finanční krize a v období po pandemii COVID-19.

Nejvíce efektivního chování kurzových změn vykazoval měnový pár USD/CZK. Hypotézu náhodné procházky, a tím i existenci slabé formy efektivnosti trhu potvrdily shodně všechny vybrané statistické testy u USD/CZK v období finanční krize, v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19. Část statistických testů efektivitu potvrdily také v období před finanční krizí, v období po pandemii COVID-19 a v souhrnném období.

Nejvíce efektivního chování kurzových změn sledovaných měnových párů bylo potvrzeno v období finanční krize a v období po pandemii COVID-19. Naopak nejméně efektivního chování trhu bylo v období pandemie COVID-19.

V případě zamítnutí nulové hypotézy H_0 při méně striktním intervalu spolehlivosti, které odpovídá hladině významnosti $\alpha = 0,01$, by byla existence efektivního chování trhu potvrzena navíc u EUR/CZK v období finanční krize a v období po pandemii COVID-19, u USD/CZK v období před finanční krizí, v období po pandemii COVID-19 a u JPY/CZK v období po pandemii COVID-19. Zdá se, že striktnější zvolená hladina významnosti by spíše podpořila efektivní chování na devizovém trhu, než neefektivní chování trhu.

Nejednoznačné výsledky mezi testy mohly být ovlivněny nedokonalostí použitých testů. Vypovídací schopností statistických testů mohla být pravděpodobně ovlivněna dílčím obdobím, délkou výběrového souboru, anebo zvolenou hladinou významnosti. Žádný z použitých testů nelze považovat za ideální, proto v dalším testování se ověřovala vhodnost volby strategie z pohledu technické analýzy. Zůstává otázkou, co je příčinou závislosti kurzových změn a neefektivního chování na devizovém trhu v pozorovaných obdobích.

Ze srovnání výskytu slabé efektivnosti trhu v kratších obdobích, je zřejmé, že v období finanční krize se devizové kurzy chovaly slabě efektivně. Její lavinovité šíření vedlo ke zvýšení rizikové prémie na finančních trzích, zvýšení volatility, k odlivu investorů a poklesu likvidity na menších trzích. Patrně průběh finanční krize neměl na efektivitu trhu

znatelný vliv. V porovnání se zahraničním, zastihla krize finanční systém České republiky v solidní výchozí pozici, a proto neutrpěla téměř žádné ztráty. Pro proměnlivé efektivní chování změn devizových kurzů v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19, se nabízí vysvětlení v podobě intervence České národní banky. Existence efektivního trhu vymizela s příchodem pandemie COVID-19. V té době došlo k zavádění celé řady restriktivních opatření, která vedla ke snížení likvidity trhu a ke globálnímu útlumu ekonomiky. Zavedená opatření a intervence ČNB pomohla k tomu, že v období po pandemii COVID-19 se slabě efektivní chování kurzů opět objevilo.

Strategie technické analýzy ověřovaly možnost dosažení nadprůměrných výnosů. Ze 126 aktivních strategií bylo evidováno 65 případů, které zhodnotily vložené vklady a 59 kladných případů, které překonaly pasivní strategie „kup & drž“.

Nejvíce úspěšných a kladných strategiích bylo zaznamenáno u kurzu USD/CZK. Všemi vybranými aktivními strategiemi EMA a RSI byla potvrzena úspěšná strategie v období před finanční krizí a v souhrnném období. Naopak pasivní strategie „kup & drž“ dominuje nad všemi aktivními strategiemi v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19. Současně statistickými testy byla v tomto období potvrzena slabá forma efektivity trhu. Pasivní strategii „kup & drž“ je možno nalézt rovněž u kurzu JPY/CZK v období po finanční krizi a před pandemií COVID-19.

