



VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA  
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANCÍ

**Využití multifaktorového modelu pro ocenění společností těžících zlato**

Using the Multifactor Model for the Gold Mining Companies Valuation

Student: Bc. Kateřina Branžovská

Vedoucí diplomové práce: prof. Ing. Lumír Kulháněk, CSc.

Ostrava 2016

VŠB - Technická univerzita Ostrava  
Ekonomická fakulta  
Katedra financí

## Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Kateřina Branžovská**  
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa  
Studijní obor: 6202T010 Finance  
Téma: **Využití multifaktorového modelu pro ocenění společností těžících zlato**  
**Using the Multifactor Model for the Gold Mining Companies Valuation**  
Jazyk vypracování: čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
2. Teorie arbitrážního oceňování a multifaktorový model
3. Charakteristika vybraných společností těžících zlato
4. Ocenění společností těžících zlato
5. Závěr

Seznam použité literatury

Seznam zkratk

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Seznam příloh

Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.

FOCARDI, S., P.KOLM and F. FABOZZI. *Financial modeling of the equity market: from CAPM to cointegration*. Hoboken: Wiley, 2006. 652 s. ISBN 978-0-471-69900-2.

MUSÍLEK, Petr. *Trhy cenných papírů*. 2., aktualiz. a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2011. 520 s. ISBN 978-80-86929-70-5.


RACHEV, Svetlozar. *Financial econometrics: from basics to advanced modeling techniques*. Hoboken: Wiley, 2007. 553 s. ISBN 978-0-471-78450-0.

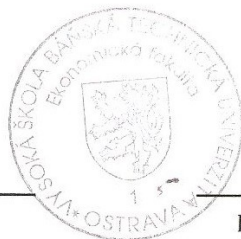
Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

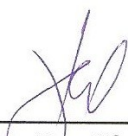
Vedoucí diplomové práce: **prof. Ing. Lumír Kulhánek, CSc.**

Datum zadání: 20.11.2015

Datum odevzdání: 22.04.2016

  
Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.  
vedoucí katedry



  
prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová  
děkanka fakulty

## **Prohlášení**

Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.

V Ostravě dne 21. dubna 2016

.....

Bc. Kateřina Branžovská

# Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod .....</b>	<b>5</b>
<b>2</b>	<b>Teorie arbitrážního oceňování a multifaktorový model.....</b>	<b>7</b>
2.1	Oceňování společností .....	7
2.1.1	Metody ocenění .....	8
2.1.2	Teorie arbitrážního oceňování.....	11
2.2	Ekonometrické modelování .....	13
2.2.1	Proces klasického ekonometrického modelování .....	13
2.2.2	Lineární regresní modely .....	15
2.2.3	Typy dat a analýza časových řad.....	18
2.3	Statistická verifikace.....	20
2.4	Ekonometrická verifikace.....	22
2.4.1	Specifikace modelu .....	22
2.4.2	Multikolinearita.....	23
2.4.3	Autokorelace .....	24
2.4.4	Heteroskedasticita .....	26
2.4.5	Testování normality reziduí .....	28
2.5	Ekonomická verifikace .....	29
2.6	Faktory ovlivňující kurzy akcií.....	30
<b>3</b>	<b>Charakteristika vybraných společností těžících zlato .....</b>	<b>35</b>
3.1	Barrick Gold .....	37
3.2	Newmont Mining.....	37
3.3	Goldcorp .....	38
3.4	Kinross Gold.....	38
3.5	Yamana Gold .....	39
3.6	Gold miners index GDM .....	40
3.7	Vysvětlující proměnné.....	41
<b>4</b>	<b>Ocenění společností těžících zlato.....</b>	<b>52</b>
4.1	Analýza vstupních časových řad .....	52
4.2	GDM.....	53
4.2.1	Odhad modelu .....	54
4.2.2	Statistická verifikace odhadnutých parametrů a modelu.....	56
4.2.3	Specifikace modelu .....	57

4.2.4	Multikolinearita.....	59
4.2.5	Testování autokorelace.....	60
4.2.6	Testování heteroskedasticity .....	62
4.2.7	Testování normality reziduí .....	65
4.2.8	Ekonomická verifikace modelu.....	67
4.3	Yamana Gold.....	68
4.4	Goldcorp.....	76
4.5	Barrick Gold.....	83
4.6	Kinross Gold.....	89
4.7	Newmont Mining.....	96
4.8	Zhodnocení a porovnání modelů.....	103
<b>5</b>	<b>Závěr .....</b>	<b>107</b>
	<b>Seznam použité literatury.....</b>	<b>110</b>
	<b>Seznam zkratk .....</b>	<b>113</b>
	<b>Prohlášení o využití výsledků diplomové práce.....</b>	
	<b>Seznam příloh .....</b>	
	<b>Přílohy .....</b>	

# 1 Úvod

Oceňování podniku je jedním z nejkompexnějších problémů podnikového hospodářství. Rozsah problémů, které je nutné při oceňování podniků postihnout, vedl ke vzniku celé řady přístupů a metod oceňování, které se ve svém výsledku mohou velmi lišit. Jedním z modelů oceňování cenných papírů podniků je teorie arbitrážního oceňování. Teorie APT je založena na předpokladu, že je výnosová míra investičních instrumentů ovlivňována určitým počtem faktorů.

Cílem diplomové práce je zjistit, které faktory ovlivňují vývoj kurzů akcií vybraných společností zaměřených na těžbu zlata a s využitím teorie APT provést ocenění těchto společností.

Objektem modelování jsou kurzy akcií pěti vybraných společností zaměřených na těžbu zlata - Yamana Gold, Goldcorp, Barrick Gold, Kinross Gold a Newmont Mining.

V práci je provedeno vícerozměrné lineární regresní stochastické modelování. Pro ocenění jednotlivých společností jsou vytvořeny multifaktorové modely, které jsou nejdříve odhadnuty a verifikovány, a následně je provedeno vzájemné srovnání a zhodnocení těchto modelů.

Po úvodu je první kapitola zahájena problematikou oceňování společností, charakteristikou teorie arbitrážního oceňování a multifaktorového modelu. Dále je věnována teoretickým a metodickým východiskům ekonometrického modelování. Kapitola je ukončena popisem faktorů ovlivňujících kurzy akcií.

Ve třetí kapitole jsou blíže představeny jednotlivé vybrané společnosti. Součástí kapitoly je popis veškerých dat použitých pro modelování.

Ve čtvrté kapitole jsou obsaženy veškeré výpočty související s vytvořením modelů pro kurzy akcií vybraných společností a indexu. Po analýze časových řad je proveden odhad jednotlivých parametrů modelů, které jsou následně podrobeny statistické, ekonometrické a ekonomické verifikaci. V rámci verifikace je testována statistická významnost jednotlivých

regresních parametrů i modelů jako celku, dále je testována specifikace modelů, multikolinearita, autokorelace, heteroskedasticita a normalita reziduí modelů.

V závěru je obsaženo celkové zhodnocení a porovnání všech vytvořených modelů včetně potvrzení či vyvrácení stanovených hypotéz o chování regresních parametrů.



## 2 Teorie arbitrážního oceňování a multifaktorový model

Kapitola je zahájena úvodem do problematiky oceňování společností, charakteristikou teorie arbitrážního oceňování a multifaktorového modelu. Následuje popis veškerých teoretických a metodických východisek ekonometrického modelování. Kapitola je ukončena popisem faktorů ovlivňujících kurzy akcií. Dílčí terminologie kapitoly vychází z teoretických poznatků uvedených v knižních publikacích a zdrojích [1 - 8].

### 2.1 Oceňování společností

Oceňování podniku je jedním z nejkompexnějších problémů podnikového hospodářství. Ocenění vyžaduje komplexní posouzení finanční situace podniku a všech faktorů, které na něj mají vliv. Účelem oceňování podniku je stanovení jeho tržní hodnoty s přihlédnutím k mnoha různým faktorům působících na současnou a budoucí situaci podniku.

Mařík (2007) popisuje ocenění jako službu, kterou zákazník objednává, protože mu přináší nějaký užitek. Tento užitek může mít různou povahu podle cílů a potřeb objednatele, proto jsou rozlišována ocenění, která vycházejí z různých podnětů a slouží k různým účelům.

Podněty pro ocenění mohou být různé. Mařík (2007) člení podněty k ocenění podle toho, zda ocenění souvisí se změnou vlastnictví podniku (koupě a prodej, fúze, rozdělení společnosti, nabídka na převzetí společnosti) nebo k vlastnickým změnám nedochází (změna právní formy společnosti, poskytnutí úvěru, sanace podniku apod.).

Mařík (2007) stanovuje zásadní otázky, na které bychom při oceňování podniku měli hledat odpovědi:

- kolik je za podnik ochoten zaplatit běžný zájemce (tržní ocenění),
- jakou má podnik hodnotu pro konkrétního kupujícího a
- jakou hodnotu lze považovat za nespornou?

Z těchto hledisek se vyvinuly čtyři základní přístupy k oceňování podniku: tržní hodnota, subjektivní hodnota, objektivizovaná hodnota a komplexní přístup na základě Kolínské školy.

Před zahájením oceňování podniku je třeba si vyjasnit, z jakého důvodu je oceňování prováděno. Zvolené techniky poté odpovídají funkcím, které má ocenění splnit. Nejdříve je vhodné provést souhrnné hodnocení podniku, následně provést hodnocení podniku z finančního hlediska a poté použít zvolenou metodu pro vlastní výpočet hodnoty podniku.

Rozsah problémů, které je nutné při oceňování podniků postihnout, vedl ke vzniku celé řadě přístupů a metod oceňování, které se ve svém výsledku mohou velmi lišit.

### 2.1.1 Metody ocenění

Finanční ocenění podniku si klade za cíl vyjádřit jeho hodnotu pomocí peněžní částky. Firmu a její výkon lze měřit retrospektivně, současně nebo perspektivně. Výsledná hodnota podniku může být zjištěna buď jednou vybranou metodou, nebo použitím více oceňovacích technik. Mařík (2007) dělí metody oceňování do **tří okruhů**:

- metody opírající se o analýzu výnosů podniku,
- metody založené především na analýze aktuálních cen na trhu a
- metody založené na ocenění majetkových položek podniku.

Dále Mařík (2007) třídí **základní metody pro oceňování podniku**:

1. **výnosové metody** (ocenění na základě analýzy výnosů) – metoda diskontovaných peněžních toků DCF, kapitalizovaných čistých výnosů, kombinované výnosové metody a metoda ekonomické přidané hodnoty EVA;
2. **tržní metody** (ocenění na základě analýzy trhů) – ocenění na základě tržní kapitalizace, srovnatelných podniků, údajů o podnicích uváděných na burzu, srovnatelných transakcí a na základě odvětvových multiplikátorů;
3. **majetkové ocenění** (ocenění na základě analýzy majetku) – účetní hodnota vlastního kapitálu podle historických cen, substanční hodnota na principu reprodukčních cen či na principu úspory nákladů, majetkové ocenění podle tržních hodnot a likvidační hodnota.

Rejnuš (2011) dělí nejčastější metody oceňování pro potřeby oceňování akcií emitentů na dividendové diskontní modely, ziskové modely, bilanční modely, finanční analýzu podniku, bonitní a bankrotní modely a metody mezipodnikového srovnání.

**Dividendové diskontní modely** jsou založeny na diskontování budoucích peněžních toků vyplácených akcionářům (dividend) na jejich současnou hodnotu. Vnitřní hodnota akcie je součtem současné hodnoty budoucích dividend dle vztahu

$$VH = \frac{D_1}{(1+k)} + \frac{D_2}{(1+k)^2} + \dots + \frac{D_n}{(1+k)^n}, \quad (2.1)$$

kde  $VH$  je vnitřní hodnota akcie,  $D_1$  až  $D_n$  jsou očekávané dividendy v jednotlivých letech a  $k$  je požadovaná výnosová míra, pokud hodnota  $n$  se blíží nekonečnu. Vnitřní hodnotu můžeme také vypočítat dle vztahu

$$VH = \frac{D_1}{(1+k)} + \frac{D_2}{(1+k)^2} + \dots + \frac{D_n + P_n}{(1+k)^n}, \quad (2.2)$$

kde je navíc přidána očekávaná prodejní cena v  $n$ -tém roce  $P_n$ . Musílek (2011) tvrdí, že se analytici při praktické realizaci výpočtu vnitřní hodnoty akcie zaměřují spíše na stanovení očekávaného růstu dividend  $g$ . Při konstantní míře růstu dividend lze dividendový diskontní model (Gordonův) vyjádřit jako

$$VH = \frac{D_1}{K - g}. \quad (2.3)$$

Finální prodejní cena akcie se v případě dlouhodobé držby akcie ani neuvádí, neboť její diskontovaná hodnota se bude blížit s časem nule. Firmy vyplácející dividendy se snaží o postupné navyšování vyplácených dividend radši než na výplatu stabilního dividendového výnosu. Pakliže firma je relativně nově na trhu, nebo nevyplácí dividendy, namísto dividendy se používají očekávané zisky na kmenovou akcii.

**Ziskové modely** jsou celosvětově nepoužívanější metodou výpočtu vnitřní hodnoty akcií. Vychází z metody diskontování budoucích očekávaných účetních zisků emitenta

na jednu kmenovou akcii:

$$VH = \sum_{t=1}^T \frac{FCF}{(1+k)^t} + \frac{P_t - P_0}{(1+k)^T}, \quad (2.4)$$

kde  $\sum_{t=1}^T \frac{FCF}{(1+k)^t}$  jsou diskontované budoucí peněžní toky a  $\frac{P_t - P_0}{(1+k)^T}$  je diskontovaný kapitálový výnos.

**Bilanční modely** vychází z účetních rozvahových položek pro kvantifikaci vnitřní hodnoty kmenové akcie. Mezi tyto modely se řadí účetní, nominální, substanční, substituční, likvidační nebo reprodukční hodnota akcie.

**Finanční analýza podniku** je retrospektivní především účetní komplexní fundamentální analýzou podniku. Vstupní data mohou být nejen interní (podniková účetní), ale také externí. Obecně se analýza dělí na absolutní, relativní a poměrové ukazatele. Jejich výslednou hodnotou je účetní nominální hodnota, nikoliv vnitřní spravedlivá cena. *Finanční analýza zkoumá strukturu podnikových aktiv, kvalitu a intenzitu jejich využívání, způsob jejich financování, solventnost, likviditu a další rysy finančního života podniku* (Rejnuš 2011, s. 251). Používají se zde horizontální (trendové, časové) a vertikální (procentní) analýzy. Mezi poměrové ukazatele se řadí ukazatele rentability, aktivity, zadluženosti, likvidity, tržní hodnoty, výkonnosti.

**Bonitní modely** jsou empirickými modely, jejichž snahou je stanovení konkrétního ratingu daného podniku. **Bankrotní modely** jsou založeny na předpokladu, že lze s předstihem s určitou pravděpodobností kvantifikovat přicházející úpadek podniku.

Metody **mezipodnikového srovnání** jsou založeny na bázi rankingu vybraných společností od nejlepší po nejhorší. Předmět samotného hodnocení může být založen na jednom vybraném ukazateli, nebo několika vybraných ukazatelích (jednoduše, váženě). Také existuje bodovací rankingová metoda přiřazující nejlepší firmě 100 bodů.

V této práci je pro ohodnocení akciových kurzů společností využita teorie arbitrážního oceňování.

## 2.1.2 Teorie arbitrážního oceňování

Teorie arbitrážního oceňování (arbitrage pricing theory – **APT**) je alternativní model oceňování cenných papírů, který vytvořil Steve Ross v roce 1976.

APT vypadá podobně jako model oceňování kapitálových aktiv CAPM, avšak jedná se o zcela rozdílný přístup. Musílek (2011) tvrdí, že zatímco je CAPM založen na teorii užitku, teorie arbitrážního oceňování neříká nic o preferencích investorů. Arbitrážní teorie je místo toho založena na **zákonu jedné ceny** pro identická zboží.

Zákon jedné ceny tvrdí, že se identická zboží mají prodávat za stejnou cenu. Pokud se prodávají za rozdílné ceny, pak začnou arbitrážeri současně kupovat zboží za nižší cenu a prodávat ho za vyšší, čímž dosahují bezrizikového zisku (vzhledem ke známé nákupní i prodejní ceně). Musílek (2011) tvrdí, že je provádění arbitráží známé již z primitivních trhů, přestože APT vnikla až v 70. letech 20. století, a na dnešních globálních investičních trzích jsou tyto arbitrážní transakce stále intenzivnější.

Dvě investiční aktiva se stejným rizikem by měla mít také stejnou očekávanou výnosovou míru. Pokud tomu tak není, dosáhne investiční arbitrážér bezrizikového zisku tím, že prodá instrument s nižší rizikově očištěnou výnosovou mírou a nakoupí aktivum s vyšší rizikově očištěnou výnosovou mírou. Arbitrážní transakce vedou k tomu, že se dva perfektní investiční substituty prodávají ve stejném okamžiku za stejnou cenu.

Musílek (2011) tvrdí, že je APT založena na předpokladu, že je výnosová míra investičních instrumentů ovlivňována větším počtem faktorů podle vztahu

$$R_{it} = a_{0t} + b_{i1}F_{1t} + b_{i2}F_{2t} + \dots + b_{iN}F_{Nt} + e_{it}, \quad (2.5)$$

což lze také vyjádřit jako vztah

$$R_{it} = a_{0t} + \sum_{K=1}^N b_{iK}F_{Kt} + e_{it}, \quad \text{kde} \quad (2.6)$$

$R_{it}$  je realizovaná výnosová míra,

$a_{0t}$  je očekávaná výnosová míra v období  $t$  za předpokladu, že se hodnota ostatních faktorů rovná nule,

$K$  je počet faktorů,

$b_{iK}$  je citlivost výnosové míry aktiva  $i$  na úroveň faktoru  $K$ ,

$F_{Kt}$  jsou jednotlivé faktory,

$e_{it}$  je výnosová míra specifického instrumentu  $i$  v období  $t$ .

Vztah (2.5) lze také využít pro vyjádření očekávané výnosové míry  $E(R_{it})$ :

$$E(R_{it}) = a_{0t} + b_{i1}E(F_{1t}) + b_{i2}E(F_{2t}) + \dots + b_{iN}E(F_{Nt}) + e_{it} \quad (2.7)$$

a ve zkrácené verzi

$$E(R_{it}) = a_{0t} + \sum_{K=1}^N b_{iK}E(F_{Kt}) \quad , \text{ kde} \quad (2.8)$$

$E(F_{Kt})$  značí očekávanou hodnotu faktoru  $K$  v období  $t$ .

Musílek (2011) z rovnice (2.8) vyjadřuje realizovanou výnosovou míru, kterou lze rozdělit na výnosovou míru očekávanou a neočekávanou. Realizovaná výnosová míra je vyjádřena dle vztahů

$$R_{it} = a_{0t} + b_{i1}[E(F_{1t}) + f_{1t}] + b_{i2}[E(F_{2t}) + f_{2t}] + \dots + b_{iN}[E(F_{Nt}) + f_{Nt}] + e_{it}, \quad (2.9)$$

$$R_{it} = a_{0t} + b_{i1}E(F_{1t}) + b_{i2}E(F_{2t}) + \dots + b_{iN}E(F_{Nt}) + b_{i1}f_{1t} + b_{i2}f_{2t} + \dots + b_{iN}f_{Nt} + e_{it}, \quad (2.10)$$

$$R_{it} = E(R_{it}) + (b_{i1}f_{1t} + b_{i2}f_{2t} + \dots + b_{iN}f_{Nt}) + e_{it}, \text{ kde} \quad (2.11)$$

$f_{Kt}$  jsou neočekávané výsledky daného faktoru v období  $t$ .

Aby platily vztahy (2.9 – 2.11), Musílek (2011) tvrdí, že musí být splněny předpoklady:

- neexistují transakční náklady,
- krátké prodeje jsou neomezené,
- existuje dostatečný počet investičních aktiv, což umožňuje diverzifikovat jedinečné riziko.

Názory na faktory, které ovlivňují očekávanou výnosovou míru akcií, se liší. Musílek (2011) uvádí tyto faktory:

- měsíční růstová míra průmyslové výroby,
- změna očekávané inflace (měřená jako změna krátkodobých úrokových sazeb),
- neočekávaná inflace,
- neočekávaná změna rizikové prémie,
- neočekávaná změna termínové prémie,

a další, neboť o vymezení faktorů se stále vedou diskuze.

ATP je také nástrojem pro investiční analýzu, pokud se podaří identifikovat přijatelný počet faktorů, určit prémii za očekávané riziko u každého z faktorů a stanovit citlivost každé akcie na tyto faktory.

Teorie arbitrážního oceňování je vhodná **pro ohodnocení akcií**.

## 2.2 Ekonometrické modelování

Hančlová (2012) popisuje ekonometrii jako vědní disciplína, která aplikuje nástroje statistiky a matematiky v oblasti ekonomie a využívá přitom informatiky. Ekonometrie jako vědní disciplína vznikla v roce 1930, kdy byla v USA založena ekonometrická společnost. Hlavními důvody vzniku ekonometrie byly:

- velká hospodářská krize,
- kritika ekonomického výzkumu,
- zkoumání a měření ekonomických a společenských jevů,
- snaha o využití netradičních disciplín,
- myšlenka využít matematiku a statistiku v ekonomii.

