

**UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE**

**FAKULTA SOCIÁLNÍCH VĚD**

Institut ekonomických studií



**DIPLOMOVÁ PRÁCE**

**Dopad změn směnných kurzů na vzorek  
českých společností**

Autor: **Bc. Michal Klečka**

Vedoucí: **PhDr. Jaromír Baxa, Ph.D.**

Akademický rok: **2015/2016**

### **Prohlášení**

1. Prohlašuji, že jsem předkládanou práci zpracoval/a samostatně a použil/a jen uvedené prameny a literaturu.
2. Prohlašuji, že práce nebyla využita k získání jiného titulu.
3. Souhlasím s tím, aby práce byla zpřístupněna pro studijní a výzkumné účely.

V Praze dne 29. prosince 2015

---

Bc. Michal Klečka

## **Poděkování**

Na tomto místě bych rád poděkoval vedoucímu mé diplomové práce PhDr. Jaromíru Baxovi, Ph.D. za jeho cenné rady, připomínky a doporučení.

## Abstrakt

Práce rozšiřuje skupinu zemí, kde je testován význam změn směnných kurzů na jednotlivé společnosti, o Českou republiku, respektive o vzorek deseti českých společností. Empirická část této práce navazuje na Nazl, Kar, Akel (2014) a prostřednictvím tržního přístupu stanovuje významný dopad směnných kurzů pro 40 % sledovaných společností. Vyšší robustnosti výsledků bylo dosaženo upravenou metodologií, která na rozdíl od odborných prací věnujících se této problematice odstraňuje endogenitu tržního agregátu prostřednictvím instrumentální proměnné. Pozitivní korelace směnných kurzů a akcií českých společností je překvapivá. Pro ověření této pozitivní korelace byl použit alternativní model využívající za závislou proměnnou rentabilitu aktiv jednotlivých společností. Výsledný dopad změn směnných kurzů tohoto modelu je zcela opačný. Nesoulad výsledků obou modelů je přinejmenším matoucí.

Náhlá změna devizové politiky České národní banky v listopadu 2013 nikterak nezměnila citlivost vztahu mezi směnnými kurzy a akciemi českých společností. Rozporuplná reakce akciového trhu v listopadu 2013 naznačuje, že změna politiky ČNB nebyla zcela očekávána. Na rozdíl od většiny odborné literatury, vyšší agregace dat v této práci snižuje významnost dopadu změn směnných kurzů pro české společnosti. Tento výsledek naznačuje vyšší schopnost českých společností minimalizovat kurzové riziko v delších časových horizontech.

**Klasifikace** F3, F31, G12, G18, G32

**Klíčová slova** Směnné kurzy, rentabilita aktiv, hodnota společnosti, Česká republika, Česká národní banka, instrumentální proměnná, česká koruna, euro, nominální efektivní kurz.

**E-mail autora** [michalklecka@email.cz](mailto:michalklecka@email.cz)

**E-mail vedoucího práce** [Jaromir.baxa@fsv.cuni.cz](mailto:Jaromir.baxa@fsv.cuni.cz)

## Abstract

This thesis analyses impact of exchange rate exposure in Czech Republic on sample of ten Czech companies. Empirical part of thesis builds on Nazl, Kar, Akel (2014) and through market-based approach states significant impact of exchange rate exposure for 40 % of companies. Higher robustness of results was achieved through improvements in the methodology which, contrary to related literature, eliminates endogeneity of market index through instrumental variable. Surprisingly, the correlations between exchange rates and stocks of Czech companies are positive. An alternative model considering ROA of individual companies as dependent variable was used to confirm these results. The resulting impact of exchange rate exposure of alternative model is opposite. This inconsistency of the results of both models is confusing.

The sudden change in exchange rate policy of the Czech National Bank in November 2013 did not affect the sensitivity of the relationship between exchange rates and stocks. The reaction of stock market in November 2013 indicates that policy change made by CNB was not entirely expected. Contrary to the related literature, higher data aggregation decreases the significance of the exchange rate exposure, signifying higher ability of Czech companies to reduce exchange rate risk in longer horizons.

**JEL Classification**

F3, F31, G12, G18, G32

**Keywords**

Exchange rates, Exchange rate exposure, ROA, Valuation of Company, Czech Republic, Czech National Bank, Czech crown, instrumental variable, Euro, Nominal Effective Exchange Rate.

**Author's e-mail**

[michalklecka@email.cz](mailto:michalklecka@email.cz)

**Supervisor's e-mail**

[Jaromir.baxa@fsv.cuni.cz](mailto:Jaromir.baxa@fsv.cuni.cz)

**Rozsah práce:** 117.660 znaků

# Obsah

|   |             |
|---|-------------|
| <b>Přehled použitých grafů .....</b>                                | <b>vii</b>  |
| <b>Přehled použitých tabulek.....</b>                               | <b>viii</b> |
| <b>Seznam použitých zkratk.....</b>                                 | <b>ix</b>   |
| <b>Teze diplomové práce .....</b>                                   | <b>x</b>    |
| <b>Úvod .....</b>   | <b>1</b>    |
| <b>1 Přehled literatury.....</b>                                    | <b>3</b>    |
| 1.1 Přehled literatury věnující se ERE.....                         | 4           |
| 1.2 Koncept měření ERE .....  | 7           |
| 1.2.1 Model využívající hodnotu společnosti .....                   | 8           |
| 1.2.2 Model využívající cash-flow společnosti.....                  | 10          |
| 1.3 Analytické problémy spojené s výběrem dat.....                  | 11          |
| 1.3.1 Volba tržního portfolia.....                                  | 11          |
| 1.3.2 Velikost společností .....                                    | 12          |
| 1.3.3 Testovací horizont.....                                       | 13          |
| 1.3.4 Volba směnného kurzu .....                                    | 14          |
| 1.3.5 Problém cash-flow modelů .....                                | 16          |
| 1.4 Významnost a měřitelnost ERE.....                               | 16          |
| <b>2 Data .....</b>   | <b>19</b>   |
| <b>3 Metodologie .....</b>  | <b>25</b>   |
| 3.1 Měření ERE pomocí tržního přístupu.....                         | 25          |
| 3.1.1 Analytické vlastnosti proměnných.....                         | 26          |
| 3.1.1.1 Odstranění multikolinearity mezi závislými proměnnými ..... | 27          |
| 3.1.1.2 Odstranění endogenity závislých proměnných .....            | 28          |

|          |  |           |
|----------|--|-----------|
| 3.2      | Měření ERE prostřednictvím ROA .....   | 31        |
| <b>4</b> | <b>Empirické výsledky.....</b>   | <b>34</b> |
| 4.1      | ERE stanovený pomocí tržního přístupu .....  | 34        |
| 4.1.1    | ERE při použití OLS na sledovaná data.....   | 35        |
| 4.1.2    | Porovnání odhadů ERE při použití očištěných proměnných a instrumentální proměnné ..... | 37        |
| 4.1.3    | Vývoj směnných kurzů představující klíčovou proměnnou českých společností .....        | 38        |
| 4.1.4    | Významnost asymetrického dopadu směnných kurzů na společnosti ..                       | 45        |
| 4.1.5    | Dopad intervence ČNB .....   | 46        |
| 4.1.6    | Pokles ERE prostřednictvím dopadu agregace dat .....                                   | 47        |
| 4.2      | Dopad změn směnných kurzů na ROA sledovaných společností .....                         | 49        |
| 4.2.1    | Model využívající tržní portfolio jako kontrolní makroekonomickou proměnnou .....      | 49        |
| 4.2.2    | Model využívající matici makroekonomických proměnných.....                             | 51        |
| 4.3      | Porovnání výsledků prostřednictvím obou modelů .....                                   | 53        |
|          | <b>Závěr .....</b>   | <b>55</b> |
|          | <b>Použitá literatura .....</b>  | <b>58</b> |
|          | <b>Seznam příloh.....</b>  | <b>65</b> |
|          | <b>Přílohy .....</b>   | <b>66</b> |

# Přehled použitých grafů

|   |    |
|---|----|
| Graf 1 – Vývoj bilaterálního kurzu Eura a koruny (pravá osa), vývoj efektivního nominálního kurzu dle ČNB (levá osa)..... | 20 |
| Graf 2 – Porovnání vývoje akcií ČEZu a bilaterálního kurzu koruny a eura.....   | 23 |
| Graf 3 – porovnání vývoje ROA ČEZu a bilaterálního kurzu koruny a eura .....  | 24 |



# Přehled použitých tabulek

|   |    |
|---|----|
| Tabulka č. 1 – ERE pro ČEZ .....                                    | 39 |
| Tabulka č. 2 – ERE pro ČEZ za použití EUR i PLN zároveň .....       | 40 |
| Tabulka č. 3 – ERE pro Komerční banku .....                         | 41 |
| Tabulka č. 4 - ERE pro KB za použití EUR i PLN zároveň.....         | 42 |
| Tabulka č. 5 - ERE pro O2 Czech Republic .....                      | 43 |
| Tabulka č. 6 - ERE pro O2 za použití EUR i PLN zároveň.....         | 43 |
| Tabulka č. 7 - ERE pro UNIPETROL .....                              | 44 |
| Tabulka č. 8 - ERE pro UNIPETROL za použití EUR i PLN zároveň ..... | 44 |

# Seznam použitých zkratek

|                                     |  |
|-------------------------------------|--|
| <b>2SLS</b>                         | Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců   |
| <b>CAPM</b>                         | Model oceňování aktiv kapitálových společností („Capital Asset Pricing Model“) |
| <b>ČEZ</b>                          | Označení společnosti ČEZ, a.s.   |
| <b>ČNB</b>                          | Česká národní banka  |
| <b>ENERGOAQUA</b>                   | Označení společnosti ENERGOAQUA, a.s.  |
| <b>ERE</b>                          | Dopad změn směnných kurzů na společnosti („exchange rate exposure“)            |
| <b>EUR</b>                          | Označení pro bilaterální kurz koruny a eura vyjádřený v korunách               |
| <b>GMM</b>                          | Zobecněná metoda momentů   |
| <b>Jáchymov Property Management</b> | Označení společnosti Jáchymov Property Management, a.s.                        |
| <b>KB, Komerční banka</b>           | Označení společnosti Komerční banka, a.s.                                      |
| <b>PLN</b>                          | Označení pro bilaterální kurz koruny a polského zlotý vyjádřený v korunách     |
| <b>O2</b>                           | Označení společnosti O2 Czech Republic, a.s.                                   |
| <b>OLS</b>                          | Metoda nejmenších čtverců  |
| <b>Philip Morris</b>                | Označení společnosti Philip Morris, a.s.                                       |
| <b>Pražské služby</b>               | Označení společnosti Pražské služby, a.s.                                      |
| <b>PT</b>                           | Průnik změn směnných kurzů do cen („pass-through“)                             |
| <b>RMS Mezzanine</b>                | Označení společnosti RMS Mezzanine, a.s.                                       |
| <b>TOMA</b>                         | Označení společnosti TOMA, a.s.  |
| <b>UNIPETROL</b>                    | Označení společnosti UNIPETROL, a.s.   |

# Teze diplomové práce

---

|                           |                           |
|---------------------------|---------------------------|
| <b>Autor:</b>             | Bc. Michal Klečka         |
| <b>Vedoucí:</b>           | PhDr. Joromír Baxa, Ph.D. |
| <b>Obhajobaplánována:</b> | Únor 2016                 |

---

**Navrhované téma:**

|  |
|--|
| Dopad směnných kurzů na vzorek českých společností |
|--|

**Popis tématu:**

V roce 2013 se Česká národní banka odhodlala k cílenému oslabení kurzu české koruny, aby podpořila růst ekonomiky a navýšila inflační očekávání, neboť se obávala hrozící deflace v České republice. Následně se Česká národní banka zavázala dne 26. března 2015 k tomu, že bude v takto nastavené politice pokračovat a bude všemi dostupnými prostředky udržovat kurz České koruny nad 27 Kč za jedno euro. Tato náhlá změna politiky České národní banky, respektive toto rozhodnutí má zcela zásadní dopady na celou ekonomiku České republiky. Zkoumat komplexní dopady tohoto rozhodnutí není v možnostech diplomové práce, neboť tato oblast je velmi komplexní a problematická. Tato práce se zaměří na dopady dotyčného rozhodnutí České národní banky na vzorek českých společností.

Směnný kurz je důležitá proměnná každé společnosti poskytující přeshraniční toky, avšak směnný kurz má podstatný význam nejenom pro tyto firmy. I lokální firma (bez jakýchkoliv zahraničních aktivit) totiž může být ovlivněna fluktuací směnného kurzu prostřednictvím konkurenceschopnosti, jak demonstrovali Adler, Dumas (1984). Z ekonomické teorie víme, že oslabení měny vede z agregátního hlediska ke zvýšení konkurenceschopnosti, avšak na úrovni jedné firmy to nemusí být vždy pravda. Záleží na individuálních vlastnostech společností. V případě, kdy společnost většinu vstupů dováží ze zahraničí a naopak veškeré výstupy poskytuje v České republice („čistý dovozce“), je dopad tohoto rozhodnutí zcela opačný. Této společnosti oslabení koruny zvýší cenu vstupů, avšak nijak nezmění poptávku po výstupu; proto tato společnost bude čelit negativním dopadům oslabení měny.

Riziko změny směnného kurzu tvoří jeden z fundamentálních kamenů řídicího managementu každé společnosti, neboť nejenom napřímo ovlivňuje příjmy a budoucí příjmy společností, ale ovlivňuje také závazky společnosti, poptávku po produktech, konkurenceschopnost a podobně. Význam tohoto rizika podtrhuje nejen nárůst odborné literatury věnující se danému tématu, ale také rozšířené využívání finančních derivátů a hedgeových praktik, které toto riziko minimalizují.

V 70. letech minulého století, po rozpadu Brettonwoodského systému, finanční trhy čelily náhlé volatilitě směnných kurzů. Tento poznatek vedl k vytvoření konceptu tzv. exchange rate exposure, který analyzuje dopady změn směnných kurzů na korporátní finanční toky. Právě tento koncept bude využit při analýze dopadu směnných kurzů na vzorek českých firem, a to prostřednictvím tržního modelu vycházejícího z tržní hodnoty jednotlivých společností („modifikovaného CAPM“), který jako první použil Jorion (1990, 1991).

Již od počátku se odborná literatura věnující se dopadům změn směnných kurzů na společnosti rozdělila do dvou základních sekcí. První část odborné literatury vychází

z prací Shapiro (1975), Garner, Shapiro (1984) a Oxelheim, Wihlborg (1995), které zkoumají dopady změn směnných kurzů individuálně (na jednu společnost) pomocí korporátních modelů finančních toků. Problémem této sekce literatury je nedostupnost informací a nemožnost její aplikace v širším měřítku, jelikož tento model neumožňuje porovnání prostřednictvím průřezových či panelových dat. Druhá sekce odborné literatury vychází z prací Adler, Dumas (1984), Adler, Simon (1986) a Jorion (1990, 1991), které za proxy proměnnou všech současných a budoucích finančních toků uvažují tržní hodnotu společnosti. Vychází z prostého předpokladu, že změna finančních toků společnosti musí být promítnuta do aktuální tržní hodnoty společnosti. Tento zjednodušený model umožňuje porovnání napříč zeměmi, neboť údaje o cenách akcií (tržní hodnotě společnosti) jsou převážně veřejně dostupnými informacemi. Není proto překvapením, že právě tento přístup dominuje v odborné literatuře, která však již od prací Joriona (1990, 1991) a dalších – Choi, Prasad (1995), Dominguez, Tesar (2001a,b, 2006), Bodnar a další (1994, 1995, 2003, 2007) – přináší nepřesvědčivou empirickou evidenci tohoto jevu. Většina těchto prací nachází statisticky významný vliv pouze v případě 15–20 % firem. Toto zjištění bylo a je natolik překvapujícím, že Bartram a Bodnar (2007) o něm mluví dokonce jako o hádance. Avšak na základě analýzy Nazl, Kar, Akel (2014) by v České republice měl být významný kauzální lineární vztah mezi vývojem směnných kurzů a cenami sledovaných akcií. Tato práce navazuje na jejich přínos v oblasti stanovení kauzality mezi těmito proměnnými v případě České republiky a stanovuje korelaci těchto proměnných pro vzorek sledovaných společností.

Tato práce bude mimo jiné prostřednictvím tržního modelu zkoumat, zda nedošlo ke změně citlivosti dopadu změn směnných kurzů na sledované společnosti v důsledku náhlé změny politiky České národní banky a zda akciový trh tuto změnu očekával. Klíčovým přínosem této práce je rozšíření množiny testovaných ekonomik o malou tranzitivní ekonomiku, neboť kromě zmiňovaného článku Nazl, Kar, Akel (2014) se Česká republika v odborné literatuře věnující se této problematice neobjevuje.

Jednoznačné kvantifikování dopadu směnných kurzů na jednotlivé české společnosti bude přínosnou informací pro nejednoho investora na českém kapitálovém trhu či pro management společnosti. Napoví totiž například, jakou reakci kapitálového trhu lze očekávat v případě zpětného uvolnění české koruny.

#### **Hypotézy:**

1. Je hodnota českých společností pozitivně, či negativně ovlivněna změnou směnných kurzů?
2. Roste s vyšší agregací dat statistický význam dopadu změn směnných kurzů na české společnosti?
3. Je vliv směnného kurzu na hodnotu českých společností konzistentní, tj. nedošlo k jeho změně v souvislosti s novou měnovou politikou České národní banky?
4. Lze vztah mezi proměnnými považovat za lineární, nebo je reakce na oslabení, respektive posílení směnných kurzů asymetrická?
5. Je alternativní model využívající detailní informace o sledovaných společnostech vhodnější pro české společnosti?

#### **Metodologie:**

Práce, na rozdíl od většiny odborných prací, aplikuje převážně využívaný tržní přístup spolu s alternativním přístupem, a to ve snaze komplexně identifikovat dopad změn směnných kurzů na české společnosti. Kromě modelu využívajícího změn tržních hodnot společností bude dopad změn směnných kurzů na sledované společnosti měřen také prostřednictvím reakce ukazatele ziskovosti sledovaných

společností, tedy prostřednictvím poměru rentability aktiv.

První, analytická část práce je inspirována modelem lineární regrese vycházející z Adler, Dumas (1984), Adler, Simon (1986), Jorion (1990, 1991) a dalších, která bude odhadnuta metodou nejmenších čtverců ve sledovaném třináctiletém období obsahujícím změnu politiky České národní banky, tedy od 1. 1. 2002 až po 31. 12. 2014. V tomto sledovaném období bude stanoven dopad směnných kurzů na vzorek deseti českých firem, ke kterým jsou dostupná data v celém sledovaném období.

Druhá část práce se pokusí na stejném vzorku českých společností odhadnout dopad směnných kurzů prostřednictvím alternativního modelu využívajícího informace o vývoji rentability aktiv sledovaných společností. Tento přístup nebyl doposud v odborné literatuře použit. Za alternativní přístup se v odborné literatuře považuje analýza firemních finančních toků, která vychází z prací Garner, Shapiro (1984), Oxelheim, Wihlborg (1995) a Bartram (2008), ovšem vzhledem k nedostupnosti potřebných dat pro významnější část sledovaného období je autor v této práci nucen použít alternativní přístup. Bartram (2008), obdobně jako ostatní autoři, vychází z měsíčních údajů o peněžních tocích sledované společnosti. Tyto informace v rámci českých firem jsou dostupné pouze do roku 2004, a to z databáze MagnusWeb, nicméně s rozdílnou časovou frekvencí. Následně po změně Českých účetních standardů nejsou tato data k dispozici. Proto tento přístup nebude v této práci jakkoliv uplatněn.

Pokud autor uspěje s alternativním přístupem, tj. proxy proměnnou v podobě rentability aktiv, znamenalo by to možnost porovnání více firem pomocí modelu bez omezení na detailní vnitřní informace, tj. umožnění aplikace tohoto přístupu v širším měřítku. To by znamenalo odstranění hladiny šumu, kterou obsahují tržní data, včetně obtížně měřitelného sentimentu investorů.

#### **Struktura:**

1. Úvod
2. Přehled literatury
  - a. Metodologie používaná v odborné literatuře
  - b. Analytické problémy při volbě dat
  - c. Významnost dopadu změn směnných kurzů pro současné firmy
3. Data a modely
4. Analýza dopadu změn směnných kurzů na vzorek českých firem
  - a. Tržní model
  - b. Alternativní model
  - c. Komparativní statistika
5. Porovnání dopadu změn směnných kurzů na české společnosti a jejich implikace

#### **Použitá literatura:**

- Adler, M., & Dumas, B. (1984). Exposure to currency risk: definition and measurement. *Financial management*, 41-50.
- Adler, M., & Simon, D. (1986). Exchange risk surprises in international portfolios. *The Journal of Portfolio Management*, 12(2), 44-53.
- Bartov, E., & Bodnar, G. M. (1994). Firm valuation, earnings expectations, and the exchange-rate exposure effect. *Journal of finance*, 1755-1785.
- Bartov, E., & Bodnar, G. M. (1995). Foreign Currency Translation Reporting and the Exchange-Rate Exposure Effect. *Journal of International Financial Management*

& Accounting, 6(2), 93-114.

Bartram, S. M., & Bodnar, G. M. (2007a). The exchange rate exposure puzzle. *Managerial Finance*, 33(9), 642-666.

Bartram, S. M. (2008). What lies beneath: Foreign exchange rate exposure, hedging and cash flows. *Journal of Banking & Finance*, 32(8), 1508-1521.

Bodnar, G. M., & Wong, M. F. (2003). Estimating exchange rate exposures: issues in model structure. *Financial Management*, 35-67.

Dominguez, K. M., & Tesar, L. L. (2001a). A re-examination of exchange rate exposure (No. w8128). National Bureau of Economic Research.

Dominguez, K. M., & Tesar, L. L. (2001b). Trade and exposure (No. w8129). National Bureau of Economic Research.

Dominguez, K. M., & Tesar, L. L. (2006). Exchange rate exposure. *Journal of international Economics*, 68(1), 188-218.

Garner, C. K., & Shapiro, A. C. (1984). A practical method of assessing foreign exchange risk. *Midland Corporate Finance Journal*, 2(3), 6-17.

Choi, J. J., & Prasad, A. M. (1995). Exchange risk sensitivity and its determinants: a firm and industry analysis of US multinationals. *Financial Management*, 77-88.

Jorion, P. (1990). The exchange-rate exposure of US multinationals. *Journal of business*, 331-345.

Jorion, P. (1991). The pricing of exchange rate risk in the stock market. *Journal of financial and quantitative analysis*, 26(03), 363-376.

Nazl, S., Kar, M., & Akel, G. (2014, July). Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices in Transition Economies Evidence from Linear and Nonlinear Causality Tests. In *Proceedings of Economics and Finance Conferences* (No. 0401683). International Institute of Social and Economic Sciences.

Oxelheim, L., & Wihlborg, C. (1995). Measuring macroeconomic exposure: The case of Volvo Cars\*. *European Financial Management*, 1(3), 241-263.

Shapiro, A. C. (1975). Exchange rate changes, inflation, and the value of the multinational corporation. *The Journal of Finance*, 30(2), 485-502.

---

# Úvod

Tato práce rozšiřuje početnou skupinu odborných prací věnujících se konceptu dopadu změn směnných kurzů na hodnotu, respektive finanční toky společností, a to o vzorek deseti českých společností. Tento koncept bývá v literatuře označován jako tzv. exchange rate exposure (dále jen „**ERE**“), který představuje elasticitu (citlivost) změny firemní hodnoty (cash-flow) na změny směnných kurzů. Odborná literatura se především věnuje korporacím ze silných hospodářských států, tj. Spojených států amerických, Spolkové republiky Německo a Japonska. Stěžejní empirickou část této práce představuje analýza ERE prostřednictvím v odborné literatuře dominujícího tržního přístupu. Na rozdíl od většiny prací se tato práce snaží netradičně použít dva odlišné přístupy ke stanovení dopadu směnných kurzů na shodném vzorku společností. V odborné literatuře se jako alternativa pro tržní přístup objevuje stanovení ERE prostřednictvím analýzy korporátních finančních toků. Tyto dva základní modely jsou nejčastěji využívány ke stanovení dopadu změn směnných kurzů na společnosti. Oba tyto modely porovnával M. S. Bartram (2008) na německé společnosti Veba. Vzhledem k neúplnosti a nekonzistentnosti dat, která obsahovala korporátní finanční toky sledovaných českých společností, se však tato práce ve své druhé části výzkumu od práce M. S. Bartrama oddělila. Snaží se totiž dále stanovit dopad směnných kurzů na ziskovost jednotlivých společností prostřednictvím závislosti rentability aktiv (dále jen „**ROA**“) na vývoji směnných kurzů. ROA představuje jeden z klíčových finančních ukazatelů každé společnosti, a to zejména pro některé investory.