Ukázalo se, že devizový trh je v podstatě efektivnější a nepředvídatelnější, než by se mohlo předpokládat. Efektivnost trhu může vymizet, ale po čase se zas objeví. Z výše uvedeného vyplývá, že devizový trh potvrdil platnost hypotézy efektivního trhu a současně splnil podmínky ve své slabé formě jak v krátkém, tak v dlouhém časovém intervalu. Pravděpodobnost existence závislosti a neefektivního chování v pohybu kurzových změn roste s delší sledovanou časovou periodou. Stejně jako efektivnost může i neefektivnost trhu načas vymizet a po určité době opět objevit. Proto klíčovým faktorem úspěchu investičního rozhodování a obchodní strategie lze považovat minimalizaci transakčních nákladů.

I. Summary

Information on whether the market is behaving efficiently or not is of central importance to an investor's choice of strategy or investment decision and it can lead to above-average returns. In this paper, the efficiency of the market has been tested through selected statistical methods and technical analysis strategies. The statistical tests sought to prove or reject the independence of exchange rate changes in the foreign exchange market. Using tests of investment strategies based on technical analysis, the possibility of achieving above average returns was tested.

For the empirical testing of the efficiency of the foreign exchange market, three currency pairs EUR/CZK, USD/CZK and JPY/CZK were selected. These three pairs contain the main exchange rate from three different continents to the Czech crown for the period from 2nd January 2001 to 31st December 2023. This entire period was divided into five shorter time periods. These periods also included the period of the financial crisis and the pandemic of COVID-19.

The reason for dividing the overall interval into shorter periods was to test the validity of the random walk hypothesis and to confirm or refute the existence of a weak form of market efficiency during the observed period. Alternative reason was to evaluate the causes and consequences of the development of individual sub-areas.

In total, 8 statistical tests and 7 technical analysis strategies were used for the selected currency pairs.

The USD/CZK currency pair performed the most effective exchange rate behavior. The random walk hypothesis, and hence the existence of a weak form of market efficiency, was confirmed consistently by all selected statistical tests in the financial crisis period, the post-financial crisis period, and the pre-COVID-19 pandemic period.

The most efficient behavior of price changes of all currency pairs was found in the financial crisis period and the post-COVID-19 pandemic period. The least efficient behaviour of all currency pairs was confirmed in the COVID-19 pandemic period.

Comparing the incidence of weak market efficiency across periods, it is clear that exchange rates behaved with weak efficiency during the financial crisis. Its avalanche-like spread led to an increase in the risk premium in financial markets, an increase in volatility, investor outflows and a decline in liquidity in smaller markets. Apparently, the course of

the financial crisis did not have a noticeable impact on market efficiency. Compared to the external financial crisis, the Czech financial system was in a solid starting position and therefore suffered almost no losses. The variable effective behavior of exchange rate changes in the period after the financial crisis and before the COVID-19 pandemic is explained by the intervention of the Czech National Bank. The existence of an efficient market disappeared with the advent of the COVID-19 pandemic. At that time, a number of restrictive measures were introduced, leading to a reduction in market liquidity and a global downturn in economic activity. This period was one of the shortest, which may also have affected the test results. The introduced measures and the intervention of the CNB contributed to the re-emergence of weakly efficient behavior after the COVID-19 pandemic.

The technical analysis strategies tested the hypothesis of the possibility of achieving above-average returns. Out of 126 trading strategies, 59 positive returns were recorded, which evaluated the deposits made.

The most positive and successful active strategies were recorded in most periods of the USD/CZK currency pair. The only exception is the period after the financial crisis and before the COVID-19 pandemic. During this period the passive „buy & hold“ strategy dominates all investment strategies. At the same time, statistical tests confirmed a weak form of efficient price change behavior in that period. In contrast, the active strategy dominated all investment strategies for USD/CZK in the pre-financial crisis and overall periods. A passive „buy & hold“ strategy was also found for the JPY/CZK exchange rate in the post-financial crisis period and before the COVID-19 pandemic in all investment strategies.

The foreign exchange market has turned out to be more efficient and unpredictable than one might have expected. Market efficiency may disappear for a time, but it will reappear after a while. The above shows that the foreign exchange market has confirmed the validity of the efficient market hypothesis and at the same time fulfilled the conditions in its weak form in both the short and long run. The likelihood of the existence of dependence and inefficient behavior in exchange rate movements increases with the longer time period observed. Like efficiency, market inefficiency can disappear for a while and reappear after a certain period of time. Therefore, minimising transaction costs can be considered a key success factor in investment decision making and trading strategy.