### 2.2.1 Proces klasického ekonometrického modelování

Konstrukce ekonometrického modelu je proces, kdy často „metodou pokusů a omylů“ dospějeme k finálnímu modelu odlišnému od počáteční představy. Cipra (2013) popisuje

algoritmus, který by měl být při konstrukci modelu dodržován, následovně:

### 1. formulace modelu

- **ekonomická** – stanovení předmětu zkoumání, klasifikace ekonomických veličin, popis vazeb a vztahů mezi veličinami, formulace výchozích hypotéz;
- **matematická** – vymezení klíčových proměnných v modelu, transformace ekonomického modelu do analytické formy funkčního předpisu a stanovení očekávaných pozitivních či negativních vztahů;
- **ekonometrická** – do matematického modelu je zavedena náhodná složka  $u_t$ , čímž se z deterministického modelu stává model stochastický;

2. **vyhledání** vhodných finančních **dat** (ideálně od profesionálních poskytovatelů typu Reuters, Bloomberg apod., kde by ve veličinách neměly být zahrnuty chyby v datech či ve způsobu jejich měření);

3. **odhad parametrů modelu** - volba vhodné odhadové metody většinou bývá ovlivněna dostupným softwarem;

4. **verifikace odhadnutého modelu** (testování, zda je odhadnutý model statisticky kompatibilní s použitými daty),

- **statistiká** – ověření statistické reálnosti jednotlivých odhadnutých parametrů a celého modelu;
- **ekonometrická** – ověření podmínek nezbytných k úspěšné aplikaci použitých ekonometrických testů, metod a dalších postupů; základem této verifikace je testování vlastnosti odhadnuté náhodné složky;
- **ekonomická** – provedení ekonomické interpretace odhadnutých regresních parametrů a celého modelu; sleduje se shoda s očekávanými znaménky či ekonomickou teorií;

5. **interpretace** modelu – posouzení, zda je odhadnutý model prakticky kompatibilní s realitou;

6. **využití** modelu pro řešení finančního problému.

V případě, že v průběhu verifikace modelu zjistíme neadekvátní validitu, vracíme se do předcházejících fází procesu ekonometrického modelování.



## 2.2.2 Lineární regresní modely

Cipra (2013) považuje regresní analýzu jako bezesporu nejdůležitější ekonometrický nástroj, který slouží pro kvantitativní popis vztahu mezi ekonomickými a finančními veličinami označovanými jako *proměnné*. Úkolem regrese je vysvětlení změny hodnot jedné proměnné změnami hodnot ostatních proměnných. Cipra (2013) dále přiřazuje proměnným regresního modelu následující termíny:

$y$  vysvětlovaná proměnná, závisle proměnná, regresand, efekt;

$x_1, x_2, \dots, x_k$  vysvětlující proměnné, nezávisle proměnné, regresory, příčiny.

### Jednoduchý lineární regresní model

V jednoduchém lineárním regresním modelu je vysvětlující proměnná  $Y_t$  lineárním vztahem jedné vysvětlující proměnné  $X_t$ .

Hančlová (2012) popisuje jednoduchý lineární regresní model jako

$$Y_t = f(X_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_t, \text{ kde} \quad (2.12)$$

$Y_t$  je hodnota vysvětlované závisle proměnné;

$\beta_0$  je úroňová konstanta (absolutní člen);

$\beta_1$  je neznámý parciální regresní koeficient modelu;

$X_t$  je hodnota vysvětlující nezávislé proměnné.

Vztahem (2.12) je formulován **matematický (deterministický)** model. Interpretace parametru  $\beta_1$  je zřejmá: pokud se hodnota vysvětlující proměnné  $X_t$  zvýší o jednotku, pak lze očekávat, že se hodnota vysvětlované proměnné  $Y_t$  změní o hodnotu  $\beta_1$ .

Pro formulaci ekonometrického modelu je třeba do původního deterministického modelu zahrnout náhodnou složku  $u_t$ . Poté se z modelu stává model **stochastický** a vzniká **ekonometrický** model:

$$Y_t = f(X_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_t + u_t, \text{ kde} \quad (2.13)$$

$u_t$  je náhodná složka modelu.

## Vícerozměrný lineární regresní model

Hančlová (2012) formuluje klasický jednorovnicový vícerozměrný lineární model (vyjádřený **matematicky**) jako

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{t1} + \beta_2 \cdot X_{t2} + \dots + \beta_k \cdot X_{tk}, \quad t = 1, \dots, T, \text{ kde} \quad (2.14)$$

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$  jsou neznámé parciální regresní koeficienty modelu;

$X_{t1}, X_{t2}, X_{tk}$  jsou hodnoty vysvětlujících nezávislých proměnných.

Parciální regresní parametr  $\beta_j$ , vyjadřuje změnu střední hodnoty závislé proměnné  $Y_t$  při zvýšení vysvětlující proměnné  $X_j$  o jednotku za podmínek *ceteris paribus*. To je základní rozdíl při rozšíření jednoduchého regresního modelu na vícerozměrný.

Matematický model je převeden na stochastický **ekonometrický** model přidáním náhodné složky:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{t1} + \beta_2 \cdot X_{t2} + \dots + \beta_k \cdot X_{tk} + u_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (2.15)$$

## Odhad parametrů lineárního regresního modelu

Lineární model lze odhadnout různými odhadovými metodami (metodou maximální věrohodnosti, zobecněnou metodou momentů, metodou nejmenších čtverců). Při volbě metody záleží na vhodném softwaru pro ekonometrickou analýzu dat.

Cipra (2013) tvrdí, že je nejčastěji používanou metodou odhadu modelu **metoda nejmenších čtverců**. Metoda vychází z kritéria minimalizace součtu čtverců reziduální složky:

$$RSS = \hat{u}' \cdot \hat{u} = (y - X \cdot \hat{\beta})' \cdot (y - X \cdot \hat{\beta}) \rightarrow MIN, \quad (2.16)$$

kde  $RSS$  je reziduální součet čtverců,  $\hat{u}$  je odhad náhodné složky,  $\hat{u}'$  značí derivaci odhadu náhodné složky a  $\hat{\beta}$  je odhad regresního koeficientu.

Jakmile je model lineární regrese odhadnut, je nutné posoudit jeho vhodnost a kompatibilitu s použitými daty. Po odhadu modelu se posuzuje především:

- velikost koeficientu determinace,

- statistická významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných,
- odhadnuté regresní koeficienty jednotlivých vysvětlujících proměnných a další.

### Koeficient determinace

Vždy je třeba ověřit velikost koeficientu determinace. Nejdříve je třeba zjistit reziduální součet čtverců

$$RSS = \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2, \quad (2.17)$$

na jehož minimalizaci je metoda nejmenších čtverců založena. Čím je nezáporná hodnota RSS menší, tím lépe je model sestaven. Další používaný typ součtu čtverců je úplný součet čtverců

$$TSS = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2 \quad (2.18)$$

a vysvětlený součet čtverců

$$ESS = \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2. \quad (2.19)$$

Koeficient determinace je definován jako

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad (2.20)$$

a jeho hodnota je v rozmezí  $\langle 0;1 \rangle$ . Pokud se koeficient determinace blíží 1, pak je model pro daná data vhodný. Naopak pokud je čtvercová korelace blízko nuly, model se pro daná data nehodí.

### Hypotézy chování regresních koeficientů

Mezi vysvětlovanou proměnnou a vysvětlujícími proměnnými musí být vzájemný vztah. Ten určují regresní koeficienty  $\beta_i$ . Koeficient  $\beta_0$  je úrovnovou konstantou určující průtnutí osy Y. Ostatní parciální regresní koeficienty modelu  $\beta_1$  až  $\beta_k$  vyjadřují, jak se při změně vysvětlujících proměnných změní vysvětlovaná proměnná.

Všechny regresní koeficienty by měly mít vliv na vysvětlovanou proměnnou. Lze předpokládat, že budou nenulové.

Zároveň je třeba, aby statistická významnost vysvětlujících proměnných byla nižší než stanovená hladina významnosti (např. 5 %). Pokud tato podmínka není splněna, nejsou do modelu tyto proměnné zařazeny.

### 2.2.3 Typy dat a analýza časových řad

Pro odhadnutí modelu je třeba vyhledat vhodná finanční data. Vybrána by měla být nejlépe od profesionálních poskytovatelů (např. Reuters, Bloomberg apod.), aby ve veličinách nebyly být zahrnuty chyby v datech či ve způsobu jejich měření.

Časová řada je chronologicky (věcně a prostorově) uspořádaná postoupnost srovnatelných dat uspořádaných zpravidla v datovém souboru. Cipra (2013) klasifikuje analyzovaná data do tří skupin.

**Časová data** jsou data ve tvaru časových řad, tedy hodnoty určité veličiny pozorované ve stanoveném časovém intervalu s určitou frekvencí záznamu. Frekvence pozorování značí velikost intervalu mezi jednotlivými pozorováními či pravidelnost pořizování záznamu. Pro časová data je podstatné uspořádání v čase, které nelze měnit. Pro využití v modelech je vyžadováno, aby měly časové řady stejnou frekvenci pozorování. Jako značení se často využívá časový index nebo argument  $t$  a pro celkový počet pozorování pak symbol  $T$ .

**Průřezová data** jsou data ve tvaru průřezového výběru, tedy hodnoty určité veličiny pozorované v též časový okamžik přes určitý populační soubor. Data lze většinou libovolně přerovnávat. Jako značení lze zvolit průřezový index  $n$  a pro rozsah průřezového výběru symbol  $N$ .

**Panelová data** jsou kombinací časových a průřezových dat.

Data lze také členit na kvalitativní (ceny, kurzy) a kvantitativní (rating).

Analýza časových řad může být provedeny graficky nebo pomocí výpočtů. Časové řady lze charakterizovat pomocí:

- **deskriptivní statistiky**
  - o polohy (průměr, modus, minimum, maximum),
  - o variability (směrodatná odchylka),
  - o další momenty (šikmost a špičatost);
- **analýzy** chybějících, odlehlých a extrémních hodnot;

- **grafů:**
  - spojnicových (zjištění trendu, variability, stacionarity, sezónnosti),
  - histogramů – reprezentativnost výběru, šikmost, špičatost,
  - bodových – funkční vztah závislosti vysvětlující a vysvětlované proměnné,
  - křížové korelace – stanovení zpoždění mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou a další;
- **korelační matice** – zjištění závislosti mezi všemi proměnnými.

Časové řady by pro následné využití pro odhad modelu neměly obsahovat chybějící hodnoty, ideálně by měly kopírovat Gaussovu křivku normálního rozdělení (což v praxi není téměř nikdy dodrženo), neměly by být stacionární a zahrnovat trend ani sezónnost.

Stochastický proces  $Y_t$  je stacionární, jestliže:

střední hodnota  $E(Y_t)$  je konstantní v čase

$$E(Y_t) = \mu, \quad (2.21)$$

variabilita  $var(Y_t)$  je konstantní v čase

$$var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2, \quad (2.22)$$

a kovariance  $\gamma_k$  ve dvou různých časových obdobích jsou závislá pouze na vzdálenosti v čase

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]. \quad (2.23)$$

Časové řady by měly být stacionární, aby nedocházelo ke zdánlivé regresi, kdy se dvě časové řady vyvíjí podobně, přestože spolu nesouvisí. Nestacionaritu je třeba odstranit nebo zmírnit. Zároveň se vzhledem ke specifičnosti finančních časových řad většinou nepracuje přímo s původní časovou řadou, ale s její transformací.

Upravená časová řada může znázorňovat indexy, průměry, koeficienty růstu, absolutní přírůstky zjištěné jako rozdíl veličiny v čase  $t$  a  $t - 1$ ; nebo relativní přírůstky a úbytky vyjádřené jako

$$\text{relativní přírůstek} = \frac{(Y_t - Y_{t-1})}{Y_{t-1}}, \quad (2.24)$$

popřípadě převedené do procentního vyjádření

$$\text{tempo přírůstku} = \frac{(Y_t - Y_{t-1})}{Y_{t-1}} \cdot 100. \quad (2.25)$$

Dále lze časovou řadu analyzovat tempem (koeficientem) růstu

$$\text{tempo růstu} = \frac{Y_t}{Y_{t-1}}, \quad (2.26)$$

případně tempem růstu v procentním vyjádření

$$\text{tempo růstu} = \frac{Y_t}{Y_{t-1}} \cdot 100. \quad (2.27)$$

Časovou řadu lze též převést na přirozené logaritmy či diferencovat jednotlivé řády. Diference 1. a 2. řádu jsou stanoveny jako

$$D1_t = Y_t - Y_{t-1}, \quad (2.28)$$

$$D2_t = D1_t - D1_{t-1}. \quad (2.29)$$

Finanční časové řady mají ve srovnání s jinými ekonomickými časovými řadami některé specifické vlastnosti a odlišnosti dané především mikrostrukturou finančních trhů, na kterých jsou generovány. Mimo systematické faktory mají na dynamiku časových řad značný vliv i faktory nesystematického charakteru, což se projevuje v jejich relativně vysoké a proměnlivé variabilitě.

## 2.3 Statistická verifikace

Statistická verifikace je ověření statistické významnosti odhadnutých parametrů a odhadnutého modelu. Verifikace bývá prováděna t-testem a F-testem.

### T-test

Pomocí t-testu je testována statistická významnost jednotlivých regresních koeficientů. Je třeba stanovit si hypotézy,

$H_0: \beta_i = 0$ , regresní parametr NENÍ statisticky významný (nepřispívá k objasnění vysvětlované proměnné);

$H_1: \beta_i \neq 0$ , regresní parametr JE statisticky významný (přispívá k objasnění vysvětlované proměnné);

Dále je třeba stanovit si určitou hladinu významnosti (např. 5 %). Hančlová (2012) určuje testovací statistiku na základě rovnice řídicí se studentovým rozdělením

$$t_{vyp} = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i}{\sigma_{\hat{\beta}_i}} = \frac{\hat{\beta}_i}{\sigma_{\hat{\beta}_i}}, \quad t(n - k). \quad (2.30)$$

Kritická hodnota  $t_{krit}$  je zjištěna dle vzorce:

$$t_{krit} = t_{\alpha}(n - k), \quad (2.31)$$

kde je  $\alpha$  hladina významnosti,  $n$  je počet pozorování a  $k$  značí počet vysvětlujících proměnných v modelu včetně konstanty.

Rozhodovací pravidlo je:  $|t_{vyp}| > t_{krit}$ , tedy pokud vypočtená hodnota je větší než kritická, pak zamítáme  $H_0$  na dané hladině významnosti alfa. Parametr je tedy statisticky významný a měl by v modelu zůstat.

### F-test

F-test je rozhodování o přijmutí či nepřijmutí hypotézy na dané hladině významnosti. Pomocí F-testu lze zjistit, jaká je statistická významnost modelu jako celku.

Je třeba stanovit hypotézy:

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ , kde jsou všechny vysvětlující proměnné rovny nule a regresní model jako celek není statisticky významný.

$H_1: \beta_1 \neq 0 \vee \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0$ , kde je alespoň jedna vysvětlující proměnná nenulová a model jako celek je statisticky významný.

U F-testu se opět porovnává vypočtená a kritická hodnota. Hančlová (2012) určuje hodnotu F-testu dle vztahu,

$$F_{vyp} = \frac{\frac{ESS}{k-1}}{\frac{RSS}{n-k}} \sim F(k - 1; n - k), \quad (2.32)$$

kde  $ESS$  je již dříve zmíněný vysvětlený součet čtverců,  $RSS$  je reziduální součet čtverců,  $n$  je počet pozorování a  $k$  značí počet vysvětlujících proměnných v modelu včetně konstanty.

Kritická hodnota je vypočtena následovně,

$$F_{krit} = (k - 1; n - k). \quad (2.33)$$

Rozhodovací pravidlo je,  $F_{vyp} > F_{krit}$ , tedy pokud je vypočítaná hodnota vyšší než kritická,  $H_0$  se zamítá na dané hladině významnosti alfa a lze předpokládat, že je model statisticky významný.

## 2.4 Ekonometrická verifikace

Hančlová (2012) popisuje ekonomickou verifikaci jako ověření všech nezbytných podmínek pro úspěšnou aplikaci použitých ekonomických metod či testů. Verifikace je prováděna testováním vlastností náhodné složky odhadnuté z normálního rozdělení s nulovou střední hodnotou, testováním konstantního rozptylu sériové nezávislosti náhodné složky apod. Verifikace je dále zaměřena na rozsah výběru pozorování, na stabilitu odhadu regresních parametrů či správnou specifikaci celého modelu. V případě nedostatků dochází k nápravě předchozích chyb.

### 2.4.1 Specifikace modelu

V rámci specifikace odhadnutého modelu je využíván Ramsey RESET test, který testuje chybnou specifikaci. RESET test je popisován jako test, který v případě nezařazení významných vysvětlujících proměnných nebo použití špatné funkční formy přemístí informace do reziduální složky. Zkoumá se změna koeficientu determinace přidáním odhadnuté predikované proměnné v druhé, třetí či vyšší mocnině. Není vhodné, pokud by došlo k výraznému zvýšení koeficientu determinace. V rámci testu jsou vytvořeny umocněné proměnné  $\hat{Y}^2$  až  $\hat{Y}^s$  z predikované hodnoty a jsou přidány do modelu.

Nový model má tvar,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{t1} + \beta_2 \cdot X_{t2} + \dots + \beta_k \cdot X_{tk} + \beta_{k+1} \cdot \hat{Y}^2 + \dots + \beta_{k+2} \cdot \hat{Y}^s + u_t, \quad (2.34)$$

Hypotézy jsou stanoveny následovně,

$H_0$  regresní model JE správně specifikovaný,

$H_1$  regresní model NENÍ správně specifikovaný.



Pro otestování hypotéz se musí do modelu přidat odhadnuté predikované proměnné. Prove se výpočet dle vzorce,

$$F_{vyp} = \frac{\frac{R_{NEW}^2 - R_{OLD}^2}{df_1}}{\frac{1 - R_{NEW}^2}{df_2}} \sim F(df_1; df_2), \quad (2.35)$$

kde  $R_{NEW}^2$  je koeficient determinace nového modelu,  $R_{OLD}^2$  je koeficient determinace původního modelu,  $df_1$  značí počet nově přidaných proměnných do modelu a  $df_2$  je počet pozorování  $N$  minus počet parametrů nového modelu včetně konstanty.

Kritická hodnota je spočítána jako

$$F_{krit} = F(df_1; df_2). \quad (2.36)$$

Rozhodovací pravidlo je  $F_{vyp} > F(df_1; df_2)$  a pokud je vypočítaná hodnota větší než kritická, zamítáme  $H_0$  ve prospěch hypotézy  $H_1$ .

V rámci specifikace lze také provést **grafickou analýzu** reziduální složky. Správně specifikovaný model by neměl mít rezidua překračující určený interval  $\langle -1,96; 1,96 \rangle$  o více než 5 % pozorování (na dané hladině významnosti).

## 2.4.2 Multikolinearita

Multikolinearita je vysoká vzájemná korelace vysvětlujících proměnných. Hančlová (2012) tvrdí, že mezi nejčastější příčiny multikolinearity patří stejná trendová tendence časových řad, špatné použití umělých proměnných nebo nevhodně zavedené zpožděné proměnné. Důsledkem může být zkreslený výsledek t-testu a F-testu nebo špatná interpretace jednotlivých vysvětlujících proměnných a jejich vlivu na proměnnou vysvětlovanou.

Hančlová (2012) vysvětluje, že se může multikolinearita projevovat vysokým vícenásobným koeficientem korelace nebo vysokým koeficientem párové korelace. Může nastat pouze u modelu s dvěma a více vysvětlujícími proměnnými, u kterých se také musí sledovat párová korelace a vícenásobná lineární závislost. Pro zjištění vazeb mezi proměnnými je často používána korelační matice, ve které by neměly mít vysvětlující proměnné vzájemné hodnoty vyšší než 0,8. V opačném případě je nutné jednu z těchto proměnných vyloučit.

Multikolinearitu lze porovnat také vícenásobnou korelací, při které je každá vysvětlující proměnná vysvětlena ostatními nezávislými proměnnými. Srovnává se koeficient determinace pro každou jednotlivou proměnnou zvlášť a koeficient determinace pro celý model, přičemž žádný model s vysvětlující proměnnou by neměl mít vyšší koeficient determinace než model původní.

Hančlová (2012) tvrdí, že jsou ve statistických a ekonometrických softwarech podpůrné statistiky pro zjištění korelovanosti vysvětlujících proměnných. Jedná se zejména o faktory změny variability VIF a její toleranci TOL.

VIF se počítá dle vztahu,

$$VIF_i = \frac{1}{1-R_{x_i}^2}, \quad (2.37)$$

kde  $R_{x_i}^2$  je koeficient determinace pocházející z regresního modelu, kdy je proměnná  $i$  vysvětlována prostřednictvím ostatních vysvětlujících proměnných. Jestliže  $R_{x_i}^2 = 0$ , pak  $VIF_i = 1$  a naopak. Vyšší faktor změny variability značí vyšší závislost vysvětlujících proměnných mezi sebou. Multikolinearita se v modelu vyskytuje, pokud  $VIF_i > 10$ .

Podpůrná statistika TOL značí míru tolerance a je počítána vztahem

$$TOL_i = \frac{1}{VIF_{x_i}} = 1 - R_{x_i}^2. \quad (2.38)$$

Jestliže  $R_{x_i}^2 = 0$ , pak  $TOL_i = 1$  a naopak. Čím nižší je pak tolerance  $TOL_i$ , tím vyšší je závislost  $X_i$  na ostatních faktorech. Proměnné jsou silně závislé, pokud je  $TOL_i < 0,1$ .

### 2.4.3 Autokorelace

Hančlová (2012) popisuje autokorelaci jako sériovou závislost časové řady reziduí a časové řady zpožděných reziduí. Autokorelace se vyznačuje závislostí proměnných na sobě samých. Testuje se předpoklad vzájemné nezávislosti náhodných složek jednotlivých pozorování vysvětlované veličiny. Rezidua představují stochastickou proměnnou  $u_t$ .