Nazl, Kar, Akel (2014) testovali kauzalitu mezi směnnými kurzy a akciemi společností pro rozvojové trhy ve střední Evropě, mimo jiné i pro Českou republiku. Stanovili zde významný lineární vztah směřující od směnných kurzů k akciím. Tato práce na jejich výsledky navazuje a stanovuje korelaci těchto dvou proměnných v případě deseti sledovaných českých společností, které se obchodovaly na Burze cenných papírů Praha, a to ve sledovaném období od 1. 1. 2002 do 31. 12. 2014. Výstupy této práce přinášejí robustní výsledky, neboť na rozdíl od ostatních odborných prací věnujících se ERE tato práce testuje a upravuje nejenom multikolinearitu proměnných, ale také případnou endogenitu nezávislých proměnných. Ve výsledku je 40 % sledovaných společností vystaveno statisticky významnému dopadu volatility směnných kurzů. Robustnost těchto výsledků dokládá i testování asymetrické reakce finančního trhu prostřednictvím rozkladu oslabení a

---

posílení sledovaných měn u vystavených společností, kde jsou sice jednotlivé koeficienty rozdílné a statisticky významné, ale separátní test významnosti těchto rozdílností prostřednictvím lineární restrikce vychází nevýznamně. V návaznosti na náhlou změnu politiky České národní banky (dále jen „ČNB“) v listopadu 2013, která významně změnila vývoj směnného kurzu koruny a eura, tato práce dochází k závěru, že toto rozhodnutí nikterak významně nezměnilo korelaci směnných kurzů a akcií sledovaných společností. Jinak řečeno, tento vztah zůstal zachován i po tomto náhlém zásahu ČNB. Jediné, co toto rozhodnutí přineslo, byla nekonzistentní reakce akciového trhu v listopadu 2013, která značila, že část trhu tento zásah vůbec neočekávala. Na rozdíl od ostatních odborných prací, tato práce stanovila nižší význam ERE pro jednotlivé společnosti a měny v případě vyšší agregace dat, což je do jisté míry překvapivé. Nejvíce překvapivé a zároveň matoucí je však porovnání celkových výsledků měření ERE prostřednictvím obou modelů použitých v této práci, které naznačují opačnou reakci akciového trhu (hodnoty akcií sledovaných společností) a ROA sledovaných společností na změny směnných kurzů v případě nominálního efektivního kurzu koruny a eura.

Práce je uspořádána do několika částí. První část se věnuje přehledu literatury obsahující popis metodologie obou tradičních přístupů spolu s analytickými problémy těchto přístupů. Druhá kapitola této práce se věnuje dostupnosti a popisu dat využitých v této práci, a to včetně jejich základních charakteristik. Ve třetí kapitole je popsána metodologie, neboť v případě tržního přístupu dochází k odstranění endogenity tržního portfolia prostřednictvím instrumentální proměnné. Tento problém byl doposud v odborné literatuře opomíjen. Model použitý k detekci ERE prostřednictvím ROA je také představen v této kapitole, neboť obdobný model k tomuto účelu ještě nebyl sestaven. Čtvrtá kapitola představuje a porovnává výsledky obou použitých modelů. Následná část shrnuje význam fluktuace směnných kurzů (ERE) vyplývající z analytického aparátu této práce ve sledovaném období pro sledované české společnosti.



---

# 1 Přehled literatury

Prostá ekonomická logika podpořená jednoduchými cash-flow modely naznačuje významný dopad neočekávané<sup>1</sup> změny směnných kurzů na společnosti prostřednictvím jejich vlivu na aktiva, konkurenceschopnost či přeshraniční povahu jejich podnikání<sup>2</sup>. Empirická evidence tohoto jevu je však velice omezená. Většina odborných prací nachází pouze u zlomku testovaných firem statisticky významný dopad změny směnných kurzů na společnosti. Dle Bartram, Bodnar (2007a) většina studií stanovila statisticky významný efekt ERE pouze pro 10–25 % společností svého vzorku s ohledem na odlišné specifikace použitého modelu – data, časový horizont, kontrolní proměnné. Tento poznatek je v rozporu s očekáváním a tvoří jeden z největších fenoménů ekonomické teorie posledních let. Kritický přehled odborné literatury věnující se ERE poskytli Bartram, Bodnar (2007a). V této práci se autoři snaží odpovědět na otázku, proč většina prací „selhala“ v detekci významného ERE. Jejich odpověď uznává racionální opodstatnění a vhodnost modelu, avšak upozorňuje na skutečnost, že většina společností se snaží minimalizovat dopad směnných kurzů do svých finančních výsledků, a proto je tento efekt ve výsledku tak malý a empiricky obtížně identifikovatelný. Podrobněji se této problematice věnuje podkapitola 1.4.

V této části bude nejdříve nastíněn přehled odborné literatury, následně bude představen model převážně využívaný v odborných pracích spolu s hlavními nedostatky, jež tento model přináší, a jejich praktickými implikacemi.

---

<sup>1</sup> Riziko směnného kurzu pro společnost je asociováno s neočekávanou změnou, avšak většina odborných prací využívá zjednodušeně změnu směnných kurzů jako kontrolní proměnnou. Pouze některé práce, například Choi, Prasad (1995), využívají rozdělení změny směnného kurzu na očekávanou a neočekávanou část. Tato práce následuje obecně rozšířený přístup aplikování prosté změny směnného kurzu, proto tedy tato práce stanovuje dopad změn směnných kurzů na české společnosti.

<sup>2</sup> Dle Adler, Dumas (1984) jsou všechny společnosti ovlivněny změnou směnného kurzu bez ohledu na jejich povahu podnikání.

## 1.1 Přehled literatury věnující se ERE

Původní pojetí autorů zabývajících se ERE vycházelo z korporátních finančních toků; tento přístup je blíže představen v oddílu 2.2.2. V těchto pracích se autoři snažili kvantifikovat ERE pomocí dopadu směnného kurzu na finanční toky jednotlivých společností. Jednou z prvních prací věnujících se problematice dopadu směnného kurzu na jednotlivé společnosti byla Shapiro (1975), kde autor ze standardního valuačního modelu společnosti odvodil elasticitu dopadu směnného kurzu na společnost. Následně Garner, Shapiro (1984) odhadli nízký dopad změny směnného kurzu USD/GBP na čtvrtletní finanční toky Vulcan Materials Company, americkou společnost v oblasti těžebního průmyslu. Oxelheim, Wihlborg (1987) stanovili na vzorku 40 amerických společností nižší dopad směnného kurzu na celkové finanční toky než na provozní finanční toky, což naznačuje snižující efekt finančních cash-flow na celkový ERE. Obdobně v detailní analýze finančních toků společnosti Volvo našli Oxelheim, Wihlborg (1995) evidenci podporující negativní efekt finančních cash-flow na celkový ERE společnosti<sup>3</sup>. Po představení práce Adler, Dumas (1984) došlo k přesunu těžiště odborné literatury z původního cash-flow modelu k obecnějšímu modelu využívajícímu tržní hodnotu společnosti, neboť tento model umožňoval širší aplikaci a rozšířil komparativní možnosti měření ERE napříč regiony, státy<sup>4</sup>, odvětvími<sup>5</sup>.

První empirická práce, která odhadovala tržní koncept ERE představený v Adler, Dumas (1984), se věnovala rozsáhlému vzorku amerických společností. V této

---

<sup>3</sup> Tento poznatek je v souladu s Brown (2001), Bartram (2007b, 2008, 2013) a podporuje využívání a význam hedgeových praktik v minimalizaci ERE jednotlivých společností. Více tuto problematiku vysvětluje podkapitola 1.4.

<sup>4</sup> Entorf, Moebert, Sonderhof (2011)

<sup>5</sup> Početná řada studií se věnuje odhadu dopadu směnných kurzů na jednotlivá průmyslová odvětví, převážně se zaměřující na těžký průmysl – Allayannis (1997), Campa, Goldberg (1995). Nejvíce je využíván automobilový průmysl – Williamson (2001). ERE bývá také odhadován v bankovním sektoru – Chamberlain, Howe, Popper (1997). Dominguez (2001a) či Bartram, Karolyi (2006) se snaží identifikovat rozdílný dopad celkového ERE v jednotlivých průmyslových odvětvích.

---

práci Jorion<sup>6</sup> (1990) stanovil významný statistický dopad změny směnných kurzů pouze pro 5,2 % společností ve svém vzorku. Jorion stanovil statisticky významný ERE pouze pro 15 amerických společností. Amihud (1994) nenalezl žádné empirické důkazy o významu ERE pro vzorek amerických proexportních společností. Jeho vzorek exportních společností tvořilo 32 z 50 společností, které byly časopisem Forbes označeny za největší americké exportní společnosti. První mezistátní studii provedli Bodnar, Gentry (1993), kteří, v porovnání s ostatními pracemi, našli velký dopad ERE na průmyslová portfolia ve Spojených státech amerických, Kanadě a Japonsku.

Tyto nepřesvědčivé výsledky prvotních prací odstartovaly vlnu hromadného testování konceptu ERE pomocí tržního modelu napříč státy a průmyslovými odvětvími. Výsledky těchto prací jsou však velice podobné, a to i přes různé modifikace modelů a proměnných<sup>7</sup>.

Ani po velkém odhadovacím „boomu“, který vrcholil na přelomu milénia, nepotvrdily empirické odhady vyšší významnost dopadu směnných kurzů na jednotlivé společnosti. Autoři se tak začali více zabývat otázkou, jak je možné, že je tento vztah stále nevýznamný, i když by měl být významný. Na tuto otázku se snaží odpovědět nejedna odborná práce<sup>8</sup>. Bodnar, Dumas, Marston (2002) vynalezli model, jenž odhaduje dopad pass-through (dále jen “PT”) na výsledný ERE. Tento koncept měří, do jaké míry ceny reflektují (obsahují) aktuální změny kurzů. Služby a zboží nebývají zpravidla přeceňovány každý den v důsledku změn směnných kurzů, ale bývají přeceňovány jednou za čas s ohledem na dlouhodobý vývoj směnných kurzů. Náklady (zisky) spojené s krátkodobou fluktuací kurzů nese sama společnost, neboť přeceňovat zboží (služby) každý den je dosti nákladné a může to být i nepraktické. Obdobně se otázce PT věnují Yang (1997), Campa, Goldberg (2005, 2008) či Campa,

---

<sup>6</sup> Jorion původní model Adler, Dumas (1984) rozšířil o tržní portfolio. Podrobněji je tato modifikace spolu s původním modelem přiblížena v oddílu 1.2.1, neboť tento rozšířený model tvoří stěžejní základ analytického aparátu této práce.

<sup>7</sup> Podrobný rozbor odborných prací, včetně odlišností ve volbě proměnných, poskytli v kritickém přehledu literatury věnující se ERE Bartram, Bodnar (2007a).

<sup>8</sup> Například Bartov, Bodnar (1995), Allayannis, Ofek (2001), Griffin, Stulz (2001), Bartram a kolektiv (2012, 2013).

---

Mínguez (2006). Na tento model navázali Bartram<sup>9</sup>, Brown, Minton (2010), kteří kvantifikovali na vzorku 1 150 společností dopad jednotlivých managementových praktik na výsledný efekt ERE. Koutmos, Martin (2003), obdobně jako Miller, Reuer (1998b), se zabývali nesouměrným dopadem směnných kurzů při oslabení a posílení měny. Ve 40 % případů svého vzorku našli významný asymetrický dopad<sup>10</sup>. Bartram, Bodnar (2012) kvantifikovali významný dopad směnných kurzů v procesu generování příjmu jednotlivých firem, a to prostřednictvím dvoustupňové regrese směnného kurzu na ceny akcií. Zhao (2010) testoval dynamičnost vztahu směnných kurzů a akcií pro Čínu prostřednictvím vektorové autoregrese, kde neidentifikoval stálý dlouhodobý vztah mezi proměnnými. Júnior (2011) došel k závěru, že vystavení společností významnému ERE je vyšší v případě krizí. Počet společností vystavených ERE také roste v případě období, kdy směnné kurzy podléhají fixnímu režimu. K obdobnému závěru došel i Lin (2011), který stanovil vyšší významnost ERE pro společnosti během asijské finanční krize a světové finanční krize. Berman, Martin, Mayer (2012) identifikovali významný rozdíl v reakci francouzských společností na oslabení a posílení domácí měny, když došli k závěru, že zatímco v případě oslabení měny zvyšují tyto společnosti svoje marže, v případě posílení měny naopak snižují růst exportů. Aggarwal, Harper (2010) stanovili významný ERE pro domácí společnosti, které nemají přeshraniční aktivity. Dokonce došli k závěru, že ERE těchto společností není odlišné od nadnárodních společností. Prasad (2014) stanovila významný ERE pro 21 % indických společností ze svého vzorku, kde většina vystavených společností poskytuje služby v oblasti informační technologie. Ito, Koibuchi, Sato, Shimizu (2015) pro japonské společnosti stanovili významný vliv fakturační měny na výsledný ERE. Společnosti, které více fakturují v USD, jsou více ovlivněny ERE i v případě, kdy tyto společnosti využívají finanční či operativní management k řízení kurzového rizika. Schiavo, Guillou (2014) na základě svého

---

<sup>9</sup> S. M. Bartram je v současnosti pravděpodobně nejcitovanějším autorem v oblasti ERE, spolu s kolegy publikoval nespočet studií, které se snaží dovysvětlit význam ERE a jeho komplikace v oblasti měření.

<sup>10</sup> Tento poznatek naznačuje rozdílnou reakci společností v případě oslabení a posílení domácí měny a přináší klíčové poselství, a to že vztah mezi směnným kurzem a hodnotou společností nemusí být vždy lineární, jak předpokládá většina odborných prací. Tento předpoklad je testován v empirickém aparátu této práce.

modelu aplikovaného na francouzské společnosti predikují nižší význam ERE pro společnosti, které čelí likvidnímu omezení.

Česká republika se objevuje v odborných pracích věnujících se ERE výjimečně. Entorf, Moebert, Sonderhof (2007) neuspěli ve stanovení ERE jednotlivých států, mimo jiné i České republiky. Nazl, Kar, Akel (2014) testovali vztah mezi směnnými kurzy a výnosem akcií společností na vzorku rozvojových ekonomik, obsahujícím i Českou republiku, a to pomocí testování kauzality mezi proměnnými. Výsledkem je významný lineární vztah mezi směnnými kurzy a výnosem akcií v České republice. Závěr poslední zmíněné práce je stěžejní pro analytický aparát této práce, neboť tato práce navazuje na zmíněnou práci a snaží se empiricky stanovit ERE pro vzorek českých firem, a to za využití jak standardního lineárního modelu, tak také nelineárního rozkladu, který byl použit v Koutmas, Martin (2003).

## 1.2 Koncept měření ERE

Zvýšená volatilita směných kurzů od 70. let minulého století, po rozpadu Brettonwoodského systému, přinesla snahu ekonomické obce sestrojít aparát, který by dokázal kvantifikovat dopady této volatility na jednotlivé společnosti. Vzhledem ke snaze měřit tento efekt pomocí korporátních finančních toků vykrytalizovaly za tuto dobu dva odlišné modely. První model se zabývá skutečným dopadem zvýšené fluktuace směných kurzů na finanční toky společnosti, druhý model reflektuje dopad změny směných kurzů na tržní hodnotu společnosti, kterou představuje současná hodnota všech aktuálních a budoucích finančních toků společnosti. I když tento přístup přináší některé druhotné komplikace, je dle Starks, Wei (2006) ekonomicky opodstatněné používat pro měření ERE jak finanční toky, tak hodnotu společnosti. Obdobně argumentují ve své pracích Bartram (2007b) či Bodnar, Marston (2002), Dumas, Bodnar, Marston (2002). Oba výše zmíněné přístupy jsou zaměnitelné za následujícího předpokladu:

$$\frac{dCF}{dFX} = \frac{dTH}{dFX}$$

Vyjádřeno slovy, změna finančních toků společnosti reflektující změnu směných kurzů je shodná se změnou tržní hodnoty společnosti z důvodu změn

směnných kurzů. I když je tento vztah poněkud zjednodušující, Bartram (2007b) nenalezl evidenci potvrzující statisticky významné rozdíly ve výsledcích obou těchto modelů na shodném vzorku.

### 1.2.1 Model využívající hodnotu společnosti

Adler, Dumas (1984)<sup>11</sup> ve své průkopnické práci sestavili model celkové citlivosti aktiv společnosti na směnných kurzech. Tento model definoval ERE jako elasticitu hodnoty společnosti v závislosti na směnném kurzu následovně:

$$R_{it} = \alpha + \beta_{i1}FX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

kde  $R_{it}$  představuje změnu hodnoty společnosti<sup>12</sup>  $i$ , respektive výnos jejich akcií,  $\alpha$  je intercept,  $\beta_{i1}$  představuje sledovanou celkovou elasticitu (ERE),  $FX_{it}$  představuje relativní změnu směnného kurzu a  $\varepsilon_{it}$  tvoří chybu.

Takto nastavený model přinesl rozpačité výsledky, které trpěly především nestabilitou odhadů v čase. Většina odhadů neměla statistický význam. Zcela dramaticky a náhle se však měnil směr a význam vztahu mezi proměnnými v jednotlivých podvýběrech. Takto nestabilní vztah nemohl reflektovat pouze změny firemních finančních toků, neboť v sobě nesl dodatečné informace, které nebyly pozorovány. Model neobsahoval proměnnou, jež by vystihovala „makroekonomické“ podmínky. Dále kapitálový trh není ovlivněn pouze ekonomickými podmínkami, ale také mírou sentimentu investorů, která je velmi obtížně měřitelná. Vynechání těchto významných faktorů korelovaných s proměnnými, vede k posunu distribuční funkce a přináší vychýlení odhadu ERE, který již nadále nelze považovat za efektivní. Nestabilita vlivu okolních (makroekonomických) faktorů může zapříčinit významnou nestabilitu odhadů v krátkodobém měřítku. Proto většina následovníků, jako například Allayannis (1996,1997), Williamson (2001), Allayannis, Oftek (2001), Wong (2000) a další, po vzoru Jorion (1990, 1991) rozšířili původní model o novou

<sup>11</sup> Myšlenka, kterou představili v této práci, tvoří základní odrazový můstek všech následujících prací věnující se měření ERE. Totožný model byl také použit v práci Adler, Simon (1986).

<sup>12</sup> Některé práce nepoužívají prostý výnos z držby akcií, ale pomocí odečtení výnosu ze státních dluhopisů stanovují dopad směnných kurzů na dodatečný výnos akcií. Tento postup byl například použit v Chue, Cook (2004), Priestley, Odegaard (2007). V této práci však není tento přístup uplatněn.

kontrolní proměnnou, a to konkrétně o tržní portfolio. Ve své podstatě se jedná o modifikaci modelu CAPM<sup>13</sup>, kde na pravé straně rovnice přibývá jako nezávislá proměnná směnný kurz. Takto nastavený model měření ERE je definovaný pomocí následující rovnice (2):

$$\mathbf{R}_{it} = \alpha + \beta_{i2}\mathbf{FX}_{it} + \beta_{i3}\mathbf{R}_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

kde  $\mathbf{R}_{Mt}$  představuje novou proměnnou oproti rovnici (1), a to konkrétně vývoj tržního portfolio; ostatní proměnné jsou beze změny.

Avšak není to jediná změna, ke které dochází prostřednictvím přidání nové proměnné. Důležitý je rozdíl interpretace jednotlivých sloupcových koeficientů v rovnici (2), neboť již nadále nemůžeme mluvit o celkovém ERE, nýbrž o reziduálním, zbytkovém, dodatečném ERE. Rovnice (2) zachycuje pouze reziduální dopad směnného kurzu na společnost. Přidáním tržního portfolio došlo k vychýlení distribuční funkce, a proto nelze zaměňovat koeficienty  $\beta_{i1}$  a  $\beta_{i2}$ . Zatímco  $\beta_{i1}$  v původní rovnici měří celkovou elasticitu hodnoty společnosti na směnném kurzu,  $\beta_{i2}$  měří reziduální elasticitu konkrétní společnosti nad rámec elasticity tržního portfolio ( $\beta_{i3}$ ). Proto, na rozdíl od původní rovnice (1), bude-li odhadnutý efekt ERE pomocí rovnice (2) nulový, neznamená to, že společnost má nulový ERE, nýbrž že má stejný ERE jako tržní portfolio, jehož elasticita nemusí být vůbec nulová.

Rovnice (2) tvoří základ všech odborných prací věnujících se tomuto tématu a využívajících tržní přístup, respektive hodnotu společnosti. Pro dosažení větší významnosti odhadů autoři přidávají do této rovnice dodatečné kontrolní proměnné, které podle nich vysvětlují ERE na úrovni jednotlivých společností. Nejčastěji se jedná o proměnné obsahující informace o velikosti společnosti<sup>14</sup>, zahraničních prodeích, zahraničních aktivech, zahraničních dlužích, nadnárodním statusu<sup>15</sup>, dále

---

<sup>13</sup> *Capital Asset Pricing Model*, který se používá k ocenění kapitálových aktiv a který vychází z prací Treynor (1961,1962), Sharpe (1964) a Markowitze. Identifikace statisticky významného vlivu prostřednictvím rovnice (2) by měla za následek porušení předpokladů modelu CAPM, neboť by tento model dostatečně nevysvětloval vývoj kapitálových aktiv.

<sup>14</sup> Dominguez, Tesar (2006), Bodnar, Wonk (2003).

<sup>15</sup> Dominguez, Tesar (2001a), Choi, Prasad (1995) použili odlišný model, ale zabývali se právě těmito daty.

informace o obchodu<sup>16</sup>, dividendovém výnosu<sup>17</sup>, ale také obsahující krátkodobou úrokovou míru či rozdíl mezi krátkodobou a dlouhodobou úrokovou mírou<sup>18</sup>. Přidání těchto dodatečných proměnných se však neukázalo v žádné práci jako klíčové. Z tohoto důvodu lze rovnici (2) považovat za základní model odborných prací věnujících se ERE.

## 1.2.2 Model využívající cash-flow společnosti

Většina původních prací jako Shapiro (1975), Hodder (1982), Flood, Lesard (1986) se věnovala zkoumání dopadu změny směnných kurzů na společnost právě prostřednictvím modelu využívajícího cash-flow. Až po zveřejnění zmiňované práce Adler, Dumas (1984) došlo k přechodu literatury na tržní model. Přístup korporátních financí má dvě základní výhody. Zaprvé, neobsahuje žádnou proxy proměnnou, která může být zkreslená mírou „šumu“ v datech, neboť skutečně dochází k odhadu ERE prostřednictvím regrese směnného kurzu na finanční toky, viz rovnice (3). Zadruhé, tento model neobsahuje jakoukoli dodatečnou kontrolní proměnnou, a proto zachycuje pouze celkový efekt ERE a umožňuje snadnou interpretaci výsledků. Bartram (2007b) specifikoval tento model korporátních financí následovně:

$$CF_{it} = \alpha + \beta_{i4}FX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

kde  $CF_{it}$  představuje relativní změnu finančních toků společnosti  $i$ ,  $\alpha$  je intercept,  $\beta_{i4}$  představuje sledovanou celkovou elasticitu (ERE),  $FX_{it}$  představuje relativní změnu směnného kurzu a  $\varepsilon_{it}$  tvoří chybu.

Některé odborné práce jako Oxelheim, Wilhborg (1995), Bartov, Bodnar (1994), Garner, Shapiro (1984) přidaly na pravou stranu rovnice zpožděné hodnoty změny směnného kurzu, a to ve snaze zachytit dodatečný (zpožděný) efekt ERE. Tato problematika reflektující opožděnou reakci dat na ERE je podrobněji rozebrána v dalších částech této práce.

---

<sup>16</sup> Dominguez, Tesar (2001b).

<sup>17</sup> Chow, Lee, Solt (1997a,b), Chow, Chen (1998).

<sup>18</sup> Levi (1994), Bartram (2007), Choi, Prasad (1995), Prasad, Rajan (1995), Miller, Reuer (1998).