Keywords: efficient market hypothesis, random walk hypothesis, technical analysis, above-average return, foreign exchange market.

II. Seznam použitých zdrojů

Seznam použité literatury

- Adnan, M., Rasheed, M. H., Maqbool, Z., & Tariq, S. (2023). Adaptive Vs Efficient: A Comparative Analysis of Stock and Foreign Exchange Markets in Pakistan. *Journal of South Asian Studies*, 12, 735–747.
- Allen, H., & Taylor, M. P. (1990). Charts, Noise and Fundamentals in the London Foreign Exchange Market. *The Economic Journal*, 100(400), 49. <https://doi.org/10.2307/2234183>
- Arbel, A., & Strebel, P. (1983). Pay attention to neglected firms! *The Journal of Portfolio Management*, 9(2), 37–42. <https://doi.org/10.3905/jpm.1983.408901>
- Arlt, J., & Arltová, M. (2003). *Finanční časové řady* (1. vyd). Grada.
- Bachelier, L. (1900). Théorie de la spéculation. *Annales scientifiques de l'École normale supérieure*, 17, 21–86. <https://doi.org/10.24033/asens.476>
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3–18. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90018-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0)
- Barlett, M. S. (1946). On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series. *Journal of the Royal Statistical Society*, 8(27), 24–32.
- Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *The Journal of Finance*, 32(3), 663. <https://doi.org/10.2307/2326304>
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 129–156. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90031-4](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90031-4)
- Bigman, D., & Taya, T. (2003). Dooley, M.P., Shafer, J.R., Analysis of short-run exchange rate behavior: March 1973 to November 1981. In *Floating Exchange Rates and the State of World Trade and Payments* (Roč. 2003). Beard Books. <https://books.google.cz/books?id=SpgFuuWURPEC>
- Bleiberg, S. (1989). How Little we Know about P/Es, but also perhaps more than we Thin. *Journal of Portfolio Management*, 26–31.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2014). *Investments* (Tenth edition). McGraw-Hill Education.
- Box, G. E. P., & Pierce, D. A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 65(332), 1509–1526. <https://doi.org/10.1080/01621459.1970.10481180>
- Breedon, F., & Ranaldo, A. (2012). Intraday Patterns in FX Returns and Order Flow (SSRN Scholarly Paper 2099321). <https://doi.org/10.2139/ssrn.2099321>
- Brock, W., Lakonishok, J., & LeBaron, B. (1992). Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(5), 1731–1764. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04681.x>
- Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance: (3. vyd.)*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139540872>
- Burt, J., Kaen, F. R., & Booth, G. G. (1977). Foreign Exchange Market Efficiency under Flexible Exchange Rates. *The Journal of Finance*, 32(4), 1325–1330. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1977.tb03330.x>
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (2012). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
- Carvalho, J., Couto, G., & Pimentel, P. (2022). EUR/USD Exchange Rate Characterization: Study of Events. *Economies*, 10(12), 294. <https://doi.org/10.3390/economies10120294>
- Cassidy, J. (2012). *Jak selhávají trhy: Logika ekonomických kalamit* (Vyd. 1). Academia.
- 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), 111. <https://doi.org/10.2307/1924339>