Identifikaci autokorelace reziduální složky provádíme prostřednictvím grafických testů a sofistikovaného testu Durbina-Watsona. V liniových a bodových grafech zobrazujících standardizovaná rezidua se při autokorelaci projevuje přímá závislost v čase nebo trend a rezidua jsou nenáhodně rozmístěna. Dalším typem grafického posouzení závislosti

reziduální složky na vlastních zpožděných hodnotách jsou grafy **autokorelační funkce** ACF a **parciální autokorelační funkce** PACF. Tyto grafy jsou vhodné pro posouzení autokorelace více řádů, nejen prvního. Lze na nich sledovat, zda rezidua překračují stanovený horní a dolní limit, ve kterém období dochází k chybě a po kolik období bude chyba (vlivem závislosti mezi jednotlivými chybami) model ovlivňovat.

### Durbinův–Watsonův test

Autokorelace 1. řádu se projeví při Durbinově–Watsonově testu. Opět je třeba stanovit si hypotézy,

$H_0 \quad \rho = 0 \quad \text{NENÍ autokorelace 1. řádu,}$

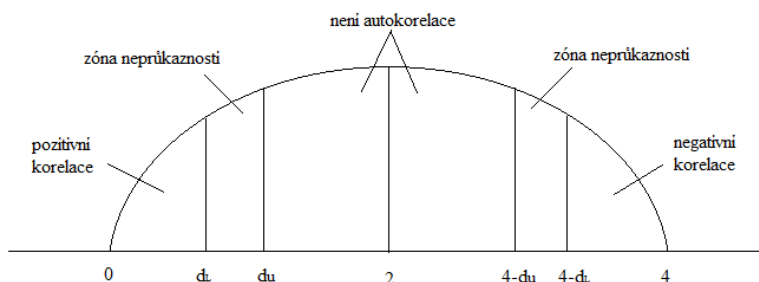
$H_1 \quad \rho \neq 0 \quad \text{JE přítomna autokorelace 1. řádu.}$

Testovací statistika se počítá dle vztahu

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2} \approx d_{n,k}. \quad (2.39)$$

Odhadnutý parametr má tvar  $DW \approx 2 \cdot (1 - \hat{\rho})$ . Hodnota DW se chová dle nestandardního d-rozdělení z intervalu  $\langle 0;4 \rangle$ . Kritické hodnoty  $d_L$  a  $d_u$  jsou zjištěny podle počtu pozorování a počtu koeficientů na dané hladině významnosti. Podle těchto kritických hodnot jsou dopočteny zbylé dvě hodnoty  $4-d_u$  a  $4-d_L$ . Daný interval  $\langle 0;4 \rangle$  je tím rozdělen podle obrázku 2.1.

**Obr. 2.1 Kritické hodnoty Durbinova-Watsonova testu**



Zdroj: vlastní zpracování.

Autokorelaci lze zmírnit odstraněním špatné funkční formy modelu, upravením časové struktury nebo použitím vhodné odhadové metody. Také lze zavést zpožděnou vysvětlovanou proměnnou, která pozmění model následovně,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{t1} + \beta_2 \cdot X_{t2} + \dots + \beta_k \cdot X_{tk} + Y_{t-1} + u_t, \quad (2.40)$$

V modelu by se autokorelace náhodných složek neměla vyskytovat. Nemusí mít vliv na odhad koeficientů modelu, ale může zapříčinit zkreslení odhadu rozptylů koeficientů, analýzy a prognózy a zkreslit testy statistické významnosti. V případě výskytu je nutné ji odstranit.

#### 2.4.4 Heteroskedasticita

Heteroskedasticita znamená měnící se rozptyl reziduí. Zároveň značí porušení předpokladu konstantního a konečného rozptylu náhodné složky. Hančlová (2012) tvrdí, že příčinou heteroskedasticity mohou být odlehlá pozorování, chybná specifikace či měření nebo značně rozdílné hodnoty v rozsáhlém souboru. Důsledkem může být zkreslení statistických testů t-testu a F-testu. Cipra (2013) tvrdí, že je heteroskedasticita velmi typická právě u modelování finančních časových řad. Opakem heteroskedasticity je homoskedasticita, což je konstantní a konečný rozptyl náhodné složky a je důležité jí dosáhnout.

Pro zjištění heteroskedasticity lze použít grafický a Whiteův test. Při grafickém testování se zkoumá vývoj čtverců standardizovaných reziduí  $Z_{ut}^2$  v závislosti na vysvětlujících proměnných. Je také třeba vypočítat nové hodnoty reziduí, které by měly být v intervalu  $\langle 0; 3,84 \rangle$ . Aby byla splněna tato podmínka, neměl by tento interval překročit stanovený počet hodnot (např. 5 % hodnot za stanovené hladiny významnosti 0,05). Pokud podmínka splněna není, potvrzuje se testem heteroskedasticita.

**Whiteův obecný test** je využíván především pro modely s více proměnnými. Hančlová (2012) tvrdí, že Whiteův test vychází z pomocné regrese, která měří závislost jedné proměnné na jiných. Je zapotřebí dosadit do rovnice původní model, k němu přičíst druhé mocniny vysvětlujících proměnných a k tomu přičíst součiny dvojic vysvětlujících proměnných. Pokud tedy máme například rovnici se dvěma vysvětlujícími proměnnými, rovnice testu bude mít tento tvar,

$$u_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{t1} + \beta_2 \cdot X_{t2} + \beta_3 \cdot X_{t1}^2 + \beta_4 \cdot X_{t2}^2 + \beta_5 \cdot X_{t1} \cdot X_{t2} + u_t. \quad (2.41)$$

Hypotézy jsou formulovány:

$H_0$  v modelu je homoskedasticita, koeficienty bety = 0,

$H_1$  v modelu je heteroskedasticita, alespoň 1 koeficient je různý od 0.

Testovací hodnota je vypočtena jako,

$$\chi_{vyp}^2 = n \cdot R^2 \approx \chi_{df}^2. \quad (2.42)$$

Kritickou hodnotu  $\chi_{\alpha}^2$  lze vypočítat pomocí funkce CHINV v excelu. Testovací kritérium je  $n \cdot R^2 \geq \chi_{\alpha}^2$ . Pokud je testovací hodnota vyšší než hodnota kritická, pak zamítáme  $H_0$  a rozptyl závisí alespoň na jedné vysvětlující proměnné v novém modelu.

Pro potvrzení heteroskedasticity lze provést **Parkův test**. U Parkova testu jsou rezidua stanovena z řešení původního regresního modelu. Poté se před proměnné přidávají přirozené logaritmy.

Hypotézy jsou formulovány jako:

$H_0$  Sig. > 0,05 v modelu je homoskedasticita a

$H_1$  Sig. < 0,05 v modelu je heteroskedasticita.

Pokud je odhad koeficientů statisticky nevýznamný, přijímáme  $H_0$  (model je homoskedastický).

Podobným způsobem lze zjistit heteroskedasticitu náhodných reziduí **Glejserovým testem**. V tomto testu je model odhadnut regresí, avšak místo závisle proměnné je vysvětlována absolutní hodnota nestandardizovaných reziduí (která byla uložena po odhadnutí původního testovaného modelu) následovně,

$$|u_t| = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{t1} + \beta_2 \cdot X_{t2} + \dots + \beta_k \cdot X_{tk} + u_t. \quad (2.43)$$

Hypotézy jsou formulovány stejně jako u Parkova testu. Hypotézu  $H_0$  přijímáme, pokud je odhad koeficientů statisticky nevýznamný.

### Zmírnění heteroskedasticity

Při zjištění heteroskedasticity je nutné model upravit nebo heteroskedasticitu zmírnit. Jednou z možností je upravení rozptylu modelu váhami tak, aby byl rozptyl konstantní.

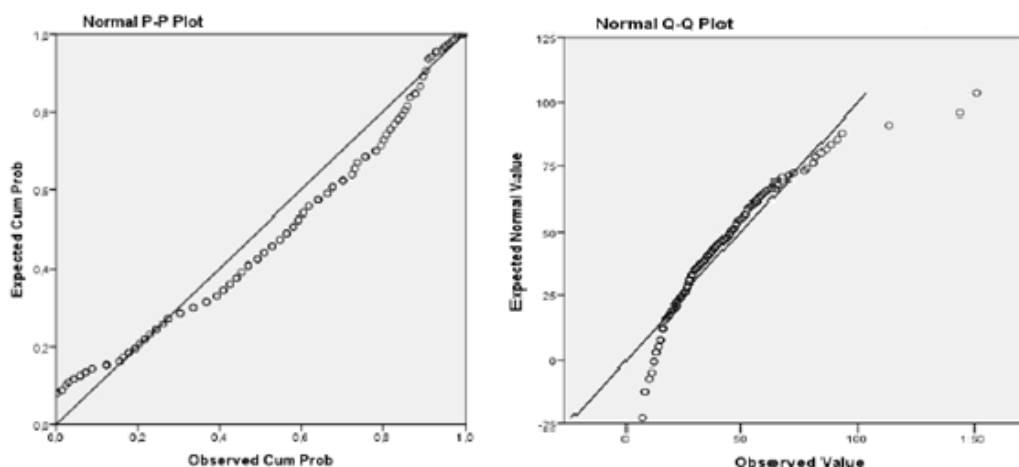
Regrese modelu je opětovně provedena, avšak do vah regrese jsou započítány predikované hodnoty (uložené po předchozí regresi modelu) ve tvaru  $1/PRE$ , popřípadě  $1/\sqrt{PRE}$ .

## 2.4.5 Testování normality reziduí

Normalita reziduí je testována v rámci normálního rozdělení náhodné složky. Předpokladem je nulová střední hodnota náhodné složky a konstantní rozptyl. V opačném případě by došlo ke zkreslení t-testu a F-testu. V rámci testování lze provést histogram rozdělení četností reziduální složky, který by měl relativně odpovídat Gaussově křivce hustoty pravděpodobnosti.

Dále lze normalitu testovat grafy P-P plot a Q-Q plot, jejichž příklady lze vidět na obrázku 2.1. Graf P-P plot porovnává teoretické kumulativní četnosti s empirickými kumulativními pravděpodobnostmi reziduální složky. Ideální vývoj se předpokládá na ose  $45^\circ$ . Čím lépe hodnoty kopírují křivku, tím normálnější je rozdělení. Graf Q-Q plot je velmi podobný. Porovnává teoretické a empirické kvantily. Čím více se hodnoty přibližují k úhlopříčce, tím je průběh ideálnější.

**Obr. 2.1** Příklad P-P grafu a Q-Q grafu reziduální složky v SPSS



Zdroj: vlastní zpracování.

Dalším testem, který určuje rozdíly mezi empirickou a teoretickou distribuční funkcí, je **Kolmogorovův-Smirnovův KS-test**. Je neparametrickým testem normality náhodné složky. Je třeba stanovit hypotézy,

$H_0$  distribuční funkce náhodného výběru  $F_n(x)$  ODPOVÍDÁ teoretické distribuční funkci očekávaného rozdělení,

$H_1$  distribuční funkce náhodného výběru  $F_n(x)$  NEODPOVÍDÁ teoretické funkci očekávaného rozdělení.

Na základě metody nejmenších čtverců jsou odhadnuta výběrová rezidua a vypočte se empirická distribuční funkce  $F_n(x)$ . Poté se vypočtou absolutní pozitivní ( $D_i^+$ ) a negativní ( $D_i^-$ ) rozdíly teoretické distribuční funkce ( $\Phi(x)$ ) a empirické distribuční funkce ( $F(x)$ ) v každé třídě ( $i = 1, 2, \dots, m$ ) podle vzorce:

$$D_i^+ = F_n(x_{i+1}) - \Phi(x) \quad (2.44)$$

jako vrcholu schodu empirické distribuční funkce. Spodní část schodu empirické distribuční funkce je vypočtena dle vztahu

$$D_i^- = \Phi(x) - F_n(x_i). \quad (2.45)$$

Největší rozdíl pozitivních a negativních odchylek je vypočten podle vztahu:

$$D = \max_i \{D_i^+, |D_i^-|\}. \quad (2.46)$$

Testovací statistika KS má tvar

$$z_{vyp} = \sqrt{n} \cdot D \sim N(0; 1), \quad (2.47)$$

kde  $n$  je počet pozorování a  $D$  je dle uvedeného vzorce vybraná největší absolutní hodnota pozitivních nebo negativních odchylek teoretické a empirické distribuční funkce.

Kritérium rozhodování na zvolené hladině významnosti  $\alpha$  je  $z_{vyp} > z_{krit}$ . Pokud nerovnice platí, zamítáme nulovou hypotézu  $H_0$  a lze říci, že na hladině významnosti  $\alpha$  jsou rozdíly mezi výběrovou a teoretickou distribuční funkcí náhodné složky statisticky významné. V programu SPSS (použitém pro výpočty) probíhá rozhodování alternativním způsobem. Navíc je stanovena vypočtená hladina významnosti  $\alpha_{vyp} = p - hodnota$ . Pokud je  $\alpha_{vyp} < \alpha$ , pak se nulová hypotéza zamítá a rozdělení reziduální složky není normální.

## 2.5 Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace odhadnutých regresních parametrů a celého modelu je závěrečnou částí verifikace modelu. Hančlová (2012) tvrdí, že se v ní vychází z apriorních ekonomických omezení a provádí se ekonomická interpretace odhadnutých regresních

parametrů. Zároveň se sleduje soulad s očekávanými znaménky, úrovní, ekonomickou teorií i selským rozumem. Také se hodnotí vypovídací schopnost celého odhadnutého modelu.

Po ekonomické verifikaci již následuje závěrečná fáze modelování a to je stanovení možností využití odhadnutého modelu.

## 2.6 Faktory ovlivňující kurzy akcií

Ceny veřejně obchodovaných akcií se na **globálním akciovém trhu** vytváří kontinuálním způsobem na základě střetávání nabídky a poptávky. Musílek (2011) tvrdí, že je tato nabídka a poptávka po akciích generována portfoliovými investory, přímými investory (realizujícími převzetí společnosti, manažerské výkupy akcií, privatizaci státní akciové společnosti apod.) a nepoctivými osobami, které manipulují s tržními cenami.

Musílek (2011) tvrdí, že **nabídka** akciových instrumentů na veřejných trzích je vytvářena z důvodu

- obstarání si likvidních prostředků,
- změny původní investiční strategie,
- získání nového kapitálu z počáteční veřejné nebo sekundární nabídky,
- nadhodnocení kurzů akcií apod.

Také **poptávka** po akciových instrumentech je vyvolána z více důvodů:

- očekávaný růst tržních cen (pokud se akcie zdají být podhodnocené vzhledem k jejich vnitřní hodnotě nebo v porovnání s podobnými investičními instrumenty),
- výkup akciovými společnostmi, významnými akcionáři nebo vyvlastňování státem i z jiných než ekonomických důvodů.

Globální akciový trh se skládá z mnoha dílčích segmentů, které mají odlišný stupeň efektivity a likvidity. Tyto dílčí akciové trhy jsou však provázány informačně, kapitálově i cenově a jsou propojeny s trhy derivátovými, komoditními, dluhopisovými nebo nemovitostními.

Účastníci na globálním akciovém trhu mění své chování podle kolísání fundamentálních kurzotvorných faktorů (neočekávané události, změny úrokových sazeb,



inflace či zisková překvapení), podle demografických, technologických, politických okolností apod.

Musílek (2011) tvrdí, že tržní cena akcie na veřejném trhu vzniká střetnutím nabídky a poptávky, přičemž procesu tvorby tržní ceny předchází subjektivní ohodnocení akciového titulu či segmentu ze strany různě motivovaných kupujících a prodávajících, a to v kontextu národního, regionálního či globálního investičního prostředí.

Vnitřní neboli spravedlivá hodnota akcie se dá kvantifikovat fundamentální analýzou. Nejčastěji používanými modely jsou dividendový diskontní model a metoda budoucích diskontovaných peněžních toků viz vztahy (2.1 – 2.4).

Fundamentální akciová analýza je zaměřena na zkoumání kurzotvorných faktorů ve třech oblastech:

- makroekonomické faktory (50 %),
- odvětvové faktory (13 %) a
- faktory jednotlivých společností.

Musílek (2011) tvrdí, že jsou akciové kurzy z odvětví „Kovy“ ovlivněny makroekonomickými faktory z cca 63 %, odvětvovými faktory z 9 % a podnikovými faktory z 28 %.

### **Makroekonomické faktory**

Z globálního (makroekonomického) pohledu vývoj akciových trhů ovlivňuje reálný výstup ekonomiky, fiskální a monetární politika, příliv (odliv) zahraničního kapitálu a kvalita investičního prostředí. Konkrétněji se jedná například o globální a regionální události, reálný výstup ekonomiky, zdanění, deficit státního rozpočtu, výši veřejného dluhu, peněžní nabídku, úrokové sazby, inflaci, fluktuaci zahraničního kapitálu, ekonomické a politické šoky apod.

Rejnuš (2011) tvrdí, že je vývoj akciových trhů silně ovlivňován **vývojem ekonomiky** příslušného státu i vývojem světové ekonomiky. Akciové kurzy reagují svými růsty na probíhající hospodářské výkyvy. Vzhledem k tomu, že se poptávka a nabídka na akciovém trhu odvíjí od očekávaných výsledků (ne skutečných), lze považovat za prokázanou skutečnost, že vývoj akciových kurzů zpravidla předbíhá o několik měsíců vývoj ekonomiky. **Akciový index** (např. Index Standard & Poors 500) je proto považován za jeden z nejvíce spolehlivých indikátorů pro prognózu změny jednotlivých fází hospodářského cyklu.

Velmi výrazné jsou odchylky kurzů akcií po **ekonomických a politických šocích**. Lze je charakterizovat jako nečekané významné události, které negativně nebo příznivě ovlivňují fungování ekonomiky. Musílek (2011) tvrdí, že nepříznivý šok zvyšuje nároky na rizikovou prémii a tím snižuje vnitřní hodnotu a tržní kurz akcie. Naopak neočekávaná globální nebo regionální událost, která vyvolá optimismus (Musílek (2011) udává za příklad řeckou dluhovou krizi v období let 2009 – 2010), může tržní cenu akcií navýšit.

Avšak akcie společností zaměřených na těžbu zlata jsou specifické. Podobně jako cena komodity zlata i akcie těžařů by měly růst po negativních ekonomických zprávách. Historická korelace mezi akciemi firem těžících zlato a klasickými akciemi je nízká a negativní, a pokud jsou světové indexy na svých rekordních maximech, bývá správný čas pro nákup zlatých akcií. Kurzy zlatých společností byly velmi negativně ovlivněny poté, co v roce 2011 začaly největší světové centrální banky obchodovat futures a swapy na zlato vysoce pod aktuální cenou.

**Fiskální politika** ovlivňuje vývoj akciových trhů prostřednictvím daní a vládní výdajovou politikou, jež může mít na ceny akcií pozitivní vliv (výdaje jsou použity na nákup produktů a služeb příslušných akciových společností) i negativní vliv (výdaje zvyšující rozpočtový deficit, který je financován emisemi vládních dluhopisů, čímž se zvyšují úrokové sazby). **Monetární politika** může zvyšovat poptávku po akciích růstem peněžní nabídky či růstem úrokových sazeb.

Při zvýšení **míry inflace** jsou akcie často považovány za dobrou investici. Avšak Rejnuš (2011) provedenými výzkumy prokázal, že akcie v prostředí inflace nejsou schopny udržet svoji reálnou hodnotu a v důsledku nejistoty v ekonomice roste investiční riziko způsobující pokles poptávky po akciích. Také empirický výzkum prokazuje, že akcie většinou nedovedou držet tempo s růstem inflace, přestože jsou akcie dle teoretických předpokladů inflačně neutrálním instrumentem. Musílek (2011) po zanalyzování různých hypotéz o vlivu inflace na akciové kurzy uvádí, že zpravidla platí transmisní mechanismus, kdy růst inflace zvyšuje nárok na požadovanou výnosovou míru a snižuje vnitřní hodnotu a tržní kurz akcie.

Cíli monetární politiky jsou trvalý ekonomický růst a péče o cenovou a měnovou stabilitu. Hospodářský růst vyvolává tlak na apreciaci tuzemské měny. Kvůli vyjádření ceny zlata v **americkém dolaru** jsou společnosti zaměřené na těžbu zlata vázány na tuto měnu a v souvislosti s ní na hospodářský růst USA. Americký dolar a cena zlata jsou historicky

záporně korelovanými aktivy. Jestliže dolar posiluje, většinou pak platí, že zlato oslabuje, čímž oslabují také firmy těžící zlato.

### **Odvětvové faktory**

Do analyticko-investičního rozhodování se dále promítají odvětvové faktory. Jednotlivá odvětví nejsou stejně citlivá na vývoj ekonomiky, jsou různě regulována, mají rozdílné perspektivy dalšího vývoje a různé míry zisku.

Jednotlivá odvětví jsou z hlediska citlivosti na hospodářský cyklus rozlišována:

- cyklická odvětví (vykazující vysoké kurzové vzestupy v období expanze),
- neutrální odvětví (nejsou zcela ovlivněna hospodářským cyklem),
- anticyklická odvětví (vykazující dobré výsledky v období recese).

Společnosti zaměřené na těžbu zlata se nachází mezi cyklickým a neutrálním odvětvím. Podle [12] je vytěžená produkce zlata využita v oblastech:

- šperkovnictví ze 48 % (silně cyklické odvětví),
- investice ze 41 % (neutrální až anticyklické odvětví) a
- technologie z 10 % (cyklické odvětví).

Lze tedy říci, že nadpoloviční produkce zlata je využita v průmyslu, které patří do cyklického odvětví, kdy může kupující nákup některých statků či služeb odložit a realizovat je až za výhodnější situace. Společnosti z cyklických odvětví ztrácejí v období recese svůj odbyt, což má negativní dopad na zisk a tržní cenu akcií.

