

Vliv měnové zásoby na akciové trhy

Diplomová práce

Vedoucí práce:

doc. Ing. Svatopluk Kapounek, Ph.D.

Bc. Vladimír Pícha

Brno 2016

Tímto bych chtěl vyjádřit poděkování vedoucímu své diplomové práce, doc. Ing. Svatopluku Kapounkovi, Ph.D. Především za jeho odborné vedení, trpělivost a ochotu zodpovědět veškeré mé dotazy. Rovněž bych chtěl poděkovat své rodině, blízkým a přátelům za trpělivost a podporu během studia.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Vliv měnové zásoby na akciové trhy** vypracoval/a samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědom/a, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 18. května 2016

Abstract

Pícha, V. Effect of money supply on the stock market. Diploma thesis. Brno: Mendel University, 2016.

Diploma thesis observes effect of money supply on the stock market by means of portfolio balance channel as a transmission mechanism. National "flow of funds" accounts, specifically assets from US households' portfolios, represent a key data source. Johansen's cointegration methodology is employed in the empirical part of the thesis to analyze both short-term and long-term relationships among researched variables. Findings are contextualized in the concluding part of the thesis using a monetary policy framework.

Keywords

Stock market, money supply, transmission mechanism, portfolio balance, flow of funds, cointegration, VECM

Abstrakt

Pícha, V. Vliv měnové zásoby na akciové trhy. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2016.

Diplomová práce sleduje vliv měnové zásoby na akciové trhy prostřednictvím portfolio balance kanálu jako transmisního mechanismu. Klíčovým zdrojem dat jsou národní účetní výkazy „flow of funds“, konkrétně vybraná aktiva z portfolia amerických domácností. V empirické části práce je využito Johansenovy kointegrace k analýze krátkodobých a dlouhodobých vztahů mezi sledovanými proměnnými. Zjištění jsou v závěrečné části práce zasazena do rámce praktické monetární politiky.

Klíčová slova

Akciové trhy, měnová zásoba, transmisní mechanismus, portfolio balance, flow of funds, kointegrace, VECM

Obsah

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Úvod | 11 |
| 2 | Cíl práce | 13 |
| 3 | Současný stav poznání | 14 |
| 3.1 | Transmisní mechanismy monetární politiky po finanční krizi | 14 |
| 3.2 | Alternativní přístupy ke kanálům monetární transmise | 16 |
| 3.3 | Portfolio balance přístup..... | 16 |
| 3.3.1 | Teorie portfolia | 16 |
| 3.3.2 | Segmentované trhy a nedokonalá substituce aktiv | 19 |
| 3.3.3 | Časová struktura úrokových sazeb | 20 |
| 3.4 | Motivace k držbě dlouhodobých dluhopisů a akcií..... | 21 |
| 3.5 | Kritika portfolio balance přístupu | 21 |
| 3.6 | Vliv monetární politiky na akciový trh | 25 |
| 3.7 | Dílčí závěr..... | 26 |
| 4 | Metodika empirické analýzy | 28 |
| 4.1 | Vstupní data | 28 |
| 4.2 | Testy stacionarity..... | 29 |
| 4.3 | Kointegrace..... | 32 |
| 4.4 | Vector error correction model..... | 35 |
| 5 | Výsledky empirické analýzy | 37 |
| 5.1 | Stacionarita..... | 37 |
| 5.2 | Kointegrační odhady..... | 39 |
| 5.3 | Dílčí závěr..... | 43 |
| 6 | Doporučení pro tvůrce hospodářské politiky | 44 |
| 7 | Diskuze | 46 |
| 8 | Závěr | 48 |
| 9 | Literatura | 50 |

| | | |
|----------|---------------------------------|-----------|
| A | Seznam použitých zkratek | 56 |
| B | Přílohy | 57 |

1 Úvod

Využití nekonvenčních nástrojů monetární politiky v americké ekonomice vyvolalo nutnost nalézt či znovu objevit fungující kanály, jimiž by kvantitativní uvolňování mohlo stimulovat domácí ekonomiku. V té souvislosti byl představiteli americké centrální banky prezentován portfolio balance kanál jako jeden z hlavních kanálů působících na výnosové křivky dluhopisů a tedy úrokovou míru (Bernanke, 2012). Prostřednictvím vlivu na množství a skladbu aktiv v portfoliích investorů se předpokládá snížení dlouhodobé úrokové míry v ekonomice, je-li centrální banka ochotna provádět nákupy některých aktiv (D'Amico et al., 2012, Gagnon et al., 2010). Nárůst poptávky po dluhových instrumentech ze strany centrální banky vede k růstu jejich ceny. Zvýšení ceny aktiv nakupovaných centrální bankou by následně mělo vést ke snížení jejich výnosu a pokud jsou investoři ochotni substituovat mezi aktivy, pak se efekt snížení úrokové sazby přelije i do jiných skupin aktiv (Krishnamurthy a Vissing-Jorgensen, 2011). V rámci kritiky portfolio balance přístupu je nejvíce zpochybňována jeho skutečná účinnost v situaci, kdy je vliv tohoto kanálu sledován odděleně od ostatních kanálů monetární transmise (Christensen a Rudebusch, 2012, Thornton, 2012). Kritizována je i samotná schopnost portfolio balance kanálu působit na reálnou ekonomiku pomocí změny množství specifických aktiv v držení soukromých subjektů (Woodford, 2012).

Realizace monetární politiky prostřednictvím měnové zásoby je široce zkoumanou oblastí jak z pohledu monetaristické (Fisher, 1911), tak keynesiánské hospodářské politiky. Některé empirické studie (např. Rozeff, 1974) potvrzují předpoklad vlivu změn v měnové zásobě na akciové trhy. Teoretickým předpokladem je v takovém případě exogenita měnové zásoby, respektive konkrétního měnového agregátu, který může centrální banka ovlivňovat či cílovat. Na druhé straně je možné pochybovat o vztahu měnové zásoby a cen akcií, což by implikovalo minimální citlivost akciového trhu na reálnou úrokovou míru (Campbell a Ammer, 1993).

Klíčovým přínosem této práce je ojedinělé využití rámce portfolio balance kanálu k vysvětlení a kvantifikaci přenosu stimulu monetární politiky na akciový trh. Vzhledem ke vztahu mezi akciovým trhem (respektive tržním oceněním akciových titulů) a reálnou ekonomikou (viz Tobin 1969, Modigliani, 1971) je takový přenos klíčem k pochopení transmise mezi monetárními a reálnými veličinami. Efektivita přenosu přes akciové trhy tudíž reprezentuje z hlediska nositelů monetární politiky podstatný faktor v procesu tvorby hospodářskopolitických zásahů.

Ačkoli nekonvenční monetární politika na spodní hranici úrokových sazeb je v americké ekonomice již téma minulosti, závažnost této historické periody a nutnost nacházet relativně rychle účinné nástroje nekonvenční monetární politiky zvýrazňuje soudobý význam zkoumání specifických kanálů transmisního mechanismu. V době, kdy navíc Evropská centrální banka realizuje kvantitativní

uvolňování, se téma efektivity měnově politických nástrojů stává palčivě aktuálním problémem.

Následující kapitola představuje cíl práce a navazuje souhrnem současného stavu poznání v této oblasti. Kapitoly 4 a 5 popisují strategii empirické analýzy a její výsledky. Šestá kapitola je věnována doporučením pro tvůrce hospodářské politiky. Závěrečné kapitoly 7 a 8 shrnují zjištění této práce a uvádí je v kontextu současného výzkumu.

2 Cíl práce

Hlavním cílem práce je identifikace vlivu měnové zásoby na americký akciový trh prostřednictvím portfolio balance kanálu jako transmisního mechanismu. Předpokladem pro testování tohoto vlivu je funkčnost portfolio balance kanálu v americké ekonomice. Monetární expanze by tedy teoreticky měla vést ke změně množství a ceny aktiv, jež subjekty americké ekonomiky drží ve svých portfoliích. Tzv. *rebalancing* portfolií vlivem změněných podmínek na trhu povede dle teoretických závěrů ke změně proporce mezi dluhopisy, akciemi a hotovostí v portfoliích. Na základě rebalancingu je v rámci cíle práce očekáváno zvýšení držby akcií v osobních portfoliích zároveň s růstem cen akcií v reakci na provádění politiky monetární expanze.

Pro modelování budou využity základní kategorie aktiv v osobních portfoliích získané z účetní evidence *flow of funds*, jež publikuje statistické oddělení Rady guvernérů Federálního rezervního systému. Dle předpokladu se tedy každé osobní portfolio amerického investora skládá z určité proporce hotovosti, akcií a dluhopisů, jež jsou v evidenci *flow of funds* jednotlivě zastoupeny agregovanými daty za konkrétní sektory ekonomiky. Tato proporce se v čase mění v závislosti na faktorech ovlivňujících selekci aktiv v portfoliu, tedy především na výnosu a riziku. Využití národní účetní evidence *flow of funds* zároveň představuje neobvyklý přístup ke zkoumané problematice. Přestože Beckworth a Hendrickson (2014) testovali s pomocí této databáze přítomnost portfolio balance kanálu v americké ekonomice, standardně je *flow of funds* evidence využívána spíše v tématech úspor či hospodářských cyklů (Terzi, 1986, Christiano et al., 1994). *Flow of funds* rovněž umožňuje provést empirickou analýzu na relativně dlouhém období od roku 1952 do roku 2015. Měnovou zásobu v tomto případě reprezentují oběživo a vklady na běžných účtech amerických domácností, což odpovídá měnovému agregátu M1. Za proměnnou sloužící ke kvantifikaci dopadu změn v portfoliích na akciový trh byl zvolen reprezentativní index amerického akciového trhu S&P 500.

Časové řady s kvartální frekvencí budou podrobeny testování na přítomnost jednotkového kořene. Ke zjištění vztahů mezi zkoumanými veličinami bude následně využito metody kointegrace časových řad, přičemž cílem je kvantifikovat jednak dlouhodobý rovnovážný stav a jednak rychlost přizpůsobení, s jakou se proměnné navrací k ekvilibriu v krátkém období. Geograficky je práce zaměřena na finanční a kapitálový trh USA, jelikož poskytuje dostatečný časový úsek k datové analýze a zároveň je americkou centrální bankou předpokládána funkčnost portfolio balance kanálu monetární transmise. Výsledky empirické analýzy naleznou využití především mezi nositeli monetární politiky, neboť přenos monetárních stimulů na trhy různých aktiv je předmětem podrobného zkoumání většiny centrálních bank.

3 Současný stav poznání

Následující kapitola sumarizuje současný stav poznání v oblasti portfolio balance kanálu monetární politiky. Zvláštní pozornost je věnována vlivu monetární politiky na akciové trhy.

3.1 Transmisní mechanismy monetární politiky po finanční krizi

Po splasknutí bubliny na americkém hypotečním trhu, následném propadu akciových trhů a pádu některých systémově významných finančních institucí se americká centrální banka ocitla na spodní hranici vyhlašovaných úrokových sazeb¹. V podmínkách vyčerpání běžných nástrojů monetární politiky rozhodla Rada guvernérů Federálního rezervního systému o využití tzv. large-scale asset purchases, tedy nákupu značného množství střednědobých a dlouhodobých cenných papírů převážně dluhové povahy (dále jen LSAP). Rozsáhlé využití alternativních nástrojů monetární politiky vedlo k nutnosti zkoumat jejich účinky a efektivitu. Záměrem prováděných operací bylo snížení dlouhodobé úrokové míry v americké ekonomice, čehož již nebylo možné dosáhnout změnou krátkodobé úrokové sazby. Z dostupných zdrojů je zjevné, že kromě ovlivnění dlouhodobé úrokové míry sledovala americká centrální banka také cíl *“snížit náklady a zvýšit dostupnost úvěrů na nákup nemovitosti, což by také mělo podpořit nemovitostní trh a celkově zlepšené podmínky na finančních trzích.”* (přeloženo autorem, Federal Reserve, 2008). D'Amico et al. (2012, s. 11 - 13) předpokládají, že LSAP působí třemi kanály na sazby dlouhodobých dluhopisů.

Prvním uváděným kanálem transmisního mechanismu je tzv. *signaling channel*, který vysvětluje vliv na dlouhodobé sazby prostřednictvím očekávání investorů. Dojde-li například ke snížení sazeb krátkodobých dluhopisů, pak tržní aktéři očekávají, že k (zpravidla neproporcionálnímu) snížení sazeb dojde i u dlouhodobých dluhopisů. Z podstaty signálního kanálu je zjevné, že v období provádění LSAP je jeho funkce irelevantní, proto se jím odborné práce během zmíněné periody zabývají v minimálním rozsahu. Navzdory tomu však například Eggertson a Woodford (2003, s. 52) tvrdí, že pouze signální kanál má mezi ostatními kanály monetární transmise výhradní schopnost ovlivňovat inflaci, respektive dlouhodobou úrokovou míru². Alternativní a spíše psychologickou hypotézu transmisního mechanismu nabízí Cochrane (2012, s. 5 - 6), jež v prostředí nulových úrokových sazeb teoreticky ztotožňuje rezervy s krátkodobým dluhem. Odvozuje dále, že nárůst rezerv a tedy i krátkodobého

¹ Vyhlašované sazby klesly na technickou nulu v prosinci 2008.

² Obecně dochází Eggertson a Woodford (2003) k závěru, že skutečný dopad na inflaci, potažmo reálnou ekonomickou činnost mají ty měnově-politické nástroje, které ovlivňují očekávání ekonomických aktérů o budoucím vývoji úrokových sazeb.

dluhu si investoři vyloží jako signál americké centrální banky, že snížené sazby budou trvat relativně dlouho.

Odchylky ve vývoji dlouhodobých úrokových sazeb, jež nelze uspokojivě vysvětlit pomocí hypotézy očekávání, je možné nahlížet perspektivou tzv. *scarcity channel* (D'Amico, 2012). Podle *scarcity channel* závisí úrokové sazby dlouhodobých dluhopisů na relativním množství těchto aktiv v držení soukromými subjekty (např. Modigliani a Sutch, 1966). Pokud dojde k nákupům dlouhodobých dluhopisů, zvýší se poptávka po dluhových cenných papírech, což vede ke zvýšení jejich ceny a snížení jejich výnosu.

Třetí kanál se označuje jako *portfolio balance channel*, v odborné literatuře lze najít i alternativní označení *duration channel*. Portfolio balance channel je vysvětlením transmisního mechanismu monetární politiky prostřednictvím *durace*. LSAP omezuje nabídku aktiv s vyšší durací soukromému sektoru a zvyšuje nabídku aktiv s nulovou durací a konvexitou (Gagnon et al., 2010). V případě uskutečňovaných nákupů mortgage-backed securities (dále jen MBS) dokonce šlo o cenné papíry s negativní konvexitou³. Formální vyjádření vlivu dvou nejdiskutovanějších kanálů (signální a portfolio balance) na výnos dlouhodobého vládního dluhopisu lze zapsat jako:

$$y_t^n = n^{-1} \sum_{i=0}^{n-1} E_t r_{t+i} + YTP_t^n \quad (1)$$

kde:

y_t^n ... je výnos dlouhodobého dluhopisu v čase t s maturitou n

r_t ... je vyhlášená krátkodobá úroková míra

E_t ... značí očekávání investorů ohledně krátkodobé úrokové míry

YTP_t^n ... je výnos odpovídající časové prémii

Aditivní podoba rovnice zachycuje dvousložkový výnos ze sledovaného dluhopisu. Na pravé straně rovnice zobrazuje první člen očekávání mezního investora o budoucí úrokové míře, respektive směřování monetární politiky. Druhý člen vyjadřuje časovou prémii, která vzniká na základě *durace* dlouhodobých dluhopisů⁴. Pomocí prvního členu je tudíž měřitelná síla signálního kanálu na dluhopis, pomocí druhého členu se zjišťuje míra vlivu portfolio balance kanálu (viz Bauer, Neely, 2014).

³ Záporná konvexita MBS je způsobena rizikem předčasného splacení hypoték (Gagnon et al., 2010). Srovnáme-li tedy MBS s běžným dluhopisem o stejné sazbě a kupónu, avšak bez rizika předčasného splacení, pak cena MBS vzroste méně při poklesu úrokových sazeb než u srovnatelného dluhopisu. Naopak cena MBS poklesne více při růstu úrokových sazeb ve srovnání s běžným dluhopisem.