## 1.3 Analytické problémy spojené s výběrem dat

Otázka dat je klíčová pro jakýkoli empirický výzkum. V této části diplomové práce se věnuji některým úskalím, která jsou již zachycena v předešlých odborných pracích. Oba přístupy skloubené v této práci mají své odlišné problémy. Konkrétněji lze říci, že model vycházející z tržní hodnoty společnosti má poněkud silný předpoklad, že každá změna finančních toků společnosti, ať už jakkoliv způsobená, bude okamžitě reflektována v její tržní hodnotě. Proto v této oblasti vyvstávají problémy s daty, obdobně jako ve všech ostatních odborných pracích zabývajících se finančními trhy. Oproti tomu model využívající firemní finanční toky je spíše limitován dostupností dat, neboť se jedná o „citlivé“ vnitřní informace. Případná rozdílnost v těchto datech a v jejich definicích napříč státy či regiony, související s rozdílnými účetními a daňovými standardy, ztěžuje aplikaci tohoto modelu v širším měřítku.

### 1.3.1 Volba tržního portfolia

Odstranění makroekonomických vlivů z původního modelu pomocí přidání proměnné sledující celkový vývoj trhu přináší posun distribuční funkce a mění statistické vlastnosti modelu. Proto je zde potřeba nastínit některé problémy, které tento přístup přináší. Klíčovým aspektem zůstává volba proměnné, neboť každá proměnná svým jedinečným způsobem narušuje distribuční funkci a přináší odlišné výsledky.

Rozšířený model obsahující tržní portfolio, který vychází z modelu CAPM, přináší základní otázku, tj. jakou proměnnou zvolit jako tržní portfolio. Autoři ve svých pracích tuto otázku řeší odlišně. Některé práce využívají jako proxy proměnnou pro tržní portfolio shodně vážené portfolio, jiní zase hodnotově vážené portfolio. Obě tyto volby přinášejí odlišné vychýlení reziduálních odhadů vlivu směnných kurzů.

Jak uvádí Bodnar, Wong (2003), hodnotově vážené portfolio vychyluje reziduální dopad směnného kurzu na průměrnou společnost kladně, tj. reziduální odhad malé společnosti bude spíše kladný. Tento pozorovatelný posun distribuční funkce je spojitelný s ekonomickou teorií. Hodnotově vážené portfolio je tvořeno převážně velkými, mezinárodními společnostmi, které převážně čelí negativní reakci

---

cash-flow na změnu směnného kurzu. Při oslabení domácí měny tyto firmy vykazují dodatečné zisky. Odhad reziduální elasticity proto bude vychýlen vysokou negativní reakcí tržního portfolia, která se projeví vychýlením odhadu pro průměrnou společnost, tedy reziduální odhad průměrné společnosti bude kladný. Protože využití hodnotově váženého portfolia jako proxy proměnné pro tržní portfolio neeliminuje pouze opomenuté tržní faktory, ale přináší také pozitivní vychýlení reziduálních odhadů, navrhuje Bodnar, Wong (2003) využívat spíše shodně vážené portfolio<sup>19</sup>.

Shodně vážené portfolio oproti tomu nepřikládá vyšší důraz jakékoliv skupině firem. Proto zde dochází k menší distorzi reziduální elasticity prostřednictvím vychýlení zapříčiněného nadhodnocením tržního efektu. Takto měřené výsledky jsou statisticky významnější, stabilnější a umožňují negativní cash-flow reakci i průměrným společnostem<sup>20</sup>.

### 1.3.2 Velikost společností

Ekonomická teorie korporátních financí v souladu s prací Bodnar, Wong (2003) navrhuje, že velké firmy produkující přeshraniční služby jsou více ovlivněny přeshraničními toky, konkrétněji velké společnosti čelí negativní reakci finančních toků na změnu domácí měny. Pokud měna oslabuje, tyto společnosti získávají dodatečný zisk, jelikož jejich zboží je více konkurenceschopné na zahraničních trzích a jeho odbyt roste. Oproti tomu malé firmy jsou více uzavřené, a proto čelí pozitivní reakci cash-flow na změnu hodnoty domácí měny. Konkrétněji, v případě posílení domácí měny malé společnosti získávají dodatečné zisky, neboť je snížena konkurence na domácím trhu a odbyt jejich produktů roste. V takto zjednodušeném pohledu můžeme o velkých společnostech uvažovat jako o čistých vývozcích a o malých společnostech jako o čistých dovozcích.

---

<sup>19</sup> Tato práce však následuje většinu odborných prací a používá jako nezávislou proměnnou agregátní index Burzy cenných papírů Praha, tj. index PX50, i navzdory tomu, že tato proměnná může způsobit lehké vychýlení odhadů ERE, a to z důvodu, že vytvořit shodně vážené portfolio pouze ze sledovaných společností by mohlo výsledné odhady ERE vychýlit mnohem více.

<sup>20</sup> Interpretace výsledků práce Bodnar, Wong (2003), kteří prováděli tyto odhady pro společnosti ze Spojených států amerických v letech 1977-1996.

---

Bodnar, Wong (2003) ve své práci efekt velikosti společností odhadovali. Závěrem jejich práce je, že společnosti jsou nejenom ovlivněny velikostí, která je definována pomocí průměrné hodnoty společnosti ve sledovaném období, ale také jejich otevřeností, kterou definovali jako poměr zahraničních a exportních prodejů a kterou vyjádřili jako průměr ve sledovaném období. Oba tyto faktory zvyšují negativní dopad směnného kurzu na hodnotu firem, respektive celková negativní elasticita jednotlivých společností roste s rostoucí velikostí a zvyšující se přeshraniční obchodní bilancí. Důsledkem tohoto poznatku je zavedení kontrolní proměnné pro velikost firem, neboť opomenutí takové proměnné v modelu způsobí vychýlení a zkreslení odhadů. Toto zjištění by zpochybňovalo empirické výsledky původních odhadů Jorion (1990,1991), Allayannis, Ofek (2001), Wong (2000) a dalších, neboť by jejich odhady trpěly vychýlením z důvodu opomenutí důležitého faktoru.

I když je tento poznatek v souladu s teorií korporátních financí, jeho významnost je omezená. Obdobně testovali dodatečný efekt velikosti firem a jejich přeshraničních obchodních bilancí na elasticitu firem Dominguez a Tesar (2001a). Ti však nenalezli podpůrnou evidenci pro závěr, že velikost firem a jejich přeshraniční obchodní bilance<sup>21</sup> významně ovlivňují výslednou elasticitu. Problém velikosti firem v této práci přímo měřen není, neboť na malém vzorku českých společností by splývalo označení velkých, otevřených společností s označením likvidních společností. Více je tento problém rozebrán v kapitole 2. Problém velikosti společností je v této práci řešen nepřímo, neboť velké společnosti jako ČEZ, a. s. či Komerční banka, a.s. významně ovlivňují vývoj tržního portfolia měřeného pomocí indexu PX50 a není možné nadále uvažovat tuto proměnnou za exogenní při odhadování rovnice (2). Podrobněji je tento problém rozebrán v kapitole 3.

### 1.3.3 Testovací horizont

Dalším praktickým problémem v analýze ERE je optimální nastavení sledovacího (testovacího) období. Klíčové je zde pak hlavně nalezení optimální frekvence dat, která nejvíce vystihuje zmíněný efekt. Mnoho prací ve snaze zvýšit

---

<sup>21</sup> Přesněji testovali efekt velikosti firmy, mezinárodního měřítka, zahraničních prodejů, zahraničních aktiv, obchodu a stupně konkurenčního prostředí v odvětví.

---

statistickou významnost svých výsledků upravuje sledovaný horizont. Běžnou praxí v testování nastavení finančních trhů je užití dat na týdenní či měsíční bázi. Vzhledem k teorii efektivních trhů a kompletních informací by se měla změna směnných kurzů prostřednictvím změny firemních cash-flow okamžitě projevit i v její tržní hodnotě. Ve skutečnosti je však schopnost investorů pozorovat tyto „nuance“ omezená. Bartov a Bodnar (1994) upozorňují na fakt, že u společností, jež čelí stabilnímu a předvídatelnému vlivu směnných kurzů, dochází k dodatečnému posunu ceny akcií (hodnoty) po zveřejnění jejich kvartálních finančních výkazů. Jinými slovy, tento efekt je částečně obsažen v aktuální hodnotě společnosti, neboť investoři tuto reakci firemních cash-flow předpokládají, avšak celkový efekt je dodatečně přeceněn až po zveřejnění finančních výsledků. Z pohledu investora tedy existuje důkaz tohoto jevu. Tato evidence naznačuje, že delší časový horizont sledovaných dat zvyšuje efektivitu modelu v zachycení a měření ERE pomocí modelu vycházejícího z CAPM, neboť trvá nějaký čas, než investoři reflektují změnu finančních toků společnosti v její tržní hodnotě. Tento poznatek je v souladu s Amihud (1994), Bartram, Bodnar (2007b) a Bodnar, Wong (2003), jež demonstrují, že delší časový horizont dat zvyšuje statistickou významnost tohoto jevu.

Na druhou stranu, i kdyby investoři byli schopni okamžitě reflektovat změny firemních finančních toků v jejich tržní ceně, vždy tu zůstane jistá míra „šumu“ ve vysokofrekvenčních datech.

Tento efekt délky časového horizontu je testován v empirické části, a to pomocí postupného prodlužování časového horizontu. Základním předpokladem je zvýšení významnosti ERE při použití delšího časového horizontu.

### 1.3.4 Volba směnného kurzu

Klíčovou volbou modelů zabývajících se ERE zůstává i výběr optimální proměnné reprezentující směnné kurzy. Většina původních prací<sup>22</sup> věnujících se konceptu ERE využívá obchodně-vážený index směnného kurzu. Jedná se o uměle

---

<sup>22</sup> Dle kritického přehledu literatury Bartram, Bodnar (2007) se jedná o dominující přístup, viz tabulka 1 v appendixu jejich práce. Za zmínku stojí např. práce Jorion (1990,1991), Bodnar, Gentry (1993), Choi, Prasad (1995).

---

vytvořený agregátní index, který je vážený na základě obchodních transakcí státu jako celku. Z tohoto důvodu tento index zcela přesně nevystihuje jedinečnou diverzifikaci obchodů každé jednotlivé společnosti. Tento nesoulad v obchodních partnerech státu a společností, respektive „váhy“ jednotlivých obchodních partnerů má za následek vychýlení a zkreslení výsledného odhadu a tudíž i následných závěrů. V návaznosti na tento problém se část autorů<sup>23</sup> pokusila měřit elasticitu hodnoty společnosti na směnném kurzu pomocí bilaterálního kurzu. Tento přístup ovšem přinesl základní otázku, a to který směnný kurz použít. V odborné literatuře převládají bilaterální kurzy „silných“ měn, především americký dolar, britská libra, německá marka, japonský jen či nově evropské euro. Ovšem racionální řídící společnosti se jistě pomocí aktivního řízení kurzovního rizika společnosti bude proti náhlým změnám těchto silných měn bránit. Existuje celá řada možností, jak řídit riziko měn; podrobněji se těmto managementovým praktikám věnuje podkapitola 2.4. Zcela přirozeně bude potom společnost vystavena většímu vlivu ze strany ostatních měn, se kterými neobchoduje napřímo, ale dostává se s nimi do interakce prostřednictvím konkurenceschopnosti na jednotlivých trzích. Zde současná ekonomická teorie finančních trhů nedokáže určit, na jakém základě a dle kterých kritérií by měly být tyto měny vybírány. Při porovnání výsledků prací využívajících agregátní index směnného kurzu a bilaterální kurzy nenalezneme statisticky významný rozdíl, jak ostatně demonstruje ve své práci Bartram (2007b), který se soustředil pouze na porovnání těchto dvou přístupů na shodných datech. V jeho konkrétním případě byl nikoliv výrazně účinnější bilaterální směnný kurz, avšak tento výsledek nelze paušalizovat.

Tomuto problému se ve své práci věnují i Dominguez, Tesar (2001b), kteří argumentují, že oba tyto přístupy vychylují výsledné odhady a není možné vytvořit nestranný odhad pouze na základě charakteristiky pomocí jednoho směnného kurzu, ať už agregovaného, nebo bilaterálního. Ve své práci navrhuje použít několik směnných kurzů najednou, avšak zde se opět dostáváme k problému, které měny zvolit.

V této práci jsou využity oba zmíněné přístupy, neboť ERE je stanoven při použití nominálního efektivního kurzu koruny, ale také za použití dvou bilaterálních

---

<sup>23</sup> Například Khoo (1994), Miller, Reuer (1998a), Levi (1994), Glaum, Brunner, Himmel (1998) a další.

---

kurzů koruny a eura (dále jen „**EUR**“), koruny a polského zlotého (dále jen „**PLN**“). Podrobněji je přehled proměnných představen v kapitole 2.

### 1.3.5 Problém cash-flow modelů

Jak již bylo výše zmíněno, hlavním problémem literatury využívající k odhadnutí ERE cash-flow modely není volba dat, ale jejich dostupnost a mezinárodní porovnatelnost. Bodnar, Wong (2003) upozorňují, že nedostupnost vhodných dat obsahujících finanční toky společnosti činí tuto analýzu nemožnou a proto většina autorů využívá tržní přístup. I přesto však existují práce využívající tento přístup. Zdroje dat se v tomto případě většinou liší. Někteří autoři získali přístup k vnitřním informacím společnosti, např. Bartram (2008) analyzoval měsíční údaje o finančních tocích, které mu přímo poskytla společnost VEBA. Další autoři použili proxy proměnné, které získali z dostupných finančních výkazů společnosti jako Bartram, Brown, Minton (2010). Jedná se pravděpodobně o jednu z nejrozsáhlejších studií tohoto druhu, neboť v jejich vzorku bylo přes tisíc firem z šestnácti států.

Obdobně jako u Bartram, Brown, Minton (2010), vycházejí data jednotlivých firem použitá k určení ERE v této práci z jednotlivých finančních výkazů sledovaných společností. V důsledku změny Českých účetních standardů a povinnosti zveřejňovat finanční toky jednotlivých společností ve sledovaném období však není možné v této práci aplikovat model korporátních finančních toků, neboť údaje o finančních tocích sledovaných společností nejsou po většinu sledovaného období dostupné. Z tohoto důvodu byly pro druhotnou analýzu ERE českých společností použity hodnoty ROA. Podrobněji se této úpravě věnují kapitoly 2 a 3.

## 1.4 Významnost a měřitelnost ERE

Dopad směnných kurzů na ziskovost společností je nepochybný. Po rozpadu Brettonwoodského systému v 70. letech minulého století představovala volatilita směnných kurzů nové a zcela zásadní riziko pro každou společnost, a to převážně pro společnosti, jejichž aktivity souvisely se zahraničními transakcemi (měnami). Proto byla vyvinuta nová ekonomická teorie, která měla tuto volatilitu a její dopad na společnosti potlačit. Základem teorie korporátních financí je snaha rizika

jednotlivých společností potlačovat, tj. zavést efektivní politiku řízení společnosti, která minimalizuje dopady náhlé změny jakýchkoliv tržních podmínek, například změny směnného kurzu. Bez předchozí intervence jsou pouze dva možné výsledky neočekávané změny podmínek – zisk či ztráta. Neočekávaný zisk nepředstavuje pro žádného racionálního manažera újmu, avšak každý racionální manažer se bude snažit zabránit neočekávané ztrátě. Z tohoto titulu byla vyvinuta celá řada efektivních managementových technik a praktik, které se snaží zabránit dopadu volatility směnných kurzů na společnost. Důsledkem těchto technik a praktik je snížený význam ERE a jeho obtížnější empirická identifikace.

Možností, jak řídit měnové riziko, má v tomto případě společnost skutečně mnoho, od „přirozeného“ zajištění pomocí párování transakcí až po řadu finančních derivátů<sup>24</sup> či transakcí na peněžním trhu. Pokud společnost zajišťuje svoje finanční toky pomocí finančního zajištění, je možné tento dopad zachytit v analýze finančních toků společnosti, jak to ve své práci demonstroval Bartram (2007a).

Následující příklad (rovnice (4)) použitý v práci Bartram, Bodnar (2007a) dokumentuje snížení celkového efektu ERE pomocí využití „přirozeného“ řízení rizika. Tento model vystihuje obtíže měření ERE jednotlivých společností.

Bodnar, Marston (2002) vyvinuli jednoduchý cash-flow model, vycházející z předchozích modelů Levi (1994) a Shapiro (1975), znázorněný pomocí rovnice (4). Tento model využívá předpoklad efektivních trhů a zaměřuje se pouze na efekt změny směnného kurzu na finanční toky společnosti v maximalizačním prostředí. Elasticitu dopadu směnných kurzů na finanční výsledky společnosti autoři vyjádřili pouze pomocí tří základních proměnných:

$$\delta = p + (p - n)\left(\frac{1}{r} - 1\right) \quad (4)$$

kde  $\delta$  představuje elasticitu vlivu změny směnných kurzů,  $p$  představuje podíl příjmů společnosti v zahraniční měně ke všem příjmům,  $n$  představuje podíl nákladů společnosti v zahraniční měně oproti všem nákladům a  $r$  je poměr ziskovosti společnosti, tj. příjmy/náklady.

Tento zjednodušený model demonstruje klesající efekt dopadu směnných kurzů a následné empirické problémy při jeho měření. Předpokládejme, že společnost A produkuje třetinu svého zboží do zahraničí, avšak veškeré své náklady má lokální a

<sup>24</sup> Dle Levi (2005) se dnes nejčastěji využívají futures, forward kontrakty, opce či swapy.

---

její ziskovost je 10 %. Firma A čelí velkému vlivu směnných kurzů. Její elasticita je rovna 3,3 (dle rovnice 4). Takto vysoká elasticita má významný ekonomický dopad a pravděpodobně umožní následnou identifikaci ERE prostřednictvím tržního modelu i modelu využívajícího finanční toky společnosti.

Nyní předpokládejme, že se firma A po signifikantních ztrátách z důvodu oslabení domácí měny rozhodla třetinu své výrobní kapacity přesunout do zahraničí. Pro názornost – společnost A vyváží pouze do země B, kde otevřela svoji novou výrobu, která je schopna vyrobit požadované množství zboží a představuje přesně třetinu nákladů. Nyní náklady i příjmy společnosti v zahraniční měně budou představovat přesně třetinu jejích nákladů, respektive příjmů. Její elasticita v tuto chvíli bude činit pouze 0,33. Firma A tedy přesunutím části svých výrobních aktiv do zahraničí snížila riziko dopadu relativního oslabení domácí měny proti zahraniční hned desetinásobně.

Empirické měření nového (oslabeného) vlivu směnných kurzů na příjmy společnosti bude obtížnější. Při využití modelu vycházejícího z Jorion (1990) a jeho následovníků není překvapením, že tento efekt je statisticky významný pouze pro 10–25 % společností, vezmeme-li v potaz hladinu „šumu“, jejíž příčinou jsou data obsahující směnné kurzy a kapitálový trh. Model využívající korporátní finance má v těchto specifických případech vyšší pravděpodobnost zachycení a kvantifikování tohoto efektu. Jak ale uvádí Bartram (2007b), neexistuje zde významný statistický rozdíl ve výsledcích obou modelů.

Bartram, Brown, Minton (2010) ve svém robustním výzkumu kvantifikovali dopady jednotlivých managementových praktik na výsledný ERE společností. Operativní hedge spolu s PT snižují výsledný ERE o 10–15 % samostatně, finanční deriváty spolu s financováním v zahraniční měně snižují výsledný ERE o 40 % průměrné společnosti (na jimi zvoleném vzorku).

V odborné literatuře se nejčastěji měří ERE prostřednictvím lineárního modelu. Jak však ve své práci uvedli Aysun, Guldi (2011), právě prostřednictvím lineárního zjednodušení dochází ke ztrátě statistické významnosti ERE. V případě aktivních hedgeových praktik je nelineární model lépe schopen zachytit významný ERE směnných kurzů na společnosti. Navzdory tomu kauzální test Nazl, Kar, Akel (2014) stanovuje pro Českou republiku spíše lineární vztah mezi proměnnými.



## 2 Data

Vzorek českých společností, na kterém je stanoven ERE ve sledovaném období od 1. 1. 2002 do 31. 12. 2014, tvoří 10 českých společností. Jediným kritériem pro výběr společností byla jejich obchodovatelnost na Burze cenných papírů Praha v celém sledovaném období.

Veškerá použitá data zahrnující údaje o vývoji cen akcií a tržních agregátů, měsíční, kvartální a roční frekvenci jsou převzata z databáze Reuters<sup>25</sup>. Výnosy akcií jsou stanoveny autorem, a to vždy za použití logaritmického zjednodušení, přičemž bylo užito porovnávání konečné ceny akcií sledovaných společností v jednotlivých časových horizontech.

Dle frekvence obchodování akcií jednotlivých společností lze rozdělit vzorek na dva podvzorky. První tvoří firmy, které jsou označeny za likvidní, neboť jejich akcie byly obchodovány na “denní bázi”. Tento podvzorek tvoří přesně 50% celkového počtu sledovaných společností, konkrétněji ho představují **ČEZ, a. s., Komerční banka, a.s., O2 Czech Republic a.s., Philip Morris ČR a.s. a UNIPETROL, a.s.** Druhý podvzorek tvoří nelikvidní společnosti; takto byly označeny společnosti, které nebyly pravidelně obchodovány na Burze cenných papírů Praha. Přesněji, pokud společnost alespoň v jednom měsíci ze sledovaného období nebyla vůbec obchodována, byla označena za nelikvidní. Druhý podvzorek tvoří **ENERGOAQUA, a.s., Jáchymov Property Management, a.s., Pražské služby, a.s., RMS Mezzanine, a.s. a TOMA, a.s.** Skladba jednotlivých podvzorků umožňuje porovnat ERE pro dvě odlišné skupiny společností. Toto rozlišení společností je obdobné, jako kdybychom se snažili tyto společnosti rozdělit do dvou skupin na základě jejich velikosti či přeshraniční aktivity. Autor předpokládá vyšší význam ERE pro likvidní společnosti, neboť společnosti, které nejsou pravidelně obchodovány, nemohou dostatečně reflektovat změny směnných kurzů.

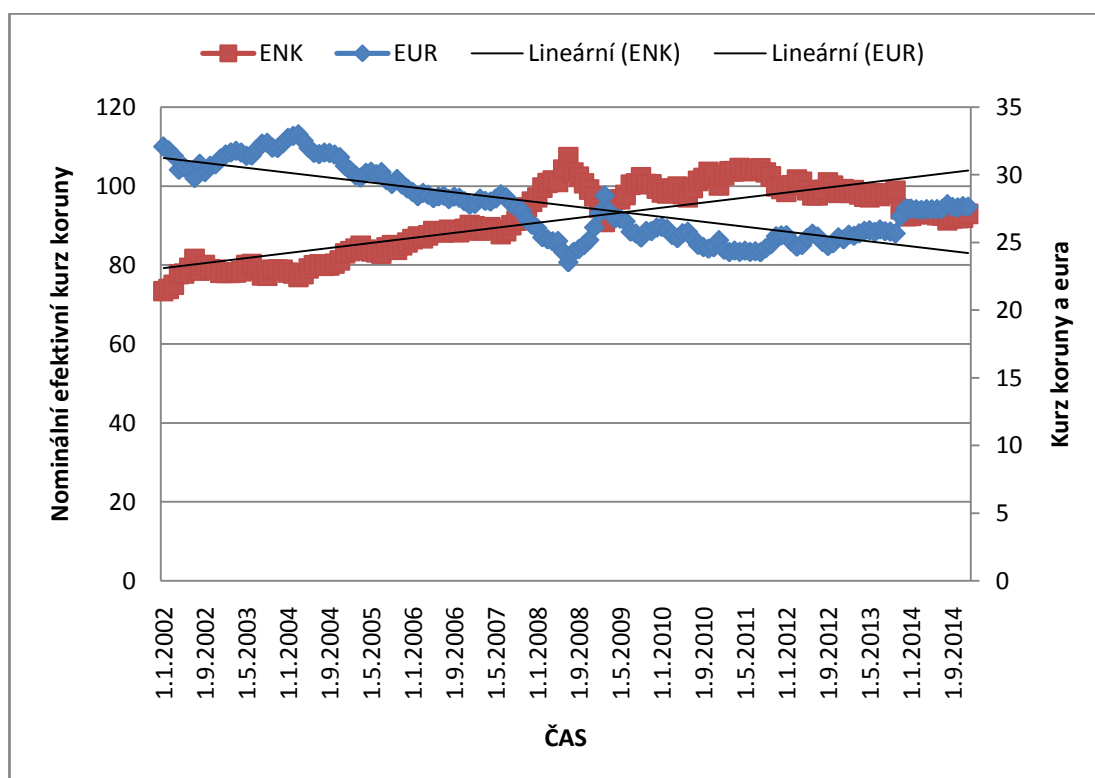
Veškerá data o vývoji směnných kurzů vychází z databáze České národní banky. Jako hodnotově vážený vývoj směnného kurzu koruny je použit nominální efektivní kurz koruny, který je sestaven Českou národní bankou. Pro volbu dalších

---

<sup>25</sup> [www.reuters.com](http://www.reuters.com)

alternativních směnných kurzů byla autorem provedena analýza importu a exportu České republiky. Z této analýzy vyniká jako zásadní měna pro Českou republiku euro. Obdobně jako ve své práci Glaum, Brunner, Himmel (1998) označili německou ekonomiku za závislou na americkém dolaru a testovali ERE pouze v závislosti na tomto bilaterálním kurzu, stanovuje tato práce ERE také pouze v závislosti na euru. Výsledky citované v této práci jsou však uvedeny vždy společně s PLN<sup>26</sup>. Následující Graf č. 1 demonstruje silný význam eura pro českou ekonomiku viditelný v měsíčních datech od 1. 1. 2002 do 31. 12. 2014, neboť efektivní nominální kurz koruny stanovený Českou národní bankou je silně ovlivněn vývojem eura. Korelační koeficient těchto dvou proměnných ve sledovaném období je -0,98.