Zisky společností těžících zlato závisejí na vývoji **ceny zlata**, akcie těchto společností proto silně korelují s jeho cenou. Zlato vždy představovalo jeden z hlavních investičních prvků. Patří k nejstarším a nejbezpečnějším prostředkům pro uchování hodnoty. Kvůli nulovému výnosu zlata a vysokým nákladům na skladování fyzického zlata existuje více variant pro investování. Jednou z možností investování do zlata je investice do akcií společností těžících zlato. Jedná se však o rizikovější investici, protože pokud cena zlata poklesne výrazně, může to být pro mnoho těžařů likvidační. To však platí také opačně - pokud bude cena zlata růst, ceny akcií těžařů porostou rychleji.

Pozitivní vliv na kurzy společností těžících zlato by měla mít také **cena komodity stříbra**. Je potvrzené, že stříbro má tendenci sledovat cenu zlata. Stejně jako u zlata

se v případě globálních ekonomických krizí očekává příklon investorů ke stříbru jako drahému kovu. Stříbro má významné praktické i průmyslové využití, což může způsobovat větší volatilitu.

Společnosti zabývající se těžbou zlata se v rámci své důlní činnosti věnují také těžbě ostatních komodit. Ty největší společnosti se věnují právě těžbě zlata, stříbra a mědi. Z toho vyplývá, že by mohly pozitivně korelovat s ostatními komoditami.

### **Podnikové faktory**

Nejpodstatnějším podnikovým faktorem ovlivňujícím kurz je zisk. Ostatními dílčími faktory jsou management, investiční politika, finanční a dividendová politika, tržby či výzkum a vývoj. Musílek (2011) tvrdí, že akciové kurzy jsou více než účetními zisky ovlivňovány zisky ekonomickými. Analýza finančních výkazů akciové společnosti vyjadřuje určitou ziskovou sílu společnosti, avšak tržní kurzy akcií jsou především ovlivněny očekávaným vývojem zisků společnosti. Očekávaný zisk je zpravidla absorbován akciovým kurzem, proto je odezva na tuto informaci neutrální. Naopak zisk neočekávaný je novou informací, což vyžaduje přizpůsobení akciového kurzu. Musílek (2011) pak tvrdí, že vyšší neočekávaný zisk způsobí růst kurzu akcie.

Musílek (2011) tvrdí, že tržní cena akcie vzroste při pozitivní globální a regionální události, při růstu HDP, snížení daňového zatížení, zvýšení peněžní nabídky, přílivu zahraničního kapitálu, zvýšení prosperity odvětví, při růstu zisku, investic či při zahrnutí do burzovního indexu. Naopak tržní cena akcií klesá při růstu deficitu státního rozpočtu, růstu úrokových sazeb, růstu inflace apod.

### 3 Charakteristika vybraných společností těžících zlato

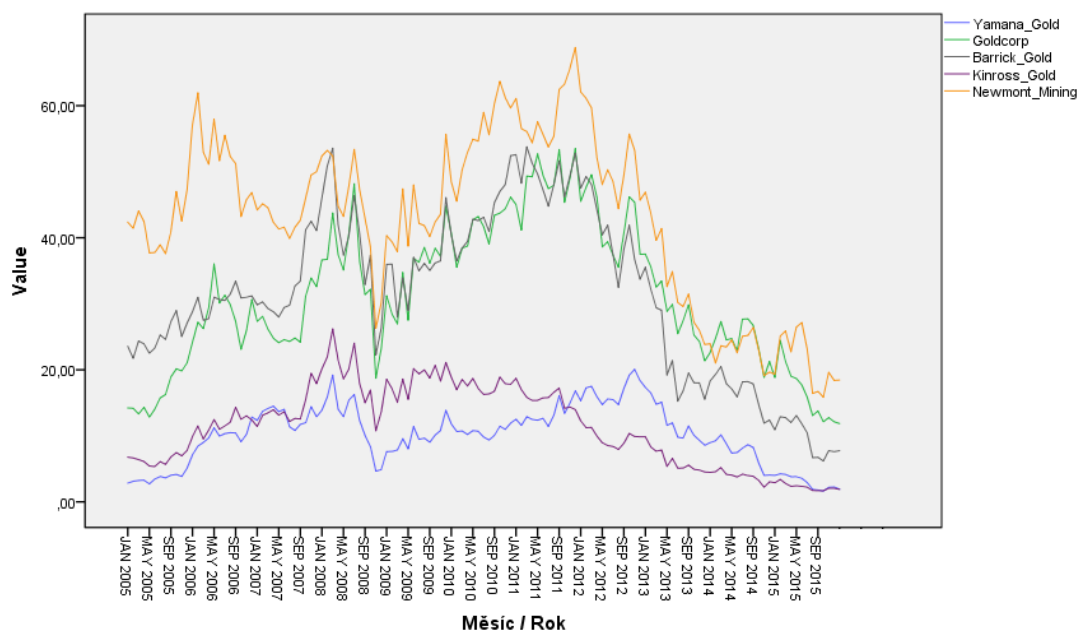
V této kapitole jsou popsány vybrané společnosti těžící zlato a index GDM zahrnující společnosti zaměřující se na těžbu zlata jakožto vysvětlované proměnné; a veličiny, které na tyto společnosti a index mohou mít vliv jako vysvětlující proměnné. Pro lepší posouzení vlivu vysvětlujících proměnných je pro sestavení modelů vybráno pět společností se stejným zaměřením a jeden index. Jedná se o společnosti Yamana Gold, Goldcorp, Barrick Gold, Kinross Gold a Newmont Mining a index GDM.

Společnosti jsou vybrány podle tří kritérií:

- společnosti jsou kótovány na burzách pouze ve Spojených státech amerických a v Kanadě;
- akcie společností jsou minimálně jedenáct let veřejně obchodované a
- podle tržní kapitalizace – aby byl zjištěn vliv proměnných na akcie různých velkých společností, byly vybrány Barrick Gold, Goldcorp a Newmont Mining jako tři největší společnosti zaměřené na těžbu zlata na světě a dále dvě menší společnosti - Yamana Gold a Kinross Gold.

Časové řady proměnných obsahují měsíční údaje za období od 3. 1. 2005 do 4. 1. 2016, celkem se jedná o 133 hodnot. Všechna data (použitá pro výpočty a pro sestavování grafů) byla 8. 1. 2016 převzata ze zdroje Google finance [15]. Vývoj kurzu všech pěti společností je znázorněn v grafu 3.1.

**Graf 3.1 Vývoj kurzů akcií vybraných společností (USD)**



Zdroj: <http://www.google.com/finance>.

V Tab. 3.1 jsou zobrazeny vybrané finanční charakteristiky společností řazených podle tržní kapitalizace. Nejvyšší tržní kapitalizaci má ze sledovaných společností Barrick Gold a nejmenší Yamana Gold. U těchto dvou společností je také největší rozdíl mezi tržní hodnotou kapitálu (Enterprise Value) a tržní kapitalizací. Hodnotou Beta je označeno, jak akcie kopíruje tržní akciový index. Lze vidět, že se oproti tomuto indexu negativně vyvíjí Barrick Gold a Goldcorp. Hodnoty P/B se značně liší. Zatímco například akcie Barrick Gold je nadhodnocena nad ostatními, akcie Yamana Gold se obchoduje cca na polovině své účetní hodnoty. Čistý zisk na akcii byl za fiskální rok 2015 kladný pouze u společnosti Newmont Mining, u všech ostatních společností byl záporný, což se má do následujícího roku dle očekávání společností zlepšit.

Tab. 3.1 Finanční charakteristika vybraných společností

Společnost	Tržní kapitalizace (mld. USD)	Enterprise Value (mld. USD)	Beta	Price/Book	EPS Dec-15(USD)	Očekávaný EPS Dec-16 (USD)
Barrick Gold	18,26	25,48	-0,177	2,5	-2,44	0,42
Newmont Mining	15,53	18,61	0,188	1,34	0,43	0,88
Goldcorp	13,92	16,12	-0,005	0,81	-2,78	0,14
Kinross Gold	4,89	5,66	0,42	1,22	-0,86	-0,02
Yamana Gold	3,77	5,28	0,88	0,54	-2,24	0,01

Zdroj: <http://finance.yahoo.com>.

### 3.1 Barrick Gold

Barrick Gold Corporation (NYSE:ABX) je jedna z největších světových společností zabývajících se těžbou zlata (v rámci objemu těžby je největší). Mimo těžbu a obchodní činnost se zabývá také průzkumem a důlním vývojem. Mimo zlato se také zaměřuje na měď, ropu a zemní plyn. Založena byla v roce 1983 a v témže roce se stala veřejně obchodovatelnou na Torontské akciové burze Toronto Stock Exchange a později na NYSE.

Společnost má sídlo v Torontu. Její doly lze nalézt na několika kontinentech, a to ve Spojených státech, Kanadě, dále v Argentině, Chile, Peru, Dominikánské republice, Saudské Arábii, Zambii či Austrálii. Avšak přes 75 % zlata je vytěženo z dolů situovaných v Americe. Společnost se však poslední roky potýká s vysokým zadlužením v řádu miliard dolarů. Dluhy vznikaly především po finančně nákladném otevírání nových dolů a kvůli klesající ceně zlata. Také množství vytěženého zlata v posledních letech klesá. Barrick Gold zaměstnává po celém světě více než 18 milionů lidí. Dlouhodobě je obviňován z poškozování životního prostředí.

Kurz s větší variabilitou kopíroval vývoj ceny komodity zlata (graf 3.1). Růst nebyl na počátku sledovaného období velmi intenzivní, což vynahradil strmý nárůst v roce 2007. Poté se výrazně projevila světová krize a po růstu do roku 2012 začal kurz akcie klesat až na desetiletá minima. Od března 2011 kurz klesnul o 88 % na 6,19 dolarů v říjnu 2015.

### 3.2 Newmont Mining

Newmont Mining Corporation (NYSE:NEM) je další významnou společností těžící zlato s více než devadesátiletou historií. Společnost je kótována na NYSE. Je jedinou zlatou společností zahrnutou v indexu Standard & Poor's 500.

Sídlí v Greenwood Village v USA. Mimo zlato se zabývá těžbou stříbra a mědi. Tato společnost má doly na čtyřech kontinentech – ve Spojených státech, Peru, Indonésii, Novém Zélandu, Austrálii a Ghaně. Po celém světě zaměstnává přibližně 28 tisíc zaměstnanců. Společnost se také zaměřuje na zmírnění škodlivých dopadů těžby na životní prostředí.

Vývoj kurzu Newmont Mining se od kurzů ostatních společností liší nejvýrazněji (viz Graf 3.1). Kurz má na několika místech výraznou variabilitu. Na svých maximálních hodnotách se kurz kromě konce roku 2011 držel také na počátku roku 2006. Z těchto změn

kurzu lze předpokládat, že se jednalo o reakci na náhlý nárůst ceny zlata v témže období. Od počátku roku 2012 čekal kurz Newmont Mining stejně dramatický pád jako akcie ostatních zlatých společností.

### **3.3 Goldcorp**

Společnost Goldcorp Inc (NYSE:GG) je jedním z největších světových producentů zlata. Společnost se zabývá těžbou zlata a souvisejícími činnostmi, včetně průzkumu, zpracování a rekultivace. Společnost je kótována na burze Toronto Stock Exchange a na New York Stock Exchange.

Sídlo má společnost ve Vancouveru. Doly společnosti lze nalézt po celé Americe. Čtyři doly jsou v Kanadě, 3 v Mexiku a další 4 ve Střední a Jižní Americe. Další projekty má například v Argentině, Chile nebo v Dominikánské republice. Společnost byla založena v roce 1954. Největší příjmy plynou z Mexické těžby. Zaměstnává více než 18 milionů lidí po celém světě. Podobně jako společnost Barrick Gold i Goldcorp je dlouhodobě obviňován za poškozování životního prostředí a kontaminaci oblastí s hornickou činností toxickými těžkými kovy. Společnost se proto zavázala k odpovědným těžebním postupům. Má dobré předpoklady ke stálému růstu i výkonu.

Kurz akcie opět kopíroval vývoj ceny komodity zlata. Na počátku sledovaného období lze pozorovat výrazný růst. Kurz měl rostoucí trend až do roku 2012, kdy dosáhl maxima 53,5 dolarů za akcii. Poté postupně klesal až na nejnižší hodnotu za posledních 10 let 11,9 dolaru, kterou měl na počátku roku 2016.

### **3.4 Kinross Gold**

Kinross Gold Corporation (NYSE:KGC) je kanadská společnost těžící zlato. Mimo těžbu se zabývá průzkumem, zpracováním zlata obsahujícího rudu či rekultivací způsobů těžby zlata. Společnost je kótována na Toronto Stock Exchange a NYSE.

Společnost sídlí v Torontu a založena byla roku 1993 sloučením tří společností. Zlaté doly má podobně jako předcházející společnosti ve Spojených státech, Brazílii, Chile a dále také v Rusku, Ghaně a Mauritanii. V současnosti vlastní 10 dolů na čtyřech kontinentech, kde zaměstnává přes 9 300 lidí. 61 % produkce pochází z Amerického regionu, dalších 25 %



z Ruska a 14 % ze Západní Afriky. Společnost se také věnuje ochraně životního prostředí a minimalizaci negativních vlivů v důsledku těžby.

Vývoj kurzu není mimo období světové krize výrazně variabilní. Maxima za sledované období bylo dosaženo v březnu roku 2008. A oproti ostatním akciím začal kurz Kinross Gold pozvolna klesat již od října 2009. Poté kurz dál klesal a do počátku roku 2016 pokles o téměř 91 %.

### **3.5 Yamana Gold**

Yamana Gold Inc (NYSE:AUY) je producent zlata zaměřený na výrobu zlata, vývoj vlastností zlata a průzkum. Společnost je kótována na burze v Torontu, na New York Stock Exchange a na London Stock Exchange.

Sídlo má v Torontu a působí v Severní i Jižní Americe, především v Kanadě, Brazílii, Chile, Argentině, Kolumbii a Mexiku. Společnost vznikla již v roce 1980, avšak v roce 2003 byla prodána a začala být obchodována pod současným názvem. Yamana rozšířila své působení po nákupu dalších zlatých společností v letech 2005 až 2007. Její zisk tvoří z 97 % činnosti spojené se zlatem. Zbývá 3 % zisku přináší těžba a zpracování stříbra a mědi. Největší zisk je produkován z brazilských dolů. Yamana je zaměstnavatelem více než devíti tisíc lidí.

Kurz akcie s větší variabilitou kopíroval vývoj ceny komodity zlata. Od počátku sledovaného období měl kurz rostoucí trend mimo pokles v období krize na konci roku 2008. Nejvyšší hodnota za posledních jedenáct sledovaných let byla na konci roku 2012 a činila 20 dolarů. Od počátku roku 2013 již kurz pouze klesal až na nejnižší hodnotu za celé sledované období 1,64 dolaru za akcii. Pokles od roku 2012 byl tedy o 86 %. Mimo pokles ceny komodity zlata měla společnost také problém se splácením dluhů, které se na poklesu ceny akcií podepsaly.

Je překvapivé, jak moc si jsou historické vývoje kurzů zlatých společností podobné. Lze pozorovat největší vliv ceny zlata, kterou všechny kurzy akcií kopírují s mnohem vyšší volatilitou. Lze shrnout, že od roku 2012 neměly tyto společnosti příznivé období. Jejich kurzy od roku 2012 mnohonásobně poklesly a v lednu 2016 se nacházely na minimálních hodnotách za celých sledovaných jedenáct let.

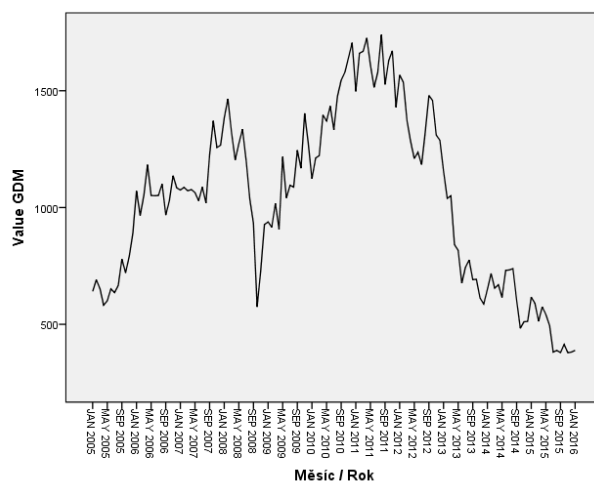
## 3.6 Gold miners index GDM

GDM neboli The NYSE Arca Gold Miners Index zahrnuje cca 30 akcií společností zaměřených na těžbu zlata. Jedná se o kmenové akcie vybraných firem podílejících se na těžbě zlaté a stříbrné rudy po celém světě, které jsou veřejně obchodovány a elektronicky kótovány na hlavním akciovém trhu, který je přístupný zahraničním investorům. Jedná se především o těžaře kótované na amerických a kanadských burzách. Počet členů není definován a může se měnit. Jednotlivé akcie jsou váženy podle tržní kapitalizace., přičemž žádná z akcií nesmí tvořit více než 20 % indexu. Založen byl v roce 2002, ale jeho hodnoty byly spočítány zpětně do roku 1993. Základní úroveň indexu byla při založení v roce 2002 stanovena ve výši 500 bodů. Index je obchodovaný na americké burze New York Stock Exchange.

V grafu 3.2 lze pozorovat vývoj GDM indexu ve sledovaném období leden 2005 až leden 2016. Velký vliv na cenu akcií má samotné hospodaření jednotlivých společností, zejména efektivita nově otevřených dolů. Cena zlata pak má pákový efekt, kdy při pozitivních scénářích rostou ceny akcií více než samotná komodita.

Základní úroveň indexu byla při založení v roce 2002 stanovena ve výši 500. Lze pozorovat, jak index kopíroval komoditu zlata, ovšem s výraznější variabilitou. Mimo výrazný krátkodobý pokles v roce 2008 v období krize index rostl. Na svém vrcholu byl index v daném období na konci roku 2011, poté již měl klesající trend, kterým se dostal až pod základající hodnotu 500 a zároveň nejnižší hodnotu za sledované období.

**Graf 3.2 Vývoj indexu GDM (index)**



Zdroj: <https://www.nyse.com/quote/index/GDM>.

### 3.7 Vysvětlující proměnné

Je vybráno devět oblastí, které mohou mít na společnosti těžící zlato vliv. Jedná se o cenu komodity zlata, stříbra, ropy, index S&P 500, multilaterální měnové kurzy, indexy inflace v USA, indexy průmyslové produkce, měřítka očekávané tržní volatility opcí a komoditní indexy. Tyto oblasti jsou dále rozčleněny na 26 veličin, ze kterých se model může sestavit.

Všechny veličiny jsou prostorově vymezeny pro oblast Spojených států amerických (např. míra inflace, index průmyslové produkce), popřípadě jsou vymezeny plošně pro celý svět (cena komodity zlata). V práci jsou použita měsíční data v období od ledna 2005 do ledna 2016. Jedná se o 133 pozorování u většiny proměnných.

Data byla převzata ze zdrojů [13, 15, 19, 21 a 24].

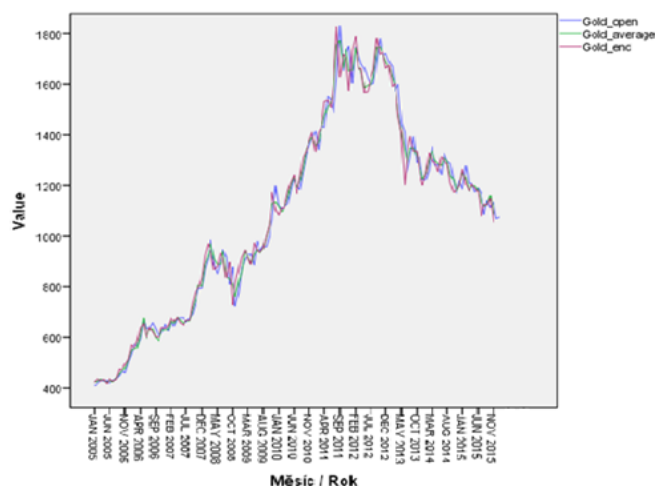
#### Cena zlata

Vysvětlující proměnná zlato v grafu 3.3 znázorňuje, jak se celosvětově vyvíjela cena této komodity za období od ledna 2005 do ledna 2016. Cena je vyjádřena v dolarech za trojskou unci zlata. Cena zlata zpravidla roste při panice na finančních trzích. Data byla převzata ze serveru kurzy.cz.

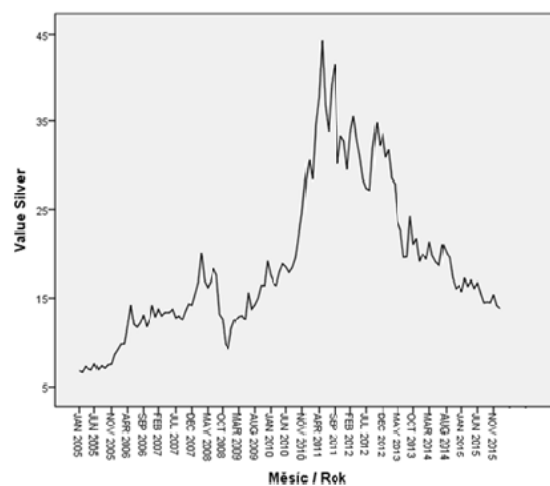
Pro modelování je použita cena komodity zlata vyjádřena ve třech různých podobách. Jedná se o průměrnou měsíční cenu zlata (Gold\_average), dále uzavírací cenu zlata „close“ na konci měsíce (Gold\_end) a cenu zlata „close“ v prvním dni obchodování v měsíci (Gold\_open). Všechny 3 formy jsou v grafu 3.3 porovnány.