⁴ Časová premie tedy odráží citlivost dluhopisů na změny úrokové míry (Bauer, Neely, 2014, s. 9).

3.2 Alternativní přístupy ke kanálům monetární transmise

Tři výše zmíněné kanály monetární transmise jsou v současném diskurzu běžné, nicméně existují i další přístupy k totožné problematice. Krishnamurthy a Vissing-Jorgensen (2011) navrhují přístup zvaný safety premium channel, podle něhož poptávka po dlouhodobých aktivech považovaných za bezpečná trvale snižuje výnos z těchto aktiv. Jak totiž dokládají Krishnamurthy a Vissing-Jorgensen (2010, s. 32 - 33), existuje prokazatelný vztah mezi spreadem dluhopisů hodnocených ratingem Aaa a Baa na jedné straně a změnami v nabídce dlouhodobých vládních dluhopisů na straně druhé. Stejní autoři rovněž přicházejí s tzv. liquidity channel, který objasňuje zvýšení výnosu dlouhodobých dluhopisů rezervami (bank), tedy přímo opačný dopad monetární politiky. Vlivem zvýšení množství vysoce likvidních aktiv (typicky bankovních rezerv) v poměru k množství dlouhodobých dluhopisů vzniká tlak na zvýšení výnosu z dlouhodobých dluhopisů (Krishnamurthy, Vissing-Jorgensen, 2011, s. 6). Investoři totiž požadují větší přírážku za likviditu (liquidity premium) u dlouhodobých aktiv. Dále autoři rozlišují tzv. inflation channel, jenž působí na inflační očekávání. Je však nabíledni, že změnu inflačních očekávání lze přisuzovat každému z dříve jmenovaných kanálů; oddělené definování inflačního kanálu je tudíž přinejmenším rozporuplné (D'Amico, 2012, s. 14).

3.3 Portfolio balance přístup

V projevu z prosince roku 2009 shrnul viceprezident Federální rezervního systému v New Yorku Brian Sack fungování portfolio balance kanálu transmisního mechanismu monetární politiky následovně: *„Primárním efektem je snižování rizikové přírážky na [centrální bankou, pozn. autora] pořízovaných aktivech. Nákupem konkrétních aktiv snižuje FED množství cenných papírů v držení soukromého sektoru. [...] Aby se investoři mohli přizpůsobit, očekávaný výnos z cenných papírů musí klesnout. Jinak řečeno, nákupy aktiv vyženou jejich cenu vzhůru, čímž sníží jejich výnos. Dle očekávání se tyto efekty přelijí do dalších podobných aktiv do té míry, pokud jsou investoři ochotni mezi nimi substituovat.“* (přeloženo autorem, Federal Reserve, 2009) Takřka totožné fungování portfolio balance kanálu monetární politiky teoreticky popisuje např. Thornton (2012), avšak upozorňuje na nedostatečné množství empirických důkazů. Z výše uvedeného vyplývá, že kořeny portfolio balance přístupu se nachází především v teorii portfolia, hypotéze segmentovaných trhů s dluhem, nedokonalé substituci aktiv a časové struktuře úrokových sazeb.

3.3.1 Teorie portfolia

Teorie portfolia se zabývá individualizovaným výběrem aktiv, respektive skupin aktiv pro dosažení optimální skladby portfolia. Markowitz (1952) popsal základy pro moderní teorii portfolia, přičemž se odvrací od zjednodušeného výběru aktiv v portfoliu dle očekávaného výnosu. Nejenže volba aktiv podle očekávaného výnosu

přehlídí rizikovost těchto aktiv, ignoruje i možnosti diverzifikace portfolia⁵ (Markowitz, 1952, s. 77-78). Dává tak vzniknout modelu portfolia zohledňující riziko vyjádřené jako směrodatná odchylka výnosů aktiva. Jsou-li známy podíly jednotlivých aktiv, lze očekávanou výnosnost portfolia E_p obecně definovat jako:

$$E_p = \sum_{i=1}^n X_i \mu_i \quad (2)$$

přičemž:

μ_i ... je očekávaná výnosnost aktiva i

X_i ... je váha i -tého aktiva v portfoliu

n ... počet aktiv v portfoliu

Zároveň lze obecně definovat riziko vyplývající z rozptylu výnosů daných aktiv. Níže uvedený obecný tvar variance v rovnici 3 (Markowitz, 1952, s. 81) je upraven na směrodatnou odchylku.

$$V_p = \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \sigma_{ij} X_i X_j \right)^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

kde:

σ_{ij} ... značí kovarianci výnosností mezi jednotlivými aktivy (i a j)

Zásadním omezením mean-variance modelu popsaného výše je vyjádření volatility aktiva. Směrodatná odchylka vyjadřující volatilitu ve skutečnosti není konstantní, naopak má stochastický charakter a v závislosti na typu aktiva mohou výkyvy volatility významně ohrozit portfolio. Campbell a Viceira (2005, s. 2) rovněž upozorňují, že rozhodování o skladbě portfolia na základě mean-variance modelu je vhodné spíše pro krátkodobý investiční horizont než pro dlouhodobý záměr investice. Pomocí konstrukce portfolia s nejnižším rizikem (tzv. *global minimum variance portfolio*) dokazují, že rizikově ideální portfolio krátkodobého horizontu je složeno takřka kompletně ze státních pokladničních poukázek, kdežto

⁵ Je-li alokace aktiv v portfoliu založena pouze na očekávaném výnosu, pak nelze vyloučit možnost, že optimální alokací bude investice všech prostředků do právě jednoho aktiva s nejvyšším výnosem.

nejméně rizikové dlouhodobé portfolio je kombinací dlouhodobých dluhopisů a akcií⁶ (Campbell, Viceira, 2005, s. 20 – 22).

Dle předpokladu může investor cílit na vyšší výnosnost pouze pokud přijme vyšší riziko (Sharpe, 1964, s. 425). Část výnosu, která odpovídá zvýšenému riziku například oproti aktivu nesoucímu bezrizikovou úrokovou míru, je totožná s rizikovou přírážkou (v orig. *risk-premium*). Při porovnání různých aktiv lze tedy brát v úvahu rizikový profil investice. Ke zjištění velikosti zvýšeného výnosu, který investor získá alokací finančních prostředků do aktiva s větším rizikem, se využívá Sharpe ratio (viz Sharpe 1966, Sharpe 1994). Obecná podoba ex ante⁷ Sharpeho poměru je definována jako:

$$S_a = \frac{E(R_a - R_b)}{\sigma_a} \quad (4)$$

Kde:

E ... je očekávaná výnosnost

R_a ... je výnosnost aktiva v portfoliu

R_b ... reprezentuje bezrizikovou úrokovou míru náležící dané třídě aktiv (*benchmark*)

σ_a ... je směrodatnou odchylkou vyjadřující riziko zvýšeného výnosu

Vyšší hodnota Sharpeho poměru naznačuje, že investor získal za totožné podstoupené riziko větší výnos z aktiva (rizikovou přírážku). Mezi dvěma portfolii je tedy žádanější to, které dosahuje vyššího Sharpeho poměru.

Investoři čelící proměnlivým podmínkám trhu mohou pomocí zmíněných metod provádět změny ve svých portfoliích v závislosti na aktuální struktuře rizika a výnosu dostupných instrumentů. Proces vyvažování portfolia (v orig. *portfolio rebalancing*) na individuální bázi představuje prvotní fázi mechanismu, který na agregátní úrovni může vést k ovlivnění dlouhodobých úrokových měr a je nazýván portfolio balance přístupem k transmisnímu mechanismu monetární politiky (viz Gagnon et al., 2010). Frekvence změn v držbě rizikových aktiv navíc nasvědčuje vysoké ochotě investorů ke změnám skladby portfolia (Calvet et al., 2008). Napříč populací však není sklon k aktivní změně portfolia stejný. Calvet a kolektiv (2008) odvozují z dat švédské ekonomiky, že vzdělanější a relativně bohatší investoři provádějí aktivní změny v portfoliu častěji než ostatní.

⁶ Vyšší rizikovost státních pokladničních poukázek (se splatností do 1 roku) v dlouhodobém portfoliu je dána reinvestičním rizikem (*reinvestment risk*), tedy situací, kdy je nutno výnos z dluhopisu reinvestovat za nižší než očekávanou úrokovou míru.

⁷ Sharpe (1994) rozlišuje ex ante poměr, který se zakládá na očekávaném výnosu a očekávané volatilitě aktiva, a ex post poměr, jenž využívá historické hodnoty výnosnosti a směrodatné odchylky výnosu.

Konvenční uvažování o individuálním portfoliu přisuzuje nejmenší riziko peněžní hotovosti, u konzervativních investorů předpokládá vyšší podíl dluhopisů a se snižující se averzí k riziku předjímá růst podílu akcií v portfoliu. Campbell a Viceira (2001, s. 51 - 54) potvrdili tyto předpoklady a zároveň poukázali na zvyšující se držbu akcií v portfoliu, pakliže investoři využijí možnosti půjčení prostředků na nákup aktiv do portfolia. Intuitivní doporučení volby mezi dluhopisy a akciemi v závislosti na averzi k riziku je však v rozporu s tzv. teorémem podílového fondu (v orig. *mutual fund theorem*), podle něhož by averze k riziku měla ovlivnit pouze podíl peněžní hotovosti vůči rizikovým cenným papírům, a nikoli váhy rizikových aktiv v portfoliu (viz např. Canner, 1997). Bereme-li v úvahu existenci indexovaných dluhopisů, pak jsou drženy v portfoliu především z důvodu zajištění proti inflačnímu riziku. Pro modelový případ nekonečně rizikově averzního dlouhodobého investora s minimální mezičasovou substitucí aktiv je indexovaný dluhopis dokonce jedinou optimální volbou v portfoliu (Campbell, Viceira, 2001, s. 51).

Jak však upozorňují Brennan et al. (1997), rozdíly mezi individuální volbou aktiv do portfolia závisí také na tom, jaký přístup zvolí investor k dané alokaci. Je-li portfolio spravováno strategicky, pak je dodržována předem stanovená proporce jednotlivých tříd aktiv v portfoliu a výnosy jsou reinvestovány tak, aby odpovídaly stanoveným poměrům. Pokud investor zvolí taktickou alokaci aktiv, pak je určen rozsah, v němž se poměrově mohou jednotlivé třídy aktiv podílet na portfoliu. Taktická alokace tedy nabízí větší možnosti k aktivní správě portfolia vzhledem k aktuální ekonomické situaci.

3.3.2 Segmentované trhy a nedokonalá substituce aktiv

Základem vysvětlení portfolio balance kanálu je teoretický předpoklad oddělení trhů s dluhem. Obchodování s dlouhodobými dluhopisy je odděleno od zbytku dluhopisového trhu a tržní aktéři jsou si tohoto oddělení (v orig. *segmentation*) vědomi. Mezi první proponenty tohoto přístupu patřil Winfield Riefler (1930) s obsáhlou studií amerického peněžního trhu. Podobný pohled na trh peněz a aktiv nabízí Tobin (1969), když formálně odvozuje tzv. nedokonalou substituci aktiv. Zásadní rozdíl mezi penězi a cennými papíry se podle něj nachází ve skutečnosti, že úroková sazba peněz je exogenní, stanovená centrální bankou (vládou, zákonem, apod.), ale úroková sazba cenných papírů je endogenní – determinovaná tržními procesy. Tedy „pokud se nabídka jednoho aktiva zvýší, struktura výnosových měř tohoto i ostatních aktiv se musí změnit, aby umožnila veřejnosti pojmout novou nabídku. [...] Pokud je však výnosová míra tohoto aktiva fixní, pak se přizpůsobení odehraje pouze prostřednictvím snížení výnosu ostatních aktiv nebo zvýšením jejich ceny.“ (přeloženo autorem, Tobin, 1969, s. 26) Empirický důkaz o platnosti předpokladu nedokonalé substituce aktiv předložili např. Andrés, et al. (2004) konstrukcí modelu pro data z amerického dluhopisového trhu.

Thornton (2012) kritizuje hypotézu segmentovaného trhu s dluhem a považuje ji za teoreticky relativně slabou. Vytýká především absenci formálního

modelu, tudíž nesnadnou testovatelnost předpokladů na empirických datech. Pokus o vytvoření formalizovaného modelu segmentovaného trhu provedli Vayanos a Vila (2009). Model předpokládá existenci dvou skupin obchodujících - investory s preferovanými dobami splatností a rizikově averzní arbitrážéry. Zvolený model⁸ umožňuje testovat některé předpoklady týkající se rizikové přírážky či efektivnosti transmisních mechanismů monetární politiky a poskytuje zatím nejfrekventovanější východisko pro další odborné práce na téma portfolio balance (viz např. Hamilton, Wu, 2011 nebo Neely, 2010).

Alternativní pohled na segmentovaný dluhopisový trh poskytuje další model se dvěma skupinami investorů dle Cúrdia a Ferrero (2013). První skupina investorů alokuje svoje prostředky do krátkodobých i dlouhodobých dluhopisů. Dojde-li ke změně v úrokových sazbách nebo nabídce dluhových cenných papírů, investoři realokují mezi krátkodobými a dlouhodobými dluhopisy, avšak jejich spotřeba zůstane neovlivněna. Druhá skupina požaduje pouze dlouhodobé dluhopisy ve svém portfoliu⁹. Pokud v takovém případě poklesnou úrokové sazby, pak se investorům přestává vyplácet držet množství dlouhodobých dluhopisů a mohou preferovat spotřebu. Model s využitím hypotézy segmentovaného trhu ukazuje naznačuje rozdíly v dopadu na agregátní poptávku (spotřebu) v závislosti na preferencích investorů (Cúrdia, Ferrero, 2013, s. 2).

3.3.3 Časová struktura úrokových sazeb

Další klíčovou teorií v pozadí portfolio balance kanálu je časová struktura úrokových sazeb (v orig. *term structure of interest rates*). Označuje vztah mezi výnos dluhopisu a dobou do jeho splatnosti. Graficky lze časovou strukturu úrokových sazeb vyjádřit jako tzv. výnosovou křivku. Běžně přináší dluhopisy s delší splatností i větší kupón, což znázorňuje rostoucí tvar výnosové křivky. V reakci na očekávání investorů se však objevují i atypické situace, a tedy výnosové křivky méně běžných tvarů.

Na rozdíly v časové struktuře úrokových sazeb mezi dlouhodobými a krátkodobými dluhopisy upozornil již Culbertson (1957), přičemž identifikoval čtyři faktory ovlivňující rozdíl mezi úrokovými sazbami v čase. Jedná se o (1) faktor odlišné likvidity, neboť krátkodobý dluhopis poskytuje investorovi větší likviditu než dluhopis dlouhodobý. Dále (2) faktor atraktivity dluhopisů různých dob splatností v závislosti na očekávané změně jejich ceny. Také (3) faktor změn v nabídce dluhopisů a rigidit v poptávce po dluhopisech, který bere v úvahu především neelasticity v krátkém období. V neposlední řadě (4) faktor rozdílu v nákladech dluhu vzhledem ke splatnosti dluhopisu, jelikož náklady na držení

⁸ Tzv. preferred-habitat model vysvětluje, proč investoři upřednostňují vlastnictví krátkodobých dluhopisů oproti dlouhodobým, a jaká riziková přírážka (risk premium) je pro investory důvodem k držbě dluhopisů jiné než preferované splatnosti.

⁹ Portfolio složené výhradně z dlouhodobých dluhopisů může náležet investorovi, který se zaměřuje na určitý výnos v konkrétním budoucím okamžiku, například využití portfolia v roce odchodu do penze (Cúrdia, Ferrero, 2013, s. 2).

dluhopisu rostou s prodlužující se splatností dluhopisu (Culbertson, 1957, s. 490). Důsledkem hypotézy časové struktury úrokových sazeb je existence stálé poptávky různých skupin investorů s různými preferencemi po dluhopisech. V kombinaci s teorií segmentovaného trhu dojde při snížení množství dluhopisů s konkrétní dobou splatnosti v držení soukromých investorů k nedostatku těchto aktiv, který nelze za daných cen uspokojit z důvodu nedokonalé substituce aktiv (D'Amico, 2012, s. 12). Situace může vyústit ve změnu cen dluhopisů, což bývá nazýváno jako tzv. *scarcity effect*.