Graf 1 – Vývoj bilaterálního kurzu Eura a koruny (pravá osa), vývoj efektivního nominálního kurzu dle ČNB (levá osa)



<sup>26</sup> Výsledné odhady ERE nejsou významně rozdílné v případě využití samostatného EUR a současného použití EUR a PLN. Vzhledem k nepatrně vyššímu koeficientu determinace jsou výsledky v této práci interpretovány vždy za současného použití obou bilaterálních směnných kurzů.

---

Tato silná negativní korelace není významná pouze tím, že potvrzuje významný dopad eura na nominální efektivní kurz koruny, ale také upozorňuje na případné problémy v interpretaci výsledků. Zatímco se totiž nominální efektivní kurz koruny v případě oslabení koruny sníží, v případě bilaterálního kurzu eura dojde k jeho nárůstu. V případě obdobného dopadu ERE prostřednictvím nominálního efektivního kurzu koruny a eura tedy budou tyto proměnné vykazovat opačnou korelaci s akcemi sledovaných společností.

V závislosti na vývoji exportu a importu České republiky ve sledovaném období<sup>27</sup> byl autorem vytvořen vlastní koš měn, které nejvíce ovlivňují Českou republiku prostřednictvím zahraničního obchodu. Tento koš<sup>28</sup> obsahuje euro, americký dolar, britskou libru, polský zlotý a maďarský forint. Všechny tyto měny vykazují silnou korelaci s nominálním efektivním kurzem koruny ve sledovaném období. Jediný polský zlotý má korelaci vyšší než -0,9; jeho korelační koeficient s nominálním efektivním kurzem České národní banky je -0,74. Vzhledem k velmi významným korelačním koeficientům mezi nominálním efektivním kurzem koruny a ostatními měnami nemá příliš velké opodstatnění tvořit vlastní vážený měnový index nebo se zabývat těmito měnami separátně. Z tohoto důvodu jsou v analytické části této práce použity pouze tři proměnné představující směnný kurz, a to nominální efektivní kurz koruny, bilaterální kurz koruny a eura a vzhledem k nejslabší korelaci koruny a polského zlotého je také dodatečně použit tento bilaterální kurz. Právě použití posledně zmíněného kurzu by mohlo identifikovat dodatečný vliv ERE, a to například z důvodu, že většina společností se bude snažit prostřednictvím managementových praktik „bránit“ proti silným měnám, jako je euro, americký dolar či britská libra, a to na rozdíl od polského zlotého.

---

<sup>27</sup> Graf vývoje exportu a importu ve sledovaném období v závislosti na obchodních partnerech je k nalezení v příloze.

<sup>28</sup> Významným obchodním partnerem České republiky je Slovenská republika, která přijala euro v roce 2009. Proto tato měna není evidovaná separátně, ale uvažována jako země, kde se platí eurem v celém sledovaném období. Další významnými obchodními partnery jsou Rusko a Čína, jejichž význam převážně prostřednictvím importu v posledních letech významně vzrostl. Česká národní banka však nezveřejňuje potřebná data (či jimi nedisponuje) o vývoji kurzu koruny měnám těchto států v celém sledovaném období. Proto tyto měny byly z koše sledovaných měn vyřazeny.

Veškerá data z finančních výkazů společností použitých v této práci pochází z databáze MagnusWeb<sup>29</sup>. Tato databáze obsahuje veškerá data o všech českých společnostech, bohužel však neobsahuje potřebná data o vývoji finančních toků jednotlivých společností. Z důvodu změny právních standardů velkých společností tato práce využívá finanční výkazy reportované na základě mezinárodních účetních standardů IFRS od roku 2005.

Frekvence dostupnosti potřebných finančních dat se liší. Pro ČEZ, Komerční Banku, UNIPETROL a O2 jsou finanční výkazy dostupné na kvartální bázi. Pro zbylé společnosti, kromě RMS Mezzanine, jsou tato data dostupná s půlroční frekvencí. Společnost RMS Mezzanine byla z druhé části analytického aparátu využívajícího ROA vyřazena, neboť potřebná data této společnosti nebyla dostupná v celém sledovaném období, respektive celá řada pozorování chyběla.

Hodnoty ROA jsou stanoveny autorem, kdy hodnota ROA je definována jako podíl zisku společnosti před zdaněním a celkové hodnoty aktiv společnosti. Standardně se ROA uvádí v procentech, proto se výsledný podíl násobí sto procenty. V tomto případě tato úprava nebyla provedena, neboť se jedná pouze o lineární transformaci, která nezpůsobí jakýkoliv rozdíl ve výsledcích<sup>30</sup>.

Pro prvotní analýzu dopadu směnných kurzů na ROA jednotlivých společností byl použit vývoj ROA vyjádřený prostřednictvím procentuální změny. K tomuto vyjádření bylo použito logaritmického zjednodušení, stejně jako se ho užívá v případě akcií a tržního agregátu při aplikaci tržního modelu.

Jak již bylo řečeno, frekvence ROA a délka sledovaného horizontu je pro každou společnost rozdílná. Nejkratší horizont poskytuje společnost ČEZ, kde jsou data dostupná až od třetího kvartálu roku 2006. Data jsou u této společnosti sice dostupná i v předchozím období, tato data jsou však jednak vychýlena rozdílnými účetními standardy, jednak nejsou dostupná v každém kvartálu. Proto tato pozorování

---

<sup>29</sup> [www.magnusweb.cz](http://www.magnusweb.cz)

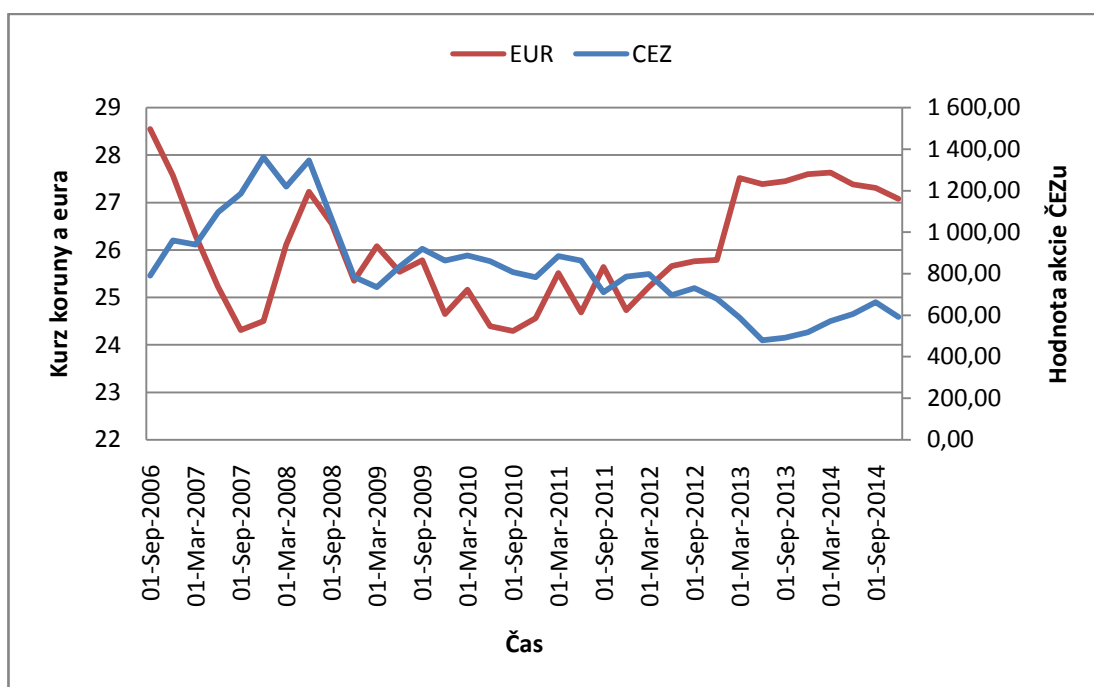
<sup>30</sup> Pro ověření tohoto závěru, byly provedeny i kontrolní odhady s touto lineární transformací, kdy v případě použití změny ROA vyjádřené v procentech nedochází k jakémukoli změně. V případě použití ROA vyjádřené v procentech v druhém modelu dochází k lineární transformaci sloupcových koeficientů a příslušných směrodatných chyb, které jsou stokrát větší. Avšak statistickou významnost tato transformace nijak neovlivnila.

nebyla zahrnuta do výsledného sledovaného období, neboť by byla narušena časová kontinuita dat.

Pro názornost použitých dat následují Grafy č. 2 a 3, které ukazují vývoj hlavních dat v případě společnosti ČEZ na kvartálních datech od třetího kvartálu roku 2006 až po konec roku 2014. Jedná se o porovnání dvou základních ukazatelů – ROA a cen akcií s EUR. Korelační koeficient mezi vývojem cen akcií společnosti ČEZ a jejím ROA je 0,61.

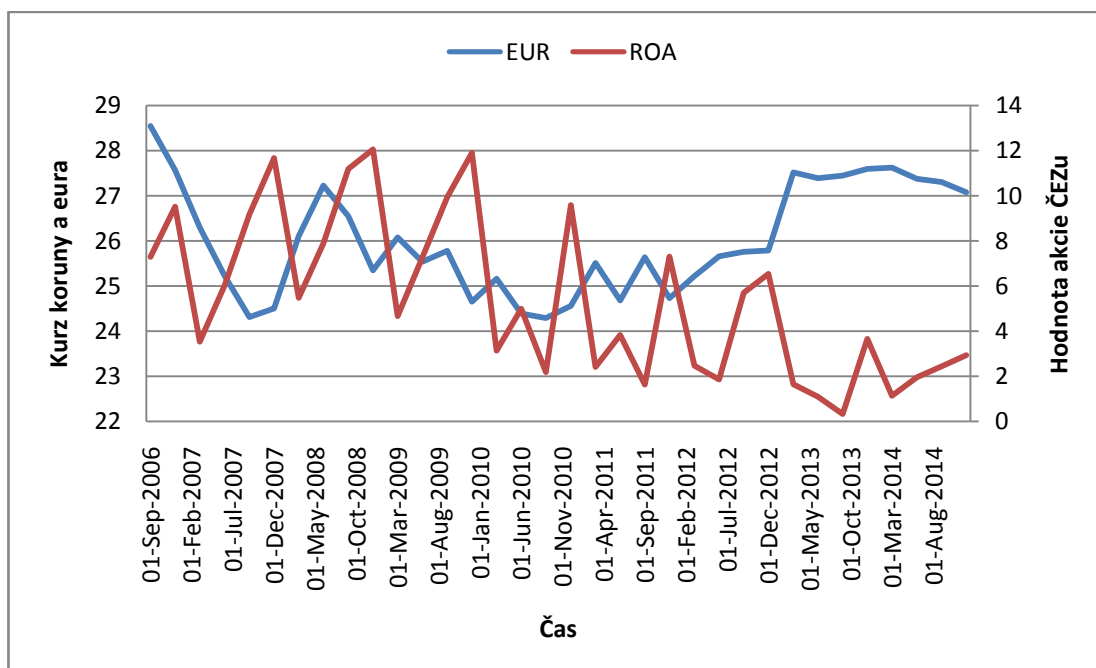
Jak naznačuje Graf č. 2, vývoj cen akcií ČEZu a směnného kurzu koruny a eura jde spíše proti sobě. Korelační koeficient pro data od třetího kvartálu roku 2006 po poslední kvartál roku 2014 činí -0,40.

Graf 2 – Porovnání vývoje akcií ČEZu a bilaterálního kurzu koruny a eura



Navzdory tomu Graf č. 3, který zachycuje vývoj směnného kurzu koruny a eura spolu s vývojem ROA ČEZu ve sledovaném období, naznačuje jistou podobnost těchto proměnných. Jejich korelační koeficient činí 0,33.

Graf 3 – porovnání vývoje ROA ČEZu a bilaterálního kurzu koruny a eura



## 3 Metodologie

### 3.1 Měření ERE pomocí tržního přístupu

Ke stanovení ERE pro vzorek českých společností pomocí tržního přístupu byl použit model definovaný rovnicí (2), který tvoří stěžejní základ empirického aparátu každé práce věnující se ERE<sup>31</sup>, a jeho rozšířená, nelineární verze vycházející z práce Koutmos, Martin (2003) v následující podobě:

$$\mathbf{R}_{it} = \alpha + \mathbf{I}_+ \beta_{i1} \mathbf{FX}_{it} + \mathbf{I}_- \beta_{i2} \mathbf{FX}_{it} + \beta_{i3} \mathbf{R}_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

kde funkce  $\mathbf{I}$  představuje dummy proměnnou rozkládající změnu směnného kurzu na pozitivní a negativní. Jinými slovy, tato modifikace umožňuje rozlišit asymetričnost dopadu směnného kurzu v případě oslabení či posílení měny. Všechny ostatní proměnné jsou definovány shodně jako v rovnici (2).

Nelze a priori očekávat, že společnosti, respektive jejich hodnoty, reagují shodně jak na oslabení koruny, tak na její posílení. Reakce na změnu hodnoty koruny je ovlivněna jejich činnostmi, rozložením aktiv a pasiv a celou řadou dalších faktorů. Právě tento model umožňuje testovat, zda společnosti jsou odlišně ovlivněny vývojem kurzu, a stanovit, která společnost spíše těží s oslabení koruny a která nikoli.

Vzhledem k vývoji směnných kurzů a nominálního efektivního kurzu koruny je ke stanovení ERE použit právě nominální efektivní kurz koruny, EUR a PLN. Ostatní měny popsané v kapitole 2 vykazují silnou korelaci s efektivním kurzem koruny a vytvářet z nich ať už shodně vážený, či hodnotově vážený index nemá přílišný význam, neboť výsledky by byly obdobné jako při použití efektivního nominálního směnného kurzu koruny stanoveného Českou národní bankou.

Nejedna odborná práce<sup>32</sup> využívá ke stanovení ERE výše popsaný model pomocí OLS odhadu časových řad. Tento postup je standardní, proto je použit jako základní přístup i v této práci. Avšak odhady OLS v tomto případě jsou zcela jistě

---

<sup>31</sup> Jorion (1990,1991), Choi, Prasad (1995), Allayanis (1997,2001), Dominguez, Tesar (2001a, 2006), Bartram (2007b, 2008) a další.

<sup>32</sup> Dominguez, Tesar (2001a, 2006), Bartram (2007b, 2008) a další.

---

vychýleny a nereflektují ERE ve správné výši. Podrobněji se této problematice věnuje následná podkapitola.

### 3.1.1 Analytické vlastnosti proměnných

Jedním z potenciálních zdrojů vychýlení odhadů ERE je multikolinearita závislých proměnných. Obdobně jako směnný kurz ovlivňuje hodnotu společnosti, kdy tato myšlenka představuje stěžejní úvahu této práce a snaží se tento vztah prokázat, je opodstatněné předpokládat, že směnný kurz ovlivňuje také vývoj tržního portfolia. Jako první na tento problém poukázali Choi, Prasad (1995). I když v této práci vycházel dopad směnného kurzu na vývoj tržního portfolia statisticky nevýznamně, přesto raději použili data očištěná o tuto multikolinearitu. Dumas, Solnik (1995) detekovali významný dopad směnných kurzů na vývoj tržních portfolií. Z tohoto důvodu např. Glaum, Bruner, Himmel (1998) či Priestley, Odegaard (2007) odstranili tuto multikolinearitu pomocí procedury očišťující závislé proměnné. Tato úprava bude provedena i v této práci, neboť prostá regrese vývoje tržního portfolia na vývoj směnného kurzu naznačuje silný a statisticky významný vliv, a to dokonce na jednoprocenní hladině významnosti směnného kurzu na tržní agregát.

K odstranění výše popsané multikolinearity mezi směnným kurzem a tržním agregátem bude aplikována procedura motivovaná Priestley, Odegaard (2007), kde autoři očistili všechny proměnné, a to na rozdíl od Choi, Prasad (1995) a Glaum, Bruner, Himmel (1998), kteří použili tuto proceduru<sup>33</sup> pouze pro směnné kurzy, nikoliv však pro tržní portfolio.

---

<sup>33</sup> Obdobně tuto metodu očištění použili Allayannis (1996) a Griffin, Stulz (2001). Jorion (1991) použil obdobný postup, kdy pouze regresoval dopad směnných kurzů na tržní agregát a rezidua tohoto modelu použil jako vyjádření směnného kurzu.



### 3.1.1.1 Odstranění multikolinearity mezi závislými proměnnými

Základním předpokladem postupu k odstranění multikolinearity je kauzální vztah směřující od směnných kurzů k tržnímu portfoliu. Jinými slovy, směnný kurz ovlivňuje akcie, respektive tržní agregát, avšak obrácená implikace neplatí<sup>34</sup>. Právě tuto formu vztahu na českých datech stanovili Nazl, Kar, Akel (2014).

Prvním krokem k odstranění dopadu směnných kurzů na tržní agregát je provedení následující regrese bez konstanty, neboť konstanta by se popřípadě musela k reziduím přičítat<sup>35</sup>:

$$\mathbf{R}_{Mt} = \gamma \mathbf{FX}_t + \delta \mathbf{Z}_t + \mathbf{u}_{mt} \quad (6)$$

kde  $Z_t$  představuje makroekonomické proměnné použité k odstranění společných makroekonomických faktorů, které ovlivňují jak směnný kurz, tak tržní portfolio, a rezidua  $u_{mt}$  v této rovnici (6) představují očištěný vývoj tržního agregátu, tzv. očištěné tržní portfolio. Za makroekonomické proměnné, které slouží k očištění rovnice (6) od společných makroekonomických podmínek, byly použity následující exogenní proměnné – očekávaná inflace, zveřejňovaná Českou národní bankou, PRIBOR a nezaměstnanost v České republice.

Obdobný postup se také aplikoval k očištění směnného kurzu, a to pomocí následující regrese<sup>36</sup>:

$$\mathbf{FX}_t = \delta \mathbf{Z}_t + \mathbf{u}_{mt} \quad (7)$$

---

<sup>34</sup> Obdobně argumentuje právě ve své práci Priestley, Odegaard (2007).

<sup>35</sup> Tento zápis rovnice (6) je pro názornost zkrácen. Ve své podstatě  $\mathbf{FX}_t$  představuje veškeré směnné kurzy, které jsou v této práci použity. Tento zápis je tedy odhadnut pro samotný nominální efektivní kurz koruny, samostatně pro EUR a také zároveň pro EUR a PLN. Ve své podstatě tímto postupem vzniknou odlišné, různě očištěné proměnné představující tržní agregát pro následující regrese v závislosti na volbě proměnných.  $Z_t$  představuje vektor veškerých makroekonomických proměnných použitých pro očištění tržního agregátu, v této práci se tedy jedná o očekávanou inflaci, PRIBOR a nezaměstnanost.

<sup>36</sup> Zápis rovnice (7) je zobecněn na jakýkoliv směnný kurz. Tato práce využívá tento model k nezávislému očištění směnných kurzů separátně, a to v případě nominálního efektivního kurzu koruny a bilaterálních kurzů koruny s polským zlotým a eurem.

kde  $u_{fx}$  představuje rezidua z rovnice (7), která zároveň představují očištěný směnný kurz.

Tato rezidua z odhadů rovnic (6) a (7), představující proměnnou směnného kurzu a tržního agregátu očištěnou o vzájemnou interakci, jsou následně použita pro odhad rovnice (2) a (5), neboť použití těchto proměnných odstraňuje problém multikolinearity z těchto rovnic.

Obdobný postup, tedy očištění proměnné o případnou multikolinearitu mezi nezávislými proměnnými, je použit i v případě indexu DAX, popřípadě i vídeňského indexu ATX, neboť jak argumentují ve své práci Choi, Prasad (1995), je vědecky správnější uvádět výsledky s tímto očištěním i v případě, kdy případná multikolinearita není statisticky významná.

### 3.1.1.2 Odstranění endogenity závislých proměnných

*„Teoreticky v Adler, Dumas (1983) jsou jak tržní portfolio, tak směnné kurzy endogenními proměnnými. V neagregovaném pohledu však lze předpokládat, že kauzalita běží ze směnného kurzu na akciový trh.“<sup>37</sup>*

Výše zmíněná interakce mezi závislými proměnnými není jediným metodologickým úskalím při stanovení ERE na vzorku českých společností. Obě závislé proměnné jsou také „podezřelé“ z případné endogenity, která by měla za následek též vychýlení odhadu ERE.

Již od zveřejnění práce Jorion (1990, 1991) je standardním postupem při odhadování ERE přidání tržního portfolia k simulaci celkových makroekonomických podmínek. Tento ve své podstatě statistický index je z velké části tvořen jako vážený průměr vývoje akcií obchodovaných na burze. Největší váha je nejčastěji přisouzena nejvýznamnějším akciím na trhu, v případě Burzy cenných papírů Praha lze mluvit o velkém významu akcií společnosti ČEZ, popřípadě Komerční banky či Philip Morris na tržní agregát PX50.

Většina odborných prací tento problém neřeší. Je možné, že struktura tvoření indexu ve státech západní Evropy či USA je odlišná a tento problém nepřináší, ale

---

<sup>37</sup> Citace z Priestley, Odegaard (2007), s. 8, překlad provedl autor.

při pouhé regresi vývoje akcií ČEZu jako nezávislé proměnné na tržní portfolio PX50 dostaneme statistický významný vliv ČEZu, a to dokonce na jednocentní hladině významnosti. Koeficient determinace je v tomto případě téměř 0,58. Právě tato skutečnost potvrzuje, že v případě společnosti ČEZ<sup>38</sup> je porušena podmínka endogenity, neboť tržní portfolio není nezávislé na vývoji akcií ČEZu a je nutné tento nedostatek dále řešit.

Tento problém není v odborné literatuře nikterak více analyzován, pouze práce Chue, Cook (2004) použila světový tržní agregát k odhadu ERE pro asijské rozvojové trhy. I když jejich motiv k použití této proměnné byl odlišný, právě pomocí této proměnné odstranili endogenitu dat, neboť právě v případě rozvojových trhů lze předpokládat vyšší význam „tahounů“ ekonomiky na celkový tržní index, stejně jako je tomu v České republice.

Přes odlišný motiv práce Chue, Cook (2004) a odlišný přístup k odhadování ERE, právě tento postup je použit pro odstranění endogenity indexu PX50. Proxy proměnnou, která nahrazuje PX50, je německý tržní index DAX. Spolková republika Německo je totiž jedním z nejvýznamnějších partnerů České republiky, kdy význam německé ekonomiky pro ekonomiku českou je skloňován téměř v každé ekonomické debatě. Za druhé, index DAX je denominován v eurech, přičemž právě vývoj eura je schopen tento index významně ovlivnit. Euro je nejvýznamnější zahraniční měnou české ekonomiky a právě tato měna je použita také jako závislá proměnná modelu ke stanovení ERE. Konečně, význam českých společností na německý tržní index DAX lze považovat za nevýznamný, a proto lze tuto proměnnou označit za exogenní. Není to však jediný index, který byl v této práci použit. Pro kontrolu robustnosti odhadů byl také jako druhá alternativní instrumentální proměnná použit rakouský index ATX.