Býčí trh na zlatě započal v roce 2001 a trval dvanáct let. Cena zlata rostla také díky nově vydaným komoditním ETF, které od roku 2004 nalákaly mnoho investorů. Menší pokles nastal jen v roce 2008 během globální finanční krize kvůli extrémně uvolněné měnové politice centrálních bank. Banky proto převedly konzervativně držené peníze ve zlatě do výnosově atraktivnějších aktiv. Maximální hodnoty dosáhlo zlato v září roku 2011, poté již měla komodita po sledované období klesající trend. Přesto, že trhem hýbala řada negativních zpráv, investoři se ke zlatu jako jistější investici nepřiklonili.

**Graf 3.3 Vývoj ceny komodity zlata (USD/trojská unce)**



**Graf 3.4 Vývoj ceny komodity stříbra (USD/trojská unce)**



Zdroje: <http://www.kurzy.cz/komodity/>.

## Cena stříbra

Graf 3.4 znázorňuje vývoj ceny komodity stříbra za sledované období. Pro sestavení modelů je použita pouze jedna verze proměnné – Silver, jež představuje cenu komodity (open) vždy na začátku měsíce. Cena je vyjádřena v dolarech za trojskou unci stříbra. Data byla převzata ze serveru kurzy.cz.

Stříbro má tendenci sledovat cenu zlata, proto mělo podobný vývoj jako komodita zlata. Cena stříbra je však zhruba 60krát nižší. V grafu lze vidět třicetiletá maxima, která nastala v květnu 2011. Poté cena komodity postupně klesala až do konce sledovaného období.

## Standard & Poor's 500 index

Vysvětlující proměnná SaP neboli Standard & Poor's 500 index znázorňuje, jak se vyvíjel kurz indexu v období mezi lednem 2005 a lednem 2016. Slouží k měření vývoje celého akciového trhu v USA. Data byla převzata ze serveru yahoo finance.

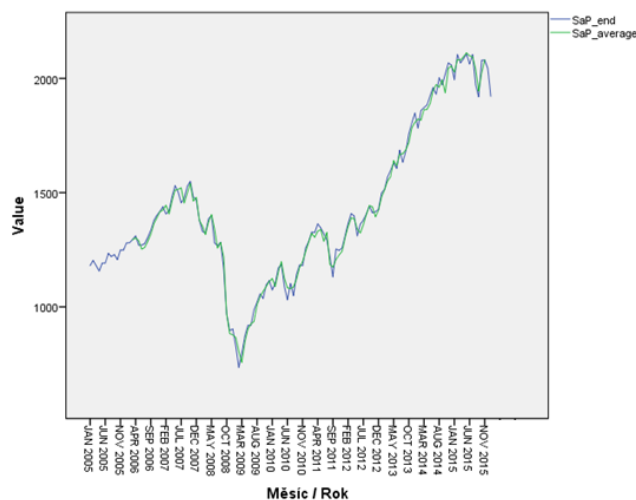
Aby mohl být index pro modelování lépe využit, je pro sestavování modelů na výběr ze dvou forem. Jedná se o průměrnou měsíční cenu indexu (SaP\_average) a uzavírací „close“ cenu posledního obchodovaného dne v měsíci (SaP\_end).

Index Standard & Poors 500 je jeden z nejsledovanějších amerických indexů. Je považován za měřítko výkonnosti akciového trhu Spojených států amerických. Je složen

z 500 předních akcií amerických společností obchodovaných na NYSE a NASDAQ, které reprezentují daná odvětví, mají velký podíl na trhu a jsou dostatečně stabilní. Akcie jsou váženy dle tržní kapitalizace, takže změny cen akcií společností s vyšší tržní kapitalizací mají větší vliv na hodnotu indexu. Index představuje kolem 70 % celkové tržní kapitalizace akciového trhu USA, čímž dostatečně reprezentuje danou ekonomiku. Nevýhodou je nezahrnutí akcií zahraničních společností, které na akciovém trhu USA tvoří nemalou část.

Graf 3.5 popisuje vývoj obou variant kurzu indexu během sledovaného období. Lze sledovat rostoucí trend. Dlouhodobého rekordu dosáhl index v květnu 2007, kdy po sedmi letech dosáhl hodnoty 1 530 bodů. V říjnu téhož roku se navýšil až na hodnotu 1 576. Poté ho výrazně zasáhla hospodářská krize. V roce 2008 již index dosáhl dvacetiletého minima a poklesl až na 676 bodů na počátku roku 2009, což byla také nejnižší hodnota za sledované období. Od poloviny roku 2009 hodnota indexu vrostla až na nynější historická maxima překonávající hranici 2 000 bodů.

**Graf 3.5 Vývoj SaP (index)**



Zdroj: <http://www.google.com/finance>.

## Multilaterální měnové kurzy

Multilaterální měnový kurz značí index, na jehož základě je možné rozhodnout, zda došlo ve sledovaném období (tedy od ledna 2005 do ledna 2016) ve srovnání s obdobím základním ke zhodnocení nebo znehodnocení domácí měny vůči koši vybraných zahraničních měn. Do vysvětlujících proměnných je vybráno 5 těchto měnových kurzů.

**Index DXY** vyjadřuje sílu amerického dolaru vzhledem ke koši cizích měn, často označovaném jako koši měn obchodních partnerů USA. Pokud americký dolar posiluje vůči ostatním měnám v koši, index roste. Při založení byla zvolena základnou indexu hodnota 100. Index DXY byl převzat ze zdroje *ieconomics*. V koši je obsaženo šest zahraničních měn zastoupených podle váženého geometrického průměru. Váhu 57,6 % má euro, 13,6 % japonský jen, 11,9 % britská libra, 9,1 % kanadský dolar, 4,2 % švédská koruna a 3,6 % švýcarský frank. Index vznikl v roce 1973 krátce po zrušení *brettonwoodského* systému. Složení koše bylo změněno jen jednou v roce 1999, kdy bylo do indexu zahrnuto euro.

Mezi dalšími 4 měnovými kurzy jsou 2 nominální multilaterální měnové kurzy (TWEXB a TWEXMMTH) a 2 reálné (TWEXBPA a TWEXMPA). Ostatní obchodně vážené měnové kurzy obsahují průměrná měsíční data a mají základny indexu hodnotu 100. Kromě indexu TWEXB, který má základnu 100 stanovenou od roku 1997, ostatní indexy mají základnu v roce 1973.

**TWEXB** je vážený průměr směnné hodnoty amerického dolaru vůči měnám z široké skupiny významných obchodních partnerů Spojených států amerických. Index zahrnuje eurozónu, Velkou Británii, Kanadu, Japonsko, Mexiko, Čínu, Tchaj-wan, Koreu, Singapur, Hong Kong, Malajsii, Brazílii, Švýcarsko, Thajsko, Filipíny, Austrálii, Indonésii, Indii, Izrael, Saudskou Arábii, Rusko, Švédsko, Argentinu, Venezuelu, Chile a Kolumbii.

**TWEXMMTH** je vážený průměr směnné hodnoty amerického dolaru vůči skupině hlavních světových měn, které jsou široce využívány mimo zemi svého vydání. Index zahrnuje eurozónu, Velkou Británii, Kanadu, Austrálii, Švýcarsko, Švédsko a Japonsko. Měsíční hodnoty byly vypočítány jako průměr denních údajů.

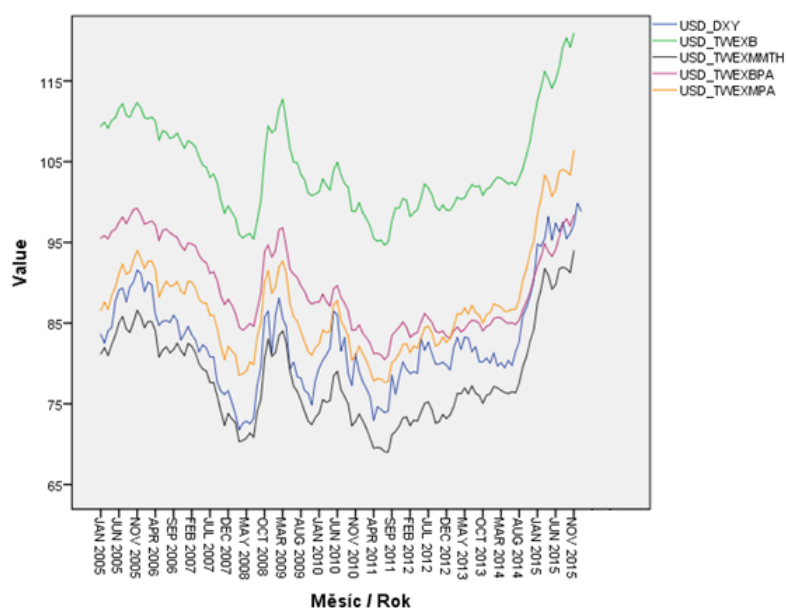
**TWEXBPA** je reálný vážený průměr směnné hodnoty amerického dolaru vůči měnám z široké skupiny významných obchodních partnerů Spojených států amerických. Jedná se tedy o reálný TWEXB. Index zahrnuje změny cenových hladin v daných zemích a zobrazuje odchylky od dlouhodobé rovnováhy.

**TWEXMPA** je reálný vážený průměr směnné hodnoty amerického dolaru vůči skupině hlavních světových měn, které jsou široce využívány mimo zemi svého vydání. Jedná se tedy o reálný TWEXMMTH zahrnující změny cenových hladin v daných zemích.

Vzhledem k vyjádření ceny zlata v amerických dolarech lze očekávat negativní vliv měnového indexu na akcie vybraných společností.

Ve sledovaném období (graf 3.6) lze pozorovat výrazné kolísání všech indexů. Mezi lety 2000 až 2007 ztratil dolar tři čtvrtiny své hodnoty vůči euru, čímž mnohé státy začaly jako rezervní měnu využívat euro a index kvůli tomu klesal. Mimo mnoho dalších faktorů se na kolísání projevíly také debaty o sesazení dolaru coby obchodní měny a světové rezervní měny. Od poloviny roku 2014 lze pozorovat růst indexů téměř k původní hodnotě 100, u které se pohybovaly naposledy před více než deseti lety. Na nedávném růstu dolaru se také projevíly dluhové problémy zemí eurozóny, po kterých se dolar jevil investorům i spotřebitelům jako přijatelnější měna.

**Graf 3.6 Vývoj jednotlivých měnových kurzů (index)**



Zdroj: <https://research.stlouisfed.org/fred2/>.

## Cena ropy

Jako další vysvětlující proměnná je vybrána cena ropy. Cena je vyjádřena v USD za barel. Pro sestavení modelu je možné vybrat ze dvou druhů dat – ceny americké ropy WTI a evropské Brent.

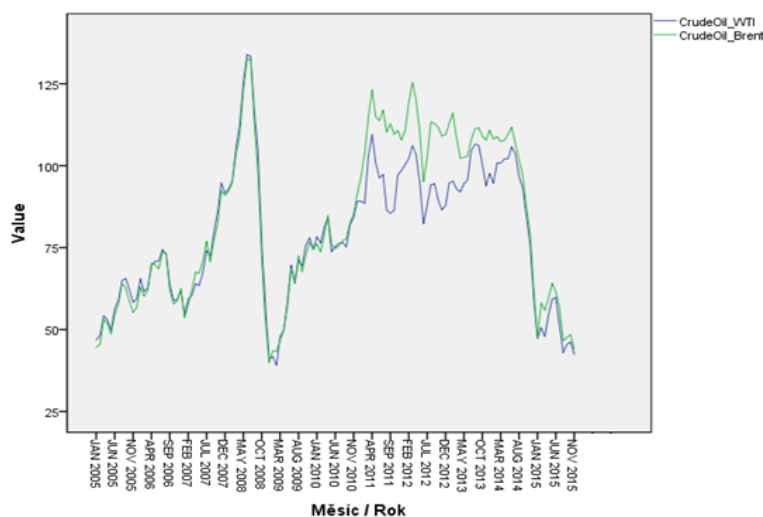
**MCOILWTICO (CrudeOil\_WTI)** značí průměrnou měsíční cenu surové ropy West Texas Intermediate (WTI) - Cushing, Oklahoma.

**MCOILBRENTU (CrudeOil\_Brent)** značí průměrnou měsíční cenu surové ropy Brent – Europe.

Podle Federální rezervní banky v St. Louis jsou nižší ceny ropy pozitivní pro ekonomiku, jelikož ovlivňují provozní náklady služeb a transportních firem. Vedou ke snížení cen benzínu a nafty, které mají tendenci snižovat inflaci, což zvyšuje kupní sílu spotřebitelů. Pokles cen ropy způsobuje markantní úspory všech subjektů v ekonomice, v důsledku čehož se navyšují provozní zisky firem, tedy i „zlatých“ společností. Korelace by měla být negativní.

Ceny ropy WTI i Brent se vyvíjely velmi podobně s odchylkami v letech 2011 až 2014 (graf 3.7), kdy byla cena Brent ropy vyšší. Od roku 2011 se cena ropy držela kolem 100 USD za barel, avšak od června 2014 klesá. Během pár měsíců ceny ropy poklesly o více než 50 % na své dvanáctileté minimum.

**Graf 3.7 Vývoj ceny ropy (USD/barel)**



Zdroj: <https://research.stlouisfed.org/fred2/>.

## Indexy volatility, průmyslové produkce a komoditní indexy

Jako další vysvětlující proměnné jsou vybrány dva indexy volatility. Indexy jsou zde vyjádřeny v měsíčních průměrných hodnotách.

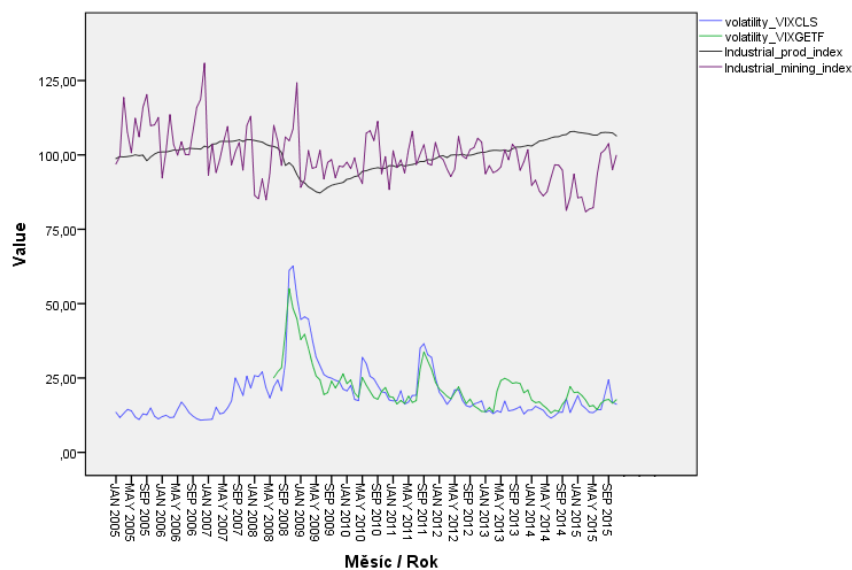
**CBOE volatility index VIX (volatility\_VIXCLS)** je měřítko implicitní volatility pro put a call opce na S&P 500 na burze Chicago Board Options Exchange. Bývá označován jako index strachu představující měřítko tržního očekávání volatility akciového trhu v průběhu příštích 30 dnů. Index vznikl v roce 1993. Produkty na něj vázané slouží jako nástroje pro řízení rizik.



**CBOE gold ETF volatility index (volatility\_VIXGETF)** označovaný jako GVZ měří tržní očekávání třicetidenní volatility cen zlata za použití metody VIX na opce zlatých akcií. Index je počítán pomocí opcí pokrývající širokou škálu strike cen (tedy cen, na kterých se dohodl kupující s prodávajícím předem).

Pokud jsou očekávání správná, index volatility i cena zlata (tedy i kurzy akcií společností těžících zlato) mohou pozitivně korelovat.

**Graf 3.8 Vývoj průmyslových indexů a indexů volatility (index)**



Zdroj: <https://research.stlouisfed.org/fred2/>.

**Industrial Production Index**, Index 2012=100 (**Industrial\_prod\_index**) značí index průmyslové produkce. Jedná se o ekonomický ukazatel, který měří reálný výstup všech zařízení umístěných ve Spojených státech (s výjimkou teritorií), týkajících se výroby, hornictví a elektrických a plynových sítí. Od roku 1997 byl index sestaven z 312 částí s přiřazenými kódy. Tyto části jsou klasifikovány na skupiny na trhu a skupiny v průmyslu. Index je konstruován na měsíční bázi a měl by upozorňovat na krátkodobé změny v průmyslové výrobě a na strukturální vývoj v ekonomice. Růst indexu značí průmyslový růst. Z indexu lze také předpovědět nadcházející recese.

Jelikož vybrané společnosti spadají do průmyslové produkce, index by na ceny akcií těchto společností mohl mít pozitivní vliv.

Na počátku sledovaného období bylo období recese, kdy se více investovalo do efektivní výroby, než do lidí, kteří přicházeli o pracovní místa. Situace v průmyslové

výrobě zaznamenala náznak oživení v roce 2008. Od konce roku 2009 již index opět rostl a na současné úrovni se zastavil asi před rokem. Index naznačuje zpomalení růstu, což je rizikové, avšak stále ne krizové.

**Industrial Production: Mining: Gold ore and silver ore mining**, Index 2012=100 (**Industrial\_mining\_index**) měří reálný výstup průmyslové produkce zahrnující těžbu zlaté a stříbrné rudy. Důlní činnost mimo těžbu rudy zahrnuje vývoj důlních lokalit a zpracování rud na místě do koncentrátů nebo drahých kovů.

Z graf 3.8 lze pozorovat, že má index velmi výraznou variabilitu a klesající tendenci.

Pro odhad modelu jsou dále na výběr 2 komoditní indexy.

**Thomson Reuters/CoreCommodity CRB Index** je komoditní index skládající se z 19 komodit. Je znám již od roku 1957 a přes padesát let slouží jako široce uznávaný měřič globálních komoditních trhů. Index je navržen tak, aby poskytoval aktuální a přesně rozvrženou a diverzifikovanou investici do komodit prostřednictvím transparentní metodiky výpočtu. 19 zastoupených komodit je v indexu rozděleno do čtyř různě vážených skupin – zemědělství (41%), energie (39 %), základní a průmyslové kovy (13 %) a drahé kovy (7 %).

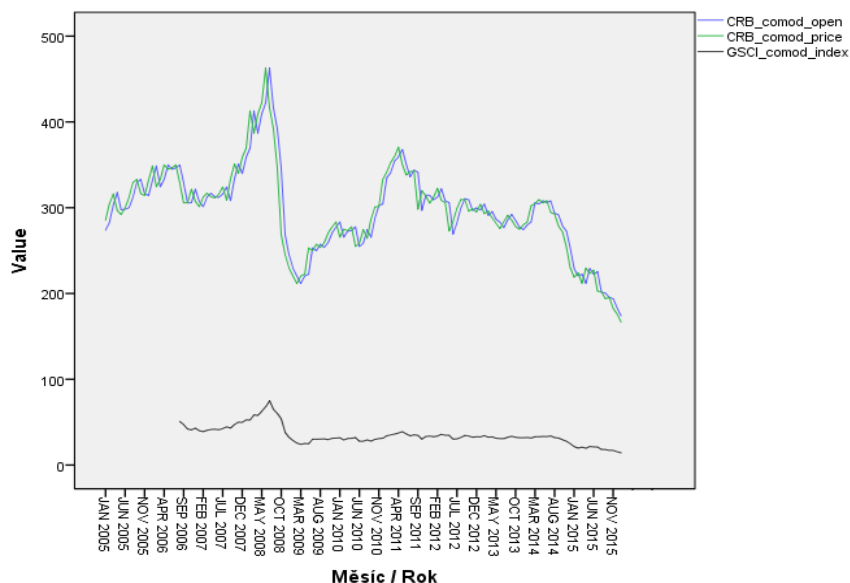
V této práci je použit Thomson Reuters/CoreCommodity CRB Excess return “TRJCRB“ index. CRB\_comod\_price značí průměrnou měsíční cenu indexu a CRB\_comod\_open značí “open“ kurz tohoto indexu na počátku každého měsíce.

**S&P Goldman Sachs Commodity Index (GSCI\_comod\_index)** je jedním z nejvíce sledovaných a nejrozšířenějších komoditních indexů. Slouží jako měřítko pro investování na komoditních trzích a jako měřítko výkonnosti v čase. Byl vytvořen v roce 1991 společností Goldman Sachs a prodán S&P v roce 2007. Je to hlavní index, který je vážený průměrným množstvím produkce jednotlivých komodit (zahrnuje jich 24), proto je čistým měřítkem světových komoditních trhů. Také se jedná o jediný komoditní index, jenž pochází od nezávislého poskytovatele.

V této práci jsou použita “close“ data z konce každého měsíce.

CRB Index je volatilní, kdežto GSCI index se v čase výrazně neměnil. Maxim dosáhly oba index v červenci 2008, po kterých následoval prudký krizový pokles jako u ostatních sledovaných proměnných. V posledních dvou letech indexy opět mírně klesají.

**Graf 3.9 Vývoj komoditních indexů (v bodech)**



Zdroj: <https://research.stlouisfed.org/fred2/>, <http://www.investing.com/indices/>.