3.4 Motivace k držbě dlouhodobých dluhopisů a akcií

Investoři se rozhodují držet dlouhodobé dluhopisy ze dvou důvodů. Jednak mohou dlouhodobé dluhopisy sloužit jako nástroj spekulace, pakliže existuje časová prémie, tedy nadvýnos dlouhodobého dluhopisu v porovnání s držetím série krátkodobých dluhopisů na totožnou dobu (Campbell, Viceira, 2001, s. 51). Druhým důvodem je zajištění. Dlouhodobý dluhopis zůstává obecně nejlákavějším instrumentem pro rizikově averzní investory s dlouhodobým investičním horizontem a typicky také pro penzijní či investiční fondy. Zatímco spekulativní poptávka se může v čase výrazně měnit, zajišťovací poptávka vykazuje větší stabilitu (viz Campbell, Viceira, 2001 nebo Campbell, Viceira, 2005). K podobným závěrům dochází i Brennan et al. (1997), jež identifikují strategicky alokované portfolio jako de facto kombinaci dvou portfolií – (1) krátkodobého portfolia založeného na striktní mean-variance logice a (2) dlouhodobého portfolia vykonávajícího především zajišťovací roli. Zatímco výše uvedené motivy držby intuitivně definují poptávku po dlouhodobých dluhopisech, některé modely (např. Hamilton, Wu, 2011) alternativně uvádí poptávku po dluhopisech jako neměnnou, přičemž jediný faktor, který může ovlivnit úrokové sazby, je změna objemu nabídky dluhopisů (Cochrane, 2011, s. 17).

Držbu akcií motivují rozdílné faktory v případě přímého nákupu a v případě držby prostřednictvím podílového fondu. Vyšší výnosy z přímo nakoupené akcie výrazně zvyšují pravděpodobnost, že investor cenný papír prodá, navíc v relativně krátkém časovém horizontu. Naopak vyšší výnosy z akciového podílového fondu tento vztah vykazují velice slabě (Calvet et al., 2008, s. 346). Investoři totiž předpokládají, že podílové fondy jsou řízeny odborníky a svůj předpoklad aktualizují až v závislosti na zveřejňované výkonnosti fondu; naproti tomu přímá držba akcií je výrazně ovlivněna psychologií¹⁰ investora.

3.5 Kritika portfolio balance přístupu

Portfolio balance přístup se v kontextu politiky Federálního rezervního systému stal dominantním pohledem na problematiku transmisního mechanismu.

¹⁰ Nejčastěji se hovoří o tzv. *disposition effect*, který se projevuje příliš kvapným prodejem akcie, jejíž cena právě vzrostla, a zároveň neochotou prodat akcii, jejíž cena klesá.

Existence mnoha empirických studií zároveň vedla ke kritice z několika pozic. Dle Thorntona (2012) se projevují tři linie kritiky. Zaprvé, přestože Gagnon et al. (2010) empiricky prokázali nejvýznamnější roli portfolio balance kanálu v dopadu LSAP na úrokové sazby, jsou podrobena kritice za nedostatečné objasnění faktické stránky daného přístupu. Postrádají vysvětlení a konceptualizaci pojmu časová prémie. Směrodatná odchylka výnosů, s jejíž pomocí se časová prémie kvantifikuje, totiž zahrnuje jak tržní riziko, tak riziko selhání emitenta. Cílem však je pozorovat odděleně tržní riziko, tedy větší citlivost dlouhodobých dluhopisů na změnu úrokové míry v porovnání s krátkodobými dluhopisy (Thornton, 2012). Podobně volají D'Amico et al. (2012, s. 30) po přepracování a zpřesnění modelu časové struktury pro účely makroekonomické analýzy.

Druhou linií kritiky se ukazuje být předpoklad segmentovaného trhu včetně zmíněného preferred-habitat modelu. Aby mohl preferred-habitat model posloužit vysvětlení portfolio balance přístupu, využívá jako předpoklad neochotu (neelasticitu) investorů ke změně splatnosti svých dluhopisů, což sami autoři označují za extrémní předpoklad (Vayanos, Vila, 2009, s. 7). Jak ale vyplývá z konstrukce modelu, trh dluhopisů se dostane do rovnováhy, pouze pokud investoři mohou substituovat v rámci svých preferovaných splatností (viz Vayanos, Vila, 2009). Za tímto účelem navrhují použít jiná než dluhopisová aktiva mimo model, v tomto konkrétním případě nemovitosti.

Třetí linie kritiky se týká významu portfolio balance kanálu a to především ve spojitosti s monetární politikou na spodní hranici sazeb. Cochrane (2011) kritizuje především empirickou práci Hamiltona a Wu (2011), kteří konstrukcí modelu časové struktury dochází k výsledku, že druhá fáze kvantitativního uvolňování¹¹ snížila sazby dlouhodobých dluhopisů v průměru o 13 bazických bodů. Dle Cochrane (2011) autoři využívají prostých regresních modelů namísto robustního modelu časové struktury, dosahují vysokého koeficientu determinace na testovacím vzorku, avšak s pomocí multikolinearovaných proměnných. Fakticky pak rozporuje význam portfolio balance kanálu, neboť část dlouhodobých státních dluhopisů je vázána v centrální bance a další část spočívá v penzijních fondech, což narušuje předpoklad modelu. Dále uvádí, že aktéři finančního trhu čelí riziku vyplývajícimu z durace na mnoha jiných než dluhopisových trzích, proto je působení portfolio balance kanálu na dlouhodobých dluhopisech nepravděpodobné (Cochrane, 2011, s. 16 – 17). Thornton (2012) zůstává skeptický vůči portfolio balance kanálu, přičemž zpochybňuje především význam dopadu LSAP na ekonomickou aktivitu. Přiznává, že portfolio balance kanál působí jako součást transmisního mechanismu, avšak jeho kvantitativní dopad označuje za nevýznamný. Podobně přisuzují Christensen a Rudebusch (2012) výrazně větší roli signálnímu kanálu než portfolio balance kanálu. Stejně tak argumentují Cúrdia a Ferrero (2013), přičemž za překážku dopadu LSAP na ekonomickou aktivitu označují nedostatečnou segmentaci trhu s dluhopisy. Thornton (2012) dále

¹¹ Druhá fáze kvantitativního uvolňování o objemu 600 miliard dolarů byla Federálním výborem pro volný trh (FOMC) ohlášena 3. listopadu 2010.

upozorňuje, že existuje nedostatek empirických studií prováděných na datech s nižší než měsíční frekvencí.

Naopak vůbec nejtěsnější vztah mezi LSAP a dlouhodobou úrokovou mírou potvrdili Gagnon et al. (2010). Dopad omezení nabídky dluhopisů během první vlny kvantitativního uvolňování odhadli autoři na pokles 82 bazických bodů¹² na 10-letém vládním dluhopisu, z čehož 52 bazických bodů tvoří pokles časové premie. Tabulka 1 uvádí normalizovaný dopad LSAP na úrokové sazby dlouhodobých dluhopisů dle jednotlivých autorů za předpokladu provedení LSAP o objemu 600 miliard dolarů v americké ekonomice. Odhady se v některých případech výrazně liší, průměrně se však odhad dopadu LSAP pohybuje mezi 15 až 25 bazickými body poklesu úrokové sazby. To přibližně odpovídá ekvivalentu snížení vyhlášené krátkodobé sazby (*federal funds rate*) o 0,75 až 1 procentní bod (Williams, 2014, s. 10). Přítomnost portfolio balance kanálu prokazují Bauer a Neely (2014) i v mezinárodním měřítku. V případě Německa a Austrálie připisují autoři relativně větší význam portfolio balance kanálu, než signálnímu kanálu. Na japonský dluhopisový trh působil portfolio balance kanál méně, pro Kanadu a Spojené státy americké pak identifikují spíše slabý význam diskutovaného kanálu ve srovnání se signálním kanálem (Bauer, Neely, 2014, s. 28). Výrazný mezinárodní dopad nekonvenční monetární politiky prostřednictvím portfolio balance kanálu dále potvrdil Neely (2010), avšak již neuvádí, jakou roli sehrál signální kanál.

¹² Odhad dle Gagnona a kolektivu (2010) není harmonizován jako souhrn dle Williamse (2014), zjištěné hodnoty se tedy liší v závislosti na velikosti LSAP.

| Autoři | Vzorek dat | Metoda | Odhad opovídající vlivu \$600 miliard LSAP (± 2 stand. chyby, je-li k dispozici) |
|---|---|--|---|
| Modigliani, Sutch (1966, 1967) | Twist operace, USA | časové řady | 0 bp (± 20 bp) |
| Bernanke, Reinhart, Sack (2004) | Japonsko, USA | případová studie | 400 bp (± 370 bp), 40 bp (± 60 bp) |
| Greenwood, Vayanos (2008) | USA po 2. světové válce (před krizí) | časové řady | 14 bp (± 7 bp) |
| Krishnamurthy, Vissing-Jorgensen (2011, 2012) | USA poválečné, LSAP1, LSAP2 | časové řady | 15 bp (± 5 bp) |
| Gagnon, Raskin, Remache, Sack (2010) | LSAP1 | případová studie, časové řady | 30 bp (± 15 bp), 18 bp (± 7 bp) |
| D'Amico, King (2013) | LSAP1 specificky nákupy dluhopisů | případová studie zaměřená na specifický instrument | 100 bp (± 80 bp) |
| Hamilton, Wu (2011) | USA, perioda 1990–LSAP2 | afinní model bez arbitráže | 17 bp |
| Hancock, Passmore (2011) | LSAP1 specificky nákupy MBS | časové řady | 30 bp |
| Swanson (2011) | Twist operace, USA | případová studie | 15 bp (± 10 bp) |
| Joyce, Lasasoa, Stevens, Tong (2011) | LSAP ve Velké Británii | případová studie časové řady | 40 bp |
| Neely (2013) | Vliv LSAP1 v USA na výnosy některých zahraničních dluhopisů | případová studie | 17 bp (± 13 bp) |
| Christensen, Rudebusch (2012) | LSAP1, LSAP2 a LSAP ve Velké Británii | případová studie, afinní model bez arbitráže | 10 bp |
| D'Amico et al. (2012) | USA před krizí | týdenní časové řady | 45 bp |
| Bauer, Rudebusch (2015) | LSAP1, LSAP2 | případová studie, afinní model bez arbitráže | 16 bp |
| Li-Wei (2013) | USA před krizí | afinní model bez arbitráže | 26 bp |

Tabulka 1, Přehled normalizovaných odhadů vlivu nekonvenčních nástrojů monetární politiky na výnos dlouhodobých dluhopisů; upraveno a přeloženo autorem dle Williams, 2014

3.6 Vliv monetární politiky na akciový trh

Z historického kontextu vyvstávají dvě základní vysvětlení vazby mezi monetární politikou a vývojem cen akcií. V klasickém monetaristickém pojetí se zvýšení peněžní nabídky projeví zvýšením množství peněžních zůstatků v držení ekonomických subjektů, což v důsledku znamená, že drží více hotovosti než je žádoucí. Ke snížení množství peněžních zůstatků pak může dojít například nákupem finančních aktiv. Zvýšená poptávka po akciích tedy ve výsledku zvyšuje jejich cenu, jak uvádí již I. Fisher (1911).

Více keynesiánský pohled na monetární expanzi ústí v totožný závěr. Zvýšení peněžní nabídky způsobené expanzivní monetární politikou se projeví ve větší atraktivitě akcií oproti dluhopisům. V důsledku zvýšené poptávky po akciích opět dochází k růstu jejich ceny v souladu s teorií preference likvidity.

Alternativní pohled nabízí James Tobin, který objasňuje vliv monetární politiky na akcii pomocí tzv. Tobinova q . Tobinovo q lze vyjádřit jako poměr tržní kapitalizace firmy vůči nákladům na reprodukci kapitálu. S rostoucím q vzrůstá i ochota investovat, neboť firmy mohou financovat velké investiční projekty vydáním relativně menšího množství akcií (viz Tobin, 1969). Za rostoucím q se pak skrývá zvýšení peněžních toků společnosti nebo snížení diskontní míry, kterou jsou peněžní toky upravovány, vlivem monetární expanze.

O empirickou studii potvrzující přímý vliv růstu peněžní zásoby na akciové trhy se zasloužil Rozeff (1974). Autor dokonce nachází skutečnosti podporující středně silnou až silnou hypotézu efektivního trhu, neboť nedokázal identifikovat významné zpoždění mezi změnami peněžní zásoby a odpovídajícími změnami cen akcií. Vedle vlivu na absolutní úroveň cen akcií byly nalezeny i důkazy pro vliv měnového agregátu M1 na volatilitu akcií (Flannery, Protopapadakis, 2002). Zároveň však v téže studii nebylo potvrzeno, že růst agregátu M1 vede ke zvýšení objemu obchodů na akciovém trhu¹³. Pesimistický pohled na vztah peněžní zásoby a cen akcií prezentuje například Black (1987), který vyvozuje, že monetární politika nemá žádný dopad na ceny akcií. Podobně interpretují Campbell a Ammer (1993) výsledky výzkumu, jež naznačuje minimální význam¹⁴ reálné úrokové míry ve vztahu k cenám jak akcií, tak dluhopisů. Naopak Barsky (1989) objasňuje slabou korelaci mezi výnosy dluhopisů a akcií sklonem ke zvýšení akciového prémie, pakliže dojde k poklesu krátkodobé úrokové míry (například vlivem monetární expanze). Obecně lze tvrdit, že empirické potvrzení či vyvrácení vlivu monetární politiky na akciové trhy silně závisí na teoretických předpokladech konkrétní studie a především zvolené metodologii. Kvantifikované odhady citlivosti se

¹³ Autoři se domnívali, že fungují-li makroekonomické proměnné (například agregát M1) jako determinanty akciových výnosů a volatility, pak by hospodářskopolitická oznámení o jejich změnách měla vyvolat zvýšenou tendenci obchodovat (Flannery, Protopapadakis, 2002).

¹⁴ Autoři však zároveň dodávají, že v menší části vzorku dat se v rámci dekompozice projevila velmi silná pozitivní korelace mezi reálnou úrokovou mírou a akciovými premii, která zůstává nevysvětlena (Campbell a Ammer, 1993, s. 30). Anomálie byla pozorována na americkém akciovém indexu především v závěru 70. let a první polovině 80. let.

zpravidla také liší – například Thorbecke (1997) odhaduje 0,8% propad cen akcií¹⁵ při neočekávaném růstu vyhlášené krátkodobé sazby o 1 procentní bod. Rigobon a Sack (2004) předpokládají propad 1,7% na akciovém indexu S&P 500, respektive 2,4% na akciovém indexu Nasdaq, pokud dojde ke zvýšení tříměsíční úrokové míry o 0,25 procentních bodů. Obdobný odhad pro peněžní agregát M1 naznačuje, že pokles jeho množství o 1% povede ke snížení cen akcií o 2,4% (Lastrapes, 1998).