S trochou nadsázky lze říci, že index DAX představuje ideální proxy proměnnou. Z tohoto důvodu bude použita ke stanovení ERE přímo pomocí metody OLS, ale také jako instrument při použití metody odhadu 2SLS.

Dalším problémem, který může zapříčinit vychýlení odhadu ERE, je potenciální endogenita směnných kurzů. V případě deduktivního pohledu lze stěží předpokládat vliv jedné společnosti na celkový kurz celé ekonomiky, avšak je

---

<sup>38</sup> Tento problém se neobjevuje pouze u společnosti ČEZ, ale u všech společností, které byly označeny za likvidní v kapitole 2.

potřeba si uvědomit, že ČEZ tvoří významnou složku celé české ekonomiky. Na druhou stranu nelze předpokládat, že ČEZ sám o sobě (nebo některá jiná společnost ve vzorku) tvoří složku makroekonomické úrovně. Ostatně i Priestley, Odegaard (2007) předpokládají vztah směřující od směnných kurzů k jednotlivým subjektům, nikoliv naopak. Případná endogenita směnného kurzu byla testována ručním provedením Wu-Hausmanova testu, který analyticky stanovuje, zda proměnná podezřelá z endogenity je skutečně endogenní<sup>39</sup>. Výsledkem tohoto testu je, že směnný kurz lze považovat za exogenní proměnnou.

Z výše uvedeného vyplývá, že případnou endogenitu směnného kurzu a vychýlení odhadu ERE může spíše zapříčinit zpoždění směnného kurzu.

Avšak ani tento nedostatek směnného kurzu se neprojevuje v případě dat pro Českou republiku. Nezávislou proměnnou představuje směnný kurz či nominální efektivní kurz, vyjádřený jako průměrná hodnota v celém sledovaném období. Z tohoto pohledu má akciový trh celý měsíc, kvartál či rok na přecenění akcií v souvislosti se změnou tendence vývoje směnného kurzu. Z měření této proměnné při nejmenší délce časového horizontu jeden měsíc není pravděpodobné, že by trh nedokázal přecenit měnové riziko dostatečně rychle<sup>40</sup>.

Tyto výsledky zkoumání endogenity směnných kurzů jsou shodné s výsledky práce Nazl, Kar, Akel (2014), kde autoři pouze analyzovali kauzalitu vztahu mezi směnnými kurzy a akciemi pro Českou republiku prostřednictvím Grangerova lineárního a nelineárního testu kauzality. Jejich závěrem je, že v případě České republiky je zde významný lineární vztah směrem od směnných kurzů k akciím, zatímco obrácená spojitost proměnných je zamítnuta.

---

<sup>39</sup> Jedná se o dvoustupňový odhad OLS, kde v prvním kroku dochází k regresi směnného kurzu jako závislé (endogenní) proměnné na původní závislou proměnnou, ostatní exogenní proměnné a instrumenty. V tomto případě byly použity jako instrumenty stejné proměnné jako v případě očištění proměnných, tedy očekávaná inflace, PRIBOR a nezaměstnanost. Rezidua této rovnice byly poté použity jako dodatečná nezávislá proměnná v původním modelu. Tato proměnná vycházela nevýznamně v celém vzorku, a proto je možné považovat směnný kurz za exogenní proměnnou.

<sup>40</sup> Pro potvrzení této domněnky byl každý směnný kurz testován pomocí autoregrese zpožděných hodnot a přidáním zpožděných hodnot jako dalších nezávislých proměnných. Ani jeden výsledek tohoto postupu nenaznačuje významný dopad zpožděných hodnot směnných kurzů.

Vzhledem k výše popsaným úskalím empirického stanovení ERE na vzorku českých společností interpretuje kapitola 4 postupně ve své části všechny výše zmíněné postupy, a to pro vyšší názornost a možnost porovnání jednotlivých přístupů. Interpretovány jsou tedy odhady pomocí jednoduchého OLS, odhady za použití očištěných proměnných a nahrazení indexu PX50 německým indexem DAX pomocí metody OLS i odhady prostřednictvím dvoustupňového OLS a instrumentální proměnné.

### 3.2 Měření ERE prostřednictvím ROA

Jak již bylo v úvodu této práce řečeno, alternativním přístupem ke stanovení ERE jednotlivých společností bývá analýza finančních toků. Prostřednictvím této analýzy M. S. Bartram (2008) stanovil nevýznamný efekt směnných kurzů na celkové finanční toky, ale nachází významný druhotný vliv směnných kurzů prostřednictvím operačních finančních toků. Tyto výsledky potvrzují snahu jednotlivých společností minimalizovat dopady změn směnných kurzů na své finanční výsledky.

Odborná literatura se však této problematice věnuje spíše nepřímo, neboť jak finanční toky, tak vývoj cen akcií jednotlivých společností neidentifikují přímo zisk/ztrátu společnosti. V případě tržního přístupu lze spíše mluvit o zvýšené tržní hodnotě společnosti, která se projeví dodatečným ziskem akcionářů z držby akcií. Na druhou stranu, analýza korporátních finančních toků pomocí rovnice (3) postrádá širší makroekonomický rozměr a stanovuje ve své podstatě prostou korelaci finančních toků a směnných kurzů, na základě které nelze přesně stanovit zisk či ztrátu společnosti, ale pouze změnu jejich finančních toků.

Oproti obecnému trendu odborné literatury se tato práce snaží měřit ERE „napřímo“ prostřednictvím dopadu směnných kurzů na ROA, tedy jednoho ze základních ukazatelů ziskovosti společnosti. Pro stanovení dopadu směnných kurzů na ROA jednotlivých společností byly sestaveny dva odlišné modely.

ROA již ze své definice teoreticky podléhá dvojímu dopadu směnných kurzů, které mohou případnou empirickou významnost tohoto jevu potlačit. ROA je totiž definováno jako podíl zisku před zdaněním a celkové hodnoty aktiv společnosti. Oba tyto údaje mohou podléhat vlivu směnných kurzů. Jak aktiva, tak zisky společnosti

totiž mohou být ovlivněny vývojem směnných kurzů, a proto vzájemný podíl těchto finančních ukazatelů může případný dopad směnných kurzů minimalizovat.

Použití ukazatele ROA k detekci ERE v této práci je unikátní, ale také problematické. V odborné literatuře se ROA využívá k ohodnocení strategie společnosti, identifikaci nepřesností v řízení společnosti či predikci sociálních výdajů. Například Eisenberg, Sundgren, Wells (1998) našli významnou korelaci mezi profitabilitou podniku měřenou pomocí ROA a velikostí statutárních orgánů společnosti. Grant (1987) stanovil významný dopad přeshraniční (zaoceánské) povahy obchodu na výsledné hodnoty ROA. Jedním z klíčových problémů ROA je, že podléhá, obdobně jako vývoj hodnoty akcií, hospodářským cyklům a vnějším ekonomickým podmínkám, které je na rozdíl od akcií těžší identifikovat a eliminovat. Grant (1987) použil k odstranění okolních vlivů upravené ROA, kdy hodnota ROA jedné společnosti je očištěna o vývoj průměrného ROA společností působících ve shodném průmyslu. Tento přístup nelze aplikovat v případě této práce, proto budou vnější makroekonomické podmínky zohledněny přidáním dodatečných makroekonomických proměnných.

První model pro stanovení ERE na ROA vychází z rovnice (3), avšak tato rovnice využívaná ke stanovení ERE v případě finančních toků postrádá makroekonomickou proměnnou, která by vystihovala podmínky v ekonomice. Pro prvotní analýzu byl obdobně jako v tržním přístupu použit za komplexní makroekonomickou proměnnou vývoj tržního portfolia, a to pro snazší porovnání výsledků. Výsledný model je tedy velmi podobný modelu, který byl použit v případě tržního přístupu:

$$\Delta ROA_{it} = \alpha + \beta_{i1}FX_{it} + \beta_{i2}R_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

kde  $\Delta ROA_{it}$  představuje vývoj ROA společnosti  $i$ , tj. změny ROA vyjádřené v procentech.  $FX_{it}$ ,  $R_{Mt}$  představují, stejně jako v předchozím modelu, procentuální změnu směnného kurzu, respektive tržního agregátu. Z důvodu použití shodných nezávislých proměnných jako v případě tržního přístupu je  $i$  v tomto případě odstraněna multikolinearita mezi nezávislými proměnnými prostřednictvím aplikování shodného postupu, tedy prostřednictvím odhadů rovnice (6) a (7) a použitím reziduí těchto odhadů jako nezávislé proměnné. Endogenita tržního

agregátu je opět odstraněna prostřednictvím instrumentální proměnné, tedy německého tržního agregátu DAX za pomoci metody 2SLS odhadů.<sup>41</sup>

Specifikace rovnice (8) vychází z možnosti lepší porovnatelnosti výsledných odhadů s předchozími modely. ROA je významný finanční ukazatel, ale v obecné rovině nelze příliš předpokládat, že ROA je významně ovlivněno vývojem tržního agregátu. V tomto případě lze spíše uvažovat obrácenou kauzalitu, kdy ROA coby jeden z investorských signálů ovlivní výslednou cenu akcií společnosti a ta se poté prostřednictvím složení jednotlivých indexů promítne do celkového tržního agregátu. Z tohoto důvodu byl sestrojen druhý alternativní model, kde vedlejší makroekonomické podmínky ekonomiky nejsou stanoveny prostřednictvím jedné proměnné, ale prostřednictvím matice makroekonomických ukazatelů následovně:

$$\mathbf{ROA}_{it} = \alpha + \beta_{i1}\mathbf{FX}_{it} + \beta_{i2}\mathbf{Z}_t + \mathbf{ROA}_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

kde  $\mathbf{ROA}_{it}$  představuje hodnotu tohoto ukazatele společnosti  $i$  v čase  $t$ ,  $\mathbf{ROA}_{i(t-1)}$  představuje hodnotu tohoto ukazatele společnosti  $i$  v předchozím období<sup>42</sup>,  $\mathbf{FX}_{it}$  představuje změnu směnného kurzu a  $\mathbf{Z}_t$  představuje změnu sledovaných makroekonomických ukazatelů. Matice  $\mathbf{Z}_t$  je složena z inflačního očekávání stanoveného ČNB s jednoročním výhledem, vývoje PRIBORu a míry nezaměstnanosti v České republice. Použití těchto makroekonomických proměnných odstraňuje případné vedlejší makroekonomické dopady na ROA jednotlivých společností a umožňuje konzistentní odhady vlivu směnných kurzů na ROA sledovaných společností.

---

<sup>41</sup> Pro kontrolu robustnosti odhadu pomocí 2SLS byly tyto odhady provedeny také prostřednictvím zobecněné metody momentů. Výsledky nevykazují žádný významný rozdíl.

<sup>42</sup> Tato interpretace je podobná interpretaci v Rovnici (8), kdy rozdíl z levé strany rovnice je rozložen a částečně přesunut na pravou stranu. Na rozdíl od Rovnice (8) však není tento rozdíl vyjádřen v procentech.

## 4 Empirické výsledky

Tato práce stanovuje ERE komplexně pro sledované české společnosti, a to za použití dvou základních odlišných modelů a přístupů. V kapitole empirických výsledků jsou představeny výsledné odhady ERE pro české společnosti nejprve v případě tržního přístupu, poté v případě závislosti ROA na fluktuaci směnných kurzů. Veškeré výsledné odhady jsou k nalezení v příloze, vždy dle specifikace modelu, použité metodologie a použitých dat<sup>43</sup>.

Pro kontrolu takto nastaveného modelu, tedy německého tržního agregátu jako jediné instrumentální proměnné, byly také provedeny odhady metodou 2SLS, kde index PX50 byl instrumentován nejen prostřednictvím vývoje indexu DAX, ale také prostřednictvím vývoje indexu ATX představujícího rakouský tržní agregát. Výsledné odhady prostřednictvím jedné a dvou instrumentálních proměnných se od sebe nijak významně neliší. Hodnoty sloupcových koeficientů jsou téměř totožné. Pokud se liší, tak nejdříve na čtvrtém desetinném místě, přičemž významnost jednotlivých koeficientů je shodná. Model, který využívá dvě instrumentální proměnné, však dosahuje nižších hodnot F-statistiky první úrovně. Z tohoto důvodu se v této práci interpretují výsledky pouze prostřednictvím jedné instrumentální proměnné.

### 4.1 ERE stanovený pomocí tržního přístupu

Veškeré výsledky interpretované v této části práce jsou stanoveny na základě měsíčních dat; porovnání dopadu délky časového horizontu na významnost odhadů je provedeno odděleně v podkapitole 4.1.5.

Jak již bylo naznačeno výše v kapitole 3 této práce, přímé užití odhadu OLS na sledovaná data nepřináší nestranné výsledky, neboť dochází k vychýlení odhadu z důvodu multikolinearity nezávislých proměnných a endogenity indexu PX50 pro

---

<sup>43</sup> V případě výskytu autokorelace či heteroskedasticity v odhadech při použití OLS či 2SLS došlo ke korekci odhadů prostřednictvím HAC matice, a to dle Newey-West procedury, kterou zveřejnili ve své práci z roku 1987.



některé akcie. Na druhou stranu je tento přístup schopný identifikovat kvalitu proxy proměnné (indexu DAX) použité v této práci v porovnání s původní endogenní proměnnou PX50.

Ke stanovení ERE byly primárně použity rovnice (2) a (5) popsané výše. Index PX50 je statisticky významným pro 60 % celkového vzorku, přičemž v těchto 60 % je zahrnuto 100 % likvidních společností. Naproti tomu index DAX jako proměnná představující vývoj tržního portfolia<sup>44</sup> je signifikantní pro 40 % vzorku na pětiprocentní hladině významnosti a pro 50 % na desetiprocentní hladině významnosti, přičemž v těchto 50 % je zahrnuto 80 % likvidních společností.

Z těchto údajů lze vyvozovat, že prosté nahrazení indexu PX50 za index DAX je dostačující k vyřešení endogenity PX50. K takovému závěru je ale potřeba ještě detailněji analyzovat koeficient determinace jednotlivých odhadů. Zatímco index PX50 poskytuje poměrně vysoký koeficient determinace v případě akcií ČEZu a Komerční banky (téměř 0,58), nejvyšším koeficientem determinace v případě indexu DAX je 0,27 u Komerční banky. Z těchto údajů je patrné, že použitím proxy proměnné dochází ke snížení celkové vypovídací hodnoty modelu. Na druhou stranu lze toto snížení koeficientu determinace chápat jako odstranění endogenity a multikolinearity mezi proměnnými, což má za následek snížení vypovídací schopnosti modelu na sledovaná data. Právě společnosti jako ČEZ či Komerční banka totiž svým vývojem výrazně ovlivňují tržní index PX50.

#### 4.1.1 ERE při použití OLS na sledovaná data

Odhady rovnice (2) v případě použití obyčejného OLS naznačují vyšší význam ERE při použití indexu DAX. V tomto případě ERE vychází statisticky významně pro ČEZ, KB, O2 a na desetiprocentní hladině významnosti také pro Jáchymov Property Management<sup>45</sup>, které tedy představují 40 % sledovaných společností, z toho 60 % společností označených za likvidní. Při použití indexu PX50

---

<sup>44</sup> V tomto případě myšleno prosté nahrazení v rovnici (2), respektive rovnici (5), jedné proměnné za druhou. Žádná společná interakce mezi proměnnými nebyla měřena, tento postup je rozebírán až později při použití přístupu 2SLS k odhadnutí ERE.

<sup>45</sup> Tyto výsledky jsou obdobné při použití nominálního efektivního kurzu koruny.

---

je ERE vystaveno 30 % sledovaných společností, konkrétně Jáchymov Property Management, Philip Morris a na desetiprocentní hladině významnosti také KB. Tyto odhady ERE ovšem podléhají vychýlení, jak je vysvětleno výše. Kompletní přehled výsledných odhadů ERE za použití OLS na neočištěná data je uveden v příloze jako příloha č. 1.

Aplikace prostého OLS byla také provedena v případě rozšířené rovnice (2), a to za použití obou bilaterálních kurzů zároveň. V tomto případě dochází u všech sledovaných společností k slabému zvýšení koeficientu determinace oproti odhadům za použití samotného EUR, což naznačuje dodatečný dopad ERE prostřednictvím PLN. Při aplikaci tohoto postupu přináší opět vyšší statistický význam odhady ERE za použití indexu DAX, kdy pro 20 % vzorku byl identifikovaný významný dopad obou směnných kurzů a pro 30 % vzorku byl stanoven jako statisticky významný EUR. Jedinou změnou oproti předchozímu odhadu nerozšířené rovnice (2) je ztráta významnosti EUR pro Jáchymov Property Management, a to na desetiprocentní hladině za použití obou bilaterálních směnných kurzů.

V případě použití indexu PX50 obdobným postupem, tj. odhadem rovnice (2) a rovnice (2) rozšířené o PLN dochází ke shodnému závěru, a to že pro výnos akcií společnosti Jáchymov Property Management není směnný kurz eura dále významný.

Posledním sledovaným záměrem je analýza potenciální nelinearity ERE, respektive snaha identifikovat odlišný dopad oslabení a posílení koruny na výnos jednotlivých akcií prostřednictvím odhadů rovnice (5). Zde dochází k významnému rozdílu při použití obou tržních agregátů, neboť použití indexu PX50 nepřináší jakoukoliv evidenci ERE, zatímco použití indexu DAX přináší významný rozklad efektu v případě ČEZu, statistický významný dopad pro O2 v případě posílení koruny a na desetiprocentní hladině významnosti také statisticky významný dopad na výnos akcií KB v případě oslabení koruny.

Jak je vidět již z prvních odhadů pomocí OLS, výsledky se liší při použití obou tržních agregátů. Proto v následujícím kroku byly provedeny odhady pomocí očištěných proměnných, které rozdíly v odhadech mezi jednotlivými proměnnými výrazně snížily.

## 4.1.2 Porovnání odhadů ERE při použití očištěných proměnných a instrumentální proměnné

Použití očištěných proměnných snížilo rozdílnost výsledků za použití obou tržních agregátů. Použití takto očištěných proměnných také přináší vyšší konzistenci odhadů, a to v porovnání s odhady zveřejněnými výše.

Zatímco použití „hrubých“ dat přinášelo rozdílné výsledky, očištěné směnné kurzy a tržní agregáty přinášejí srovnatelné výsledky. Například u ČEZu za použití neočištěného indexu PX50 nebyl stanoven významný ERE na jakoukoliv měnu, ale při použití neočištěného indexu DAX byl významný ERE při použití neočištěného nominálního efektivního kurzu koruny, EUR i PLN. Obdobně rozporuplné výsledky nabízela společnost Philip Morris, kdy za použití neočištěného indexu PX50 byla společnost vystavena ERE, a to při použití všech testovaných měn<sup>46</sup>. Naproti tomu, při použití neočištěného indexu DAX společnost Philip Morris nepodléhala významnému ERE oproti žádné sledované měně. Právě tato rozdílnost výsledků byla odstraněna použitím očištěných proměnných, a to prostřednictvím odstranění multikolinearity nezávislých proměnných.

Jedinou rozdílnost ve výsledcích, porovnáváme-li použití obou očištěných tržních agregátů jako nezávislých proměnných, představuje odlišný koeficient determinace. V případě použití indexu PX50 je koeficient determinace výrazně vyšší<sup>47</sup> oproti výsledkům při použití indexu DAX. Tento rozdíl ovšem platí pouze v případě likvidních společností, neboť v případě nelikvidních společností je koeficient determinace velmi nízký pro oba agregáty. Dále v případě společnosti Philip Morris není, na rozdíl od indexu PX50, index DAX významnou proměnnou. V případě společnosti TOMA je index DAX významný pouze na desetiprocentní hladině významnosti, zatímco index PX50 je významný na pětiprocentní hladině.

V případě porovnávání výsledných odhadů ERE a jeho významnosti pro jednotlivé společnosti však využití očištěných proměnných již nepřináší jakýkoliv

---

<sup>46</sup> Testované měny jsou pro celý vzorek shodné, jedná se o nominální efektivní kurz koruny, bilaterální kurz koruny a eura a bilaterální kurz koruny a polského zlotého.

<sup>47</sup> Nejvyšší koeficient determinace vykazují ČEZ a KB, kde koeficient dosahuje v případě ČEZ hodnoty 0,55 a v případě KB hodnoty 0,56. Při použití indexu DAX dosahuje koeficient determinace u společnosti ČEZ hodnoty 0,17 a u společnosti KB hodnoty 0,24.

rozdíl. Použití očištěných proměnných, včetně separátního použití očištěných tržních agregátů, identifikovalo významný vliv směnného kurzu pro ČEZ, KB, O2 a UNIPETROL. Tyto společnosti představují 40 % celkového vzorku českých společností, z toho 80 % likvidních společností. Pro nelikvidní společnosti nebyl detekován významný vliv směnných kurzů na hodnotu společností. Tabulka s výsledky je uvedena v příloze.

Tato konzistence výsledků při použití očištěných proměnných dokazuje v první řadě opodstatnění použití indexu DAX jako proxy proměnné pro endogenní index PX50. Zadruhé tyto výsledky prokazují, že k vychýlení odhadů ERE dochází primárně prostřednictvím multikolinearity nezávislých proměnných.

Pro potvrzení těchto výsledků byly také provedeny odhady pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců, kde očištěný index PX50 byl považován za endogenní proměnnou, která byla odhadována pomocí instrumentální proměnné, tj. očištěného indexu DAX.

Výsledné odhady 2SLS modelu potvrzují výše zmíněné výsledky, kdy významnému ERE vůči všem sledovaným kurzům (indexu) jsou vystaveny společnosti ČEZ, KB, O2 a UNIPETROL. V případě ostatních společností nedošlo ke stanovení významného ERE za použití takto nastaveného modelu. Tyto odhady pro všechny společnosti (kromě společnosti Philip Morris) splňují podmínky Hausmanova testu a jsou konzistentní. Ve všech případech byla splněna podmínka testu slabých instrumentálních proměnných, kdy F-statistika první úrovně je vyšší než 10, a to pro všechny společnosti. Kompletní přehled výsledků je uveden v příloze jako příloha č. 3.

### 4.1.3 Vývoj směnných kurzů představující klíčovou proměnnou českých společností

Za použití rozdílných metod a přístupů byl stanoven statisticky významný vliv směnných kurzů na zisky jednotlivých společností, a to v případě 40 % vzorku českých společností, přičemž v těchto 40 % je zahrnuto též 80 % likvidních společností vzorku. Přesněji řečeno, zisky jednotlivých společností byly ovlivněny změnou směnných kurzů v případě ČEZu, KB, O2 a UNIPETROLu. Pro tyto společnosti byl stanoven jak významný vliv nominálního kurzu koruny, tak EUR a

PLN. Dále na desetiprocentní hladině významnosti je společnost Jáchymov Property Management ovlivněna vývojem PLN.

Následující interpretované výsledky ERE jednotlivých společností vychází z použití metody 2SLS a modelu využívajícího očištěný index DAX jako instrumentální proměnnou. Použití dalších tržních indexů, jako je například vídeňský index ATX, nijak tyto výsledky nevychýlilo. Tyto výsledky, kromě společnosti Jáchymov Property Management, nejsou odlišné od separátních odhadů ERE prostřednictvím obou očištěných tržních indexů představujících vývoj tržního portfolia.

### **ČEZ, a. s.**

Společnost ČEZ, a. s. představuje největší českou společnost na Burze cenných papírů Praha. Z tohoto důvodu tvoří významnou část indexu PX50, který může způsobit vychýlení odhadů vlivu směnných kurzů na společnost. Jak nicméně dokazuje Hausmanův test, odhady 2SLS jsou konzistentní za použití očištěných proměnných spolu s instrumentální proměnnou. Všechny výsledné odhady společnosti ČEZ jsou dosaženy za pomoci robustní HAC matice, a to z důvodu autokorelace náhodných složek.

Výsledky naznačují výraznou citlivost akcií ČEZu, respektive jejich výnosu na vývoj směnných kurzů. Společnost je pozitivně ovlivněna nominálním efektivním kurzem koruny a PLN. Oba tyto koeficienty jsou signifikantní i na jednocentní hladině významnosti, což naznačuje silný význam těchto faktorů. Naproti tomu je společnost ČEZ negativně ovlivněna vývojem eura, a to i na jednocentní hladině významnosti. Následující tabulka č. 1 referuje separátní odhady vlivu jednotlivých měn/indexu na ČEZ.