## Míra inflace

Jako další faktor ovlivňující ceny kurzů akcií je vybrána míra inflace v USA – dva druhy indexů spotřebitelských cen CPI a čtyři indexy cen výrobců PPI (pro odhadnutí modelu jsou použita upravená data – meziměsíční změny CPI a PPI v %). Frekvence dat je na měsíční bázi. Indexy CPI jsou vybrány se zaměřením na všechny položky a na kupní sílu spotřebitelského dolaru, ostatní čtyři indexy PPI jsou vybrány adekvátně k vysvětlovaným společnostem, a to se zaměřením na cenu výrobců podle komodit, těžkého průmyslu a důlní těžby.

Akcie vybraných společností jsou vysoce korelované se zlatem, které před inflací poskytuje ochranu jako uchovatel hodnot, proto by mohla mít inflace na kurzy akcií pozitivní nebo negativní vliv.

**CPIAUCSL (CPI\_urban\_cons )** - Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items (USA Inflation), Index 1982–1984 = 100, značí index spotřebitelských cen pro všechny městské spotřebitele: všechny položky, v USA. Je měřítkem průměrné měsíční změny cen zboží a služeb placených městskými spotřebiteli mezi dvěma časovými obdobími. Index může také reprezentovat nákupní zvyklosti městských spotřebitelů. Zahrnuje zhruba 88 % z celkového počtu obyvatel, což představuje pracující lidi, administrativní a technické

pracovníky, OSVČ, krátkodobé pracovníky, nezaměstnané, důchodce i obyvatele, kteří nejsou pracovní silou.

**PPIACO (PPI\_all\_comod)** Producer Price Index for All Commodities, (USA Inflation), Index 1982=100, značí index cen výrobců ze všech komodit v USA. Měří inflační dopady na ceny komodit. Růst indexu naznačuje vyšší ceny na straně nabídky.

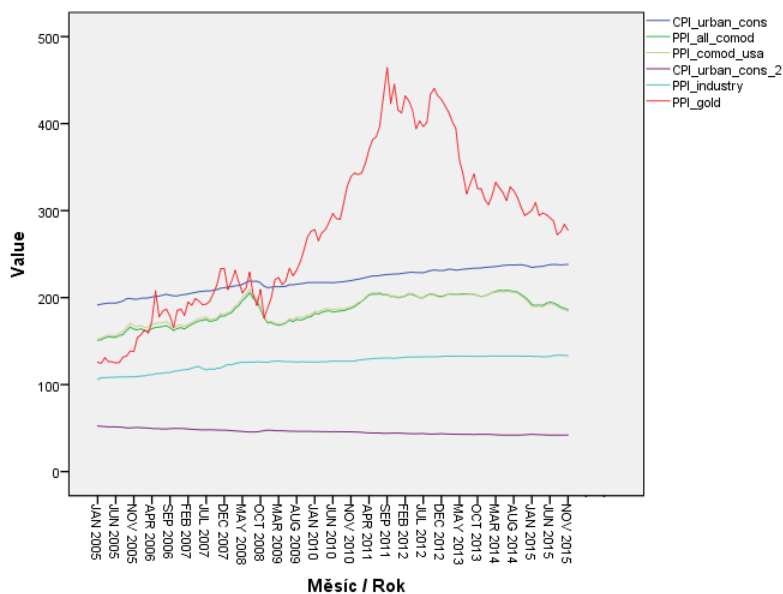
**PPIIDC (PPI\_comod\_usa)** Producer Price Index by Commodity Industrial Commodities, Index 1982=100, značí index cen výrobců dle průmyslových komodit v USA.

**PCU33273327 (PPI\_industry)** Producer Price Index by Industry: Machine Shops, Turned Product, Screw, nut, Bolt Manufacturing, Index prosinec 2003=100, značí index cen výrobců podle odvětví: strojí dílny, obrábění, šroubování a zpracovatelský průmysl v USA.

**PCU2122212122210 (PPI\_gold)** Producer Price Index by Industry: Gold Ore Mining: Gold Ores, Index Jun 1985=100, značí index cen výrobců podle odvětví: důlní těžba zlaté rudy v USA.

**CUUR0000SA0R (CPI\_urban\_cons\_2)** Consumer Price Index for All Urban Consumers: Purchasing Power of the Consumer Dollar, Index 1982-1984=100, značí index spotřebitelských cen pro všechny městské spotřebitele: kupní sílu spotřebitelského dolaru.

**Graf 3.10 Vývoj vybraných ukazatelů CPI a PPI v USA (%)**



Zdroj: <https://research.stlouisfed.org/fred2/>.

Podle grafů (všech proměnných) 3.1 - 3.10 lze tvrdit, že žádná z časových řad nemá konstantní střední hodnotu ani rozptyl. Všechny proměnné jsou variabilní, nelze u nich pozorovat sezónnost a kromě inflačních ukazatelů se u nich neprojevuje trend.

## 4 Ocenění společností těžících zlato

V této kapitole jsou sestaveny, odhadnuty a testovány lineární regresní modely, pomocí nichž lze vysvětlit změny akciových kurzů vybraných společností a indexu GDM.

V práci jsou použita měsíční data v období od ledna 2005 do ledna 2016. Jedná se o 133 pozorování u většiny proměnných. Výpočty jsou provedeny v programu SPSS.

Před odhadnutím modelů je třeba provést analýzu časových řad, popřípadě provést jejich úpravu pro následné modelování.

Modely jsou odhadnuty pro každou vysvětlovanou proměnnou zvlášť. Je vybráno devět oblastí, které mohou mít na vysvětlované proměnné vliv. Jedná se o cenu komodity zlata, stříbra, ropy, index S&P 500, měnové kurzy, indexy inflace v USA, indexy průmyslové produkce, měřítka očekávané tržní volatility opcí a komoditní indexy. Tyto oblasti jsou dále rozčleněny na 26 veličin, ze kterých je možné model sestavit. Po vyzkoušení všech kombinací jsou vytvořeny modely s nejlépe vysvětlujícími proměnnými.

### 4.1 Analýza vstupních časových řad

Časové řady jsou zkontrolovány kvůli možným chybějícím hodnotám. Po provedení analýzy je zjištěno, že nahrazování hodnot není potřeba. U některých proměnných chybí počáteční hodnoty, které nelze zjistit již od počátečního sledovaného roku 2005, proto jejich časové řady zůstávají zkrácené.

Tab. 4.1 Statistika časových řad vysvětlovaných proměnných

Statistics							
	N Valid	Mean	Median	Mode	Std. Deviation	Skewness	Kurtosis
Barrick_Gold	133	31,3027	31,0000	37,36	12,55753	-,145	-,867
Newmont_Mining	133	42,6609	44,0500	47,27	13,10458	-,360	-,793
Goldcorp	133	31,1714	29,9100	23,21	10,89363	,103	-,905
Kinross_Gold	133	11,3465	11,4900	2,22 <sup>a</sup>	6,10305	,076	-1,097
Yamana_Gold	133	10,1223	10,3400	4,01 <sup>a</sup>	4,49204	-,137	-,690
GDM	133	1031,9987	1051,6400	378,44 <sup>a</sup>	368,60730	,007	-1,010

a. Multiple modes exist. The smallest value is shown

V tabulce 4.1 jsou znázorněny základní statistické údaje časových řad společností a indexu. Počet pozorování N je u všech proměnných 133. Rozdíl mezi středními hodnotami

a mediány je u jednotlivých proměnných nevýrazný. Střední hodnota indexu GDM je hodnota 1 032, u zkoumaných společností činila nejvyšší střední hodnota 42,7 USD u Newmont Mining, poté 31 dolarů u Barrick Gold a Goldcorp a akcie společností Kinross Gold a Yamana Gold měly průměrné kurzy ve výši 11 a 10 USD. Žádná z časových řad neodpovídá normálnímu rozdělení. Všechna rozdělení pravděpodobností jsou mírně vychýlena doprava či doleva a všechny jsou plošší oproti Gaussově křivce normálního rozdělení.

V Příloze č. 1 lze vidět statistiku časových řad (střední hodnota, medián, modus, směrodatná odchylka, šikmost a špičatost) všech 26 vysvětlujících proměnných. Většina zkoumaných hodnot se výrazně neliší u stejných druhů proměnných (např. u Gold\_open, Gold\_average a Gold\_end). Podle hodnot šikmosti a špičatosti lze tvrdit, že žádná z časových řad neodpovídá normálnímu rozdělení pravděpodobnosti. Korelační matice časových řad jsou spolu s křížovou korelací provedeny v následujících podkapitolách pro každý odhadnutý model zvlášť.

Vzhledem ke specifčnosti finančních časových řad se většinou nepracuje přímo s původní časovou řadou, ale s její transformací. U všech časových řad lze potvrdit (viz graf 3.1 – 3.10), že nemají konstantní rozptyl ani konstantní střední hodnotu. Časové řady jsou tedy upraveny.

Časové řady společností a indexu jsou převedeny na přirozené logaritmy. Pro větší zmírnění stacionarity jsou ještě převedeny do prvních diferencí dle vztahu (2.28).

Všechny vysvětlující proměnné jsou vyjádřeny jako tempa přírůstků dle vztahu (2.25). Ve všech případech se jedná o meziměsíční změny. S těmito upravenými hodnotami se nadále pracuje. Ve výpočtech jsou označeny předponou “d\_“.

## 4.2 GDM

Lineární regresní stochastický model pro index GDM je sestaven podle vztahu (2.15). Pro sestavení je možno vybrat jakoukoli kombinaci a množství z 26 vybraných a upravených veličin (vysvětlujících proměnných znázorněných v příloze č. 1) tak, aby vznikl co nejlepší odhad modelu (co nejvyšší koeficient determinace, významná hodnota Durbinova-Watsonova testu, statistická významnost všech proměnných, apod.).

Po odhadu je model verifikován a testován. Hladina významnosti je zvolena 5 %. Odhadnuté parametry a model jsou statisticky verifikovány t-testem a F-testem. Následuje ekonometrická verifikace zahrnující testování specifikace modelu, multikolinearity, autokorelace, heteroskedasticity a testování normality reziduí. Nakonec je model zhodnocen v rámci ekonomické verifikace.

**Všechny odhadované modely** pro akcie vybraných společností jsou odhadnuty, verifikovány a testovány **stejným způsobem**.

#### 4.2.1 Odhad modelu

Nejlépe je index GDM vysvětlen pomocí 4 faktorů:

$$GDM = f(Gold\_end; USD\_twempa; volatil\_VIXCLS; GSCI).$$

Po odhadnutí modelu je třeba určit vzájemnou závislost všech vysvětlujících proměnných. Ta je provedena pomocí korelace (viz příloha č. 2). Závislost vysvětlujících proměnných je na vysvětlované proměnné statisticky významná. Komoditní index GSCI je mírně vyšší než hladina významnosti 5 %, přesto je ještě možné ponechat ho v modelu. Všechny ostatní ukazatele kritérium splňují. Zároveň lze vidět, že se mezi vysvětlujícími proměnnými nevyskytuje párová korelace vyšší než 0,8. Mezi proměnnými tedy není multikolinearita.

Vysvětlované proměnné mohou být časově zpožděné vůči vysvětlující proměnné, což znamená, že ji můžou předbíhat nebo se za ní zpožďovat.

Grafy v příloze č. 3 značí, že je nejvyšší korelace mezi vysvětlovanou proměnnou a ostatními proměnnými v období 0. Nemělo by tedy mezi veličinami existovat žádné časové zpoždění. Pouze proměnná *d\_GSCI\_comod\_index* se zpožďuje za vysvětlovanou proměnnou o 1 období, což znamená, že je vývoj *d\_GDM* v předstihu o 1 měsíc. Tato vysvětlující proměnná je pozměněna tak, aby předcházela svůj vývoj právě o jeden měsíc. Následně je vytvořen nový model, avšak nevychází lépe než model původní, a proto zůstává vysvětlující proměnná komoditní index GSCI ponechána v původním tvaru. Vysvětlující proměnné cenu zlata, reálný multilaterální měnový kurz ani volatilitu tedy není třeba měnit.



Nejllepší odhad modelu vychází následovně,

$$d\_GDM = \beta_0 + \beta_1 \cdot d\_Gold\_end + \beta_2 \cdot d\_USD\_TWEXMPA + \beta_3 \cdot d\_volatility\_VISCLS + \beta_4 \cdot d\_GSCI\_comod\_index + u_t.$$

Následující tabulky 4.2 až 4.4 obsahují základní údaje týkající se odhadnutého modelu.

**Tab. 4.2 GDM\_Shrnutí vytvořeného modelu**

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,852 <sup>a</sup>	,725	,715	,06067	2,303

a. Predictors: (Constant), d\_GSCI\_comod\_index, d\_volatility\_VIXCLS, d\_Gold\_end, d\_USD\_TWEXMPA

b. Dependent Variable: d\_GDM

Z tabulky 4.2 vyplývá, že lze d\_GDM index vysvětlit regresním modelem ze 72,5 %. Zbylou část tvoří náhodná složka.

**Tab. 4.3 GDM\_Anova vytvořeného modelu**

ANOVA <sup>a</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,030	4	,257	69,918	<b>,000<sup>b</sup></b>
	Residual	,390	106	,004		
	Total	1,420	110			

a. Dependent Variable: d\_GDM

b. Predictors: (Constant), d\_GSCI\_comod\_index, d\_volatility\_VIXCLS, d\_Gold\_end, d\_USD\_TWEXMPA

Tabulka 4.3 obsahuje významnou hodnotu ve sloupci Sig. značící statistickou významnost modelu. Hodnota Sig. je u modelu nulová, proto je model silně statisticky významný.

**Tab. 4.4 GDM\_Koeficienty vytvořeného modelu**

Coefficients

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-,018	,006		-2,991	,003
d_Gold_end	,015	,001	,731	13,126	,000
d_USD_TWEXMPA	-,010	,004	-,154	-2,437	,016
d_volatility_VIXCLS	-,001	,000	-,166	-3,102	,002
d_GSCI_comod_index	-,003	,001	-,168	-2,915	,004

a. Dependent Variable: d\_GDM

Také v tabulce 4.4 je významný sloupec Sig., jenž by neměl překročit hodnotu 0,05. Lze pozorovat, že žádná z hodnot ji nepřevyšuje, proto jsou všechny proměnné významné.

Doplňný model má podobu:

$$d\_GDM = -0,018 + 0,015 \cdot d\_Gold\_end - 0,01 \cdot d\_USD\_TWEXMPA - 0,001 \cdot d\_volatility\_VIXCLS - 0,003 \cdot d\_GSCI\_comod\_index + u_t$$

#### 4.2.2 Statistická verifikace odhadnutých parametrů a modelu

Po odhadnutí modelu je třeba ověřit statistickou významnost modelu i jednotlivých parametrů. Verifikace je provedena t-testem a F-testem.

Pomocí **t-testu** je testována statistická významnost jednotlivých regresních koeficientů na hladině významnosti 5 %. Kritická hodnota je spočítána pomocí funkce TINV v excelu.

**Tab. 4.5 GDM\_T-test**

	Beta	Std. Error	t <sub>vyp</sub>	t <sub>krit</sub>	Sig.
Konstanta	-0,018	0,006			0,003
d_Gold_end	0,015	0,001	<b>15</b>	<b>1,982597</b>	0,000
d_USD_TWEXMPA	-0,01	0,004	<b>-2,5</b>	<b>1,982597</b>	0,016
d_volatility_VIXCLS	-0,001	0,000	<b>-10</b>	<b>1,982597</b>	0,002
d_GSCI_comod_index	-0,003	0,001	<b>-3</b>	<b>1,982597</b>	0,004

Z tabulky 4.5 je patrné, že u všech parametrů platí vztah, kdy je vypočítaná hodnota  $t_{vyp}$  větší než kritická hodnota. Všechny proměnné jsou statisticky významné na hladině významnosti alfa 0,05. Hypotéza  $H_0$  (regresní parametr není statisticky významný) se zamítá a přijímá se hypotéza  $H_1$ , podle které **všechny parametry přispívají k objasnění vysvětlované proměnné.**

Rozhodování o přijetí či nepřijetí hypotézy na dané hladině významnosti je provedeno pomocí **F-testu**, podle kterého je zjištěna statistická významnost modelu jako celku.

Data potřebná pro výpočet jsou zobrazena v anově v tabulce 4.3. Kritická hodnota je vypočítána pomocí funkce FINV v excelu. Výsledné hodnoty jsou znázorněny v tabulce 4.6.

**Tab. 4.6 GDM\_F-test**

ESS	RSS	$F_{vyp}$	$F_{krit}$
1,030	0,39	<b>69,918</b>	<b>2,457</b>

Je zřejmé, že je vypočítaná hodnota  $F_{vyp}$  větší než kritická hodnota  $F_{krit}$ . Z F-testu tedy vyplývá, že na hladině významnosti 0,05 zamítáme hypotézu  $H_0$  a přijímáme hypotézu  $H_1$ . **Model jako celek je statisticky významný.**

### 4.2.3 Specifikace modelu

V rámci specifikace je proveden Ramsey RESET test, který testuje chybnou specifikaci modelu. V rámci testu jsou vytvořeny umocněné proměnné  $\hat{Y}^2$  a  $\hat{Y}^3$  z predikované hodnoty PRE a jsou přidány do modelu.

Nový model má tvar,

$$d_{GDM} = \beta_0 + \beta_1 \cdot d_{Gold\_end} + \beta_2 \cdot d_{USD\_TWEXMPA} + \beta_3 \cdot d_{volatility\_VISCLS} + \beta_4 \cdot d_{GSCI\_comod\_index} + \beta_5 \cdot \hat{Y}^2 + \beta_6 \cdot \hat{Y}^3 + u_t.$$

Hypotézy jsou stanoveny následovně,

$H_0$  regresní model JE správně specifikovaný,

$H_1$  regresní model NENÍ správně specifikovaný,

Výsledné hodnoty lze vidět v následujících tabulkách 4.7 a 4.8.

**Tab. 4.7 GDM\_Původní model**

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,852 <sup>a</sup>	,725	,715	,06067	2,303

a. Predictors: (Constant), d\_GSCI\_comod\_index, d\_volatility\_VIXCLS, d\_Gold\_end, d\_USD\_TWEXMPA

b. Dependent Variable: d\_GDM

**Tab. 4.8 GDM\_Nový model po přidání proměnných Y2 a Y3**

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,854 <sup>a</sup>	,729	,714	,06079	2,317

a. Predictors: (Constant), Y3, d\_GSCI\_comod\_index, d\_volatility\_VIXCLS, d\_USD\_TWEXMPA, d\_Gold\_end, Y2

b. Dependent Variable: d\_GDM

Z tabulek 4.7 a 4.8 lze vidět, že se koeficienty determinace ne příliš výrazně liší:

$$R_{NEW}^2 = 0,729 \text{ a } R_{OLD}^2 = 0,725.$$

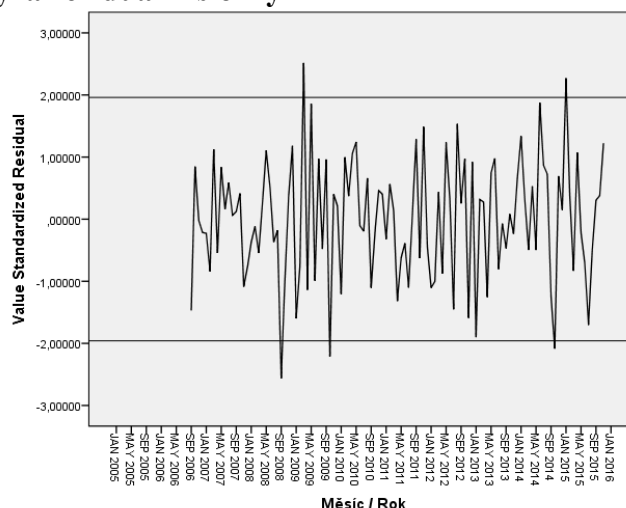
**Tab. 4.9 GDM\_RESET test**

$R_{NEW}^2$	$R_{OLD}^2$	$df_1$	$df_2$	$F_{vyp}$	$F_{krit}$
0,729	0,725	2	103	<b>0,760</b>	<b>3,085</b>

Vypočítaná hodnota  $F_{vyp}$  je nižší než kritická, proto přijímáme hypotézu  $H_0$  na hladině významnosti  $\alpha 0,05$ . **Model je správně specifikován.**

Jako druhý test je provedena **grafická analýza** reziduální složky. Správně specifikovaný model by neměl mít rezidua překračující určený interval víc jak 5 % pozorování.

**Graf 4.1 GDM\_Analýza reziduální složky**



Graf 4.1 je vytvořen ze standardizovaných reziduí, která byla uložena po odhadnutí modelu. Lze vidět, že rezidua překračují vymezenou mez celkem na pěti místech, avšak nepřekračují kritické hodnoty normálního rozdělení z více než 5 % pozorování.

Také podle této grafické metody lze předpokládat, že je model správně specifikován. Žádná nová proměnná tedy není do modelu přidána.

#### **4.2.4 Multikolinearita**

Multikolinearita je vysoká vzájemná korelace vysvětlujících proměnných. Pro odhad multikolinearity je využita párová korelace, vícenásobná korelace a statistika VIF a TOL.

Nejdříve je zjištěna párová korelace pomocí korelační matice (viz příloha č. 2), ze které vyplývá, že vysvětlující proměnné mezi sebou nejsou silně korelovány. Všechny korelační koeficienty jsou menší než 0,8. Multikolinearita se zde nevyskytuje a není třeba vyloučit žádnou proměnnou.

Dále je provedena vícenásobná korelace. Každá vysvětlující proměnná je vysvětlena ostatními nezávislými proměnnými. Srovnává se koeficient determinace pro každou jednotlivou proměnnou zvlášť a koeficient determinace pro celý model.