Empirické studie prokazují zřetelnou míru vlivu dividendového výnosu a krátkodobé či dlouhodobé úrokové míry na výnos z akciových titulů (např. Cutler, Poterba a Summers 1990; Fama a Schwert, 1977). Stabilita predikce takového vztahu se dle dostupných dat zvyšuje s prodlužujícím se časovým rámcem odhadu. Sledovaná vysvětlující schopnost jednak potvrzuje historicky starší hypotézy o transmissi monetárních zásahů a jednak představuje výzvu pro kvantifikaci tohoto efektu v rámci portfolio balance přístupu. Jak totiž uvádí Gagnon a kolektiv (2010, s. 43, přeloženo autorem): „*Efekty dopadu portfolio balance kanálu by neměly být omezeny pouze na snížení výnosu na nakupovaných dlouhodobých dluhopisech, ale také na ovlivnění výnosu jiných aktiv. Investoři totiž vnímají různá aktiva jako substituty a v reakci na změny jejich relativní výnosnosti se budou snažit nakupovat více aktiv s vyšším relativním výnosem. V tomto případě by měly nižší očekávané výnosy z vládních dluhopisů či MBS přimět investory k přesunu části prostředků v portfolio do jiných aktiv jako například korporátních dluhopisů nebo akcií, čímž by mělo dojít ke zvýšení jejich cen.*“ Intenzitu vazby mezi úrokovými sazbami a výkonem akcií ovlivňuje stav ekonomiky a prostředí, v němž je monetární politika vytvářena. Obzvláště výrazná role je přikládána rozdílu mezi ekonomikou na spodní hranici úrokových sazeb a ekonomikou, která disponuje konvenčními nástroji expanzivní monetární politiky. Jak totiž zjišťuje Kiley (2014), pokles úrokové sazby na desetiletém vládním dluhopisu o 100 bazických bodů mimo období nulových úrokových sazeb vyvolával 6 – 9% růst cen akcií. Navzdory tomu v exponované době omezené konvenční monetární politiky vyvolával totožný pokles úrokové sazby dlouhodobého dluhopisu růst cen akcií pouze o 1,5 – 3%.

3.7 Dílčí závěr

Portfolio balance kanál monetární transmise předkládá teoretické vysvětlení fungování monetární politiky především v období kvantitativního uvolňování. Přestože identifikovaná síla vlivu na reálnou ekonomiku se napříč výzkumy liší, teoretická východiska jsou shodně nalézána v moderní teorii portfolia, hypotéze segmentovaných trhů s dluhem, nedokonalé substituci aktiv a časové struktuře úrokových sazeb.

Vlivem zvýšení poptávky po specifických finančních instrumentech (například dluhopisech) ze strany centrální banky dochází k růstu jejich tržní ceny a zároveň

¹⁵ Odhady citlivosti jsou velmi závislé na geografickém vymezení trhu, jež podléhá zkoumání. Ve všech uvedených případech se jedná o americký akciový trh.

poklesu jejich úrokového výnosu včetně změny durace u dluhových cenných papírů. V reakci na změnu výnosu jsou investoři motivováni ke změnám ve svých portfoliích. Pokud jsou navíc investoři ochotni substituovat mezi aktivy, lze očekávat přenesení tohoto efektu i na další trhy aktiv. Vliv změny v měnové zásobě pak může prostupovat portfolii jednotlivých investorů, prostřednictvím čehož může ovlivnit cenu akciových titulů. Ačkoli vykazují dosavadní výzkumy v oblasti vlivu měnové zásoby na akciový trh smíšené výsledky, lze předpokládat, že investoři budou reagovat na změny v relativní výnosnosti mezi akciemi a dluhopisy. Vyšší relativní výnosy akciových titulů by tedy mohly motivovat investory k rebalancingu portfolia ve prospěch akcií, jejichž cena následně vzroste vlivem zvýšené poptávky.

4 Metodika empirické analýzy

Empirická strategie podrobně ukazuje, jakými postupy bylo dosaženo výsledků prezentovaných v této práci. Nejprve jsou představena vstupní data společně s jejich základní charakteristikou. Následující podkapitoly, jež popisují teoretický základ použitých metod, jsou řazeny v logické posloupnosti odrážející průběh samotné empirické analýzy.

4.1 Vstupní data

Vstupní data pro empirickou analýzu byla získána ze dvou zdrojů. Jako proměnná reprezentující americký akciový trh byl vybrán index Standard & Poor's 500. Jeho výhodou je dlouhá historie, neboť první hodnoty indexu S&P 500 byly zveřejněny již roku 1923. Podstatným faktorem výběru tohoto indexu je jeho široká reprezentativnost, odráží pět set nejvýznamnějších amerických firem a lze o něm hovořit jako o nejsledovanějším akciovém indexu amerického trhu. Zdrojem časové řady indexu je veřejně dostupná online knihovna prof. Roberta Schillera¹⁶. V rámci svého výzkumu uveřejňuje dlouhodobé časové řady akciových indexů a pro index S&P 500 publikuje i hodnoty dividendy.

Druhým datovým zdrojem je databáze „*flow of funds accounts*“¹⁷, kterou zpracovává a publikuje oddělení pro výzkum a statistiku Rady guvernérů Federálního rezervního systému. Primárním účelem FFA je poskytnout podrobná agregátní data pro rozhodování Radě guvernérů a Federálnímu výboru pro otevřený trh. V souladu s principem podvojného účetnictví vede evidenci účtů americké ekonomiky jako celku podle jednotlivých instrumentů. Podrobnější dělení nabízí aktivně-pasivní účty pro pět konkrétních sektorů ekonomiky – (1) domácnosti a neziskové organizace, (2) obchodní korporace mimo finanční sektor, (3) vláda, (4) finanční instituce, (5) zbytek světa. Dělení dle jednotlivých instrumentů je výrazně obsáhlejší, přičemž zahrnuje desítky různých položek. FED uveřejňuje tuto evidenci na roční bázi od roku 1945 a s kvartální frekvencí od roku 1952. K dispozici je pro každý kvartál jednak hodnota úrovně instrumentu, jednak hodnota toku (první diference).

Na základě výše uvedených zdrojů byl sestaven dataset čítající čtyři časové řady s kvartální frekvencí. Všechny časové řady začínají prvním kvartálem roku 1952 a končí posledním kvartálem roku 2015. Celkem obsahuje dataset 256 pozorování každé časové řady. Celý dataset byl důsledně zkontrolován, aby byl vyloučen případ chybějícího pozorování. V tabulce níže je uvedeno kódování názvů jednotlivých časových řad za účelem přehlednější práce s empirickými daty a unikátní identifikátory analytické evidence FFA pro každou časovou řadu.

¹⁶ Viz <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>

¹⁷ Oficiálně užívaným pojmenováním je „Z.1 Statistical Release: Flow of Funds Accounts“, pro účely této práce bude dále používána zkratka FFA.

| Používaný název | Vysvětlení | FFA identifikátor |
|-----------------|--|-------------------|
| <i>sp500</i> | Hodnota indexu Standard & Poor's 500 | - |
| <i>depcurr</i> | Hotovostní oběživo a vklady v bankách, domácnosti a neziskové organizace | FL153020005.Q |
| <i>treasury</i> | Dluhové cenné papíry držené domácnostmi a neziskovými organizacemi | FL153061105.Q |
| <i>equities</i> | Akcie ve vlastnictví domácností a neziskových organizací | FL153064105.Q |

Tabulka 2, Kódování vstupních dat

4.2 Testy stacionarity

Prvotním krokem v analýze použitých časových řad je zjištění jejich (ne)stacionarity. Stacionární¹⁸ časové řady se vyznačují v čase konstantní střední hodnotou, rozptylem a typickou kovarianční strukturou, přičemž kovariance dvou hodnot časové řady není závislá na jejich postavení v čase, ale na jejich vzájemné vzdálenosti v rámci dané časové řady. Pakliže naopak dochází ke změnám ve střední hodnotě, rozptylu či kovarianční struktuře v závislosti na čase, jedná se o nestacionární časovou řadu. Pro testování stacionarity budou využity testy na přítomnost jednotkového kořene. Předpokládejme autoregresní proces řádu jedna AR(1).

$$y_t = \varphi y_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

Dle parametru φ v rovnici 5 lze následně určit, zda-li časová řada generovaná tímto procesem je stacionární či nikoli. Je-li $|\varphi| < 1$, pak je časová řada stacionární. Její střední hodnota postupně koverguje k nule. Pokud však $|\varphi| = 1$, hovoříme o speciálním případě AR(1) procesu, o tzv. náhodné procházce. Střední hodnota nekonverguje k nule a časová řada je tudíž nestacionární. V případě, že $|\varphi| > 1$, jedná se o časovou řadu s explozivním průběhem, která je také nestacionární. K testování stacionarity se využívá Dickey-Fullerův test (dále jen DF) na jednotkový kořen. Základní varianta DF testu (viz rovnice 6) vychází z modifikované rovnice AR(1) procesu (viz Dickey, Fuller, 1981).

¹⁸ Uvedený popis stacionarity se vztahuje k tzv. slabé stacionaritě. Striktní stacionarita je však v ekonomických časových řadách raritou, a tak je dále použita formulace „stacionární časová řada“ ve smyslu předpokladu slabé stacionarity.

$$\Delta Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

Uvedený tvar je DF testem bez úroňové konstanty, běžně se však užívají další dva tvary regresní rovnice - tvar pouze s úroňovou konstantou (viz rovnice 7) a tvar s úroňovou konstantou i zahrnutím trendu (viz rovnice 8). Ve všech případech je odhadován koeficient β_1 , jak je uvedeno v rovnici 9, přičemž použité φ je v principu shodné s vyjádřením parametru v obecném AR(1) procesu.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 t + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\beta_1 = \varphi - 1 \quad (9)$$

Nulová hypotéza DF testu je $\beta_1 = 0$, což předjímá existenci jednotkového kořene časové řady. Pro všechny varianty DF testu je použita totožná nulová hypotéza. Proti nulové hypotéze je postavena jednostranná alternativní hypotéza $\beta_1 < 0$. Pro rozhodnutí o hypotézách na odpovídající hladině významnosti se používá t-statistika (T), jež je zachycena v rovnici 10. Rozdělení testovací statistiky DF testu ale není asymptoticky normální, jeho hodnoty byly odhadnuty s použitím Monte Carlo simulace. Odpovídající rozdělení je nazýváno Dickey-Fullerovo a jeho hodnoty je nutno dohledat v tabulkách.

$$T = \frac{\hat{\beta}_1}{SE(\beta)} \quad (10)$$

V některých případech však nemusí být tři výše uvedené varianty DF testu dostačující. Lze je využít, pokud proměnná, respektive její rezidua, nevykazují autokorelaci. Jestliže však rezidua nevykazují charakter bílého šumu, nelze DF test odpovědně využít k posouzení přítomnosti jednotkového kořene. Na místě je použití tzv. *rozšířeného Dickey-Fullerova testu* (ADF testu). Podstatou ADF testu je zahrnutí dynamiky zkoumané proměnné do výchozí rovnice, která je obohacena o p řádů zpoždění dané proměnné (viz rovnice 11). Zavedení odpovídajícího řádu zpožděné proměnné má v ideálním případě za následek chybový člen bez autokorelace.

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (11)$$

Přičemž:

$$\varphi = - \left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i \right) \quad (12)$$

$$\alpha_i = - \sum_{j=i}^p \alpha_j \quad (13)$$

I takto formulovaný ADF test má svá aplikační úskalí, kriticky lze pohlížet především na vypovídající sílu testu v případě, kdy nedojde ke správnému určení zpoždění dané proměnné. Jestliže je určen řád zpoždění nižší než skutečný, pak rezidua zůstávají autokorelována a výsledek testu je zpochybnitelný. Pokud je naopak řád zpoždění proměnné zvolen vyšší než skutečný, dojde k nárůstu standardní chyby koeficientu, což vede ke snížení síly testu. Prakticky lze vhodný řád zpoždění určit metodou minimalizace informačních kritérií pro jednotlivé řády zpoždění. V analytické části bude tento postup ošetřen výběrem řádu zpoždění, které vykazuje nejnižší Akaikeho informační kritérium (AIC). Akaikeho informační kritérium lze použít pro hodnocení modelů, neboť nezahrnuje pouze maximum věrohodnostní funkce, ale navíc penalizuje počet odhadovaných parametrů (proměnných), viz rovnice 14.

$$AIC = -2 \ln(L) + 2k \quad (14)$$

Kde:

L ... vyjadřuje maximum věrohodnostní funkce

k ... označuje počet odhadovaných parametrů

Mezi další slabá místa DF testu patří skutečnost, že časová řada je testována na přítomnost pouze jednoho jednotkového kořene, při zjišťování přítomnosti více možných jednotkových kořenů se aplikuje specifická metoda (viz např. Ježková, 2013).

Kromě široce používaného Dickey-Fullerova testu se k testování jednotkového kořene časových řad využívají Phillipsův-Perronův test a KPSS test. Neboť bylo ukázáno, že Dickey-Fullerův test vykazuje v některých případech nižší sílu, budou sledované časové řady dále otestovány na stacionaritu pomocí KPSS testu. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt a Shin (1992) navrhli alternativní přístup k testování přítomnosti jednotkového kořene, když testovanou časovou řadu dekomponují na tři složky. Jednak na deterministický trend, pak na komponentu náhodné procházky a nakonec na chybový člen se stacionární charakteristikou. Formálně uvádí dekompozici KPSS testu rovnice 15 a 16.

$$y_t = \beta' \mathbf{D}_t + \mu_t + u_t \quad (15)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (16)$$

Deterministická složka \mathbf{D}_t může v závislosti na specifikaci testu zahrnovat variantu s úrovnovou konstantou nebo s úrovnovou konstantou a trendem. Nulová hypotéza KPSS testu je stanovena jako $\sigma_\varepsilon^2 = 0$, což nutně ústí v konstantní hodnotu μ_t . Alternativní hypotéza je následně sestavena jako $\sigma_\varepsilon^2 > 0$. Z toho vyplývá, že naroz-

díl od DF testu jsou hypotézy KPSS testu obrácené. Nulovou hypotézou je absence jednotkového kořene, tedy stacionarita, která je testována proti alternativní hypotéze nestacionarity. Tohoto rozdílu bude využito v analytické části práce, kdy při provádění testů stacionarity bude ideálním výstupem shoda obou testů na výroku stacionarity či nestacionarity. Vzhledem k odlišné konstrukci ADF a KPSS testu vylepší jejich společné použití sílu aplikovaných testů jednotkového kořene. Případný rozpor mezi výroky obou testů bude v analytické části řešen ad hoc.

4.3 Kointegrace

Použití lineární regrese na sledované časové řady by v tomto případě bylo chybným postupem, protože by mohlo vést (a pravděpodobně i vedlo) k tzv. nepravé, zdánlivé korelaci. Ekonomické časové řady často obsahují společnou růstovou komponentu, kvůli níž se ve výstupech regresního modelu vytrácejí skutečné kauzální závislosti a jsou nahrazeny zpravidla společným deterministickým trendem. Taková nepravá korelace vychyluje koeficient determinace i t-testy jednotlivých proměnných.

Alternativně se nabízí úprava časových řad diferencováním, přičemž při použití odpovídajících diferencí je časová řada stacionarizována. V diferencovaných datech se však vytrácí stochastický trend, a část informace, kterou časová řada nese, nemůže být zkoumána. Charemza a Deadman (1997) uvádí, že při zkoumání vícerozměrných časových řad za pomoci diferencování dochází k zastření informace o dlouhodobém vztahu mezi časovými řadami. Postupem, jenž může zachovat podstatné informace v časových řadách a zároveň umožní analyticky zpracovat data, respektive vytvořit jejich predikci, je využití kointegrace.

Kointegrace pracuje s předpokladem, že přestože jsou jednotlivé časové řady nestacionární, může existovat jejich lineární kombinace, která je stacionární. V takovém případě hovoříme o kointegrovaných časových řadách. Předpokládáme-li dvě nestacionární časové řady obsahující jednotkový kořen (viz rovnice 17), pak mohou být jejich rezidua (viz rovnice 18) stacionární. Jejich jednotkové kořeny se navzájem vyrušily.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \epsilon_t \quad (17)$$

$$\epsilon_t = Y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_t \quad (18)$$

Ve zmíněném případě existuje mezi časovými řadami X a Y dlouhodobý lineární vztah, který kointegrace může kvantifikovat. Kvantifikuje jej odhadem tohoto vztahu, z něž lze získat kointegrační vektor. V případě dvou časových řad může existovat pouze jeden kointegrační vektor. Analogicky je-li r kointegrovaných časových řad, může být odhadnuto nejvýše $r - 1$ kointegračních vektorů.