Tabulka č. 1 – ERE pro ČEZ

| <b>ČEZ, a. s.</b> |                                 |                 |                     |
|-------------------|---------------------------------|-----------------|---------------------|
|                   | <b>Nominální efektivní kurz</b> | <b>Euro</b>     | <b>Polský zlotý</b> |
| <b>Koeficient</b> | <b>1,03208</b>                  | <b>-1,28352</b> | <b>1,06521</b>      |
| <b>P-hodnota</b>  | <b>0,00005</b>                  | <b>0,00001</b>  | <b>0,00031</b>      |
| <b>R2</b>         | <b>0,54</b>                     | <b>0,54</b>     | <b>0,46</b>         |

Z odhadů uvedených v tabulce č. 1 vyplývá, že v případě posílení koruny proti euru či posílení nominálního efektivního kurzu koruny dochází k růstu výnosů společnosti ČEZ, zatímco v případě posílení koruny oproti PLN dochází k poklesu zisku společnosti<sup>48</sup>.

Posílení efektivního kurzu koruny o jedno procento přinese přibližně jednoprocenní nárůst hodnoty akcií ČEZu, a to prostřednictvím vyšších výnosů. Měřeno optikou investora, který vlastní akcie ČEZu, lze očekávat přibližně jednoprocenní výnos z držby těchto akcií.

Odhady z tabulky č. 1 ovšem není možné kombinovat, neboť jednak nominální efektivní kurz v sobě nese změny všech významných měn, jednak tyto odhady byly provedeny separátně. Separátně byl také testován nelineární rozklad dopadu směnných kurzů na jednotlivé měny prostřednictvím rovnice (5), kdy rozklad všech měn vyšel jako signifikantní pro ČEZ. Pouze v případě kladné změny nominálního efektivního kurzu koruny a kladné změny kurzu PLN (oslabení koruny) byl tento vztah významný až na desetiprocentní hladině významnosti. Pro komplexnější hodnocení dopadu směnných kurzů demonstruje následující tabulka č. 2 odhady získané pomocí využití obou směnných kurzů zároveň.

Tabulka č. 2 – ERE pro ČEZ za použití EUR i PLN zároveň

| ČEZ a.s.   |          |              |                |                |      |
|------------|----------|--------------|----------------|----------------|------|
| (2)        | Euro     | Polský zlotý | R2             |                |      |
| Koeficient | -1,53913 | 1,23302      | 0,53           |                |      |
| P-hodnota  | 0,00001  | 0,00001      |                |                |      |
| (5)        | Euro +   | Euro -       | Polský zlotý + | Polský zlotý - | R2   |
| Koeficient | -1,84914 | -1,23625     | 1,39287        | 1,10676        | 0,53 |
| P-hodnota  | 0,00077  | 0,00827      | 1,10676        | 0,01061        |      |

Tabulka č. 2 deklaruje vyšší citlivost ČEZu na oslabení koruny oproti referenčním měnám, než je tomu v případě posílení koruny a dále potvrzuje vyšší význam eura pro tuto společnost. Pokud by koruna ceteris paribus oslabila o jedno

<sup>48</sup> Tento fakt je způsoben rozdílnou definicí proměnných. Zatímco v případě růstu nominálního efektivního kurzu koruny dochází k posílení koruny, v případě růstu bilaterálních směnných kurzů dochází k oslabení koruny, neboť použité bilaterální kurzy jsou definovány ve tvaru domácí měny k zahraniční měně.

procento proti těmto měnám, akcie ČEZu, respektive jejich výnos, by klesl přibližně o 0,4 procenta. Jednoprocentní posílení koruny proti referenčním měnám pak přinese dodatečný zisk rovnající se přibližně 0,1 procenta.

Přes statisticky významný vliv všech sledovaných měn/indexů je výsledný efekt směnných kurzů na zisk relativně malý. Tento efekt je způsoben protichůdnou reakcí ČEZu na změny kurzu eura a polského zlotého. Pokud bychom tento efekt měřili pouze pomocí nominálního efektivního kurzu, oslabení koruny o jedno procento by přineslo pokles akcií ČEZu přibližně o 1,36 %, naopak posílení koruny by přineslo nárůst akcií ČEZu přibližně o 0,67 %<sup>49</sup>.

### **Komerční banka, a.s.**

Výsledky Komerční banky jsou podobné odhadům ČEZu<sup>50</sup>, neboť společnost je pozitivně ovlivněna vývojem nominálního efektivního kurzu koruny a PLN, naopak je negativně ovlivněna EUR. Následující tabulka č. 3 přináší separátní odhady ERE prostřednictvím sledovaných měn.

Tabulka č. 3 – ERE pro Komerční banku

| <b>Komerční banka, a.s.</b> |                                 |                 |                     |
|-----------------------------|---------------------------------|-----------------|---------------------|
|                             | <b>Nominální efektivní kurz</b> | <b>Euro</b>     | <b>Polský zlotý</b> |
| <b>koeficient</b>           | <b>1,47192</b>                  | <b>-1,74065</b> | <b>1,16037</b>      |
| <b>p-hodnota</b>            | <b>0,00001</b>                  | <b>0,00001</b>  | <b>0,00001</b>      |
| <b>R2</b>                   | <b>0,56</b>                     | <b>0,56</b>     | <b>0,45</b>         |

Rozklady jednotlivých ERE separátně přinesly nevýznamný vztah v případě oslabení koruny proti PLN (růstu kurzu měny). Tento rozklad ERE se stává signifikantní v případě, kdy použijeme obě měny zároveň, jak dokládá následující tabulka č. 4.

<sup>49</sup> Tyto výsledky separátního rozkladu ERE za použití nominálního efektivního kurzu koruny jsou uvedeny v příloze jako příloha č. 12.

<sup>50</sup> Odhady vykazují výskyt heteroskedasticity, která byla odstraněna pomocí robustní HAC matice.

Tabulka č. 4 - ERE pro KB za použití EUR i PLN zároveň

| Komerční banka, a.s. |          |              |                |                |      |
|----------------------|----------|--------------|----------------|----------------|------|
| (2)                  | Euro     | Polský zlotý | R2             |                |      |
| Koeficient           | -2,02713 | 1,38138      | 0,56           |                |      |
| P-hodnota            | 0,00001  | 0,00001      |                |                |      |
| (5)                  | Euro +   | Euro -       | Polský zlotý + | Polský zlotý - | R2   |
| Koeficient           | -1,75387 | -2,28775     | 1,19885        | 1,52462        | 0,56 |
| P-hodnota            | 0,00666  | 0,00041      | 0,03327        | 0,00096        |      |

Tabulka č. 4, obdobně jako rozklad ERE měřený pomocí nominálního efektivního kurzu koruny, jehož výsledky jsou uvedené v příloze, potvrzuje vyšší význam posilování měny pro KB, neboť v případě poklesu hodnoty směnného kurzu (tedy posílení koruny) o jedno procento oproti EUR a PLN dojde k nárůstu hodnoty akcie přibližně o 0,7 %. Jednoprocentní posílení koruny oproti všem měnám měřené pomocí nominálního efektivního kurzu přinese dodatečný růst akcií KB o 1,47 % (dle tabulky č. 3), či nárůst o velikosti 1,92 % prostřednictvím nelineárního rozkladu.

Z výsledků představených výše je patrný pozitivní vliv směnných kurzů prostřednictvím posílení měny, a to ve smyslu posílení nominálního efektivního kurzu či eura, který je redukován vlivem posílení PLN. Ceteris paribus jednoprocentní oslabení koruny proti PLN a současné posílení koruny proti EUR vyvolá výrazné zvýšení hodnoty akcií KB, přibližně o 3,7 %.

## O2 Czech Republic a.s.

Další českou společností, pro kterou vychází ERE statisticky významně, je O2. Tato společnost, obdobně jako výše uvedené KB a ČEZ, je pozitivně ovlivněna vývojem nominálního efektivního kurzu koruny a PLN. Dopad vývoje eura na hodnotu O2 je negativní. Tato negativní korelace představuje dodatečný nárůst hodnoty akcií O2 v případě posilování koruny proti euru, obdobně jako tento efekt přináší posilování nominálního efektivního kurzu koruny. Posílení koruny proti PLN se projeví poklesem hodnoty společnosti. Separátní odhady ERE prostřednictvím sledovaných měn jsou uvedeny v následující tabulce č. 5.



Tabulka č. 5 - ERE pro O2 Czech Republic

| O2 Czech Republic a.s. |                          |                 |                |
|------------------------|--------------------------|-----------------|----------------|
|                        | Nominální efektivní kurz | Euro            | Polský zlotý   |
| <b>Koeficient</b>      | <b>0,42977</b>           | <b>-0,62005</b> | <b>0,68174</b> |
| <b>p-hodnota</b>       | <b>0,00574</b>           | <b>0,01828</b>  | <b>0,00803</b> |
| <b>R2</b>              | <b>0,25</b>              | <b>0,25</b>     | <b>0,23</b>    |

Z výsledků uvedených v tabulce č. 5 vyplývá, ceteris paribus, že posílení koruny o jedno procento proti euru zvýší hodnotu O2 přibližně o 0,62 %. Následující tabulka č. 6 uvádí výsledky při současném použití EUR a PLN ke stanovení ERE. Rozklad ERE na nelineární část naznačuje, že společnost O2 je primárně ovlivněna eurem prostřednictvím posilování koruny, naproti tomu společnost O2 je ovlivněna PLN prostřednictvím oslabení koruny. Rozložení efektu nominálního efektivního kurzu v případě O2 vychází obdobně jako v případě eura, tedy O2 je primárně ovlivněno růstem této proměnné, která představuje posílení české měny.

Tabulka č. 6 - ERE pro O2 za použití EUR i PLN zároveň

| O2 Czech Republic a.s. |                 |                 |                |                |             |
|------------------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|-------------|
| (2)                    | Euro            | Polský zlotý    | R2             |                |             |
| <b>Koeficient</b>      | <b>-0,77902</b> | <b>0,766679</b> | <b>0,25</b>    |                |             |
| <b>P-hodnota</b>       | <b>0,00528</b>  | <b>0,00553</b>  |                |                |             |
| (5)                    | Euro +          | Euro -          | Polský zlotý + | Polský zlotý - | R2          |
| <b>Koeficient</b>      | <b>-0,2912</b>  | <b>-1,41372</b> | <b>1,54957</b> | <b>0,17155</b> | <b>0,27</b> |
| <b>P-hodnota</b>       | <b>0,69465</b>  | <b>0,03212</b>  | <b>0,00755</b> | <b>0,3278</b>  |             |

V případě jednocentního posílení koruny proti EUR a oslabení proti PLN (bez uvažování promítnutí této změny v nominálním efektivním kurzu koruny) lze očekávat nárůst hodnoty O2 přibližně o 3 %. Naproti tomu v přesně opačném scénáři nám odhady z tabulky č. 6 příliš nepomohou; naznačují nicméně, že využití odhadů uvedených v tabulce č. 5 by v tomto případě mohlo zkreslit naše očekávání, neboť z uvedených výsledků v tabulce č. 6 vyplývá nevýznamný vliv eura v případě oslabení koruny proti této měně a nevýznamný vliv PLN v případě posílení koruny proti této měně.

**UNIPETROL, a.s.**

Ze všech sledovaných českých společností, u kterých byl stanoven významný ERE alespoň jedné sledované měny, vychází závislost UNIPETROLu na směnných kurzech nejslaběji. Tato společnost není statisticky významně ovlivněna vývojem nominálního efektivního kurzu nebo eurem, zato je významně ovlivněna polským zlotým, jak dokazuje následující tabulka č. 7.

Tabulka č. 7 - ERE pro UNIPETROL

| UNIPETROL, a.s. |                          |           |              |
|-----------------|--------------------------|-----------|--------------|
|                 | Nominální efektivní kurz | Euro      | Polský zlotý |
| koeficient      | 0,82916                  | -0,834599 | 0,88364      |
| p-hodnota       | 0,10901                  | 0,11347   | 0,02289      |
| R2              | 0,21                     | 0,21      | 0,19         |

Přestože separátní odhady neprokazují významnost eura pro hodnotu UNIPETROLu, při použití PLN i EUR zároveň je euro statisticky významné pro vývoj společnosti na desetiprocentní hladině významnosti. Jak deklaruje následující tabulka č. 8, rozlišení zhodnocení a znehodnocení koruny v případě UNIPETROLu není významné, a to ani pro nominální efektivní kurz koruny.

Tabulka č. 8 - ERE pro UNIPETROL za použití EUR i PLN zároveň

| UNIPETROL, a.s. |          |              |                |                |      |
|-----------------|----------|--------------|----------------|----------------|------|
| (2)             | Euro     | Polský zlotý | R2             |                |      |
| Koeficient      | -1,04227 | 0,99728      | 0,21           |                |      |
| P-hodnota       | 0,05196  | 0,01041      |                |                |      |
| (5)             | Euro +   | Euro -       | Polský zlotý + | Polský zlotý - | R2   |
| Koeficient      | -1,63411 | -0,41148     | 0,958582       | 1,02012        | 0,21 |
| P-hodnota       | 0,11684  | 0,69345      | 0,29101        | 0,17059        |      |

UNIPETROL, obdobně jako ostatní společnosti, u kterých byl detekován ERE, je přímo ovlivněn eurem a nepřímo ovlivněn polským zlotým. Oslabení koruny proti euru a posílení proti polskému zlotému o jedno procento přinese pokles hodnoty společnosti přibližně o 2 %.

Přidání PLN do rovnice (2) přineslo zvýšení významnosti eura pro UNIPETROL. K tomuto efektu došlo primárně z důvodu, že obě tyto měny ovlivňují

jednotlivé společnosti protichůdně a vzájemná interakce těchto proměnných způsobí vyšší významnost jedné či druhé měny. Využití obou měn zároveň způsobilo snížení směrodatné chyby, která se promítla do snížení p-hodnoty, a to přibližně o polovinu, porovnávaje výsledky z tabulek č. 7 a č. 8.

Pro společnost Jáchymov Property Management je významný pouze PLN, a to pouze na desetiprocentní hladině. Očištěný koeficient determinace je v případě této společnosti při použití metody 2SLS negativní. Separátní testy prostřednictvím jednotlivých tržních indexů pak nejsou signifikantní. Proto již nadále není tento vztah zkoumán prostřednictvím rozkladu, neboť tento vztah není v případě společnosti Jáchymov Property Management robustní.

Výsledky výše uvedených společností naznačují obdobný dopad vývoje eura a efektivního nominálního kurzu koruny na společnosti, zatímco dopad polského zlatého je přesně opačný. Tento trend převládá u většiny sledovaných společností, ale v případě ostatních společností se nejedná o statisticky významný vztah, neboť pro všechny ostatní společnosti ve sledovaném vzorku nedošlo k empirické identifikaci významného ERE. Přesněji řečeno, veškeré společnosti označené jako nelikvidní společně se společností Philip Morris nepodléhají významnému vlivu sledovaných směnných kurzů na měsíční bázi.

Nejpřekvapivějším závěrem těchto výsledků je pozitivní korelace akcií většiny sledovaných společností spolu s nominálním efektivním kurzem koruny, respektive EUR, která znamená nárůst (pokles) cen akcií v případě posílení (oslabení). Z tohoto důvodu byl dopad změn směnných kurzů na sledované společnosti dále testován prostřednictvím alternativního modelu využívajícího ROA sledovaných společností, přičemž cílem bylo tyto překvapivé výsledky potvrdit.

Vzhledem k silné korelaci dalších měn s nominálním efektivním kurzem (jak je uvedeno v kapitole 2) lze předpokládat, že podobné výsledky jako v případě EUR by byly dosaženy i za použití amerického dolaru, britské libry a maďarského forintu.

#### 4.1.4 Významnost asymetrického dopadu směnných kurzů na společnosti

Všechny sledované společnosti, u kterých byl identifikován ERE, byly testovány, zda je pro tyto společnosti významný rozklad vývoje směnného kurzu

(posílení či oslabení), který by potvrzoval asymetrický dopad směnných kurzů. Testována byla statisticky významná rozdílnost mezi jednotlivými koeficienty rozkladu příslušné měny. K provedení tohoto testu byla použita prostá lineární restrikce z rovnice (5) v následujícím tvaru:

$$\mathbf{I}_+ \boldsymbol{\beta}_{i1} - \mathbf{I}_- \boldsymbol{\beta}_{i2} = \mathbf{0}$$

I přes vyšší citlivost odhadů na posílení EUR či nominálního efektivního kurzu vyplývající z výše zveřejněných odhadů vyšel test statistické významnosti tohoto rozdílu pro všechny sledované společnosti jako nevýznamný. Proto české společnosti nejsou významně ovlivněny asymetrickým dopadem jednotlivých směnných kurzů.

Z tohoto důvodu se nabízí otázka, zda za správnější výsledky lze považovat odhady bez lineárního rozkladu nebo s ním. Vzhledem k obecnému trendu, kdy EUR a PLN ovlivňují společnosti protichůdně, není významný rozdíl, zda použijeme výsledky rovnice (2) nebo (5), neboť v případě započtení vzájemné interakce dostáváme obdobné výsledky jako při ne/použití lineárního rozkladu.

#### 4.1.5 Dopad intervence ČNB

Jedním z motivů tvorby této práce bylo cílené oslabení koruny Českou národní bankou z listopadu 2013, kdy se ČNB zavázala udržovat kurz EUR poblíž 27 Kč. Základní otázkou je, zda toto rozhodnutí výrazně ovlivnilo ERE jednotlivých společností. K testování hypotéz ohledně intervence ČNB byly použity oba bilaterální směnné kurzy zároveň.

K posouzení dopadu tohoto rozhodnutí byla sestrojena dummy proměnná, která nabývá hodnoty jedna pro všechna pozorování od listopadu 2013 (včetně); jinak se její hodnota rovná nule. Tato dummy proměnná byla pro všechny sledované společnosti odhadnuta prostřednictvím aplikace metody 2SLS na měsíční data. Ani v jednom případě koeficient této proměnné nebyl statisticky významný. Tato skutečnost naznačuje, že nedošlo ke změně dopadu ERE na jednotlivé společnosti z důvodu změny politiky ČNB.

Významným aspektem změny politiky ČNB je také její očekávatelnost. K otestování hypotézy, zda finanční trh tuto změnu očekával, či nikoli, byla použita dummy proměnná, která pouze v listopadu 2013 nabývá hodnotu jedna (tedy

v měsíci, kdy došlo ke změně politiky ČNB), ve zbylém sledovaném horizontu se její hodnota rovná nule. Obdobně jako v předchozím případě byl odhad proveden metodou 2SLS za použití instrumentální proměnné a očištěných závislých proměnných. Výsledky těchto odhadů nejsou příliš určité, neboť v případě Komerční banky, O2 a Pražských služeb je koeficient dummy proměnné statisticky významný, oproti tomu pro zbylé společnosti ve vzorku je tento koeficient nevýznamný.

#### 4.1.6 Pokles ERE prostřednictvím dopadu agregace dat

Jedním z testovaných předpokladů této práce je, že prodlužující se časový horizont zvyšuje významnost ERE pro jednotlivé společnosti. Tento předpoklad je položen na základě předchozí odborné literatury věnující se této problematice. Tato hypotéza lze navíc ospravedlnit i prostou ekonomickou logikou, neboť v případě prodlužujícího se časového horizontu klesá míra „šumu“ obsažená v datech a roste vypovídací schopnost modelu zachytit ERE. K potvrzení tohoto jevu na českých datech byla použita rovnice (2) oproti všem sledovaným měnám, přičemž bylo použito dat očištěných o vzájemnou multikolinearitu. Jako makroekonomické proměnné použité k očištění dat byly obdobně jako na měsíčních datech použity očekávaná inflace, nezaměstnanost a PRIBOR. Jedinou odlišností je, že použití délky stanovení PRIBORu odpovídá frekvenci dat, respektive pro měsíční data byl použit měsíční PRIBOR, pro kvartální data byl již použit kvartální PRIBOR.

Vzhledem k nižšímu počtu pozorování, tj. 55 pro kvartální data a 12 pro roční data, byla ke stanovení ERE použita také metoda GMM. Při použití jedné instrumentální proměnné jsou odhady pomocí 2SLS a GMM shodné, ale v případě menšího vzorku pozorování je GMM efektivnější. Proto byla ke stanovení ERE na kvartálních a ročních datech použita i zobecněná metoda momentů.

Výsledky těchto odhadů jsou překvapující, když na rozdíl od zvýšeného počtu společností vystavenému statisticky významnému ERE prostřednictvím sledovaných měn došlo k přesně opačnému zjištění za použití obou metod odhadů. Pouze ČEZ a UNIPETROL jsou vystaveny významnému ERE vůči všem sledovaným měnám. Komerční banka je vystavena významnému ERE prostřednictvím EUR a PLN, nikoliv však prostřednictvím nominálního efektivního kurzu. Naproti tomu pro O2

---

nepřinesla kvartální data signifikantní ERE proti žádné ze sledovaných měn. V případě ostatních společností, které nejsou vystaveny významnému ERE na měsíční bázi, nedošlo k jakékoliv změně výsledků. Pro tyto společnosti je vývoj měn nevýznamný i nadále.

Tento překvapující nesoulad výsledků, kdy v případě měsíčních dat je společnost O2 vystavena významnému ERE proti všem měnám, zatímco v případě kvartálních dat již nikoli, přináší pochybnosti o významu ERE pro tuto společnost. Při bližší konfrontaci výsledků však zjistíme, že tyto odhady trpí nekonzistencí, neboť již nadále neplatí, že výsledky Hausmanova testu považují odhady za konzistentní a F-statistika první úrovně nedosahuje hodnoty deset, což implikuje slabé instrumentální proměnné.

Obdobně rozpačité výsledky přináší použití ročních dat, kdy jako jediná významná měna v případě ERE vychází polský zlotý, a to v případě ČEZu, Komerční banky a UNIPETROLu. Identifikace ERE prostřednictvím ostatních sledovaných měn je negativní pro všechny sledované společnosti. Použitím ročních dat zůstávají odhady dle Hausmanova testu konzistentní, F-statistika první úrovně přesahuje hodnotu deset pro všechny společnosti.

Prodloužení sledovaného časového horizontu nepřineslo, na rozdíl od jiných odborných prací, vyšší význam ERE pro žádnou ze sledovaných společností. Naproti tomu došlo ke snížení počtu společností vystavených ERE v případě kvartálních i ročních dat. Navíc v případě ročních dat došlo dokonce k poklesu významu jednotlivých měn, neboť jedinou měnou, která přináší významný ERE, je PLN.

Tento rozpor, tj. nižší význam ERE pro sledované společnosti v případě vyšší agregace dat, má dvě základní vysvětlení. Důvody mohou být nižší vypovídací schopnost modelu a inkonsistence odhadů. Ty jsou však nekonzistentní pouze pro data o kvartální frekvenci, roční odhady již tuto vadu nemají. I přesto je však pokles ERE sledovaných společností ještě významnější. Dalším důvodem může být zvýšená schopnost společností reagovat na kurzové riziko v delším časovém horizontu, a tedy snížení významu ERE prostřednictvím kvalitního řízení kurzového rizika. Tento závěr však nelze prokázat bez přístupu k citlivým, interním informacím, které by umožňovaly hlubší analýzu této hypotézy.

## 4.2 Dopad změn směnných kurzů na ROA sledovaných společností

Druhotným cílem této práce je stanovit dopad směnných kurzů na ziskovost sledovaných společností prostřednictvím analýzy rentability aktiv. K tomuto účelu byly sestrojeny dva odlišné modely, které jsou specifikovány výše v kapitole 3. Počet sledovaných českých společností byl o jednu snížen, neboť pro společnost RMS Mezzanine dostupnost dat neumožnila sestřit časový horizont delší než čtvrtina z původního sledovaného období. Pro zbytek společností tvoří sledovaný časový horizont minimálně devítileté období, a to vždy o kvartální či půlroční frekvenci.

### 4.2.1 Model využívající tržní portfolio jako kontrolní makroekonomickou proměnnou

Model definovaný pomocí rovnice č. (8), který stanovuje dopad směnných kurzů na ROA jednotlivých společností za využití obdobného postupu jako v případě výše zmíněného tržního přístupu<sup>51</sup>, na zbylých devíti sledovaných českých společnostech příliš neodpovídá skutečnosti. Průměrný koeficient determinace z odhadů jednotlivých společností je 0,135. Nejvyšší koeficient determinace je 0,27 v případě Tomy, nejnižší (kladný) je pak v případě O2 menší než 0,01, z toho hned pro pět sledovaných společností je očištěný koeficient determinace záporný. Výsledné odhady prostřednictvím metody 2SLS všech sledovaných společností včetně základních charakteristik jsou uvedeny v příloze jako příloha č. 5.