- Cowles, A. (1933). Can Stock Market Forecasters Forecast? *Econometrica*, 1(3), 309–324. <https://doi.org/10.2307/1907042>
- Cowles, A. (1944). Stock Market Forecasting. *Econometrica*, 12(3/4), 206–214. <https://doi.org/10.2307/1905433>
- Cross, Frank. (1973). The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. *Financial Analysts Journal*, 29(6), 67–69. <https://doi.org/10.2469/faj.v29.n6.67>
- 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 & Economics*, 2(4), 267–280. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1158\(199710\)2:4<267::AID-JFE57>3.0.CO;2-J](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1158(199710)2:4<267::AID-JFE57>3.0.CO;2-J)
- Davidson, J. E. H. (2021). *Stochastic Limit Theory: An Introduction for Econometricians* (Second edition). Oxford University Press.
- 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 Transactions on Neural Networks*, 12(4), 744–754. <https://doi.org/10.1109/72.935088>
- Dickey, D. A. (1976). Estimation and hypothesis testing in nonstationary time series (s. 6226496) [Doctor of Philosophy, Iowa State University, Digital Repository]. <https://doi.org/10.31274/rtd-180817-2848>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Einstein, A. (1905). Ueber die von der molekular-kinetischen Theorie der Wärme geforderte Bewegung von in ruhenden Flüssigkeiten suspendierten Teilchen. *Annalen der Physik*, 17, 549-560
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34–105. <https://doi.org/10.1086/294743>
- Fama, E. F. (1969). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Frankel, J., & Froot, K. A. (1990). Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market. *American Economic Review*, 80(2), 181–185.
- Fuller, W. A. (1976). *Introduction to statistical time series*. J. Wiley and sons.
- Gibbons, M. R., & Hess, P. (1981). Day of the Week Effects and Asset Returns. *The Journal of Business*, 54(4), 579. <https://doi.org/10.1086/296147>
- Goodman, D. A., & Peavy, J. W. (1983). Industry Relative Price-Earnings Ratios as Indicators of Investment Returns. *Financial Analysts Journal*, 39(4), 60–66. <https://doi.org/10.2469/faj.v39.n4.60>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5. ed). McGraw-Hill Irwin.
- Gultekin, M. N., & Gultekin, N. B. (1983). Stock market seasonality. *Journal of Financial Economics*, 12(4), 469–481. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90044-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90044-2)
- Haugen, R. A. (1993). *Modern investment theory* (3rd ed). Prentice Hall.
- Haugen, R. A., & Lakonishok, J. (1988). The incredible January effect: The stock market's unsolved mystery. *Dow Jones-Irwin*.
- Chang, Y. (2004). A re-examination of variance-ratio test of random walks in foreign exchange rates. *Applied Financial Economics*, 14(9), 671–679. <https://doi.org/10.1080/0960310042000233449>
- Charles, A., & Darné, O. (2009). Variance-Ratio Tests of Random Walk: An Overview. *Journal of Economic Surveys*, 23(3), 503–527. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2008.00570.x>
- Chaudhry, A., Hanif, M., Hassan, S., & Chani, M. I. (2019). Efficiency of the Black Foreign Exchange Market. *International Journal of Economics and Finance*, 11, 165. <https://doi.org/10.5539/ijef.v11n2p165>
- Chen, J.-H. (2011). Variance Ratio Tests Of Random Walk Hypothesis Of The Euro Exchange Rate. *International Business & Economics Research Journal (IBER)*, 7(12). <https://doi.org/10.19030/iber.v7i12.3318>