V zásadě existují dva přístupy, jakými lze kointegrační vztah odhadnout. Zaprvé je to dvoustupňový Engle-Grangerův přístup. Vychází z rovnice 16, kdy je sestavena jednoduchá lineární regrese. Následně jsou testována rezidua ϵ_t na

stacionaritu pomocí ADF testu bez úrovně konstanty (viz rovnice 11). Není-li následně možné zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene, pak mezi zkoumanými časovými řadami neexistuje kointegrační vztah. Na druhou stranu pokud dojde k zamítnutí nulové hypotézy, mezi dvěma časovými řadami je předpokládán kointegrační vztah. Ačkoli je Engle-Grangerův přístup metodicky poměrně jednoduchý, vnáší do testování kointegrace veškeré nevýhody Dickey-Fullerova testu, jak byly uvedeny výše. Navíc problém nastává v okamžiku testování kointegrace mezi více než dvěma časovými řadami. Engle-Grangerovo sestavení testu vždy bere v potaz pouze dvě časové řady, pro získání informace o přítomnosti kointegrace mezi více časovými řadami je tedy nutné kombinovat dané časové řady do vstupní rovnice a provádět tak rozsáhlejší série testů.

Z tohoto důvodu bylo užití Engle-Grangerova přístupu v práci zamítnuto, neboť vzhledem k vícerozměrné povaze vzorku dat se jeví vhodnější využít Johansenův přístup. Před samotným testem je nutno ověřit, zda-li jsou časové řady nestacionární procesy $I(d)$, přičemž d je shodné pro každou uvažovanou řadu¹⁹. Pokud by tomu tak nebylo, vstupuje do analýzy dat možná multikointegrace. Pro získání formální podoby Johansenova kointegračního testu je nejprve navržena následující rovnice (viz rovnice 19).

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (19)$$

Kde:

y_t ... označuje vektor n proměnných

p ... reprezentuje řád zpoždění proměnných

K testu kointegrace využívá johansenovská metodologie *vector error correction* model, který nastiňuje následující podkapitola. Transformací obecného zápisu rovnice 19 do tohoto modelu je dosaženo rovnice 20.

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \epsilon_t \quad (20)$$

$$\Pi = \left(\sum_{i=1}^p A_i \right) - I \quad (21)$$

$$\Gamma_i = - \left(\sum_{j=i+1}^p A_j \right) \quad (22)$$

Parametr Π odpovídá parametru soustavy rovnic, tudíž se jedná o matici parametrů. Tudíž tam, kde je v intencích Engle-Grangerova postupu odhadován para-

¹⁹ U ekonomických či finančních časových řad se bude zpravidla jednat o $I(1)$, avšak ani vyšší hodnoty d nejsou vyloučeny.

metr pro jednorovnicové vyjádření, Johansenova metodologie operuje s maticovým vyjádřením, které je odrazem možnosti testovat kointegrační vztahy více než dvou časových řad. Předmětem zájmu odhadu matice Π je její hodnota, jež vyjadřuje počet zjištěných kointegračních vektorů. Možné výsledky má smysl obecně rozdělit na tři možné varianty. Zaprvé se jedná o případ, kdy má matice nulovou hodnotu. Důsledkem je absence zjistitelného kointegračního vztahu. Zadruhé je možný případ, kdy má matice Π plnou hodnotu. Zde však nemůže být uvažováno o kointegraci, neboť zahrnuté proměnné neobsahují jednotkový kořen. Pouze ve třetím možném případě lze hovořit o kointegraci. Hodnota matice Π napovídá na existenci r různých kointegračních vektorů. Pakliže l reprezentuje l -rozměrnou časovou řadu, pro každý takový případ platí, že $0 < h(\Pi) = r < l$. Kointegrací například tří časových řad tedy můžeme získat matici maximálně o $h(\Pi) = 2$, značící identifikaci právě dvou kointegračních vektorů. První a druhý případ je z teoretického hlediska intuitivní, avšak třetí případ je nutno důsledně dokázat. Důkaz tohoto vztahu přináší tzv. Grangerova věta²⁰. Její nesporný přínos tkví v prokázání, že je možno kointegrovaný systém časových řad vyjádřit třemi různými reprezentacemi – vektorovým autoregresním modelem, vektorovým procesem klouzavých průměrů nebo error correction modelem (Arlt, 1999, s. 245). Testování samo o sobě je založeno na zjišťování počtu vlastních čísel. Běžně se užívají dvě varianty testovacích statistik pro Johansenův test, dále bude uvedena pouze testovací statistika použitá v analytické části práce. *Trace* statistika Johansenova testu je uvedena v rovnici 23.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (23)$$

Přičemž:

r ... označuje počet kointegračních vztahů

T ... je počet pozorování

Nulová hypotéza o počtu kointegračních vektorů maximálně r je zde testována proti alternativní hypotéze, že kointegračních vektorů je více než r . Prakticky tak postupujeme od nejnižšího možného počtu kointegračních vektorů dále a o konečném počtu rozhodujeme porovnáním kritických hodnot na dané hladině významnosti s testovací statistikou. Pro každou hodnotu zkoumané matice je vyhodnocen právě jeden λ_{trace} test, což znamená, že u daného r vždy rozhodujeme o nulové či alternativní hypotéze. Rozdělení testu není asymptoticky normální, musí být získáno zvlášť, zpravidla pomocí určeného softwaru či tabulek.

²⁰ Pro její podrobný důkaz viz Engle, Granger (1987) nebo zjednodušeně viz Arlt (1999).

4.4 Vector error correction model

Od použití Johansenovy metody pro zjištění kointegrace zbývá poslední krok ke kvantifikaci zkoumaného efektu. K tomu bude využit tzv. vector error correction model, který je schopen mezi časovými řadami rozlišit dvě složky. Dokáže identifikovat (1) dlouhodobý rovnovážný stav a tendenci, s jakou jsou proměnné systému přitahovány zpět k ekvilibriálnímu stavu. Zároveň může ukázat, (2) krátkodobou dynamiku systému popisující sílu, s jakou systém „napravuje“ přechodné změny či odchylky. Právě ona krátkodobá dynamika přisoudila modelu jeho pojmenování, neboť sleduje „korekci chyby“, která vychyluje systém z jeho rovnovážného stavu. Obecně lze k výpočtu modelu přistoupit dvěma zmíněnými metodami – buď využít dvoustupňovou Engle-Grangerovu metodu, nebo aplikovat Johansenovu kointegrační metodologii. Výhody a nevýhody obou přístupů byly nastíněny v předchozí podkapitole. V analýze dat byl zvolen Johansenův postup, bude proto dále detailně popsán. Již samotný test kointegrace se zakládá na jednoduché podobě VEC modelu v rovnici 20. Tuto podobu je však zapotřebí rozšířit (viz rovnice 24).

$$\Delta y_t = \alpha(\beta' y_{t-1}) + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \epsilon_t \quad (24)$$

Rozpad původní matice Π na maticové koeficienty α a β' je klíčový pro interpretaci VEC modelu. V souladu s Johansenovou (1991) interpretací reprezentují hodnoty nacházející se v matici α koeficienty korekčních členů. Zpravidla se pro ně užívá název rychlost přizpůsobení (v orig. *speed of adjustment*) a jsou vyjádřením rychlosti, s jakou se systém rovnic dostává do svého ekvilibria. Výstup v podobě koeficientů rychlosti přizpůsobení je klíčový pro naplnění cíle práce a bude analyticky zhodnocen v následující kapitole. Matici β' lze číst i jako výstup běžného kointegračního testu, protože zobrazuje kointegrační vektory. Parametry vektoru jsou rozepsány na řádcích pro jednotlivé kointegrační vztahy. Pro kterýkoli kointegrační vektor β platí, že $\beta'Y$ je stacionární povahy, přičemž Y sám o sobě je generován nestacionárním procesem. Pro úplnost lze doplnit, že $\Pi = \alpha\beta'$.

Kvalita a použitelnost výstupu VEC modelu však přímo závisí na jeho správné specifikaci. Vzhledem k tomu, že odhadovaná rovnice zahrnuje zpožděné proměnné, je nutné stanovit vhodný řád zpoždění, pro nějž bude model odhadnut. V podstatě se jedná o stejný problém jako u volby řádu zpoždění ADF testu (či VAR modelu) a lze postupovat obdobně. Praktickým řešením tedy může být minimalizace některého z informačních kritérií v sérii regresí na výchozí rovnici (viz rovnice 19). Jako alternativa se nabízí stanovení řádu zpoždění dle předpokladů ekonomické teorie, což ale vyžaduje nemalou míru vědecké zkušenosti. V této práci bude postupováno cestou minimalizace Akaikeho informačního kritéria. Druhou velice podstatnou vstupní informací je specifikace testovaného modelu. Dle Johansena (1991) existují varianty s konstantou nebo trendem (případně obojím), přičemž obě varianty mohou být i neomezené.

Specifikaci VEC modelu s neomezenou (v orig. *unrestricted*) konstantou i neomezeným trendem zobrazuje rovnice 25.

$$\Delta y_t = u + \alpha(\beta' y_{t-1} + c) + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \epsilon_t \quad (25)$$

Vyjádření obohacuje základní specifikaci VEC modelu o proměnné u a c , přičemž $u = u_0 + u_1 t$ a $c = c_0 + c_1 t$. Omezení na dané parametry se netýká jejich hodnoty, ale zahrnutí v odhadované rovnici. Pokud je například trend obsažen i v členu *error correction*, pak lze hovořit o neomezeném trendu. V případě, že by byl trend obsažen pouze v dlouhodobé struktuře VEC modelu, jedná se o specifikaci s omezeným trendem. Existuje tedy více možností, jak sestavit finální VEC model (pro přehled viz např. Ježková, 2013). Prakticky budou vytvořeny série různých kombinací VEC modelu a bude posouzena vhodnost jednotlivých sestavení vzhledem k relevantní ekonomické interpretaci.

5 Výsledky empirické analýzy

V následující kapitole je uveden rozbor konkrétních výsledků dosažených na základě uvedené metodiky.

5.1 Stacionarita

Na přítomnost bylo otestováno všech pět použitých časových řad. Nejprve byl proveden ADF test, jehož výsledky jsou uvedeny v tabulce 3. Všechny proměnné zahrnuté v datasetu byly s použitím vhodného sestavení testu vyhodnoceny jako spolehlivě nestacionární, tedy ani u jedné proměnné nedošlo k zamítnutí nulové hypotézy nestacionarity na hladině významnosti 1%. Naopak u prvních diferencí totožných proměnných zamítáme nulovou hypotézu o nestacionaritě – rovněž na hladině významnosti 1% - a diferencované časové řady tak neobsahují jednotkový kořen. Všechny proměnné jsou tudíž považovány za integrované o řádu jedna $I(1)$. Prostřednictvím ADF testu byla splněna klíčová podmínka pro správné sestavení VEC modelu.

| Proměnná | Úrovňová hodnota | | První diference | | Řád integrace |
|----------|------------------|----------|-----------------|----------|---------------|
| | ADF statistika | Zpoždění | ADF statistika | Zpoždění | |
| sp500 | -0,9608 | 2 | -9,5728*** | 1 | 1 |
| depcurr | -2,0648 | 4 | -9,6283*** | 1 | 1 |
| equities | -1,7415 | 2 | -9,5689*** | 1 | 1 |
| treasury | -2,2714 | 2 | -8,6279*** | 1 | 1 |

Tabulka 3, Výsledky ADF testu pro základní dataset; použitá notace *, ** respektive *** odpovídá výsledku na hladině významnosti 10%, 5% respektive 1%

Identifikované řady zpoždění zjednodušeně ukazují, jak historické hodnoty dané proměnné ovlivňují její současnou hodnotu. U zvoleného akciového indexu, držených akcií a dluhopisů v držbě (tedy proměnné *sp500*, *equities* a *treasury*) je současná hodnota ovlivňována výrazně hodnotou naměřenou před půl rokem. Zpoždění lze přisuzovat například rozhodování aktérů, kteří jsou účastni burzovního obchodování²¹. Investoři při svém rozhodování využívají nástroje technické a fundamentální analýzy, které nutně vychází z historických dat. Mohou tedy například považovat současnou cenu cenného papíru za příliš vychýlenou od

²¹ Přičemž nehraje roli, zda-li jednotlivec přistupuje přímo na burzu či obchoduje se sekundárními instrumenty.

dlouhodobější střední hodnoty²² a rozhodnou se spekulovat na její návrat do oblasti, o níž předpokládají, že je adekvátním tržním oceněním cenného papíru. Tak je vyvolán pohyb ceny akcie či dluhopisu, která se může vrátit ke své střední hodnotě a dává vzniknout vazbě mezi minulými a současnými hodnotami téhož instrumentu. Existence takové vazby ukazuje na nekonformitu s charakteristickou vlastností efektivního trhu. Dle teorie efektivních trhů je totiž aktuální tržní cena instrumentu výsledkem správného ocenění a zahrnuje všechny dostupné informace o jejím vývoji. Podle síly předpokladů se rozlišují teoretické stupně tržní efektivity (slabá, středně silná a silná), žádná z nich však nepřipouští možnost závislosti ceny mezi různými obdobími. Pokud by totiž skutečně byla hodnota akciového indexu zpožděná o půl roku jakkoli vysvětlující pro hodnotu akciového indexu dnes (v intencích autoregresního procesu), pak by bylo možné dlouhodobě a konzistentně porážet trh a dosahovat nadprůměrného zhodnocení. Komplexní posouzení efektivity není hlavním ani dílčím cílem této práce, interpretace výsledků dat ve světle ekonomických teorií však může napomoci hlubšímu pochopení závěrů práce.

Proměnná *depcurr*, tedy oběživo a vklady na běžných účtech, ukázala významný vliv zpožděné proměnné řádu čtyři, což časově odpovídá jednomu kalendářnímu roku. Možná vysvětlení lze hledat v měnové politice, úrokových sazbách či výkonu ekonomiky. Specifika proměnné oběživa a vkladů na běžných účtech budou řešena dále.

| Proměnná | Úroňová hodnota | | První diference | | Řád integrace |
|----------|-----------------|----------|-----------------|----------|---------------|
| | KPSS statistika | Zpoždění | KPSS statistika | Zpoždění | |
| sp500 | 1,5409*** | 2 | 0,0479 | 1 | 1 |
| depcurr | 3,3859*** | 4 | 0,489* | 1 | 1 |
| equities | 1,4916*** | 2 | 0,0299 | 1 | 1 |
| treasury | 0,4398*** | 2 | 0,0531 | 1 | 1 |

Tabulka 4, Výsledky KPSS testu pro základní dataset; použita notace *, ** respektive * odpovídá výsledku na hladině významnosti 10%, 5% respektive 1%**

Pro kontrolu byl proveden i KPSS test na jednotkový kořen (viz tabulka 4). Testovány byly stejné proměnné za použití stejných řádů zpoždění, jaké vygeneroval ADF test. U všech čtyř proměnných v původní podobě převyšuje testovací statistika kritické hodnoty na hladině významnosti 1%. Je tedy zamítnuta nulová hypotéza stacionarity a časové řady jsou vyhodnoceny jako nestacionární v souladu s výsledky ADF testu. První diference se zpožděním o řádu jedna vykazují

²² V tomto případě nejde o univerzálně kvantifikovanou veličinu, ale spíše o individuální vyjádření přesvědčení investora o vývoji ceny akcie nebo dluhopisu. Její konkrétní hodnota je závislá na nástrojích, které investor využije k jejímu stanovení.

u časových řad *sp500*, *equities* a *treasury* stacionaritu, neboť nelze na základě testovací statistiky zamítnout nulovou hypotézu. I zde jsou tedy výsledky KPSS testu ve shodě s výstupy ADF testu. Problematictější se zdá být výsledek KPSS testu prvních diferencí časové řady *depcurr*, kde na hladině významnosti 10% došlo k zamítnutí nulové hypotézy stacionarity. Na přesnějších hladinách významností již test vykazoval nepřítomnost jednotkového kořene. Příčinou tohoto výsledku může být nepříliš vhodná specifikace KPSS testu pro časovou řadu *depcurr*, na což naznačuje i poměrně vysoká hodnota testovací statistiky u úrovně hodnoty proměnné. Specifikace byla ovlivněna výstupy ADF testu (především co se týče řádu zpoždění) a bylo by bezúčelné znovu optimalizovat KPSS test s cílem dosažení přesnějších výsledků. Navíc lze rozpor ve výsledcích vysvětlit i odlišným sestavením obou testů.