**Tab. 4.10 GDM\_Korelace vícenásobná**

Model / Proměnná	Koeficient determinace R <sup>2</sup>
Model	<b>0,725</b>
d_Gold_end	0,682
d_USD_TWEXMPA	0,383
d_volatility_VIXCLS	0,166
d_GSCI_comod_index	0,277

Z tabulky 4.10 vyplývá, že žádná proměnná nemá vyšší koeficient determinace než celkový model. Multikolinearita u vysvětlujících proměnných neexistuje. Všechny proměnné tedy mohou v modelu zůstat.

Následují testovací statistiky o faktoru změny variability VIF a její toleranci TOL.

**Tab. 4.11 GDM\_TOL a VIF**

Model		Coefficients <sup>a</sup>					Collinearity Statistics	
		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Tolerance	VIF
		B	Std. Error	Beta				
1	(Constant)	-,018	,006		-2,991	,003		
	d_Gold_end	,015	,001	,731	13,126	,000	<b>,835</b>	<b>1,198</b>
	d_USD_TWEXMPA	-,010	,004	-,154	-2,437	,016	<b>,652</b>	<b>1,534</b>
	d_volatility_VIXCLS	-,001	,000	-,166	-3,102	,002	<b>,910</b>	<b>1,099</b>
	d_GSCI_comod_index	-,003	,001	-,168	-2,915	,004	<b>,781</b>	<b>1,280</b>

a. Dependent Variable: d\_GDM

Z tabulky 4.11 vyplývá, že vysvětlující proměnné nejsou významně korelovány. Všechny hodnoty VIF se pohybují pod hranicí 10 a TOL je u všech proměnných větší než 0,1. Výskyt multikolinearity je možné zamítnout.

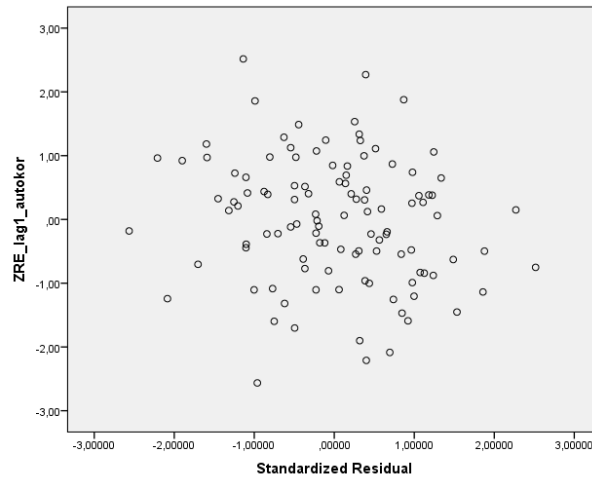
## 4.2.5 Testování autokorelace

Autokorelace se vyznačuje závislostí proměnných na sobě samých. V práci jsou použity grafické testy, grafy ACF a PACF a Durbinův-Watsonův test.

Nejdříve jsou provedena **grafická testování**. Standardizovaná rezidua již byla jednou testována a jsou znázorněna v grafu 4.1. Podmínka pro nepřekročení intervalu o více než 5 %

hodnot je zde splněna. Na liniovém grafu nelze pozorovat přímou závislost v čase nebo trend, avšak je možné, že zde jistá autokorelace je.

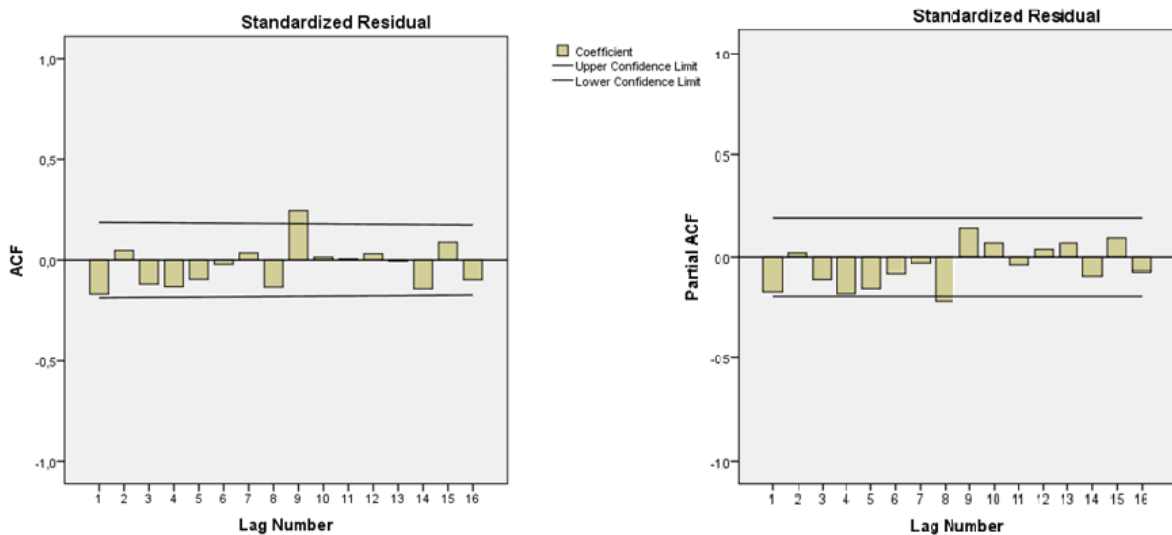
**Graf 4.2 GDM\_Bodový graf standardizovaných reziduí**



Podle bodového grafu 4.2 lze soudit, že se v modelu autokorelace 1. řádu nevyskytuje.

Dále je proveden test autokorelační funkce **ACF** a test parciální autokorelační funkce **PACF**.

**Obr. 4.1 GDM\_ACF a PACF**



Obr. 4.1 značí v rámci ACF velmi mírnou autokorelaci objevující se v 9. období. Pomocí parciální ACF je znázorněna závislost mezi chybami a lze tvrdit, že se v modelu autokorelace téměř nevyskytuje.

## Durbinův-Watsonův test

Zjištění, že existuje autokorelace 1. řádu, by se mělo projevit při Durbinově-Watsonově testu. Opět je třeba stanovit si hypotézy,

$H_0 \quad \rho = 0$       NENÍ autokorelace 1. řádu,

$H_1 \quad \rho \neq 0$       JE přítomna autokorelace 1. řádu.

Nejprve je třeba si z internetového zdroje [11] zjistit dvě kritické hodnoty  $d_L$  a  $d_u$  pro počet pozorování 111 a počet koeficientů 5. Na dané hladině významnosti 5 % je  $d_L=1,61668$  a  $d_u=1,76572$ .

**Tab. 4.12 GDM\_DW kritické hodnoty**

Kritické hodnoty	
$d_L$	1,61668
$d_u$	1,76572
$4 - d_L$	2,38332
$4 - d_u$	2,23428

Hodnota DW testu je dle programu SPSS 2,303. Vypočtená hodnota nepřekračuje požadovaný interval, avšak nachází se v zóně neprůkaznosti. Podle grafického testování lze na hladině významnosti 5 % přijmout hypotézu  $H_0$  a předpokládat, že v modelu autokorelace 1. řádu není.

## 4.2.6 Testování heteroskedasticity

Heteroskedasticita značí porušení předpokladu konstantního a konečného rozptylu náhodné složky. Pro zjištění heteroskedasticity je provedeno grafické testování a dále vypočítán Parkův test, Glejserův test a Whiteův test.

Nejdříve je provedeno grafické testování - vývoj čtverců standardizovaných reziduí  $Z_{ut}^2$  v závislosti na proměnných. Je také třeba vypočítat nové hodnoty reziduí, které by měly být v intervalu  $\langle 0;3,84 \rangle$ .

Vývoj reziduí je znázorněn v příloze č. 4. Znázorněná rezidua se vyvíjí **náhodně**. Žádnou lineární či kvadratickou závislost zde nelze zpozorovat. 95 % hodnot patří do daného



intervalu, čímž je splněna další podmínka. Ze 111 hodnot je mimo interval v každém grafu pouze 5 hodnot. Potvrzuje se zde homoskedasticita.

### Glejserův test

Dále je pro zjištění heteroskedasticity náhodných reziduí použit Glejserův test.

Hypotézy jsou formulovány:

$H_0$  Sig. > 0,05 v modelu je homoskedasticita, koeficienty bety = 0,

$H_1$  Sig. < 0,05 v modelu je heteroskedasticita, alespoň 1 koeficient je různý od 0.

**Tab. 4.13 GDM\_Koeficienty po provedení Glejserova testu**

Model		Coefficients <sup>a</sup>				
		Unstandardized Coefficients		St. Coefficients	t	Sig.
B	Std. Error	Beta				
1	(Constant)	,047	,003		14,112	,000
	d_Gold_end	,000	,001	,042	,404	,687
	d_USD_TWEXMPA	,003	,002	,154	1,304	,195
	d_volatility_VIXCLS	-4,075E-6	,000	-,002	-,024	,981
	d_GSCI_comod_index	,000	,001	-,062	-,575	,566

a. Dependent Variable: abs\_RES

Hodnota Sig. je u všech proměnných větší než 0,05, čímž přijímáme hypotézu  $H_0$ . Také v grafu standardizovaných reziduí po provedení Glejserova testu (v příloze č. 5) nelze pozorovat závislost náhodných reziduí. Lze tedy říci, že je model homoskedastický.

### Parkův test

Pro potvrzení heteroskedasticity je proveden **Parkův test**. U Parkova testu se rezidua stanoví z řešení původního regresního modelu. Nový model je vytvořen z přirozených logaritmů původních proměnných.

Hypotézy jsou formulovány:

$H_0$  Sig. > 0,05 v modelu je homoskedasticita,

$H_1$  Sig. < 0,05 v modelu je heteroskedasticita.

**Tab. 4.14 GDM\_Koeficienty po provedení Parkova testu**

**Coefficients<sup>a</sup>**

Model	Unstandardized Coefficients		St.Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-3,311	,190		-17,437	,000
ln_d_Gold_end	,072	,079	,090	,915	,362
ln_d_USD_TWEXMPA	,090	,084	,107	1,076	,285
ln_d_volatility_VIXCLS	-,013	,068	-,018	-,191	,849
ln_d_GSCI_comod_index	-,070	,067	-,101	-1,043	,299

a. Dependent Variable: ln\_RES

Po zlogaritmování a následné regresi lze zjistit, že jsou odhadnuté regresní koeficienty statisticky nevýznamné. Proto se přijímá  $H_0$  - v modelu je homoskedasticita.

**Whiteův test**

**Whiteův test** je parametrický test na heteroskedasticitu náhodných reziduí. Test vychází z pomocné regrese. Je zapotřebí dosadit do rovnice původní model, k němu přičíst druhé mocniny vysvětlujících proměnných a dále přičíst součiny dvojic vysvětlujících proměnných. Rovnice pak má tento tvar,

$$\begin{aligned}
 u_t^2 = & \beta_0 + \beta_1 \cdot d\_Gold\_end + \beta_2 \cdot d\_USD\_TWEXMPA + \beta_3 \cdot d\_volatility\_VISCLS + \beta_4 \\
 & \cdot d\_GSCI\_comod\_index + \beta_5 \cdot d\_Gold\_end\_2 + \beta_6 \cdot d\_USD\_TWEXMPA\_2 \\
 & + \beta_7 \cdot d\_volatility\_VISCLS\_2 + \beta_8 \cdot d\_GSCI\_comod\_index\_2 + \beta_9 \\
 & \cdot d\_Gold\_end\_d\_USD\_TWEXMPA + \beta_{10} \cdot d\_Gold\_end\_d\_volatility\_VISCLS \\
 & + \beta_{11} \cdot d\_Gold\_end\_d\_GSCI\_comod\_index + \beta_{12} \\
 & \cdot d\_USD\_TWEXMPA\_d\_volatility\_VISCLS + \beta_{13} \\
 & \cdot d\_USD\_TWEXMPA\_d\_GSCI\_comod\_index + \beta_{14} \\
 & \cdot d\_volatility\_VISCLS\_d\_GSCI\_comod\_index + u_t.
 \end{aligned}$$

Hypotézy jsou formulovány:

$H_0$  v modelu je homoskedasticita, koeficienty bety = 0,

$H_1$  v modelu je heteroskedasticita, alespoň 1 koeficient je různý od 0.

Kritická hodnota je vypočítána pomocí funkce CHINV v excelu. Výsledné hodnoty se nachází v tabulce 4.15.

**Tab. 4.15 GDM\_Whiteův test**

<b>N</b>	111
<b>k</b>	15
<b>R<sup>2</sup></b>	0,75
<b><math>\chi^2_{\text{vyp}}</math></b>	<b>83,25</b>
<b><math>\chi^2_{\alpha}</math></b>	<b>25,00</b>

Pomocí Whiteova testu je zjištěno, že je vypočtená hodnota vyšší než kritická. Na hladině alfa 5 % zamítáme hypotézu  $H_0$ . Model je heteroskedasticitní a je třeba ho upravit.

Vzhledem k výsledku Whiteova testu je provedeno zmírnění heteroskedasticity. Ta mohla být zjištěna zejména kvůli značně rozdílným hodnotám v rozsáhlém souboru. Je třeba upravit rozptyl váhami tak, aby byl konstantní. Regrese modelu se provede znovu, ale do vah regrese jsou započítány predikované hodnoty (uložené z původního odhadu modelu) ve tvaru  $1/PRE$ .

**Ta. 4.16 GDM\_Model Summary po zmírnění heteroskedasticity**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,494 <sup>a</sup>	,244	,180	,36022	1,941

a. Predictors: (Constant), d\_GSCI\_comod\_index, d\_volatility\_VIXCLS, d\_USD\_TWEXMPA, d\_Gold\_end

b. Dependent Variable: d\_GDM

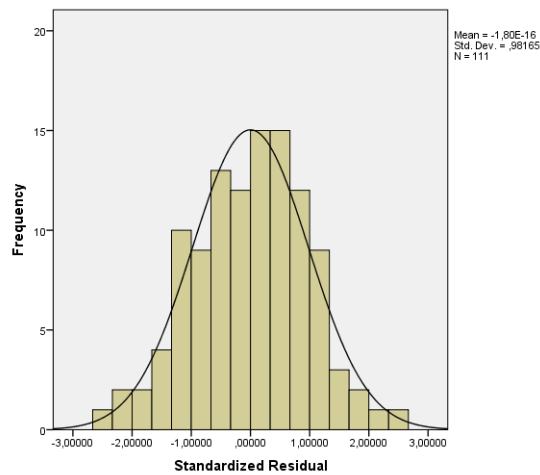
c. Weighted Least Squares Regression - Weighted by PRE\_weighted

Po provedení modelu však koeficient determinace vychází velmi nízký a také by musely být vyloučeny některé proměnné. Model tedy zůstává v původním tvaru.

#### **4.2.7 Testování normality reziduí**

Normalita reziduí je testována v rámci normálního rozdělení náhodné složky. V práci je proveden histogram nestandardizovaných reziduí, P-P plot, Q-Q plot a sofistikovaný KS test.

**Graf 4.3 GDM\_Histogram reziduí**



Z grafu 4.5 je patrné, že histogram reziduí relativně odpovídá Gaussově křivce. Je však mírně zešíkmený doprava. Podrobnější informace jsou uvedeny v tabulce 4.17.

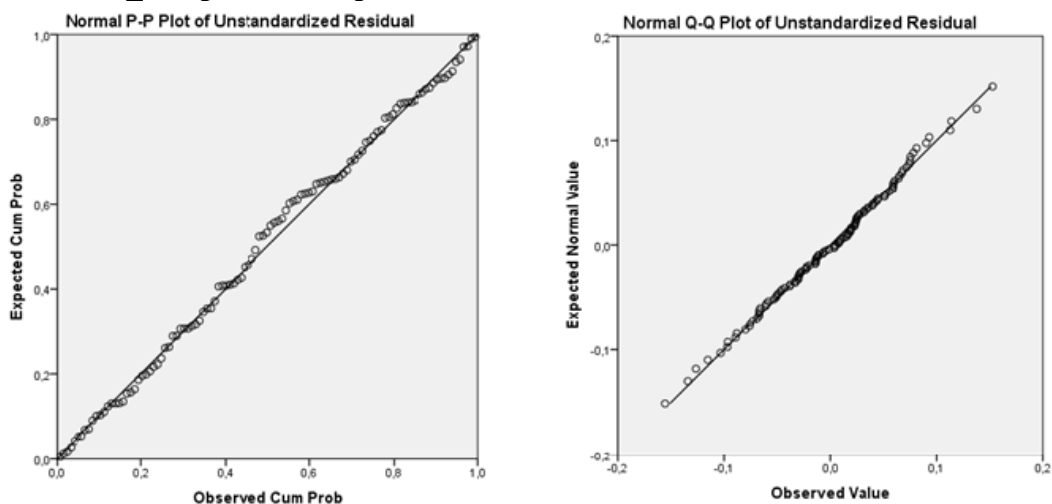
**Tab. 4.17 GDM\_Šikmost a špičatost reziduí**

Descriptive Statistics					
	N	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Standardized Residual	111	<b>-,105</b>	,229	<b>-,144</b>	,455
Valid N (listwise)	111				

Jak lze předpokládat dle histogramu, rezidua jsou v modelu mírně posunutá doprava. Záporná hodnota špičatosti značí, že jsou rezidua oproti Gaussově křivce plošší.

Dále jsou provedeny grafy P-P Plot a Q-Q Plot.

**Obr. 4.2 GDM\_P-P plot a Q-Q plot**



Z obrázku 4.2 lze usoudit, že se rozdělení hodnot standardizovaných reziduí blíží k úhlopříčce. Hodnoty tedy mají normální rozdělení.

**Kolmogorovův-Smirnovův test** v tabulce 4.18 určuje rozdíly mezi empirickou a teoretickou distribuční funkcí.

**Tab. 4.18 GDM\_KS test**

<b>One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test</b>		
		Standardized Residual
N		111
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	,0000000
	Std. Deviation	,98164982
Most Extreme Differences	Absolute	,053
	Positive	,033
	Negative	-,053
Test Statistic		,053
<b>Asymp. Sig. (2-tailed)</b>		<b>,200<sup>c,d</sup></b>

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

d. This is a lower bound of the true significance.

Testovací statistika KS činí 0,558. Zjištěná významnost Asymp.Sig. je 0,2, tedy vyšší hodnota než zvolené 0,05. Přijímáme proto hypotézu  $H_0$ . Distribuční funkce náhodného výběru odpovídá teoretické funkci očekávaného rozdělení.

## 4.2.8 Ekonomická verifikace modelu

V práci je analyzován vztah vysvětlované proměnné indexu GDM a vysvětlujících proměnných - uzavírací ceny zlata na konci měsíce, reálného multilaterálního měnového kurzu TWEXMPA představujícího reálný vážený průměr směnné hodnoty amerického dolaru vůči měnám z široké skupiny významných obchodních partnerů Spojených států amerických, indexu volatility VIXCLS jako měřítka implicitní volatility pro put a call opce na S&P 500 na burze CBOE a komoditního indexu S&P Goldman Sachs Commodity Index. Po veškerých úpravách a testování vychází nejlépe následující model,

$$d_{GDM} = -0,018 + 0,015 \cdot d_{Gold\_end} - 0,01 \cdot d_{USD\_TWEXMPA} - 0,001 \cdot d_{volatility\_VIXCLS} - 0,003 \cdot d_{GSCI\_comod\_index} + u_t.$$

Koeficient determinace  $R^2$  činí 0,725. Variabilita indexu GDM je vybranými proměnnými vysvětlena ze 72,5 %. Zbylá část je dána náhodnou složkou.

Úrovňová konstanta je stanovena na fixní úrovni -0,018. Udává nulový základní stav. Zároveň v tomto místě protíná osu Y.

Koeficient  $\beta_1$  stanovený pro proměnnou  $d_{Gold\_end}$  činí 0,015. Předpokládalo se, že cena zlata bude mít pozitivní vztah na index tvořený zlatými akciemi. Předpoklad je splněn, ačkoli se nejedná o vztah velmi silný. Pokud vzroste cena zlata o 1 %, růst hodnoty indexu GDM je vyšší o 0,015 % ceteris paribus.

Proměnná  $d_{USD\_TWEXMPA}$  má na index GDM negativní vliv. Vzroste-li hodnota tohoto indexu měnového kurzu o 1 %, změna hodnoty GDM bude nižší o 0,01 % ceteris paribus. Také tento koeficient potvrzuje stanovené hypotézy. Vzhledem k silné negativní korelaci mezi americkým dolarem a zlatem vázaným na dolar se dalo předpokládat, že stejně silný vliv bude mít měnový kurz na zlaté akcie.

Velmi malý vliv pak mají proměnné  $d_{volatility\_VIXCLS}$  a  $d_{GSCI\_comod\_index}$ . Vůči indexu GDM jsou negativně korelovány. Koeficienty činí u indexu volatility 0,001 a u komoditního indexu 0,003. Předpokládalo se, že index volatility i komoditní index budou mít pozitivní vliv na index tvořený zlatými akciemi. Předpoklad tedy splněn není.

Hodnoty koeficientů nejsou vyšší než 1, proto nevyjadřují velmi silnou závislost. Z modelu vyplývá, že u ceny zlata a měnového kurzu jsou potvrzeny předpoklady o chování proměnných. Pozitivní vztah má na index GDM pouze zlato, které má také na index největší vliv. Ostatní vysvětlující proměnné ovlivňují index negativně.

### 4.3 Yamana Gold

Lineární regresní stochastický model pro akcie Yamana Gold je odhadnut podle vztahu (2.15) a testován a verifikován stejně jako index GDM. Veškeré výpočty a testování tohoto modelu jsou obsaženy v přílohách č. 6 - 23.