Vypovídací schopnost tohoto modelu (jak již bylo v předchozím odstavci naznačeno) je nízká. V porovnání s výsledky tržního přístupu však došlo k významnému posunu vlivu jednotlivých kurzů. Zatímco v případě tržního přístupu vycházel pro 80 % sledovaných společností rozklad na bilaterální směnné kurzy

---

<sup>51</sup> Jednotlivé nezávislé proměnné jsou nejdříve očištěny o vzájemnou multikolinearitu. Následně jsou odhady provedeny prostřednictvím metody 2SLS, kde index PX50 je odhadován prostřednictvím instrumentální proměnné – německého indexu DAX. Výsledné odhady, uvedené v příloze i v textu, jsou dle Hausmanova testu konzistentní a F-statistika první úrovně (test slabých instrumentálních proměnných) je pro všechny společnosti vyšší než 10 (tedy obdobně jako v případě tržního přístupu).

inverzně a pouze pro Tomu a Jáchymov Property Management vycházel předpokládaný vliv EUR, respektive PLN, shodně ve smyslu směru reakce, nikoli však absolutní hodnoty změny, tak v případě použití ROA jako závislé proměnné vychází pro 78 % vzorku význam jednotlivých bilaterálních kurzů shodně; pouze pro O2 a Pražské služby vychází význam jednotlivých bilaterálních kurzů inverzně.

Při porovnání vlivu kurzu EUR a nominálního efektivního kurzu nedošlo k žádné změně, neboť v případě tržního přístupu vycházel statisticky nevýznamný inverzní vztah pouze v případě společnosti RMS Mezzanine, která není předmětem analýzy prostřednictvím ROA. Reakce na oslabení nominálního efektivního kurzu koruny, respektive bilaterálního kurzu EUR probíhá ve stejném směru pro všechny zbylé společnosti, a to za použití obou přístupů.

Model vlivu směnných kurzů na ROA jednotlivých společností, který využívá tržní index jako makroekonomickou proměnnou, identifikoval významný vliv směnných kurzů na ROA v případě společnosti ČEZ, Energoaqua a TOMA, což odpovídá třetině vzorku. V případě všech těchto společností byl očištěný koeficient determinace kladný.

Nejvyšší význam ERE na ROA tento model připisuje společnosti ČEZ. Změna hodnoty ROA této společnosti je pozitivně ovlivněna oslabením koruny proti oběma sledovaným bilaterálním kurzům zároveň, a to na pětiprocentní hladině významnosti, zatímco oslabení nominálního efektivního kurzu koruny je významné pouze na desetiprocentní hladině významnosti. Oslabení nominálního efektivního kurzu koruny o jedno procento by mělo zvýšit ROA ČEZu přibližně o 9,7 %, nikoli však o 9,7 procentních bodů. Současné oslabení koruny proti EUR a PLN o jedno procento by zvýšilo ROA společnosti ČEZ přibližně o 19 %.

ROA společnosti Energoaqua je vystaveno statisticky významnému vlivu nominálního efektivního kurzu koruny, a to i na jednoprocenní hladině významnosti, a dále také na desetiprocentní hladině významnosti v případě EUR. Obdobně jako společnost ČEZ, čelí společnost Energoaqua dodatečnému nárůstu ROA v případě oslabení koruny, a to přibližně ve stejném poměru. Zatímco oslabení nominálního efektivního kurzu koruny zvýší ROA o 5,3 %, oslabení EUR zvýší ROA této společnosti přibližně o 5,9 %.

Poslední společností, u které je ROA významně ovlivněno směnným kurzem, je TOMA. I zde je společnost vystavena dodatečnému nárůstu ROA v případě



oslabení koruny proti PLN, a to na pětiprocentní hladině významnosti. U této společnosti v případě oslabení koruny o jedno procento dojde k nárůstu ROA o 36 %.

Pro zbylé společnosti nejsou odhady směnných kurzů na ROA pomocí výše specifikovaného modelu významné. Kromě UNIPETROLu (a částečně též Pražských služeb) však všechny společnosti ve vzorku vykazují pozitivní reakci na oslabení koruny proti oběma měnám i indexu.

#### 4.2.2 Model využívající matici makroekonomických proměnných

V porovnání s předchozím modelem stanovujícím dopad změn směnných kurzů na ROA přináší použití více makroekonomických proměnných navýšení koeficientů determinace. Průměr koeficientů determinace v tomto případě dosahuje hodnoty 0,4. Pouze pro dvě společnosti je v tomto případě očištěný koeficient determinace záporný. Kompletní tabulka výsledků je uvedena v příloze jako příloha č. 6.

Při porovnání výsledků tohoto přístupu s výsledky přístupu předcházejícího je zajímavé, že tato metoda stanovuje významný dopad směnných kurzů v téměř přesně opačné množině sledovaných společností. Obdobně jako předchozí model však stanovuje shodný směr významu EUR a PLN pro 67 % sledovaných společností a pro všechny společnosti stanovuje obdobný směr reakce ROA na EUR a nominální efektivní kurz koruny, kdy všechny sledované společnosti, mimo společností Philip Morris a Pražské služby, dosahují dodatečných zisků (pozitivní změny ROA) prostřednictvím oslabení těchto měn.

Takto nastavený model stanovil statisticky významný vliv alespoň jedné ze sledovaných měn pro pět sledovaných společností (56 % vzorku), a to následovně:

ROA společnosti Komerční banka je pozitivně závislé na oslabení koruny proti všem měnám; mimo jiné je pak i přímo ovlivněno inflačním očekáváním. Statisticky významný vliv však přináší pouze EUR a PLN. Oslabení koruny o jedno procento proti těmto měnám by mělo za následek zvýšení ROA Komerční banky téměř o 10 procentních bodů<sup>52</sup>.

---

<sup>52</sup> Přes statisticky významné výsledky, na desetiprocentní hladině významnosti, dopadu změn směnných kurzů na ROA Komerční banky, je potřeba vyzdvihnout, že očištěný koeficient determinace

---

Obdobných výsledků dosahuje i společnost O2, jejíž ROA je statisticky významně ovlivněn vývojem všech sledovaných měn. Společnost O2 dosahuje dodatečného růstu ROA v případě oslabení koruny proti všem sledovaným měnám, a to v překvapivé míře. Oslabení nominálního efektivního kurzu koruny o jedno procento by mělo přinést navýšení ROA přibližně o 0,57, tedy o 57 procentních bodů. Takto vysoký odhad je zarážející. Obdobně oslabení koruny proti PLN a EUR zároveň by navýšilo ROA společnosti O2 o neuvěřitelných 96 % bodů.

Obdobně jako O2 a KB vykazují statisticky významné navýšení ROA v případě oslabení koruny i společnosti UNIPETROL a Jáchymov Property Management. UNIPETROL statisticky významně reaguje na změnu nominálního efektivního kurzu koruny a také na změnu kurzu EUR. Tato reakce se zdá opět poněkud nadhodnocená, neboť odhadovanou reakcí na oslabení nominálního efektivního kurzu koruny o jedno procento je navýšení ROA UNIPETROLu o 66 procentních bodů. Také v případě Jáchymov Property Management se jeví odhad dopadu oslabení PLN jako nadhodnocený, neboť měl vyvolat navýšení ROA této společnosti o 32 procentních bodů.

Jedna ze dvou společností, u kterých vychází dopad vývoje směnných kurzů inverzně v případě nominálního efektivního kurzu koruny a EUR, je společnost Philip Morris. Tento vztah je významný pouze pro nominální efektivní kurz koruny, a to pouze na deseti procentní hladině. Oslabení koruny o jedno procento by v tomto případě vyvolalo pokles ROA o pět procentních bodů. Tento výsledek u této společnosti však není do jisté míry překvapující, neboť lze očekávat, že poptávka po tabáku (ve své podstatě návykové látce) nebude tolik senzitivní na změnu ceny; mohl by se zde nicméně projevit substituční efekt.

Obecně lze označit výsledky při použití modelu využívajícího více makroekonomických proměnných za nadhodnocené, neboť reakce na jednoprocenní změnu směnného kurzu v řádu desítek procentních bodů ROA sledovaných společností je nepravděpodobná.

Hlavním přínosem obou použitých modelů analyzujících dopad změn směnných kurzů na ROA jednotlivých společností je posun směru reakce zisků společností na vývoj směnných kurzů. Zatímco většina společností dosahovala

---

je záporný a tedy model nemá potřebnou vypovídací schopnost v tomto případě, kompletní výsledky jsou uvedeny v příloze jako příloha č. 6.

dodatečný zisk prostřednictvím navýšení cen akcií v případě posílení nominálního efektivního kurzu koruny a také EUR a v případě PLN dosahovala dodatečných zisků při jeho oslabení, v případě analýzy ROA dosahují sledované společnosti převážně zisky při oslabení koruny proti všem sledovaným měnám.

### 4.3 Porovnání výsledků prostřednictvím obou modelů

Výsledky obou alternativních modelů, které měří prostřednictvím odlišných ukazatelů dopad změn směnných kurzů na sledované české společnosti, se významně liší. V případě tržního přístupu je 80 % sledovaných společností vystaveno negativnímu vlivu změn EUR a pozitivnímu vlivu změn PLN, z toho pro polovinu těchto společností je tento vliv statisticky významný. Dále devět sledovaných společností (90 %) reaguje shodně, a to ve smyslu směru reakce na oslabení nominálního efektivního kurzu koruny a EUR. Na rozdíl od očekávaného růstu akcií v případě oslabení koruny proti těmto měnám (nominálnímu efektivnímu kurzu koruny, EUR) tedy dochází u 70 % sledovaných společností k poklesu hodnoty akcií, z toho pro 57 % těchto společností jsou tyto výsledky statisticky významné. Tyto výsledky jsou překvapivé, a proto byl vztah dopadu směnných kurzů dále testován prostřednictvím alternativního modelu, tedy prostřednictvím ROA. Výsledky alternativního modelu jsou výrazně odlišné, neboť většina společností vykazuje vyšší zisky (růst ROA) v případě oslabení koruny, a to prostřednictvím všech sledovaných měn. Jedinou společností, která vykazuje opačné výsledky, a to za použití obou specifikací alternativního modelu, jsou Pražské služby. Dále opačnou reakci vykazují, a to pouze v případě jedné specifikace, UNIPETROL (v případě využití tržního indexu PX50) a Philip Morris (v případě využití matice makroekonomických proměnných). Pro společnost UNIPETROL jsou tyto odhady statisticky nevýznamné, zatímco pro společnost Philip Morris částečně významné. Reakce této společnosti se však od ostatních lišila již v případě tržního přístupu, kde však tyto výsledky nebyly statisticky významné.

Tento výrazný rozdíl v případě obou použitých modelů je překvapující. Zatímco hodnoty ROA jsou dány ekonomickými výsledky společnosti, vývoj cen akcií nemusí vždy sledovat pouze ekonomickou situaci společnosti, ale může být ovlivněn sentimentem investorů. Proto alternativním vysvětlením rozdílné reakce

finančního trhu a ukazatele ziskovosti může být rozdílná „nálada“ investorů. Zatímco v případě posílení koruny jsou investoři pozitivně naladěni a očekávají zlepšené ekonomické podmínky v České republice (tedy i finanční výsledky českých společností), oslabení koruny může vyvolat u investorů přesně opačné pocity. Tvořit však tuto hypotézu jen na základě zkoumání ERE prostřednictvím dvou odlišných metod je přehnané. Pro potvrzení či vyvrácení této hypotézy a nalezení případného skutečného důvodu rozdílných výsledků je potřeba provést rozsáhlejší studii, která bude obsahovat proměnné nejenom o směnných kurzech a makroekonomických podmínkách, ale také o množství uskutečněných obchodů, sentimentu investorů a také o finančních tocích jednotlivých společností. Bez přístupu k těmto údajům a bez řádné analýzy finančních toků není možné na tento rozpor ve výsledcích řádně odpovědět.

## Závěr

Stěžejní část této práce tvoří stanovení ERE prostřednictvím tržního přístupu v návaznosti na práci Nazl, Kar, Akel (2014). Výsledky tržního modelu jsou v porovnání s obdobnou literaturou robustnější, neboť významný ERE byl stanoven pro 40 % společností. V porovnání s odbornou literaturou tato práce obsahuje menší vzorek společností a robustnost může být tímto faktorem poznamenána. Robustnost výsledků je však podpořena upravenou metodologií této práce, neboť se nesoustředí pouze na multikolinearitu mezi nezávislými proměnnými, ale také se věnuje případné endogenitě obou nezávislých proměnných, kdy významná endogenita byla pro vzorek českých společností shledána pouze v případě tržního indexu PX50. Proto na rozdíl od všech ostatních prací dochází k odstranění tohoto spojení mezi závislou a nezávislou proměnnou prostřednictvím instrumentální proměnné<sup>53</sup>.

Výsledky, kterých bylo dosaženo pomocí standardního v literatuře převládajícího tržního přístupu, jsou překvapující, neboť většina společností je pozitivně korelována s vývojem směnných kurzů (nominálním efektivním kurzem koruny, EUR<sup>54</sup>). V případě oslabení (posílení) měny tedy dochází k poklesu (růstu) hodnoty akcií českých společností pro 70 % českých společností, z toho pro 58 % těchto společností je tento jev statisticky významný. Tyto výsledky jsou obecně charakteristické pro společnosti, které jsou považovány za čisté dovozce. Vzhledem k tomu, že společnosti typu ČEZ, KB, O2 a UNIPETROL nejsou považovány za čisté dovozce, jsou tyto výsledky přinejmenším překvapivé, tím spíše podíváme-li se na výsledky alternativního modelu využívajícího ROA jednotlivých společností, kde docházíme ke zcela opačným závěrům.

Jedním z hlavních důvodů analýzy ERE českých společností byla náhlá změna politiky České národní banky v listopadu 2013, respektive analýza dopadu

---

<sup>53</sup> Ve výsledcích jsou uvedeny odhady za použití pouze německého indexu DAX jako instrumentální proměnné. Použití dalšího zahraničního tržního indexu, vídeňského ATX, jako další instrumentální proměnné nepřineslo téměř žádnou změnu těchto odhadů.

<sup>54</sup> Výsledky naznačují, že společnosti reagují přesně obráceně na PLN, tj. oslabení koruny proti PLN vyvolává růst akcií sledovaných společností.

tohoto rozhodnutí na české společnosti prostřednictvím analýzy tržního přístupu. Oslabení koruny snižuje hodnotu akcií sledovaných společností, a tedy prostřednictvím zjednodušení, že hodnota společnosti (akcie) představuje hodnotu všech budoucích finančních toků, včetně zisků, snižuje finanční výsledky společnosti.

Důležitým kritériem hodnocení výsledných odhadů ERE je jejich konzistence v souvislosti se změnou politiky ČNB, tedy zda jsou tyto výsledky shodné i v případě nové politiky ČNB, nebo zda došlo k posunu významu ERE prostřednictvím zmiňovaného zásahu ČNB. Tato otázka je klíčová mimo jiné i proto, zda můžeme očekávat reakci predikovanou tímto modelem i v případě, kdy ČNB kurz koruny proti euru uvolní. Konzistence vztahu mezi směnnými kurzy a akciemi byla testována prostřednictvím pozorovacích dummy proměnných. Změna politiky ČNB v první řadě nikterak nezměnila citlivost vztahu ERE, neboť koeficient dummy proměnné od listopadu 2013 až do konce roku 2014 je nevýznamný pro všechny společnosti a je velmi blízký nule. Na druhou stranu, překvapení akciového trhu z tohoto zásahu se částečně na trhu projevilo, neboť v listopadu 2013, kdy ke změně politiky skutečně došlo, je pro 30 % sledovaných společností dummy proměnná pouze pro tento měsíc statisticky významná. Tyto výsledky naznačují rozporuplnou reakci akciového trhu a investorů na náhlou změnu jedné z klíčových politik ČNB. V souvislosti s těmito testy lze tedy očekávat, že jakmile ČNB uvolní směnný kurz koruny proti euru, v horizontu delším než jeden měsíc akcie většiny sledovaných společností prostřednictvím ERE porostou. Výjimku v tomto případě tvoří Philip Morris a TOMA, kde korelace mezi EUR a akciemi je opačná; tento vztah však není statisticky významný ani pro jednu z těchto společností.

Zajímavým závěrem této práce (na rozdíl od většiny ostatních odborných prací) je klesající dopad vyšší agregace dat na ERE jednotlivých společností a na měny, dle kterých je ERE měřen. Tyto překvapivé výsledky nejsou konzistentní s dosavadní odbornou literaturou, avšak naznačují vyšší schopnost sledovaných společností řídit kurzové riziko v dlouhodobém horizontu. Potvrzení či vyvrácení tohoto závěru by bylo možné provedením analýzy finančních toků jednotlivých společností. Tato data jsou však pro tuto práci nedostupná.

Tato práce také testuje nelineární rozklad ERE prostřednictvím asymetrického dopadu oslabení a posílení koruny proti konkrétní měně. I když jednotlivé rozklady jsou statisticky významné pro sledované společnosti, pro které je dopad změn směnných kurzů statisticky významný, rozdíl jednotlivých koeficientů v případě

---

rozkladu je však statisticky nevýznamný. Tento poznatek je konzistentní s výsledky Nazl, Kar, Akel (2014), neboť potvrzuje lineární formu ERE pro sledované české společnosti.

Vzhledem k překvapivým výsledkům tržního přístupu byl v této práci zvolen alternativní model měření ERE prostřednictvím ROA. Výsledky tohoto modelu jsou zcela opačné a činí předchozí výsledky ještě více matoucími, neboť stanovují pro většinu sledovaných společností nárůst ROA v případě oslabení koruny proti všem měnám, z toho v případě 60 % sledovaných společností je tento jev částečně statisticky významný, a to prostřednictvím alespoň jedné měny. Naproti tomu prostřednictvím jedné specifikace alternativního modelu je opačná reakce ROA statisticky významná v případě společnosti Philip Morris. Tato společnost dosahuje opačné reakce než většina sledovaných společností na změny směnných kurzů již prostřednictvím tržního přístupu.

Závěrem této práce je zcela zásadní nesoulad výsledků obou modelů použitých k měření ERE sledovaných společností. Zatímco hodnoty ROA sledovaných společností nelze zkreslit, hodnoty akcií sledovaných společností jsou zkresleny chováním investorů. Tato protichůdná reakce v případě většiny společností naznačuje výrazný sentiment investorů, kteří v případě posílení koruny prostřednictvím nominálního efektivního kurzu koruny a EUR převážně kupují za vyšší cenu, zatímco ROA těchto společností v důsledku posílení koruny proti těmto měnám klesá. Tento překvapivý závěr a neracionální chování investorů je do jisté míry matoucí. Pro takové závěry je však třeba provést ještě celou řadu analýz, včetně chování finančních toků jednotlivých společností, měření sentimentu investorů či použití analýzy prostřednictvím panelových dat. Některé tyto otázky zůstávají nezodpovězeny pro budoucí následovníky této práce.

## Použitá literatura

ADLER, Michael; DUMAS, Bernard. Exposure to currency risk: definition and measurement. *Financial management*, 1984, 41-50.

ADLER, Michael; SIMON, David. Exchange risk surprises in international portfolios. *The Journal of Portfolio Management*, 1986, 12.2: 44-53.

AGGARWAL, Raj; HARPER, Joel T. Foreign exchange exposure of “domestic” corporations. *Journal of International Money and Finance*, 2010, 29.8: 1619-1636.

ALLAYANNIS, George. *Exchange rate exposure revisited*. Colgate Darden Graduate School of Business Administration, 1996.

ALLAYANNIS, George. The time-variation of the exchange rate exposure: An industry analysis. In: *57th Annual American Finance Association Conference*, (New Orleans), January. 1997.

ALLAYANNIS, George; OFEK, Eli. Exchange rate exposure, hedging, and the use of foreign currency derivatives. *Journal of international money and finance*, 2001, 20.2: 273-296.

AMIHUD, Yakov. Exchange rates and the valuation of equity shares. *Exchange rates and corporate performance*, 1994, 11: 49-59.

AYSUN, Uluc; GULDI, Melanie. Exchange rate exposure: A nonparametric approach. *Emerging Markets Review*, 2011, 12.4: 321-337.

BARTOV, Eli; BODNAR, Gordon M. Firm valuation, earnings expectations, and the exchange-rate exposure effect. *Journal of finance*, 1994, 1755-1785.

BARTOV, Eli; BODNAR, Gordon M. Foreign Currency Translation Reporting and the Exchange-Rate Exposure Effect. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 1995, 6.2: 93-114.



BARTRAM, Söhnke M.; KAROLYI, G. Andrew. The impact of the introduction of the Euro on foreign exchange rate risk exposures. *Journal of Empirical Finance*, 2006, 13.4: 519-549.

BARTRAM, Söhnke M.; BODNAR, Gordon M. The exchange rate exposure puzzle. *Managerial Finance*, 2007, 33.9: 642-666.

BARTRAM, Söhnke M. Corporate cash flow and stock price exposures to foreign exchange rate risk. *Journal of Corporate Finance*, 2007, 13.5: 981-994.

BARTRAM, Söhnke M. What lies beneath: Foreign exchange rate exposure, hedging and cash flows. *Journal of Banking & Finance*, 2008, 32.8: 1508-1521.

BARTRAM, Söhnke M.; BROWN, Gregory W.; MINTON, Bernadette A. Resolving the exposure puzzle: The many facets of exchange rate exposure. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95.2: 148-173.

BARTRAM, Söhnke M.; BODNAR, Gordon M. Crossing the lines: The conditional relation between exchange rate exposure and stock returns in emerging and developed markets. *Journal of International Money and Finance*, 2012, 31.4: 766-792.

BARTRAM, Söhnke M.; BURNS, Natasha; HELWEGE, Jean. Foreign currency exposure and hedging: Evidence from foreign acquisitions. *The Quarterly Journal of Finance*, 2013, 3.02: 1350010.

BERMAN, Nicolas; MARTIN, Philippe; MAYER, Thierry. How do different exporters react to exchange rate changes?. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127.1: 437-492.

BODNAR, Gordon M.; GENTRY, William M. Exchange rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan, and the USA. *Journal of international Money and Finance*, 1993, 12.1: 29-45.

BODNAR, Gordon M.; DUMAS, Bernard; MARSTON, Richard C. Pass-through and Exposure. *The Journal of Finance*, 2002, 57.1: 199-231.

BODNAR, Gordon M.; MARSTON, Richard C. Exchange rate exposure: A simple model. *Global Risk Management: Financial, Operational and Insurance Strategies*, J. Choi and M. Power (eds), *International Finance Review*, 2002, 3: 107-116.

BODNAR, Gordon M.; WONG, MH Franco. Estimating exchange rate exposures: issues in model structure. *Financial Management*, 2003, 35-67.

BROWN, Gregory W. Managing foreign exchange risk with derivatives. *Journal of Financial Economics*, 2001, 60.2: 401-448.

CAMPA, Jose; GOLDBERG, Linda S. *Investment, pass-through and exchange rates: A cross-country comparison*. National Bureau of Economic Research, 1995.

CAMPA, Jose Manuel; GOLDBERG, Linda S. Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, 2005, 87.4: 679-690.

CAMPA, José Manuel; MÍNGUEZ, Jose M. González. Differences in exchange rate pass-through in the euro area. *European Economic Review*, 2006, 50.1: 121-145.

CAMPA, José Manuel; GOLDBERG, Linda S. Pass-Through of Exchange Rates to Consumption Prices: What Has Changed and Why?. In: *International Financial Issues in the Pacific Rim: Global Imbalances, Financial Liberalization, and Exchange Rate Policy (NBER-EASE Volume 17)*. University of Chicago Press, 2008. p. 139-176.

DOMINGUEZ, Kathryn ME; TESAR, Linda L. *A re-examination of exchange rate exposure*. National Bureau of Economic Research, 2001.

DOMINGUEZ, Kathryn ME; TESAR, Linda L. *Trade and exposure*. National Bureau of Economic Research, 2001.

DOMINGUEZ, Kathryn ME; TESAR, Linda L. Exchange rate exposure. *Journal of international Economics*, 2006, 68.1: 188-218.

EISENBERG, Theodore; SUNDGREN, Stefan; WELLS, Martin T. Larger board size and decreasing firm value in small firms. *Journal of financial economics*, 1998, 48.1: 35-54.