V sedmi případech z osmi vykázaly ADF a KPSS testy shodu na 1% hladině významnosti. Ačkoli KPSS test naznačil nejistotu v případě stacionarity prvních diferencí proměnné *depcurr*, vzhledem k přesvědčivému výsledku ADF testu může být považována za stacionární. Oba testy prokázaly, že proměnné jsou integrované o řádu jedna $I(1)$, což naplňuje podmínku pro odhad modelu VEC.

5.2 Kointegrační odhady

Následně byla provedena série testů, které odhalují přítomnost a počet kointegračních vektorů. Varianta odhadovaného modelu stejně jako řád zpoždění byly zvoleny s přihlédnutím k ekonomické teorii a možnosti interpretace výsledků.

| Zpoždění | Trace test | |
|------------|--------------------|----------------------|
| | 2 | 2 |
| $r \leq 3$ | 1,40 | 2,19 |
| $r \leq 2$ | 14,40 | 16,10 |
| $r \leq 1$ | 32,49** | 34,51 |
| $r = 0$ | 85,93*** | 88,16*** |
| Varianta | S omezeným trendem | S neomezeným trendem |

Tabulka 5, Trace test počtu kointegračních vektorů; použitá notace *, ** respektive *** odpovídá výsledku na hladině významnosti 10%, 5% respektive 1%

Výsledky trace testu na přítomnost kointegračních vektorů se zpožděním řádu dva jsou uvedeny v tabulce 5. Zvolené zpoždění se zakládá identifikaci autoregresních vztahů v rámci jednotlivých proměnných. Ve variantě s omezeným trendem, kterou analytický software navrhl jako optimální, lze z porovnání testovací statistiky s kritickými hodnotami odvodit přítomnost právě jednoho kointegračního vektoru na hladině významnosti 5%. Další testovaná varianta s trendem zahrnutým v kointegraci neprokázala přítomnost alespoň jednoho kointegračního vektoru. Jako alternativní možnost byla prověřena data se zpožděním řádu čtyři. Podnět k přezkoumání většího zpoždění přinesly především zjištěné závislosti v proměnné

depcurr. Přestože roční zpoždění přináší ztíženou interpretovatelnost výsledků u ostatních časových řad, v rámci hledání vhodného modelu byly testy provedeny a jejich výstup popisuje tabulka 6. Podobně jako u nižšího řádu zpoždění naznačuje trace test přítomnost jednoho kointegračního vektoru na hladině významnosti 1% u ročního zpoždění. U varianty s neomezeným trendem je jeden kointegrační vektor zjištěn na hladině významnosti 5%. Pro další analýzu sestavením VEC modelu byla zvolena varianta s omezeným trendem a zpožděním o řádu dva. Jednak se jedná o model, jehož praktická interpretace bude snáze proveditelná v porovnání s ostatními zkoumanými variantami, a jednak lze o tomto modelu uvažovat jako o základní podobě (*basic fit*) pro volbu pokročilejších modelů.

| Zpoždění | Trace test | |
|------------|--------------------|----------------------|
| | 4 | 4 |
| $r \leq 3$ | 1,66 | 2,14 |
| $r \leq 2$ | 15,22 | 15,70 |
| $r \leq 1$ | 43,66*** | 45,95** |
| $r = 0$ | 79,82*** | 82,12*** |
| Varianta | S omezeným trendem | S neomezeným trendem |

Tabulka 6, Alternativní trace test počtu kointegračních vektorů; použitá notace *, ** respektive * odpovídá výsledku na hladině významnosti 10%, 5% respektive 1%**

Pro zvolený základní VEC model byly odhadnuty koeficienty členů korekce a koeficienty dlouhodobého stavu. Kompletní výstup odhadů koeficientů ukazují tabulky 7 a 8.

| Kointegrační vektory | sp500 | depcurr | treasury | equities |
|----------------------|----------|----------|----------|----------|
| | sp500.l2 | 1 | 1 | 1 |
| depcurr.l2 | -0,14484 | -0,26538 | 0,61261 | -0,34413 |
| treasury.l2 | -0,11072 | 0,61438 | -0,31897 | -0,07716 |
| equities.l2 | -0,14952 | -0,17849 | -0,15847 | -0,09596 |

Tabulka 7, Normalizované kointegrační vektory pro odhadovaný VEC model, upraveno pro jednotky v řádech tisíců

Odhadnuté kointegrační vektory vyjadřují dlouhodobý vztah mezi sledovanými proměnnými. Na základě otestování časových řad na přítomnost kointegračních vektorů bylo zjištěno, že v tomto VEC modelu lze předpokládat jeden kointegrační vektor. Právě vektor koeficientů, s jejíž pomocí byla sestavena rovnice 26, ukazuje, jaké síly působí mezi proměnnými ve stavu dlouhodobého ekvilibria.

$$sp500 = 0,144 depcurr + 0,11 treasury + 0,149 equities \quad (26)$$

Uvedená rovnice usnadňuje interpretaci VEC modelu (dle Johansen, Juselius, 1990). Obecně lze potvrdit očekávání o vlivu oběživa a vkladů v bankách a hodnotě akcií v portfoliích amerických domácností na cenu indexu S&P 500. Zvýšení obou proměnných (nezávisle na sobě) vede ke zvýšení hodnoty tržního akciového indexu. Konkrétně zvýší-li se množství oběživa a vkladů v bankách amerických občanů o 1 miliardu dolarů, pak z dlouhodobého hlediska vzroste akciový index S&P 500 o 0,144 bodu. Podobný vztah byl vyčíslen pro hodnotu akcií vlastněných americkými domácnostmi. Pokud vzroste jejich hodnota o 1 miliardu dolarů, následné dlouhodobé přizpůsobení by mělo *ceteris paribus* vrátit index S&P 500 do rovnovážné hodnoty vyšší o 0,149 bodu. Podobné výsledky ukázal i VEC model pro zpoždění řádu čtyři, tedy jeden rok (viz příloha 1), což naznačuje na poměrně stabilní ekvilibriální vztah vzhledem ke změnám v časové složce.

Naopak výsledky dlouhodobého vztahu mezi hodnotou dluhopisů v amerických portfoliích a akciovým indexem nepotvrdily očekávání. Zvýšení hodnoty dluhopisů totiž dle odhadnutých hodnot vede ke zvýšení hodnoty akciového indexu. Nárůst dluhopisů v portfoliích o 1 miliardu dolarů by totiž měl v delším období vést ke zvýšení hodnoty akciového indexu S&P 500 o 0,11 bodu. Intuitivně lze předpokládat, že hodnota akcií a dluhopisů v portfoliích bude v čase kolísat a v závislosti na fázi ekonomického cyklu se vrcholy a dna jejich hodnot budou víceméně střídát. Opačný výsledek může být vysvětlen rolí úrokové míry. Pokud se snižuje úroková míra v ekonomice, dochází k růstu ceny dluhopisů a zároveň k pravděpodobnému růstu cen akcií (neboť budoucí peněžní toky jsou při ocenění akcií diskontovány nižší úrokovou mírou).

| Rychlosti přizpůsobení | | | | |
|------------------------|----------|------------|-------------|-------------|
| | sp500.l2 | depcurr.l2 | treasury.l2 | equities.l2 |
| sp500.d | -0,16402 | 0,07447 | 0,02229 | -0,01561 |
| depcurr.d | -0,81046 | 0,33380 | 0,10791 | 0,10977 |
| treasury.d | -0,25820 | -0,44071 | 1,08466 | -0,03167 |
| equities.d | -0,42162 | 0,85802 | 0,32280 | -0,09757 |

Tabulka 8, Koeficienty rychlosti přizpůsobení pro odhadovaný VEC model

Koeficienty korekčního členu jsou uvedeny v rovnici 27 v souladu s Johansen (1990). Vysvětlují krátkodobý vztah mezi zkoumanými proměnnými, neboť vyjadřují rychlost, s jakou se jednotlivé proměnné vrací do ekvilibria, pokud dojde k jejich krátkodobému vychýlení. Nízké hodnoty koeficientu značí pomalé přizpůsobení, naopak vyšší hodnoty koeficientu značí rychlejší přizpůsobení. Očekávány byly hodnoty koeficientu v intervalu (-1,0). Pokud by koeficient nabýval pozitivních hodnot, pak je jeho praktická využitelnost silně zpochybněna, neboť naznačuje na explozivní průběh časové řady. Korekční člen by danou proměnnou nepřibližoval k rovnovážnému stavu, ale naopak by zvětšoval rozdíl mezi stavem ekvilibria a danou proměnnou.

$$\hat{\alpha}' = (-0,164; -0,810; -0,258; -0,421) \quad (27)$$

Odhadnutý koeficient -0,164 pro zpožděnou hodnotu indexu S&P 500 indikuje, jak intenzivně je šoková změna korigována směrem k dlouhodobému rovnovážnému stavu během půlročního období. Porovnání s jinými zpožděními zasazuje základní odhad do kontextu tržní reality. Totožná varianta VEC modelu se zpožděním řádu čtyři vykazuje koeficient rychlosti přizpůsobení -0,078 (viz příloha 2). V horizontu jednoho roku je tedy krátkodobý šok korigován výrazně méně než v kratším období. Protože se takový výsledek může zdát nedostatečně konformní s realitou, k jeho rozumné interpretaci je potřeba brát v potaz charakteristiku a limity VEC modelu. Velmi nízká rychlost přizpůsobení pro roční zpoždění totiž nutně neznamená, že neexistuje přizpůsobovací proces. Pravděpodobně jde o období natolik dlouhé, že se jakýkoli šok strukturálně projeví v dlouhodobém ekvilibriálním vztahu spíše než ve členu korekce. Nabízí se tedy otázka, do jaké míry je výkyv v hodnotě indexu S&P 500 zaznamenaný před rokem krátkodobou odchylkou (šokem) pro zmíněnou proměnnou. Uvažujeme-li o americkém akciovém trhu jako o relativně efektivním burzovním trhu, na němž jsou neefektivně rychle využívány obchodníky pro statistickou arbitráž, pak jsou šoky absorbovány poměrně rychle. Hledání vyšší rychlosti přizpůsobení by pravděpodobně přineslo kýžené výsledky na vyšších časových frekvencích (měsíční či denní). Naopak se zvyšujícím se testovaným zpožděním je pravděpodobné, že se rychlost přizpůsobení bude blížit nule, neboť všechny přizpůsobovací mechanismy proběhnou na úrovni dlouhodobé části rovnice.

Pro proměnnou oběživa a běžných vkladů v bankách byl odhadnut koeficient přizpůsobení -0,81. Jedná se o nejvýraznější dynamiku přizpůsobení mezi sledovanými proměnnými při předpokládaném vlivu na index S&P 500. Tento vztah může naznačovat na silnou vazbu mezi množstvím oběživa a vývojem ceny akcií. Šoková změna je relativně rychle (vzhledem k ostatním uvažovaným proměnným) absorbována do vývoje ceny indexu S&P 500, což odpovídá obecnému předpokladu o vztahu mezi měnovým agregátem M1 a nominální cenou aktiv. Ještě intenzivnější rychlost přizpůsobení byla identifikována ve VEC modelu se zpožděním čtvrtého řádu. Korekční člen má v takové variantě koeficient -1,22 a naznačuje rychlou absorpci šoku v hodnotě oběživa a vkladů na běžných účtech s ročním zpožděním.

Naopak nejméně intenzivní rychlost přizpůsobení mezi proměnnými považovanými za vysvětlující byla zjištěna u dluhopisů. Konkrétně byl odhadnut koeficient -0,258. Poměrně vysokou rychlost přizpůsobení, konkrétně -0,421 vykazuje vzhledem k indexu S&P 500 hodnota akcií v portfoliu amerických investorů. Široce reprezentativní tržní index Standard & Poor's 500 je logicky základním stavebním kamenem portfolia a dojde-li tedy ke zvýšení hodnoty akcií v soukromých portfoliích, je možné krátkodobě očekávat přizpůsobení indexu S&P 500. Zároveň ale vyvstává problém exogenity hodnoty akcií vůči akciovému indexu. Snadno představitelný je i scénář, kdy šokový růst indexu S&P 500 zvýší obecně hodnotu akcií v amerických portfoliích a bylo by pak na místě hovořit o

rychlosti přizpůsobení hodnoty akcií v portfoliích vůči exogenní proměnné tržního akciového indexu.

V intencích cíle této práce je vztah exogenity proměnných řešen posouzením koeficientů rychlosti přizpůsobení jednotlivých proměnných. Vzhledem k nalezení nikoli nevýznamných koeficientů přizpůsobení může být předpokládán exogenní vztah použitých proměnných (*depcurr*, *equities* a *treasury*) vůči vysvětlované proměnné indexu S&P 500. Korektní a přesnější metodu vyšetření exogenity nabízí například Ericsson et al. (1998) nebo Johansen (1992), avšak její důkladné testování překračuje cíl a limity této práce.

5.3 Dílčí závěr

V rámci kointegrační analýzy byla identifikována přítomnost právě jednoho kointegračního vektoru. Na jeho základě byl vytvořen vector error correction model využívající kointegračního vektoru ke stanovení dlouhodobých a krátkodobých vztahů mezi zahrnutými proměnnými.

Z hlediska dlouhodobého vztahu byl zjištěn pozitivní vliv všech zkoumaných proměnných na hodnotu akciového indexu S&P 500. Dojde-li tedy k nárůstu oběživa a vkladů na běžných účtech, akcií nebo dluhopisů v portfoliích amerických investorů (nezávisle na sobě), dlouhodobá rovnováha je obnovena růstem hodnoty akciového indexu.

Krátkodobý vztah mezi proměnnými popisují koeficienty rychlosti přizpůsobení. Kvantifikují intenzitu (rychlost), s jakou dojde k pohlcení šoku na vysvětlující proměnnou. Nejvyšší hodnota koeficientu rychlosti přizpůsobení byla odhadnuta pro oběživo a vklady na běžných účtech, tedy měnovou zásobu (-0,81). Relativně vysokou rychlost přizpůsobení vykazala hodnota akcií v portfoliích amerických investorů (-0,421). Dle očekávání byla nejnižší hodnota koeficientu rychlosti přizpůsobení zjištěna pro hodnotu dluhopisů v amerických portfoliích (-0,258).

6 Doporučení pro tvůrce hospodářské politiky

Klíčovou roli v soudobé hospodářské politice sehrává globalizovaný finanční a kapitálový trh. Možnost subjektů investovat na likvidních zahraničních trzích s relativně nízkými transakčními náklady může představovat překážku ve fungování některých kanálů monetární transmise. Provádění nekonvenční monetární politiky americkou centrální bankou během finanční krize vedlo prostřednictvím LSAP ke zvýšení likvidity na straně bank a finančních institucí. Vysoce likvidní aktiva (např. bankovní rezervy) umisťuje banka tak, aby dosáhla výnosu. Obecně vzato má tři možnosti. Jednak může za běžných podmínek poskytnout nové úvěry svým klientům. V situaci neochoty půjčovat i klientům s kvalitním úvěrovým ratingem (viz credit crunch) však banka nemusí být schopna či ochotna likvidní prostředky rozpůjčovat. Jak ukazuje graf v příloze 3, americké společnosti s nejkvalitnějším úvěrovým ratingem AAA měli v nejméně trubulentní době finanční krize možnost úvěru s přírůžkou 6% nad úrokovou míru z vládních dluhopisů. Před vypuknutím finanční krize však přírůžka činila méně než 1%. Se zhoršujícím se ratingem úvěrované společnosti se rapidně zvyšovala i přírůžka (viz úvěrové možnosti firem s ratingy CCC v příloze 4). Namísto standardního úvěrování klientů může banka likviditu nabídnout na mezibankovním trhu. Jsou-li úrokové sazby na úrovni technické nuly, ani na mezibankovním trhu nedosáhne finanční instituce požadovaného výnosu. Zbývá nejrizikovější varianta, a sice investovat přebytečnou likviditu na akciovém trhu. To povede nejen ke zvýšení cen akcií, ale také k možnosti firem lépe financovat svoji činnost prostřednictvím úpisu akcií. Fáze financování investičních záměrů firem je momentem monetární transmise, kdy nominální veličina (měnový agregát) přeneseně působí na podnikatelskou aktivitu s potenciálem ovlivnit reálnou ekonomiku. Institucionální prostředí založené na kapitálovém trhu jako klíčovém zdroji financování firem (např. USA) dále napomáhá účinnosti kanálu transmisního mechanismu. Tentýž mechanismus má však nejasnou účinnost v prostředí, kde je běžné financovat expanze soukromých podniků především bankovními úvěry jako například v kontinentální Evropě. Vzhledem k silně globalizovanému finančnímu a kapitálovému trhu mohou evropské finanční instituce, které na jedné straně přijímají likviditu, směřovat její přebytky na americký (či jiný perspektivní) akciový trh. Dochází tak k oslabení zamýšleného transmisního mechanismu a dopad na evropské firmy zůstává nejasný, neboť stimul k evropským podnikům nedoputuje.