- Chow, K. V., & Denning, K. C. (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 58(3), 385–401. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90051-6](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90051-6)
- Jílek, J. (2009). *Finanční trhy a investování*. Grada.
- Jílek, J. (2013). *Finance v globální ekonomice. II, Měnová a kurzová politika (1. vyd)*. Grada.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 263. <https://doi.org/10.2307/1914185>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1982). The Psychology of Preferences. *Scientific American*, 246(1), 160–173. <https://doi.org/10.1038/scientificamerican0182-160>
- Kaufman, P. J. (2020). *Trading systems and methods (Sixth edition)*. Wiley.
- Keim, D. (1985). Dividend yields and stock returns: Implications of abnormal January returns. *Journal of Financial Economics*, 14(3), 473–489. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90009-1](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90009-1)
- Keim, D. B. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 13–32. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90025-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90025-9)
- Kendall, M. G., & Hill, A. B. (1953). The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116(1), 11–24. <https://doi.org/10.2307/2980947>
- Kirkpatrick, C. D., & Dahlquist, J. R. (2016). *Technical analysis: The complete resource for financial market technicians (Third edition)*. Pearson Education, Inc.
- Kozhan, R., & Salmon, M. H. (2010). The Information Content of a Limit Order Book: The Case of an FX Market. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1742582>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lakonishok, J., & Smidt, S. (1988). Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective. *Review of Financial Studies*, 1(4), 403–425. <https://doi.org/10.1093/rfs/1.4.403>
- Le Bon, G. (2016). *Psychologie davu*. Portál.
- LeBaron, B. (1999). Technical trading rule profitability and foreign exchange intervention. *Journal of International Economics*, 49(1), 125–143. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(98\)00061-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(98)00061-0)
- Lee, H.-Y., & Sodoikhuu, K. (2012). Efficiency Tests in Foreign Exchange Market. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2, 216–224.
- Levich, R. M. (1985). Empirical studies of exchange rates: Price behavior, rate determination and market efficiency, Chapter 19. In *Handbook of International Economics (Roč. 2, s. 979–1040)*. Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4404\(85\)02010-X](https://doi.org/10.1016/S1573-4404(85)02010-X)
- Levich, R. M., & Thomas, L. R. (1993). The significance of technical trading-rule profits in the foreign exchange market: A bootstrap approach. *Journal of International Money and Finance*, 12(5), 451–474. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(93\)90034-9](https://doi.org/10.1016/0261-5606(93)90034-9)
- Liu, C. Y., & He, J. (1991). A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates. *The Journal of Finance*, 46(2), 773–785. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb02686.x>
- Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), 297–303. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- Lo, A., & MacKinlay, A. C. (1988). Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test (w2168; s. w2168). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w2168>
- Lo, A., & MacKinlay, A. C. (1989). The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation (t0066; s. t0066). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/t0066>
- Lo, A. W. (2004). The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective (SSRN Scholarly Paper 602222). <https://papers.ssrn.com/abstract=602222>

- Lo, A. W. (2005). Reconciling Efficient Markets with Behavioral Finance: The Adaptive Markets Hypothesis (SSRN Scholarly Paper 1702447). <https://papers.ssrn.com/abstract=1702447>
- Malkiel, B. G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 59–82. <https://doi.org/10.1257/089533003321164958>
- Malkiel, B. G. (2020). *A random walk down Wall Street: The time-tested strategy for successful investing*. W.W. Norton & Company.
- Mandel, M., & Durčáková, J. (2020). *Mezinárodní finance a devizový trh (2. aktualizované vydání)*. Ekopress.
- Mood, A. M. (1940). The Distribution Theory of Runs. *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(4), 367–392. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177731825>
- Murphy, J. J. (1999). *Technical Analysis of the Financial Markets: A Comprehensive Guide to Trading Methods and Applications*. New York Institute of Finance.
- Neely, C. (1998). Technical Analysis and the Profitability of U.S. Foreign Exchange Intervention. *Review*, 80, 3–17. <https://doi.org/10.20955/r.80.3-18>
- Neely, C. J. (1997). Technical analysis in the foreign exchange market: A layman's guide. *Review*, Sep, 23–38.
- Neely, C. J., & Weller, P. A. (2001). Technical Analysis and Central Bank Intervention. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.239532>
- Neely, C. J., & Weller, P. A. (2003). Intraday Technical Trading in the Foreign Exchange Market. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.189495>
- Neely, C., Weller, P., & Dittmar, R. (1997). Is Technical Analysis in the Foreign Exchange Market Profitable? A Genetic Programming Approach. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32(4), 405–426. <https://doi.org/10.2307/2331231>
- Obalade, A. (2021). Investigating adaptive behavior in the foreign exchange market: ZAR versus USD and CNY. *Investment Management and Financial Innovations*, 18, 391–401. [https://doi.org/10.21511/imfi.18\(2\).2021.31](https://doi.org/10.21511/imfi.18(2).2021.31)
- Okunev, J., & White, D. (2003). Do Momentum-Based Strategies Still Work in Foreign Currency Markets? *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(2), 425–447. <https://doi.org/10.2307/4126758>
- Olson, D. (2004). Have trading rule profits in the currency markets declined over time? *Journal of Banking & Finance*, 28(1), 85–105. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00399-0](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00399-0)
- Omrane, W., Ben, & Van Oppens, H. (2004). The Predictive Success and Profitability of Chart Patterns in the Euro/Dollar Foreign Exchange Market. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.484384>
- Osborne, M. F. M. (1959). Brownian Motion in the Stock Market. *Operations Research*, 7(2), 145–173.
- Qi, M., & Wu, Y. (2006). Technical Trading-Rule Profitability, Data Snooping, and Reality Check: Evidence from the Foreign Exchange Market. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(8), 2135–2158. <https://www.jstor.org/stable/4123046>
- Read, C. (2013). *The efficient market hypothesisists: Bachelier, Samuelson, Fama, Ross, Tobin and Shiller*. Palgrave Macmillan.
- Reinganum, M. R. (1981). Misspecification of capital asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19–46. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90019-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90019-2)
- Reinganum, M. R. (1983). The anomalous stock market behavior of small firms in January. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 89–104. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90029-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90029-6)
- Rejnuš, O. (2014). *Finanční trhy (4., aktualiz. a rozš. vyd.)*. Grada.
- Revenda, Z., Mandel, M., Kodera, J., Musílek, P., & Dvořák, P. (2023). *Peněžní ekonomie a bankovníctví (Sedmé přepracované vydání)*. Ekopress.
- Roberts, H. (1967). *Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market CRSP*. University of Chicago.