ENTORF, Horst; MOEBERT, Jochen; SONDERHOF, Katja. The foreign exchange rate exposure of nations. *Open Economies Review*, 2011, 22.2: 339-353.

FLOOD JR, Eugene; LESSARD, Donald R. On the measurement of operating exposure to exchange rates: A conceptual approach. *Financial Management*, 1986, 25-36.

GARNER, C. Kent; SHAPIRO, Alan C. A practical method of assessing foreign exchange risk. *Midland Corporate Finance Journal*, 1984, 2.3: 6-17.

GLAUM, Martin; BRUNNER, Marko; HIMMEL, Holger. The DAX and the dollar: the economic exchange rate exposure of German corporations. *Available at SSRN 139425*, 1998.

GRANT, Robert M. Multinationality and performance among British manufacturing companies. *Journal of International Business Studies*, 1987, 79-89.

GRIFFIN, John M.; STULZ, René M. International competition and exchange rate shocks: a cross-country industry analysis of stock returns. *Review of Financial Studies*, 2001, 14.1: 215-241.

GUILLOU, Sarah; SCHIAVO, Stefano. Exchange rate exposure under liquidity constraints. *Industrial and Corporate Change*, 2014, dtu033.

HODDER, James E. Exposure to exchange-rate movements. *Journal of international Economics*, 1982, 13.3: 375-386.

CHAMBERLAIN, Sandra; HOWE, John S.; POPPER, Helen. The exchange rate exposure of US and Japanese banking institutions. *Journal of banking & finance*, 1997, 21.6: 871-892.

CHOI, Jongmoo Jay; PRASAD, Anita Mehra. Exchange risk sensitivity and its determinants: a firm and industry analysis of US multinationals. *Financial Management*, 1995, 77-88.

CHOW, Edward H.; LEE, Wayne Y.; SOLT, Michael E. The exchange-rate risk exposure of asset returns. *Journal of Business*, 1997, 105-123.

CHOW, Edward H.; LEE, Wayne Y.; SOLT, Michael E. The economic exposure of US multinational firms. *Journal of Financial Research*, 1997, 20.2: 191-210.

CHOW, Edward H.; CHEN, Hung-Ling. The determinants of foreign exchange rate exposure: Evidence on Japanese firms. *Pacific-Basin Finance Journal*, 1998, 6.1: 153-174.

ITO, Takatoshi, et al. *Exchange rate exposure and risk management: The case of Japanese exporting firms*. National Bureau of Economic Research, 2015.

JORION, Philippe. The exchange-rate exposure of US multinationals. *Journal of business*, 1990, 331-345.

JORION, Philippe. The pricing of exchange rate risk in the stock market. *Journal of financial and quantitative analysis*, 1991, 26.03: 363-376.

JÚNIOR, José Luiz Rossi. Exchange rate exposure, foreign currency debt, and the use of derivatives: evidence from Brazil. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2011, 47.1: 67-89.

KHOO, Andrew. Estimation of foreign exchange exposure: an application to mining companies in Australia. *Journal of International Money and Finance*, 1994, 13.3: 342-363.

KOUTMOS, Gregory; MARTIN, Anna D. Asymmetric exchange rate exposure: theory and evidence. *Journal of International Money and Finance*, 2003, 22.3: 365-383.

LEVI, Maurice D. Exchange rates and the valuation of firms. *Exchange rates and corporate performance*, 1994, 37-48.

LEVI, Maurice D. *International Finance: Contemporary Issues*. Routledge, 2007.

LEVI, Maurice D. *International Finance*. 2007. New York: Routledge, 2005. ISBN 978-0-41-530900-4.

LIN, Chien-Hsiu. Exchange rate exposure in the Asian emerging markets. *Journal of multinational financial Management*, 2011, 21.4: 224-238.

---

MILLER, Kent D.; REUER, Jeffrey J. Firm strategy and economic exposure to foreign exchange rate movements. *Journal of International Business Studies*, 1998, 493-513.

MILLER, Kent D.; REUER, Jeffrey J. Asymmetric corporate exposures to foreign exchange rate changes. *Strategic Management Journal*, 1998, 19.12: 1183-1191.

NAZL, Saban, et al. Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices in Transition Economies Evidence from Linear and Nonlinear Causality Tests. In: *Proceedings of Economics and Finance Conferences*. International Institute of Social and Economic Sciences, 2014.

NEWBY, Whitney K.; WEST, Kenneth D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. 1986.

OXELHEIM, Lars; WIHLBORG, Clas. *Macroeconomic uncertainty-international risks and opportunities for the corporation*. John Wiley & Sons, 1987.

OXELHEIM, Lars; WIHLBORG, Clas. Measuring macroeconomic exposure: The case of Volvo Cars\*. *European Financial Management*, 1995, 1.3: 241-263.

PRASAD, Anita Mehra; RAJAN, Murli. The role of exchange and interest risk in equity valuation: A comparative study of international stock markets. *Journal of Economics and Business*, 1995, 47.5: 457-472.

PRASAD, Krishna, et al. Measurement of Exchange Rate Exposure Using Two Factor Model: Evidence from CNX 100 Firms. *Measurement of Exchange Rate Exposure Using Two Factor Model: Evidence from CNX*, 2014, 100.

PRIESTLEY, Richard; ØDEGAARD, Bernt Arne. Linear and nonlinear exchange rate exposure. *Journal of International Money and Finance*, 2007, 26.6: 1016-1037.

SHAPIRO, Alan C. Exchange rate changes, inflation, and the value of the multinational corporation. *The Journal of Finance*, 1975, 30.2: 485-502.

SHARPE, William F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk\*. *The journal of finance*, 1964, 19.3: 425-442.

STARKS, L. T.; WEI, K. D. Foreign exchange rate exposure and short-term cash flow sensitivity. *University of Texas Working Paper*, 2006.

TREYNOR, Jack L. *Toward a theory of market value of risky assets*. 1961.

TREYNOR, Jack L. Market value, time, and risk. *Unpublished manuscript*, 1961, 95-209.

WILLIAMSON, Rohan. Exchange rate exposure and competition: evidence from the automotive industry. *Journal of financial Economics*, 2001, 59.3: 441-475.

WONG, MH Franco. The association between SFAS No. 119 derivatives disclosures and the foreign exchange risk exposure of manufacturing firms. *Journal of Accounting Research*, 2000, 387-417.

YANG, Jiawen. Exchange rate pass-through in US manufacturing industries. *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79.1: 95-104.

ZHAO, Hua. Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 2010, 24.2: 103-112.

## Seznam příloh

- Příloha č. 1: Porovnání výsledků ERE prostřednictvím PX50 a DAX (tabulka)
- Příloha č. 2: Porovnání odhadů ERE za použití očištěných proměnných (tabulka)
- Příloha č. 3: 2SLS odhady ERE (tabulka)
- Příloha č. 4: Asymetričnost ERE na vzorku českých společností vystavených ERE (tabulka)
- Příloha č. 5: Dopad směnných kurzů na ROA společností za použití indexu PX50 (tabulka)
- Příloha č. 6: Dopad směnných kurzů na ROA za použití více makroekonomických proměnných (tabulka)

# Přílohy

## Příloha č. 1: Porovnání výsledků ERE prostřednictvím PX50 a DAX (tabulka)

Následující příloha č. 1 přináší přehled odhadů pomocí metody OLS za použití indexu DAX a PX50. Zkratka HAC u společnosti znamená, že z důvodu heteroskedasticity nebo autokorelace byly použity robustní směrodatné chyby - HAC. Hvězdičky pod odhadem představují významnost výsledků, kde \* znamená významnost na deseti procentní hladině významnosti, \*\* představuje významnost na pěti procentní hladině významnosti a \*\*\* značí významnost na jedné procentní hladině významnosti. Interpretované výsledky jsou v případě nominálního efektivního kurzu ze separátního odhadu pouze za účelem koeficientu nominálního efektivního kurzu koruny. Všechny ostatní koeficienty, včetně koeficientu determinace, pochází z odhadu ERE pomocí EUR a PLN zároveň.

| Následující odhady využívají neočištěná měsíční data. |         |         |         |         |       |     |         |         |         |         |       |
|---|---------|---------|---------|---------|-------|-----|---------|---------|---------|---------|-------|
| Společnost  | PX50    |         |         |         |       | HAC | DAX     |         |         |         |       |
|   | NOM     | EUR     | PLN     | PX50    | R2    |     | NOM     | EUR     | PLN     | DAX     | R2    |
| ČEZ   | 0,2264  | -0,2687 | -0,0430 | 0,8924  | 0,58  | HAC | 1,0778  | -1,3568 | 0,6585  | 0,3119  | 0,2   |
|   |         |         |         | ***     |       |     | ***     | ***     | **      | ***     |       |
| KB  | 0,5930  | -0,7390 | 0,1281  | 0,9143  | 0,58  | HAC | 1,4617  | -1,7615 | 0,6412  | 0,4505  | 0,29  |
|   | *       | *       |         | ***     |       |     | ***     | **      | **      | ***     |       |
| O2  | -0,1526 | 0,1546  | -0,1492 | 0,6423  | 0,27  | HAC | 0,4446  | -0,6172 | 0,3306  | 0,2404  | 0,08  |
|   |         |         |         | ***     |       |     | *       | **      |         | ***     |       |
| Philip Morris   | -0,6425 | 1,0710  | -0,9395 | 0,4860  | 0,12  | HAC | -0,2436 | 0,3394  | -0,2479 | -0,0272 | <0,01 |
|   | *       | **      | ***     | ***     |       |     |         |         |         |         |       |
| UNIPETROL   | 0,0155  | 0,1566  | -0,0618 | 0,7416  | 0,22  | HAC | 0,7025  | -0,7293 | 0,4804  | 0,2851  | 0,1   |
|   |         |         |         | ***     |       |     |         |         |         | **      |       |
| ENERGOAQUA  | 0,1284  | -0,1489 | 0,1675  | 0,0129  | <0,01 | HAC | 0,1454  | -0,1269 | 0,0937  | 0,0580  | <0,01 |
|   |         |         |         |         |       |     |         |         |         |         |       |
| RMS Mezanine  | -0,1295 | -0,1062 | 0,3178  | 0,0464  | <0,01 | HAC | -0,0390 | -0,1911 | 0,4174  | -0,0239 | <0,01 |
|   |         |         |         |         |       |     |         |         |         |         |       |
| Jáchymov Property Management                          | 0,6491  | -0,5341 | -0,3733 | -0,0644 | 0,04  | HAC | 0,5598  | -0,4749 | -0,3810 | -0,0498 | 0,04  |
|   | *       |         |         |         |       |     | *       |         |         |         |       |
| Pražské služby  | 0,0903  | -0,0407 | 0,1449  | 0,0433  | <0,01 | HAC | 0,1280  | -0,0487 | 0,0792  | 0,0786  | <0,01 |
|   |         |         |         |         |       |     |         |         |         |         |       |
| TOMA  | -0,3193 | 0,4386  | -0,3986 | 0,3582  | 0,04  | HAC | -0,0507 | 0,1262  | -0,3942 | 0,3017  | 0,02  |
|   |         |         |         | **      |       |     |         |         |         | *       |       |



**Příloha č. 2: Porovnání odhadů ERE za použití očištěných proměnných  
(tabulka)**

Příloha č. 2 přináší porovnání výsledných odhadů prostřednictvím metody OLS za použití očištěných proměnných o vzájemnou interakci. Zkratka HAC u společnosti znamená, že z důvodu heteroskedasticity nebo autokorelace byly použity robustní směrodatné chyby - HAC. Hvězdičky pod odhadem představují významnost výsledků, kde \* znamená významnost na desetiprocentní hladině významnosti, \*\* představuje významnost na pětiprocentní hladině významnosti a \*\*\* značí významnost na jednaprocentní hladině významnosti. Interpretované výsledky jsou v případě nominálního efektivního kurzu ze separátního odhadu pouze za účelem koeficientu nominálního efektivního kurzu koruny. Všechny ostatní koeficienty, včetně koeficientu determinace, pochází z odhadu ERE pomocí EUR a PLN zároveň.

| Následující odhady využívají očištěná měsíční data. |         |         |         |         |       |     |         |         |         |         |       |
|---|---------|---------|---------|---------|-------|-----|---------|---------|---------|---------|-------|
| Společnost  | PX50    |         |         |         |       | HAC | DAX     |         |         |         |       |
|   | NOM     | EUR     | PLN     | PX50    | R2    |     | NOM     | EUR     | PLN     | DAX     | R2    |
| ČEZ   | 1,0320  | -1,5391 | 1,2330  | 0,8851  | 0,55  | HAC | 1,0316  | -1,5388 | 1,2334  | 0,2743  | 0,18  |
|   | ***     | ***     | ***     | ***     |       |     | **      | ***     | **      |         |       |
| KB  | 0,9557  | -2,0271 | 1,3814  | 0,9416  | 0,56  | HAC | 1,4712  | -2,0266 | 1,3819  | 0,4363  | 0,26  |
|   | ***     | ***     | ***     | ***     |       |     | **      | ***     | ***     |         |       |
| O2  | 0,4297  | -0,7790 | 0,7667  | 0,6338  | 0,25  | HAC | 0,4294  | -0,7787 | 0,7669  | 0,2128  | 0,08  |
|   |         | **      | **      | ***     |       |     |         | ***     | **      |         |       |
| Philip Morris                                       | -0,0599 | 0,1006  | -0,2267 | 0,4641  | 0,1   | HAC | -0,0595 | 0,1005  | -0,2268 | -0,0435 | <0,01 |
|   |         |         |         | ***     |       |     |         |         |         |         |       |
| UNIPETROL   | 0,8291  | -1,0423 | 0,9973  | 0,7342  | 0,21  | HAC | 0,8287  | -1,0419 | 0,9976  | 0,2637  | 0,1   |
|   |         | *       | **      | ***     |       |     |         | *       | **      | *       |       |
| ENERGOAQUA  | 0,2703  | -0,2987 | 0,2096  | -0,0024 | <0,01 | HAC | 0,2701  | -0,2987 | 0,2097  | 0,0575  | 0,01  |
|   |         |         |         |         |       |     |         |         |         |         |       |
| RMS Mezanine  | -0,1759 | -0,0479 | 0,3850  | 0,0457  | <0,01 | HAC | -0,0277 | -0,0480 | 0,3849  | -0,0352 | <0,01 |
|   |         |         |         |         |       |     |         |         |         |         |       |
| Jáchymov Property Management                        | 0,5451  | -0,4462 | -0,4166 | -0,0445 | 0,04  | HAC | 0,5295  | -0,4414 | -0,4236 | -0,0380 | 0,04  |
|   |         |         |         |         |       |     |         |         |         |         |       |
| Pražské služby                                      | 0,2020  | -0,0772 | 0,0803  | 0,0578  | <0,01 | HAC | 0,1916  | -0,0595 | 0,0169  | 0,0941  | <0,01 |
|   |         |         |         |         |       |     |         |         |         |         |       |
| TOMA  | -0,1709 | 0,0462  | 0,1313  | 0,3482  | 0,03  | HAC | -0,1713 | 0,0466  | 0,1317  | 0,2762  | 0,02  |
|   |         |         |         | **      |       |     |         | *       |         |         |       |

### Příloha č. 3: 2SLS odhady ERE (tabulka)

Následující příloha č. 3 obsahuje výsledné odhady ERE prostřednictvím metody 2SLS využívající německý agregátní index DAX jako instrumentální proměnnou pro index PX50 využívající měsíční očištěná data o vzájemnou interakci proměnných. Způsob interpretace výsledků je obdobný jako v předcházejících tabulkách.

| Společnost                   | Za použití měsíčních očištěných dat. |         |         |         |       |
|------------------------------|--------------------------------------|---------|---------|---------|-------|
|                              | NOM                                  | EUR     | PLN     | PX50    | R2    |
| ČEZ                          | 1,0321                               | -1,5391 | 1,2330  | 0,6410  | 0,53  |
|                              | ***                                  | ***     | ***     | ***     |       |
| KB                           | 1,4719                               | -2,0271 | 1,3814  | 1,0196  | 0,56  |
|                              | ***                                  | ***     | ***     | ***     |       |
| O2                           | 0,4298                               | -0,7790 | 0,7667  | 0,4974  | 0,25  |
|                              |                                      | ***     | ***     | *       |       |
| Philip Morris                | -0,0595                              | 0,1006  | -0,2267 | -0,1017 | 0,05  |
|                              |                                      |         |         |         |       |
| UNIPETROL                    | 0,8292                               | -1,0423 | 0,9973  | 0,6162  | 0,21  |
|                              |                                      | *       | **      | **      |       |
| ENERGOAQUA                   | 0,2702                               | -0,2987 | 0,2097  | 0,1344  | <0,01 |
|                              |                                      |         |         |         |       |
| RMS Mezanine                 | -0,1759                              | -0,0479 | 0,3849  | -0,0823 | <0,01 |
|                              |                                      |         |         |         |       |
| Jáchymov Property Management | 0,5451                               | -0,4212 | -0,4852 | -0,0894 | 0,04  |
|                              |                                      |         | *       |         |       |
| Pražské služby               | 0,1917                               | -0,1097 | 0,1695  | 0,2230  | <0,01 |
|                              |                                      |         |         |         |       |
| TOMA                         | -0,1710                              | 0,0462  | 0,1313  | 0,6455  | 0,03  |
|                              |                                      |         |         | *       |       |

**Příloha č. 4: Asymetričnost ERE na vzorku českých společností vystavených ERE (tabulka)**

Asymetrický dopad jednotlivých měn na společnosti byl testován pouze u společnostech, u kterých byl v předešlých odhadech stanoven dopad směnných kurzů na společnosti. K odhadům asymetrického dopadu byla využita metoda 2SLS a měsíční očištěná data, využívající německý tržní agregát DAX jako instrumentální proměnnou pro index PX50. Způsob interpretace výsledků je obdobný jako v předcházejících tabulkách v příloze.

| Společnost | Rozklad ERE za použití 2SLS a očištěných měsíčních dat. |         |         |         |        |        |        | R2   |
|------------|---|---------|---------|---------|--------|--------|--------|------|
|            | NOM-  | NOM+    | EUR+    | EUR-    | PLN+   | PLN-   | PX50   |      |
| ČEZ        | 1,3643  | 0,6738  | -1,8491 | -1,2363 | 1,3929 | 1,1068 | 0,6328 | 0,53 |
|            | ***   | *       | ***     | ***     | ***    | **     | ***    |      |
| KB         | 1,0520  | 1,9248  | -1,7539 | -2,2878 | 1,1989 | 1,5246 | 1,0255 | 0,56 |
|            | *   | ***     | ***     | ***     | **     | ***    | ***    |      |
| O2         | -0,1986   | 1,1074  | -0,2912 | -1,4137 | 1,5496 | 0,1716 | 0,5452 | 0,27 |
|            |   | *       |         | **      | ***    |        | **     |      |
| UNIPETROL  | 2,4904  | -0,9624 | -1,6341 | -0,4115 | 1,0201 | 0,9586 | 0,5889 | 0,21 |
|            | ***   |         |         |         |        |        | *      |      |

**Příloha č. 5: Dopad směnných kurzů na ROA společností za použití indexu PX50 (tabulka)**

Následující příloha č. 5 znázorňuje výsledné odhady směnných kurzů na ROA jednotlivých společností, kdy index PX50 byl instrumentován prostřednictvím německého indexu DAX. V případě negativní hodnoty očištěného koeficientu determinace je za společností vždy uvedena poznámka negativní.

| Společnost                   | Index PX50 jako kontrolní makroekonomická proměnná |          |         |          |       | Očištěné R2      |
|------------------------------|--|----------|---------|----------|-------|------------------|
|                              | NOM  | EUR      | PLN     | PX50     | R2    |                  |
| ČEZ                          | -9,7332  | 10,2407  | 8,7924  | 2,9629   | 0,18  | HAC<br>Negativní |
|                              | *  | **       | **      |          |       |                  |
| KB                           | -4,2364  | 3,3243   | 3,4322  | 1,2049   | 0,03  |                  |
|                              |  |          |         |          |       |                  |
| O2                           | -9,6455  | 5,9938   | -2,0417 | -0,4787  | <0,01 |                  |
|                              |  |          |         |          |       |                  |
| Philip Morris                | -5,0345  | 5,5757   | 2,8473  | 0,1804   | 0,11  |                  |
|                              |  |          |         |          |       |                  |
| UNIPETROL                    | 5,2499   | -8,8434  | -7,7462 | -9,0557  | 0,12  |                  |
|                              |  |          |         |          |       |                  |
| ENERGOAQUA                   | -5,2653  | 5,9081   | 2,1128  | -0,8253  | 0,17  |                  |
|                              | ***  | *        |         |          |       |                  |
| Jáchymov Property Management | -8,9665  | 7,1473   | 4,5184  | 4,5655   | 0,06  |                  |
|                              |  |          |         |          |       |                  |
| Pražské služby               | 40,4634  | -45,9885 | 22,4641 | 2,9294   | 0,14  |                  |
|                              |  |          |         |          |       |                  |
| TOMA                         | -24,8211   | 25,1264  | 36,0010 | -16,4713 | 0,27  |                  |
|                              |  |          | **      |          |       |                  |

**Příloha č. 6: Dopad směnných kurzů na ROA za použití více makroekonomických proměnných (tabulka)**

Příloha č. 6 obsahuje alternativní výsledky dopadu směnných kurzů na ROA sledovaných společností.

| Společnost                   | NOM     | EUR     | PLN     | Inflace | Pribor  | Nezaměstnanost | ROA (t-1) | R2   |     |           |     |           |     |           |     |           |     |           |
|------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|----------------|-----------|------|-----|-----------|-----|-----------|-----|-----------|-----|-----------|-----|-----------|
| ČEZ                          | -0,3200 | 0,3171  | 0,1690  | 0,0360  | -0,0212 | 0,1827         | 0,1976    | 0,41 | HAC | Negativní |     |           |     |           |     |           |     |           |
|                              |         |         |         | ***     |         | *              |           |      |     |           |     |           |     |           |     |           |     |           |
| KB                           | -0,0489 | 0,0572  | 0,0407  | 0,0039  | 0,0001  | 0,0149         | -0,0087   | 0,16 |     |           | HAC | Negativní |     |           |     |           |     |           |
|                              |         | *       | *       | **      |         |                | ***       |      |     |           |     |           |     |           |     |           |     |           |
| O2                           | -0,5740 | 0,6689  | 0,2901  | 0,0357  | 0,0132  | 0,2287         | 0,2406    | 0,27 |     |           |     |           | HAC | Negativní |     |           |     |           |
|                              | **      | **      | *       | ***     |         | **             | *         |      |     |           |     |           |     |           |     |           |     |           |
| Philip Morris                | 0,0523  | -0,1611 | 0,0983  | -0,0184 | 0,0838  | 0,1073         | -0,8274   | 0,58 |     |           |     |           |     |           | HAC | Negativní |     |           |
|                              | *       |         |         |         |         |                | ***       |      |     |           |     |           |     |           |     |           |     |           |
| UNIPETROL                    | -0,6554 | 0,5807  | -0,1730 | 0,0295  | 0,0560  | 0,0151         | 0,4374    | 0,39 |     |           |     |           |     |           |     |           | HAC | Negativní |
|                              | **      | *       |         |         |         |                | ***       |      |     |           |     |           |     |           |     |           |     |           |
| ENERGOAQUA                   | -0,2355 | 0,2774  | 0,0909  | -0,0099 | 0,0344  | -0,0125        | 0,0985    | 0,53 | HAC | Negativní |     |           |     |           |     |           |     |           |
|                              |         |         |         |         |         |                |           |      |     |           |     |           |     |           |     |           |     |           |
| Jáchymov Property Management | -0,0862 | 0,1391  | 0,3243  | 0,0044  | -0,0349 | 0,0026         | -0,1129   | 0,58 |     |           | HAC | Negativní |     |           |     |           |     |           |
|                              |         |         | **      |         |         |                |           |      |     |           |     |           |     |           |     |           |     |           |
| Pražské služby               | 0,0070  | -0,0589 | 0,0181  | -0,0069 | -0,0072 | -0,0486        | -0,3346   | 0,24 |     |           |     |           | HAC | Negativní |     |           |     |           |
|                              |         |         |         |         |         |                |           |      |     |           |     |           |     |           |     |           |     |           |
| TOMA                         | -0,0841 | 0,1199  | 0,1088  | -0,0057 | 0,0098  | -0,0155        | -0,4005   | 0,4  |     |           |     |           |     |           | HAC | Negativní |     |           |
|                              |         |         |         |         |         |                |           |      |     |           |     |           |     |           |     |           |     |           |