Na počátku roku 2015 oznámila Evropská centrální banka rozšíření programu nákupu některých aktiv (tzv. *extended asset purchase programme*, zkráceně EAPP),

pro něž se vžilo označení evropské kvantitativní uvolňování²³. Trvání EAPP bylo Evropskou centrální bankou prodlouženo nejméně do března 2017, pakliže budou naplněny inflační cíle. V kontextu institucionálního prostředí ekonomiky eurozóny jako *bank-based economy* jsou efektivita a reálný dopad takových nástrojů nekonvenční monetární politiky diskutabilní. Přestože modelové odhady efektivity EAPP působí vesměs optimisticky (viz Cova et al., 2015), soudobé studie zaměřující se na systémový a kvalitativní rámec EAPP vyjadřují především pesimistický pohled na jeho efektivitu a vliv na reálné ekonomické veličiny (např. Bernoth et al., 2015). Na nedostačující roli kapitálového trhu reagovala Evropská komise přijetím Akčního plánu pro vytvoření Unie kapitálového trhu (CMU). CMU by měla znamenat lépe integrovaný kapitálový trh, snížení nákladů financování a zároveň odolnější finanční systém Evropské unie (European Commission, 2015). Ideálním dlouhodobým cílem je vytvoření jednotného evropského kapitálového trhu. Ačkoli je vytvoření CMU logickým krokem v kontinuitě integrace Evropské unie, nelze očekávat, že by Unie kapitálového trhu v blízké době napomohla transmisi monetárních opatření do reálné ekonomiky. Konečná implementace základních kamenů CMU se totiž očekává v roce 2019 a dosud není jasné, zda-li výstupem bude úspěšně fungující jednotný trh kapitálu nebo „pouze“ legislativní mozaika jako předstupeň budoucího jednotného kapitálového trhu.

Opatření zaváděná Evropskou unií jsou odrazem doporučení vyplývajících z této práce. Integrace kapitálového trhu, překonání specifík fungování kapitálových trhů na národní úrovni a zvýšení informační a operační efektivity představují cestu k efektivní transmisi měnově-politických nástrojů do reálné ekonomiky prostřednictvím portfolio balance kanálu.

²³ V prvním roce působení EAPP byly měsíčně prováděny nákupy specifických aktiv v hodnotě přibližně 60 miliard eur. V březnu roku 2016 byla hodnota měsíčních nákupů zvýšena na 80 miliard eur (European Central Bank, 2016).

7 Diskuze

Výsledky kointegrační analýzy potvrdily existenci zkoumaného vztahu mezi měnovou zásobou a reprezentativním akciovým indexem. Nabízí se otázka, je-li tento závěr v souladu s doposud provedeným výzkumem. Po zhodnocení dosavadního výzkumu bude v této kapitole následovat zasazení portfolio balance kanálu transmisního mechanismu do souvislosti s empirickými zjištěními.

Přítomnost vztahu mezi změnou měnové zásoby a cenami aktiv je hojně diskutovaným tématem, přičemž napříč soudobým výzkumem existuje shoda na existenci odlišné síly tohoto vztahu mezi různými třídami aktiv. Belke et al. (2010) se zaměřili na vliv globálního nárůstu likvidity na spotřebitelské ceny, ceny nemovitostí, komodit a akcií. V období expanzivní měnové politiky na počátku třetího tisíciletí docházelo v mnoha zemích OECD k silnému růstu cen nemovitostí (v USA o 55%, v eurozóně o 41% mezi roky 2001 až 2006) a ještě výraznějšímu růstu akcií, které více než zdvojnásobily svoji hodnotu na většině významných světových trzích. Avšak zatímco vliv šokové změny množství likvidity na index cen nemovitostí a komodit byl vyhodnocen jako statisticky významný, vliv zvýšení likvidity na akciový index se ukázal jako nevýznamný (Belke et al., 2010). Podobně se s takovými závěry ztotožňují i Fisher et al. (2008) pro oblast eurozóny. Autoři zpravidla obecně argumentují cenovou elasticitou nabídky aktiv. Zvýšení měnové zásoby by mělo mít silný cenový dopad na aktiva s nízkou cenovou elasticitou nabídky. Empiricky to potvrzují výše uvedené výzkumy u cen nemovitostí, jejichž množství je omezené a především v některých částech světa (např. Japonsko) nelze realizovat jejich urychlenou výstavbu v reakci na zvýšené množství likvidity. Naopak aktiva s vysokou cenovou elasticitou by teoreticky měla zaznamenat méně intenzivní růst ceny v reakci na injekci likvidity. Akcie jsou schopny množstvím reagovat rychleji než zmíněné nemovitosti, možnost úpisu nových akcií však také není neomezená. Obzvláště v případě finanční krize minulé dekády se počet i hodnota primárních úpisů akcií rapidně snižovaly i v podmínkách zvyšování měnové zásoby, jak ukazuje graf v příloze 5. Na přelomu let 2008 a 2009 lze pozorovat nejvýraznější útlum hodnoty globálních IPO, což je stejné období, kdy americká centrální banka začala provádět první ze série LSAP. Následný vývoj hodnoty globálních IPO se již více přibližuje teoretickému předpokladu. Závěry výzkumů poměrně široké skupiny autorů tedy nejsou koherentní se zjištěními v této práci.

Naopak empirické důkazy vlivu měnové zásoby na akciový trh poskytují například Baks a Kramer (1999). Ve své studii na panelových datech zkoumali mimo jiné vliv měnových agregátů na hodnotu akcií v zemích G-7 od roku 1971 do roku 1998. Výsledkem bylo potvrzení statisticky významného vztahu mezi růstem měnové zásoby²⁴ a reálnými výnosy akcií napříč zeměmi G-7. Takřka totožné závěry publikovali i Conover et al. (1999) a Marshall (1992). Z teoretického

²⁴ Není překvapivé, že silnější vztah byl identifikován u úzce vymezených měnových agregátů (např. M1), širší měnové agregáty (např. M3) vykazovaly slabší vazbu.

hlediska existuje pro závěry zmíněných výzkumů včetně této práce několik odůvodnění. Na jednu stranu zvýšení měnové zásoby může vést ke zvýšení celkové hodnoty aktiv jednotlivců, jež následně alokují zvolenou část „nadbytečné“ hotovosti (také) do akcií. Na druhou stranu mohou vyšší očekávané výnosy akcií vést k substitučnímu efektu. Pro investory se stane lákavější investovat do akcií oproti držení hotovosti z důvodu vyššího výnosu. V neposlední řadě může zvýšení množství likvidity vést k nižším úrokovým sazbám a nutně také nižšímu diskontnímu faktoru budoucích *cash flows* vstupujících do ocenění akciových titulů.

Z kontextu uvedených odborných prací vyplývá, že existenci vztahu mezi měnovou zásobou a akciovými výnosy zpravidla potvrzují výzkumy zabývající se relativně dlouhým časovým obdobím. Naopak vazba se ukazuje jako slabší či nevýznamná, pokud je pozorována na případové studii nebo kratším časovém období. Rovněž výsledky této práce reflektující období 63 let potvrzují zkoumaný vztah. Působení změn v měnové zásobě na ceny akcií se zdá být lépe identifikovatelné z dlouhodobého hlediska, přestože může být cílem nalezení krátkodobé dynamiky například s použitím error correction modelu jako v této práci. Z krátkodobého hlediska mohou do sledovaného vztahu vstupovat časově specifické a do značné míry unikátní podmínky, které vztah „zamlžují“. V případě nedávné finanční krize lze zmínit credit crunch, krizi důvěry ve stabilitu finančního systému, splasknutí bubliny na realitním trhu či provádění monetární politiky na dolní hranici úrokových sazeb jako místně a časově podmíněné fenomény, jež mají potenciál pro dané období oslabit vazbu mezi měnovou zásobou a výnosy akcií.

8 Závěr

Výsledky analýzy potvrzují existenci vztahu mezi měnovou zásobou a akciovým indexem S&P 500. Z dlouhodobého hlediska způsobuje zvýšení měnové zásoby nárůst akciového indexu. Při zvýšení měnové zásoby o 1 miliardu dolarů dojde v dlouhém období krůstu akciového indexu o 0,14 bodu. V krátkém období dochází k dynamickému přizpůsobení navracejícímu akciový index zpět ke stavu ekvilibria. Bylo zjištěno, že rychlost přizpůsobení na změnu měnové zásoby je vyšší než rychlost přizpůsobení na změnu hodnoty akcií a dluhopisů, které domácnosti drží. V krátkém období totiž byla pro měnovou zásobu zjištěna rychlost přizpůsobení -0,81, zatímco pro hodnotu akcií v portfoliích pouze -0,42. Nejnižší rychlost přizpůsobení -0,26 vykazala změna hodnoty dluhopisů v portfoliích. Přítomnost kointegračního vektoru naznačuje na existenci vztahu mezi měnovou zásobou, hodnotou akcií a dluhopisů v portfoliích amerických investorů a zároveň akciovým trhem. Monetární opatření v podobě změny měnové zásoby tedy prostupuje portfolii investorů, přičemž změny v rizikově výnosovém profilu jednotlivých skupin aktiv vytváří pobídku k realokaci aktiv (jinak řečeno rebalancingu portfolia). Výraznější rychlost přizpůsobení akcií v portfoliích amerických občanů vypovídá o vyústění portfolio balance kanálu monetární transmise na akciovém trhu. Vzhledem k již provedeným výzkumům na obdobné téma lze odvozovat, že tyto závěry jsou na daném datovém vzorku obecně v souladu nejen s teoretickými předpoklady, ale i s předchozím výzkumem. Dosavadní výzkum totiž naznačuje, že vliv měnové zásoby na akciové trhy je zpravidla spolehlivěji identifikován v delších časových řadách.

V širším smyslu poukazují výsledky zároveň na významnou roli akciového trhu v portfolio balance kanálu monetární transmise. Dle zjištění je akciový trh schopen ve specifickém institucionálním prostředí přenášet projevy monetární politiky a stává se tak klíčovým pro vysvětlení mechanismu účinnosti kvantitativních uvolňování. Organizace kapitálového trhu, jenž umožňuje soukromým společnostem efektivně financovat svůj rozvoj, je pro portfolio balance kanál kritická. Zřejmým hospodářsko-politickým doporučením vyplývajícím z této práce je tedy implementace změn kapitálového trhu, které podpoří financování širšího spektra podniků kapitálovým způsobem. Konkrétní opatření mohou sahat od snížení daňové zátěže firem vstupujících na kapitálový trh přes zavedení důsledného dohledu nad kapitálovým trhem až po stabilní a předvídatelné právní prostředí. Je-li existence portfolio balance kanálu monetární autoritou využívána, musí být nastaveny vhodné institucionální podmínky pro jeho fungování. Nelze jej totiž očekávat v prostředí *bank-based economy*, kde podniky využívají převážně forem úvěru k financování investičních záměrů. V souladu s hospodářsko-politickými implikacemi této práce je snaha Evropské unie prohloubit integraci kapitálového trhu a vytvořit jednotný trh kapitálu nutným krokem k fungující transmissi monetární politiky do reálné ekonomiky.

Využití rámce portfolio balance kanálu monetární transmise k odhadu vlivu měnové zásoby na akciové trhy je v kontextu dosavadního výzkumu unikátní a

potvrzuje tak schopnost portfolio balance kanálu vysvětlit přenos monetárních opatření do roviny reálných ekonomických veličin.

9 Literatura

ARLT, J., 1999. Moderní metody modelování ekonomických časových řad. 1. vyd. Praha: Grada, 1999. 312 s. ISBN 80-7169-539-4.

ANDRÉS, J., LÓPEZ-SALIDO, J.D. and NELSON, E., 2004. Tobin's imperfect asset substitution in optimizing general equilibrium. Working Paper 2004-003A, Federal Reserve Bank of St. Louis.

BAKS, K. and KRAMER, C., 1999. *Global liquidity and asset prices: Measurement, implications, and spillovers*. International Monetary Fund Working Paper.

BARSKY, R.B., 1989. Why don't the prices of stocks and bonds move together?. The American Economic Review, pp.1132-1145.

BAUER, M.D. and NEELY, C.J., 2014. International channels of the Fed's unconventional monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 44, pp.24-46.

BECKWORTH, D. and HENDRICKSON, J.R., 2014. The Portfolio Balance Channel of Monetary Policy: Evidence from the Flow of Funds. *Published on CiteSeerX website: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary>*.

BELKE, A., ORTH, W. and SETZER, R., 2010. Liquidity and the dynamic pattern of asset price adjustment: A global view. *Journal of Banking & Finance*, 34(8), pp.1933-1945.

BERNANKE, B.S., 2012, August. Monetary Policy since the Onset of the Crisis. In *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming* (Vol. 31).

BERNETH, K., KÖNIG, P., RAAB, C. and FRATZCHER, M., 2015. Uncharted territory: Large-scale asset purchases by the European Central Bank. *DIW Economic Bulletin*, 5(13), pp.189-198.

BLACK, F., 1987. *Business Cycles and Equilibrium*, New York: Basil Blackwell.

BRENNAN, M.J., SCHWARTZ, E.S. and LAGNADO, R., 1997. Strategic asset allocation. *Journal of Economic dynamics and Control*, 21(8), pp.1377-1403.

- CALVET, L.E., CAMPBELL, J.Y. and SODINI, P., 2008. Fight or flight? Portfolio rebalancing by individual investors (No. w14177). National Bureau of Economic Research.
- CAMPBELL, J.Y. and AMMER, J., 1993. What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns. *The Journal of Finance*, 48(1), pp.3-37.
- CAMPBELL, J.Y. and VICEIRA, L.M., 2001. Who should buy long-term bonds? (No. w6801). National Bureau of Economic Research.
- CAMPBELL, J.Y. and VICEIRA, L.M., 2005. The term structure of the risk-return trade-off. *Financial Analysts Journal*, 61(1), pp.34-44.
- CANNER, N., MANKIW, N.G. and WEIL, D.N., 1997. An Asset Allocation Puzzle. *The American Economic Review*, pp.181-191.
- CHAREMZA, W.W. and DEADMAN, D.F., 1997. New directions in econometric practice. Books.
- CHRISTENSEN, J.H. and RUDEBUSCH, G.D., 2012. The Response of Interest Rates to US and UK Quantitative Easing*. *The Economic Journal*, 122(564), pp.F385-F414.
- CHRISTIANO, L.J., EICHENBAUM, M. and EVANS, C., 1994. The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds (No. w4699). National Bureau of Economic Research.
- COCHRANE, J.H., 2011. Inside the black box: Hamilton, Wu, and QE2. March,3, p.2010.
- CONOVER, C.M., JENSEN, G.R. and JOHNSON, R.R., 1999. Monetary environments and international stock returns. *Journal of Banking & Finance*, 23(9), pp.1357-1381.
- COVA, P., PAGANO, P. and PISANI, M., 2015. Large-scale asset purchase program in the Euro area. A model-based evaluation.
- CULBERTSON, John M. The term structure of interest rates. *The quarterly journal of economics*, 1957, 485-517.
- CUTLER, D.M., POTERBA, J.M. and SUMMERS, L.H., 1990. Speculative dynamics and the role of feedback traders (No. w3243). National Bureau of Economic Research.