- Roll, R. (1983). Was ist das? The Turn of the Zear Effect and the Return Premia of small Firms. *Journal of Portfolio Management*, 18, 18–28. <https://www.anderson.ucla.edu/documents/areas/fac/finance/1983-1.pdf>
- Saacke, P. (2002). Technical analysis and the effectiveness of central bank intervention. *Journal of International Money and Finance*, 21(4), 459–479. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(02\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(02)00009-8)
- Samuelson, P. A. (1965). Proof That Properly Discounted Present Values of Assets Vibrate Randomly. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 4(2), 41–49. <https://doi.org/10.2307/3003046>
- Shefrin, H. M., & Statman, M. (1984). Explaining investor preference for cash dividends. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 253–282. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90025-4](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90025-4)
- Shefrin, H., & Statman, M. (1985). The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence. *The Journal of Finance*, 40(3), 777–790. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05002.x>
- Shiller, R. J. (2003). From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 83–104. <https://doi.org/10.1257/089533003321164967>
- Shiller, R. J. (2006). Irrational Exuberance Revisited. *CFA Institute Conference Proceedings Quarterly*, 23(3), 16–25. <https://doi.org/10.2469/cp.v23.n3.4255>
- Shiller, R. J. (2014). Speculative Asset Prices. *American Economic Review*, 104(6), 1486–1517. <https://doi.org/10.1257/aer.104.6.1486>
- Shiller, R. J. (2016). *Irrational exuberance (Revised and expanded third edition, [fourth printing, and first paperback printing])*. Princeton University Press.
- Schwert, G. W. (1989). Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(2), 147–159. <https://doi.org/10.2307/1391432>
- Schwert, G. W. W. (2002). Anomalies and Market Efficiency. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.338080>
- Surajaras, P., & Sweeney, R. J. (1992). *Profit-making speculation in foreign exchange markets*. Westview Press.
- Sweeney, R. J. (1986). Beating the Foreign Exchange Market. *The Journal of Finance*, 41(1), 163–182. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb04497.x>
- Thaler, R. (1980). Toward a positive theory of consumer choice. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1(1), 39–60. [https://doi.org/10.1016/0167-2681\(80\)90051-7](https://doi.org/10.1016/0167-2681(80)90051-7)
- Thaler, R. H., & Shefrin, H. M. (1981). An Economic Theory of Self-Control. *Journal of Political Economy*, 89(2), 392–406. <https://doi.org/10.1086/260971>
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of financial time series (2nd ed)*. Wiley.
- Vaughan, W. L. (Ed.). (2005). *Information efficiency in financial and betting markets*. Cambridge University Press.
- Veselá, J. (2019). *Investování na kapitálových trzích (3. vydání)*. Wolters Kluwer.
- Veselá, J., & Oliva, M. (2015). *Technická analýza na akciových, měnových a komoditních trzích (1. vydání)*. Ekopress.
- Wald, A., & Wolfowitz, J. (1940). On a Test Whether Two Samples are from the Same Population. *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(2), 147–162. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177731909>
- Wasserfallen, W., & Zimmermann, H. (1985). The behavior of intra-daily exchange rates. *Journal of Banking & Finance*, 9(1), 55–72. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(85\)90062-7](https://doi.org/10.1016/0378-4266(85)90062-7)
- Wilder, J. W. (1978). *New Concepts in Technical Trading Systems*. Trend Research.
- Working, H. (1934). A Random-Difference Series for Use in the Analysis of Time Series. *Journal of the American Statistical Association*, 29(185), 11–24. <https://doi.org/10.1080/01621459.1934.10502683>

Internetové zdroje

Business Cycle Dating Committee Announcements. (b.r.). (2010). NBER. Získáno 11. červenec 2024, z <https://www.nber.org/research/business-cycle-dating/business-cycle-dating-committee-announcements>

Coleman, M. (2022, srpen 22). Alfred Cowles: The Origins of the S&P 500 Index | Index Fund Advisors, Inc. https://www.ifa.com/articles/origins_of_the_sp500_index

FXstreet.cz s.r.o. (2012). 5. Část – Obchodní hodiny forexu. (b.r.). Získáno 24. červenec 2024, z <https://www.fxstreet.cz/cast-5-obchodni-hodiny-forexu-.html>

Sushko, V. (2022, prosinec 5). The global foreign exchange market in a higher-volatility environment. https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt2212f.htm

Wagner, G. (2020, srpen 31). The History of Japanese Technical Analysis. <https://education.kitco.com/trading/history-japanese-technical-analysis>

III. Seznam obrázků

Obrázek 1: Hlavní časové zóny.....	7
Obrázek 2: Formy efektivnosti trhu.....	19
Obrázek 3: Hodnotová funkce Kahnemana a Tverského	33

IV. Seznam tabulek

Tabulka 1: Popisná statistika kurzových změn měnových párů	60
Tabulka 2: Runs test.....	63
Tabulka 3: Test autokorelace EUR/CZK	65
Tabulka 4: Test autokorelace USD/CZK.....	66
Tabulka 5: Test autokorelace JPY/CZK	66
Tabulka 6: Ljung-Box test, hodnoty Q-stat.....	68
Tabulka 7: Ljung-Boxův test při zpoždění 10	68
Tabulka 8: Test poměru rozptylu EUR/CZK a USD/CZK	70
Tabulka 9: Test poměru rozptylu JPY/CZK.....	71
Tabulka 10: Chow-Denning test	71
Tabulka 11: Test jednotkového kořene (ADF).....	73
Tabulka 12: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS).....	74
Tabulka 13: Průměrné roční výnosy strategie EMA (%)	76
Tabulka 14: Průměrný roční výnos strategie RSI (%)	78
Tabulka 15: Vyhodnocení investiční strategie.....	85
Tabulka 16: Shrnutí a vyhodnocení statistických testů	86

V. Seznam příloh

Příloha 1: Chování časových řad v případě logaritmické transformace a logaritmické rozdíly těchto časových řad.....	2
Příloha 2: Histogram logaritmických výnosů EUR/CZK, USD/CZK a JPY/CZK	12
Příloha 3: Test autokorelace ACF, PACF a Ljung-Box test	15
Příloha 4: Souhrnné výsledky korelačních a parciálních koeficientů	18
Příloha 5: Souhrnné výsledky Ljung-Box test.....	19
Příloha 6: Testy poměru rozptylů	20
Příloha 7: Test jednotkového kořene (ADF)	26
Příloha 8: Souhrnné výsledky testu jednotkového kořene (ADF)	44
Příloha 9: Test KPSS	45
Příloha 10: Výběrové rozdělení testu poměru rozptylů.....	54
Příloha 11: Hypotéza náhodné procházky.....	57
Příloha 12: Souhrnné výsledky statistických testů CZK/JPY.....	58