- CÚRDIA, V. and FERRERO, A., 2013. How stimulatory are large-scale asset purchases?. FRBSF Economic Letter, 22, pp.1-5
- D'AMICO, S., ENGLISH, W., LÓPEZ-SALIDO, D. and NELSON, E., 2012. The Federal Reserve's Large-scale Asset Purchase Programmes: Rationale and Effects*. The Economic Journal, 122(564), pp.F415-F446.
- DICKEY, D.A. and FULLER, W.A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.1057-1072.
- ENGLE, R.F. and GRANGER, C.W., 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.251-276.
- ERICSSON, N.R., HENDRY, D.F. and MIZON, G.E., 1998. Exogeneity, cointegration, and economic policy analysis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(4), pp.370-387.
- EUROPEAN CENTRAL BANK. 2016. *Asset purchase programmes*. [online] European Central Bank. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omt/html/index.en.html> [cit. 29 Apr. 2016].
- EUROPEAN COMMISSION, 2015. *Capital Markets Union*. [online] Dostupné z: http://ec.europa.eu/finance/capital-markets-union/index_en.htm [cit. 29 Apr. 2016].
- FAMA, E.F. and SCHWERT, G.W., 1977. Asset returns and inflation. *Journal of financial economics*, 5(2), pp.115-146.
- FEDERAL RESERVE, 2008. "PressRelease, November 25, 2008." online. [cit. 2016-01-31] Dostupné z: <http://www.federalreserve.gov/newsevents/press/monetary/20081125b.htm>.
- FEDERAL RESERVE BANK OF NEW YORK, 2009. The Fed's Expanded Balance Sheet. [online]. New York, [cit. 2016-02-01]. Dostupné z: <https://www.newyorkfed.org/newsevents/speeches/2009/sac091202>
- FISHER, I., 1911. *The Purchasing Power of Money*. The Macmillan Company, New York

- FISCHER, B., LENZA, M., PILL, H., REICHLIN, L., 2008. Money and Monetary Policy: the ECB Experience 1999-2006. In Beyer, A., Reichlin L. (eds). *The Role of Money: Money and Monetary Policy in the Twenty-First Century*. Conference volume of the 4th ECB Central Bank Conference, pp 102-175.
- FLANNERY, M.J. and PROTOPAPADAKIS, A.A., 2002. Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns. *Review of Financial Studies*, 15(3), pp.751-782.
- GAGNON, J., RASKIN, M., REMACHE, J. and SACK, B.P., 2010. Large-scale asset purchases by the Federal Reserve: did they work?. FRB of New York Staff Report, (441).
- HAMILTON, J.D. and WU, J.C., 2011. The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment (No. 16956). National Bureau of Economic Research, Inc.
- JEŽKOVÁ, M., 2013. Kointegrace a její aplikace ve financích. Brno. Přírodovědecká fakulta Masarykovy univerzity.
- JOHANSEN, S. and JUSELIUS, K., 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), pp.169-210.
- JOHANSEN, S., 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.1551-1580.
- JOHANSEN, S., 1992. Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. *Journal of Policy modeling*, 14(3), pp.313-334.
- KILEY, M.T., 2014. The Response of Equity Prices to Movements in Long-Term Interest Rates Associated with Monetary Policy Statements: Before and After the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(5), pp.1057-1071.
- KRISHNAMURTHY, A. a VISSING-JORGENSEN, A., 2010. The aggregate demand for treasury debt. *Journal of Political Economy*, 120(2), pp.233-267.
- KRISHNAMURTHY, A. a VISSING-JORGENSEN, A., 2011. The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy (No. w17555). National Bureau of Economic Research.

- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C., SCHMIDT, P. and SHIN, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of econometrics*, 54(1), pp.159-178.
- LASTRAPES, W.D., 1998. International evidence on equity prices, interest rates and money. *Journal of International Money and Finance*, 17(3), pp.377-406.
- MARKOWITZ, H., 1952. Portfolio selection. *The journal of finance*, 7(1), pp.77-91.
- MARSHALL, D.A., 1992. Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy. *Journal of Finance*, pp.1315-1342.
- MODIGLIANI, F., 1971. Monetary policy and consumption: linkages via interest rates and wealth effects in the FMP model. *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages*.
- MODIGLIANI, Franco, a Richard C. SUTCH, 1966. "Innovations in Interest Rate Policy," *American Economic Review*, Vol. 56(1), s. 178 - 197.
- NEELY, C.J., 2010. The large scale asset purchases had large international effects (pp. 1-45). Federal Reserve Bank of St. Louis, Research Division.
- RIEFLER, Winfield W. Money rates and money markets in the United States. New York; London: Harper, 1930.
- RIGOBON, R. and SACK, B., 2004. The impact of monetary policy on asset prices. *Journal of Monetary Economics*, 51(8), pp.1553-1575.
- ROZEFF, M.S., 1974. Money and stock prices: Market efficiency and the lag in effect of monetary policy. *Journal of financial Economics*, 1(3), pp.245-302.
- SHARPE, W.F., 1964. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), pp.425-442.
- SHARPE, W.F., 1966. Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*, 39(1), pp.119-138.
- SHARPE, W.F., 1994. The Sharpe Ratio. *The journal of portfolio management*, 21(1), pp.49-58.

- TERZI, A., 1986. The independence of finance from saving: a flow-of-funds interpretation. *Journal of Post Keynesian Economics*, 9(2), pp.188-197.
- THORBECKE, W., 1997. On stock market returns and monetary policy. *The Journal of Finance*, 52(2), pp.635-654.
- THORNTON, Daniel L. Evidence on the portfolio balance channel of quantitative easing. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series No, 2012.
- TOBIN, J., 1969. A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of money, credit and banking*, 1(1), pp.15-29.
- VAYANOS, Dimitri; VILA, Jean-Luc. A preferred-habitat model of the term structure of interest rates. National Bureau of Economic Research, 2009.
- WILLIAMS, J.C., 2014. Monetary Policy at the Zero Lower Bound: Putting Theory into Practice. Hutchins Center on Fiscal & Monetary Policy at Brookings.
- WOODFORD, M., 2012, September. Methods of policy accommodation at the interest-rate lower bound. In *The Changing Policy Landscape: 2012 Jackson Hole Symposium*. Federal Reserve Bank of Kansas City.

A Seznam použitých zkratk

- bp – basis point
- CMU – Capital Markets Union
- EAPP – Extended asset purchase programme
- FFA – Flow of funds accounts
- FOMC – Federal Open Market Committee
- G-7 – Group of Seven
- IPO – Initial public offering
- LSAP – Large-scale asset purchases
- MBS – Mortgage-backed security

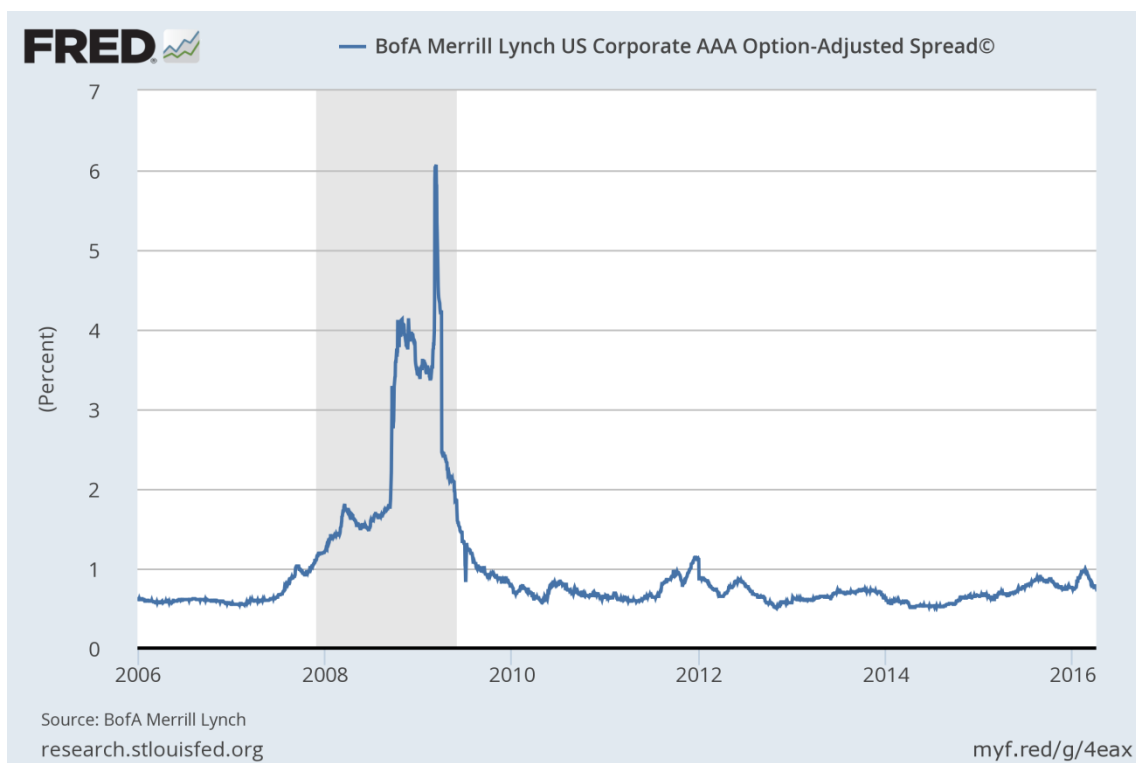
B Přílohy

| Kointegrační vektory | | | | |
|----------------------|----------|----------|----------|----------|
| | sp500 | depcurr | treasury | equities |
| sp500.l4 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| depcurr.l4 | -0,05499 | -0,72074 | 0,67322 | -0,29268 |
| treasury.l4 | -0,10406 | 1,19581 | -0,18948 | -0,01046 |
| equities.l4 | -0,15332 | -0,19902 | -0,16595 | -0,11092 |

Příloha 1; Normalizované kointegrační vektory pro VEC model s omezeným trendem a zpožděním řádu 4, upraveno pro jednotky v řádech tisíců

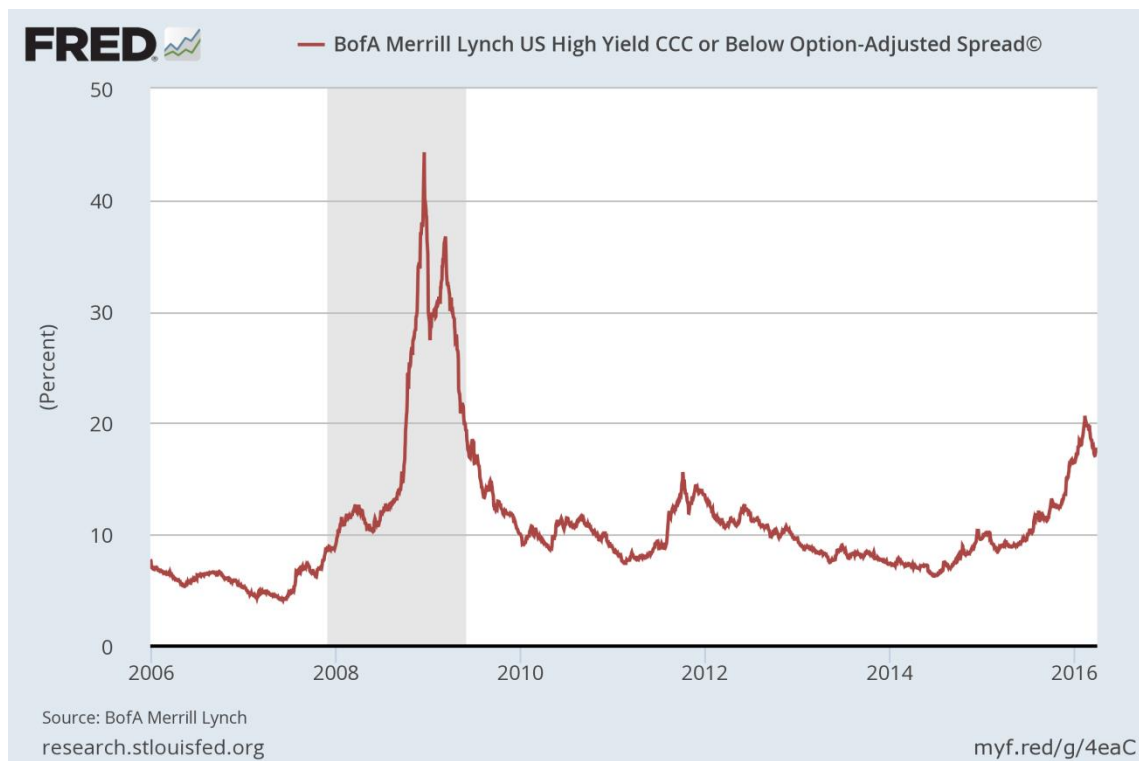
| Rychlosti přizpůsobení | | | | |
|------------------------|----------|------------|-------------|-------------|
| | sp500.l4 | depcurr.l4 | treasury.l4 | equities.l4 |
| sp500.d | -0,07862 | 0,06514 | 0,07495 | -0,01316 |
| depcurr.d | -1,22087 | 0,11769 | 0,08801 | 0,13986 |
| treasury.d | -0,38438 | -0,60814 | 0,75202 | -0,07101 |
| equities.d | 0,23637 | 0,54600 | 0,73682 | -0,01977 |

Příloha 2; Koefficienty rychlosti přizpůsobení pro VEC model s omezeným trendem a zpožděním řádu 4

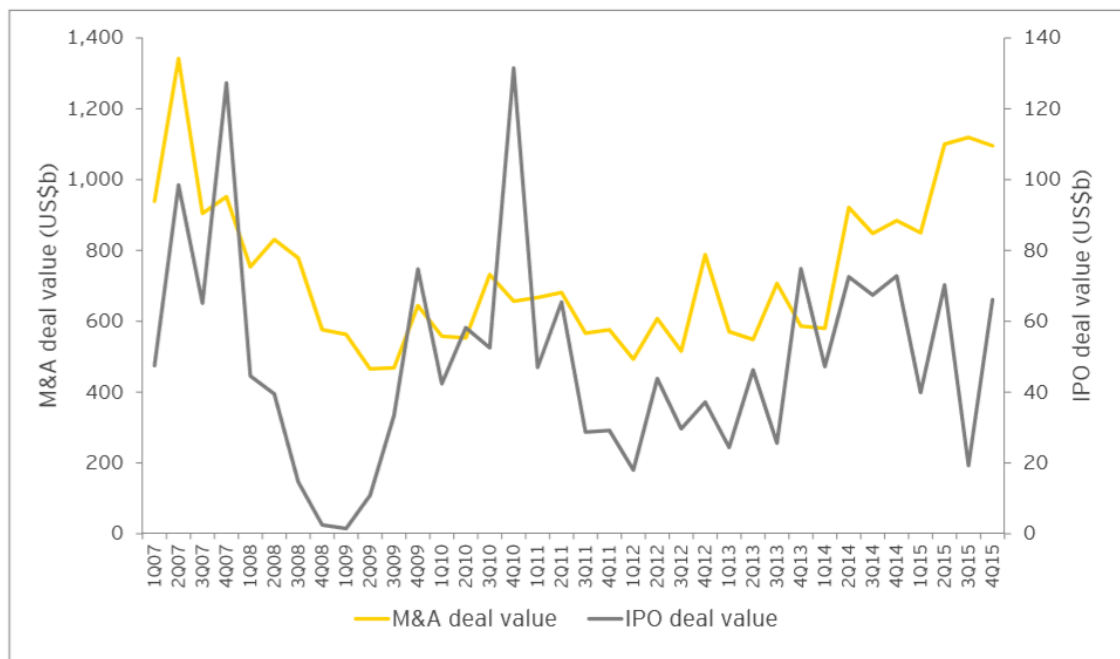


Příloha 3; Spread mezi americkými korporátními dluhopisy s ratingem AAA a sazbou amerických vládních dluhopisů, 2006 - 2015

Zdroj: Federal Reserve Bank of St. Louis



Příloha 4; Spread mezi americkými korporátními dluhopisy s ratingem CCC a sazbou amerických vládních dluhopisů, 2006 - 2015
Zdroj: Federal Reserve Bank of St. Louis



Příloha 1; Vývoj hodnoty globálních IPO (pravá osa) a globálních fúzí a akvizic (levá osa) mezi roky 2007 - 2015
Zdroj: Ernst and Young - Global IPO Trends 2015