Nejlépe je tato akcie vysvětlena pomocí 4 faktorů:

$$Yamana\_Gold = f(Gold\_open; SaP\_aver; CrudeOil\_WTI; Industrial\_prod\_Index).$$

Po odhadnutí modelu je třeba určit vzájemnou závislost všech vysvětlujících proměnných. Ta je provedena pomocí korelace (viz příloha č. 6). Podle korelační matice je závislost vysvětlujících proměnných na vysvětlované proměnné statisticky významná. Zároveň lze vidět, že se mezi vysvětlujícími proměnnými nevyskytuje multikolinearita.

V následujícím kroku je provedena křížová korelace ke zjištění, zda některé vysvětlující proměnné nepředbíhají nebo se nezpožďují za proměnou vysvětlovanou (příloha č. 7).

U proměnných  $d\_Gold\_open$  a  $d\_CrudeOil\_WTI$  je nejvyšší korelace v období 0, což znamená, že by mezi veličinami nemělo existovat žádné časové zpoždění. Proměnná  $d\_SaP\_average$  je vůči vysvětlované proměnné předstihová o jedno období, tedy jeden měsíc. Je tedy vytvořena nová proměnná  $d\_SaP\_T1\_average$ , která již má nejvyšší korelaci v období 0 a nemělo by tedy mezi veličinami existovat žádné časové zpoždění ani předstih. Také proměnná  $d\_Industrial\_prod\_index$  je vůči vysvětlované proměnné zpožděná o 4 období. Po vytvoření několika modelů s nově přidanou proměnnou posunutou o 1 – 6 měsíců však žádná z nich nevyhází v modelu lépe. Proto je vysvětlující proměnná index průmyslové produkce ponechána v původním stavu.

Nejllepší odhad modelu vychází následovně,

$$d\_GDM = \beta_0 + \beta_1 \cdot d\_Gold\_open + \beta_2 \cdot d\_SaP\_T1\_average + \beta_3 \cdot d\_CrudeOil\_WTI + \beta_4 \cdot d\_Industrial\_prod\_index + u_t.$$

Výsledný nejlepší model je detailněji charakterizován v následujících tabulkách 4.19 až 4.21.

**Tab. 4.19 Yamana Gold\_ Shrnutí vytvořeného modelu**

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,815 <sup>a</sup>	,664	,651	,08950	2,023

a. Predictors: (Constant),  $d\_Industrial\_prod\_index$ ,  $d\_CrudeOil\_WTI$ ,  $d\_Gold\_open$ ,  $d\_SaP\_T1\_average$

b. Dependent Variable:  $d\_YamanaGold$

Z tabulky 4.19 vyplývá, že lze volatilitu kurzu **Yamana Gold** vysvětlit regresním modelem z 66,4 %. Zbylou část tvoří náhodná složka.

**Tab. 4.20 Yamana Gold \_Anova vytvořeného modelu**

ANOVA <sup>a</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,738	4	,434	54,239	<b>,000<sup>b</sup></b>
	Residual	,881	110	,008		
	Total	2,619	114			

a. Dependent Variable: d\_YamanaGold

b. Predictors: (Constant), d\_Industrial\_prod\_index, d\_CrudeOil\_WTI, d\_Gold\_open, d\_SaP\_T1\_average

Tabulka 4.20 obsahuje významnou hodnotu ve sloupci Sig. značící statistickou významnost modelu. Hodnota Sig. je u modelu nulová, proto je model silně statisticky významný.

**Tab. 4.21 Yamana Gold \_Koeficienty vytvořeného modelu**

Coefficients <sup>a</sup>						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	<b>-,025</b>	,008		-3,016	<b>,003</b>
	d_Gold_open	<b>2,007</b>	,151	,750	13,256	<b>,000</b>
	d_SaP_T1_average	<b>,005</b>	,002	,142	2,429	<b>,017</b>
	d_CrudeOil_WTI	<b>,003</b>	,001	,169	2,919	<b>,004</b>
	d_Industrial_prod_index	<b>-,028</b>	,011	-,141	-2,474	<b>,015</b>

a. Dependent Variable: d\_YamanaGold

Také v tabulce 4.21 je významný sloupec Sig., jenž by neměl překročit hodnotu 0,05. Lze pozorovat, že žádná z hodnot ji nepřevyšuje, proto jsou všechny proměnné významné.

Nejlepší odhad modelu vychází následovně,

$$\begin{aligned}
 d_{YamanaGold} &= \\
 &= -0,025 + 2,007 \cdot d_{Gold\_open} + 0,005 \cdot d_{SaP\_T1\_average} + 0,003 \\
 &\quad \cdot d_{CrudeOil\_WTI} - 0,028 \cdot d_{Industrial\_prod\_index} + u_t.
 \end{aligned}$$



## Statistická verifikace odhadnutých parametrů a modelu

Po odhadnutí modelu je ověřena statistická významnost modelu i jednotlivých parametrů pomocí t-testu a F-testu.

**Tab. 4.22 Yamana Gold\_T-test**

	<b>Beta</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t<sub>vyp</sub></b>	<b>t<sub>krit</sub></b>	<b>Sig.</b>
Konstanta	-0,025	0,008			0,003
d_Gold_open	2,007	0,151	<b>13,291</b>	<b>1,982</b>	0,000
d_SaP_T1_average	0,005	0,002	<b>2,500</b>	<b>1,982</b>	0,017
d_CrudeOil_WTI	0,003	0,001	<b>3,000</b>	<b>1,982</b>	0,004
d_Industrial_prod_index	-0,028	0,011	<b>-2,545</b>	<b>1,982</b>	0,015

Z tabulky 4.22 je patrné, že u všech parametrů platí vztah, kdy je vypočtená hodnota větší než kritická. Všechny proměnné jsou statisticky významné na hladině významnosti alfa 0,05. Hypotéza  $H_0$  (regresní parametr není statisticky významný) se zamítá a přijímá se hypotéza  $H_1$ , podle které **všechny parametry přispívají k objasnění vysvětlované proměnné.**

**Tab. 4.23 Yamana Gold\_F-test**

<b>ESS</b>	<b>RSS</b>	<b>F<sub>vyp</sub></b>	<b>F<sub>krit</sub></b>
1,738	0,881	<b>54,239</b>	<b>2,454</b>

V tabulce 4.23 lze vidět, že vypočítaná hodnota  $F_{vyp}$  je větší než kritická hodnota  $F_{krit}$ . Z F-testu tedy vyplývá, že na hladině významnosti 0,05 zamítáme hypotézu  $H_0$  a přijímáme hypotézu  $H_1$ . **Model jako celek je statisticky významný.**

## Specifikace modelu

V rámci specifikace je proveden Ramsey RESET test, který testuje chybnou specifikaci modelu. V rámci testu jsou vytvořeny umocněné proměnné  $\hat{Y}^2$  a  $\hat{Y}^3$  z predikované hodnoty a jsou přidány do modelu. Nové hodnoty modelu lze nalézt v příloze č. 8.

Koeficienty determinace modelů se téměř neliší:  $R_{NEW}^2 = 0,668$  a  $R_{OLD}^2 = 0,664$ .

**Tab. 4.24 Yamana Gold\_RESET test**

<b>R<sub>NEW</sub><sup>2</sup></b>	<b>R<sub>OLD</sub><sup>2</sup></b>	<b>df<sub>1</sub></b>	<b>df<sub>2</sub></b>	<b>F<sub>vyp</sub></b>	<b>F<sub>krit</sub></b>
0,668	0,664	2	108	<b>0,651</b>	<b>3,080</b>

Vypočítaná hodnota je nižší než kritická, proto přijímáme hypotézu  $H_0$  na hladině významnosti  $\alpha 0,05$ . **Model je správně specifikován.**

Jako druhý test je provedena **grafická analýza** reziduální složky. Graf v příloze č. 9 je vytvořen ze standardizovaných reziduí, která byla uložena po odhadnutí modelu. Lze vidět, že rezidua překračují vymezenou mez celkem na sedmi místech, což činí 6 % pozorování. Určený interval je tedy navíc překročen o 1 %, avšak rozdíl není tak významný. Podle této grafické metody a dle RESET testu lze stále předpokládat, že je model správně specifikován. Žádná nová proměnná není tedy do modelu přidána.

### **Multikolinearita**

Pro odhad multikolinearity je využita párová korelace, vícenásobná korelace a statistika VIF a TOL. Z párové korelace (v příloze č. 10) vyplývá, že vysvětlující proměnné mezi sebou nejsou silně korelovány. Všechny korelační koeficienty jsou menší než 0,8. Multikolinearita se zde nevyskytuje a není třeba vyloučit žádnou proměnnou.

Z vícenásobné korelace (v příloze č. 11) vyplývá, že žádná proměnná nemá vyšší koeficient determinace než celkový model. Multikolinearita u vysvětlujících proměnných neexistuje. Všechny proměnné tedy mohou v modelu zůstat.

Následně jsou provedeny testovací statistiky o faktoru změny variability VIF a její toleranci TOL. Z přílohy č. 12 vyplývá, že vysvětlující proměnné nejsou významně korelovány. Všechny hodnoty VIF se pohybují pod hranicí 10 a TOL je u všech proměnných větší než 0,1. Výskyt multikolinearity je možné zamítnout.

### **Autokorelace**

Pro zjištění autokorelace jsou v práci použity grafické testy, grafy ACF, PACF a Durbinův-Watsonův test (přílohy č. 13 a 14). Nejdříve jsou provedena grafická testování standardizovaných reziduí. Podmínka pro nepřekročení intervalu o více než 5 % hodnot je zde překročena pouze o 1 %. Na liniovém grafu nelze pozorovat přímou závislost v čase nebo trend, avšak je možné, že zde jistá autokorelace je. Také dle bodového grafu lze soudit, že rezidua nemají žádný trend ani na sobě nejsou závislá. Lze soudit, že se v modelu autokorelace 1. řádu nevyskytuje.

Dále je proveden test autokorelační funkce ACF a test parciální autokorelační funkce PACF (příloha č. 14). Žádný z grafů korelaci nepotvrzuje. Žádná chyba vlivem autokorelace tedy nehrozí.

**Tab. 4.25 Yamana Gold\_ DW kritické hodnoty**

Kritické hodnoty	
$d_L$	1,62462
$d_u$	1,76832
$4 - d_L$	2,37538
$4 - d_u$	2,23168

Hodnota DW testu je dle programu SPSS 2,023. Vypočtená hodnota se nachází v požadovaném intervalu. Na hladině významnosti 5 % přijímáme hypotézu  $H_0$  a předpokládáme, že v modelu autokorelace 1. řádu není.

### Heteroskedasticita

Pro zjištění heteroskedasticity je provedeno grafické testování a dále vypočítán Parkův test, Glejserův test a Whiteův test (přílohy č. 16 - 19).

Žádnou lineární či kvadratickou závislost nelze v grafech pozorovat. Ze 115 hodnot je mimo interval v každém grafu 7 hodnot, což činí 6 % pozorování. Podmínka, aby se 95 % hodnot nacházelo v daném intervalu, je překročena, avšak přesto lze předpokládat, že se rezidua vyvíjela **náhodně**.

Pro zjištění heteroskedasticity náhodných reziduí je použit Glejserův test. Hodnota Sig. je u všech proměnných větší než 0,05, čímž přijímáme hypotézu  $H_0$ . Zároveň ani v grafu nelze pozorovat závislost náhodných reziduí. Lze tedy říci, že je model homoskedastický.

Pro potvrzení heteroskedasticity je proveden Parkův test. Po zlogaritmování a následné regresi lze zjistit, že jsou odhadnuté regresní koeficienty statisticky nevýznamné. Proto se přijímá  $H_0$  - v modelu je homoskedasticita.

Pomocí Whiteova testu je zjištěno, že je vypočtená hodnota vyšší než kritická. Na hladině alfa 5 % zamítáme hypotézu  $H_0$ . Model je heteroskedasticitní a je třeba ho upravit. Avšak po provedeném zmírnění heteroskedasticity, kdy jsou do vah regrese v SPSS započítány predikované hodnoty ve tvaru  $1/PRE$ , koeficient determinace vychází velmi

nízký a také by musely být vyloučeny některé proměnné. Model tedy zůstává v původním tvaru.

### Testování normality reziduí

V práci je proveden histogram nestandardizovaných reziduí, P-P plot, Q-Q plot a sofistikovaný KS test (přílohy č. 20 - 23).

Z histogramu je patrné, že histogram reziduí relativně odpovídá Gaussově křivce. Je však mírně zešikmený doprava. Kladná hodnota špičatosti v tabulce 4.26 značí, že jsou rezidua oproti Gaussově křivce špičatější.

**Tab. 4.26 Yamana Gold\_Šikmost a špičatost reziduí**

Descriptive Statistics					
	N	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Standardized Residual	115	-,027	,226	,537	,447
Valid N (listwise)	115				

Dále jsou provedeny grafy P-P Plot a Q-Q Plot (příloha č. 21 a 22). Z obou grafů lze usoudit, že se hodnoty standardizovaných reziduí blíží k úhlopříčce a mají tedy normální rozdělení.

Jako poslední je proveden **Kolmogorovův-Smirnovův test**. Testovací statistika KS činí 0,622. Zjištěná významnost Asymp.Sig. je 0,2, tedy vyšší hodnota než zvolené 0,05. Přijímáme proto hypotézu  $H_0$ . Distribuční funkce náhodného výběru odpovídá teoretické funkci očekávaného rozdělení.

### Ekonomická verifikace modelu

V rámci tohoto modelu je analyzován vztah vysvětlované proměnné akcie Yamana Gold a vysvětlujících proměnných – uzavírací ceně zlata v prvním dni obchodování v měsíci, průměrném měsíčním kurzu indexu S&P 500, průměrné měsíční ceně surové ropy West Texas Intermediate (WTI) a indexu průmyslové produkce v USA. Po veškerých úpravách

a testování vychází nejlépe následující model,

$$\begin{aligned} d_{YamanaGold} = & \\ & = -0,025 + 2,007 \cdot d_{Gold\_open} + 0,005 \cdot d_{SaP\_T1\_average} + 0,003 \cdot \\ & \cdot d_{CrudeOil\_WTI} - 0,028 \cdot d_{Industrial\_prod\_index} + u_t. \end{aligned}$$

Koeficient determinace  $R^2$  činí 0,664. Variabilita indexu GDM je vybranými proměnnými vysvětlena z 66,4 %. Zbylá část je dána náhodnou složkou.

Úrovňová konstanta je stanovena na fixní úrovni -0,025.

Koeficient  $\beta_1$  stanovený pro proměnnou  $d_{Gold\_open}$  činí 2,007. Předpokládalo se, že cena zlata bude mít pozitivní vztah na kurzy akcií daných společností. Tento předpoklad je splněn. Pokud vzroste cena zlata o 1 %, vzroste kurz akcie o 2,007 % ceteris paribus. Hodnota koeficientu je vyšší než 1, což vyjadřuje velmi silnou závislost.

Koeficient  $\beta_2$  stanovený pro proměnnou  $d_{SaP\_T1\_average}$  činí 0,005. Znamená to tedy, že pokud se průměrná cena indexu S&P 500 zvýší o 1 %, kurz akcie se následující měsíc zvýší o 0,005 % ceteris paribus. Daný koeficient tedy nepotvrdil předpoklad, že akcie společností firem těžících zlato a ostatní akcie a akciové indexy spolu negativně korelují. Proměnná má však na výsledný index malý vliv.

Proměnná  $d_{CrudeOil\_WTI}$  má na index GDM pozitivní vliv, avšak podobně jako proměnná S&P 500 výsledný kurz výrazně neovlivní. Vzroste-li cena ropy o 1 %, kurz akcie vzroste o 0,003 % ceteris paribus.

S kurzem Yamany Gold negativně koreluje pouze index průmyslové produkce  $d_{Industrial\_prod\_index}$ . Koeficient  $\beta_4$  činí -0,028.

Z modelu vyplývá, že je potvrzen předpoklad o chování ceny zlata a kurzů akcií společností těžících zlato. Naopak předpoklad, že akcie společností firem těžících zlato a ostatní akcie a akciové indexy spolu negativně korelují, je porušen. Pozitivní vztah má na kurz Yamany Gold cena zlata, která má také na index největší vliv, dále cena indexu S&P 500 v předcházejícím měsíci a cena ropy. Negativně ovlivňuje kurz pouze index průmyslové produkce.

## 4.4 Goldcorp

Lineární regresní stochastický model pro akcie společnosti Goldcorp je odhadnut podle vztahu (2.15) a testován a verifikován stejně jako modely pro index GDM a předchozí akciový kurz společnosti Yamana Gold. Veškeré výpočty a testování tohoto modelu jsou obsaženy v přílohách č. 24 – 45.

Nejlépe je tato akcie vysvětlena pomocí 4 faktorů:

$$\text{Goldcorp} = f(\text{Gold\_open}; \text{SaP\_aver}; \text{Industrial\_prod\_Index}; \text{GSCI}).$$

Po odhadnutí modelu je třeba určit vzájemnou závislost všech vysvětlujících proměnných, která je provedena pomocí korelace (viz příloha č. 25). Podle korelační matice je závislost vysvětlujících proměnných na vysvětlované proměnné statisticky významná. Zároveň lze vidět, že se mezi vysvětlujícími proměnnými nevyskytuje multikolinearita.

Dále je provedena křížová korelace (příloha č. 24). Výsledné grafy vypovídají, že je u  $d\_gold\_open$  a  $d\_GSCI\_comod\_index$  nejvyšší korelace v období 0. Nemělo by tedy mezi veličinami existovat žádné časové zpoždění a není třeba vysvětlující proměnné pozměnit. Proměnná  $d\_SaP\_aver$  je předstihová o 1 měsíc a  $d\_industrial\_prod\_index$  o 2 měsíce. Je tedy vytvořen nový model, kde jsou proměnné zpožděny, avšak model nevychází lépe než původní.

Nejlepší odhad modelu vychází následovně,

$$\begin{aligned} d\_Goldcorp = & \beta_0 + \beta_1 \cdot d\_Gold\_open + \beta_2 \cdot d\_SaP\_average + \beta_3 \\ & \cdot d\_Industrial\_prod\_index + \beta_4 \cdot d\_GSCI\_comod\_index + \beta_5 \\ & \cdot d\_Goldcorp\_lag5 + u_t. \end{aligned}$$

Následující tabulky 4.27 – 4.29 obsahují základní údaje týkající se odhadnutého modelu.

**Tab. 4.27 Goldcorp\_Shrnutí vytvořeného modelu**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,841 <sup>a</sup>	,707	,696	,07159	2,458

a. Predictors: (Constant), d\_GSCI\_comod\_index, d\_Industrial\_prod\_index, d\_SaP\_average, d\_Gold\_open

b. Dependent Variable: d\_Goldcorp

Z tabulky 4.27 vyplývá, že lze volatilitu kurzu Goldcorp vysvětlit regresním modelem ze 70,7 %. Zbylou část tvoří náhodná složka.

**Tab. 4.28 Goldcorp\_Anova vytvořeného modelu**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,313	4	,328	64,031	,000 <sup>b</sup>
	Residual	,543	106	,005		
	Total	1,856	110			

a. Dependent Variable: d\_Goldcorp

b. Predictors: (Constant), d\_GSCI\_comod\_index, d\_Industrial\_prod\_index, d\_SaP\_average, d\_Gold\_open

Tabulka 4.28 obsahuje významnou hodnotu ve sloupci Sig. značící statistickou významnost modelu. Hodnota Sig. je u modelu nulová, proto je model silně statisticky významný.

**Tab. 4.29 Goldcorp\_Koeficienty vytvořeného modelu**

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,016	,007		-2,223	,028
	d_Gold_open	1,801	,136	,782	13,204	,000
	d_SaP_average	,004	,002	,124	2,199	,030
	d_Industrial_prod_index	-,019	,009	-,111	-2,053	,043
	d_GSCI_comod_index	,003	,001	,163	2,684	,008

a. Dependent Variable: d\_Goldcorp

Také v tabulce 4.29 je významný sloupec Sig., jenž by neměl překročit hodnotu 0,05. Lze pozorovat, že žádná z hodnot ji nepřevyšuje, proto jsou všechny proměnné významné.

Doplněný model má podobu:

$$d\_Goldcorp = -0,016 + 1,801 \cdot d\_Gold\_open + 0,004 \cdot d\_SaP\_average - 0,019 \cdot d\_Industrial\_prod\_index + 0,003 \cdot d\_GSCI\_comod\_index + u_t.$$

Po odhadnutí modelu je ověřena statistická významnost modelu i jednotlivých parametrů pomocí t-testu a F-testu.

**Tab. 4.30 Goldcorp\_T-test**

	<b>Beta</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t<sub>vyp</sub></b>	<b>t<sub>krit</sub></b>	<b>Sig.</b>
Konstanta	-0,016	0,007			0,028
d_Gold_open	1,801	0,136	<b>13,243</b>	<b>1,983</b>	0,000
d_SaP_average	0,004	0,002	<b>2,000</b>	<b>1,983</b>	0,030
d_Industrial_prod_index	-0,019	0,009	<b>-2,111</b>	<b>1,983</b>	0,043
d_GSCI_comod_index	0,003	0,001	<b>3,000</b>	<b>1,983</b>	0,008

Z tabulky 4.30 je patrné, že u všech parametrů platí vztah, kdy vypočtená hodnota je větší než kritická. Všechny proměnné jsou statisticky významné na hladině významnosti alfa 0,05. Hypotéza  $H_0$  se zamítá a přijímá se hypotéza  $H_1$ , podle které všechny **parametry přispívají k objasnění vysvětlované proměnné.**

**Tab. 4.31 Goldcorp\_F-test**

<b>ESS</b>	<b>RSS</b>	<b>F<sub>vyp</sub></b>	<b>F<sub>krit</sub></b>
1,313	0,543	<b>64,031</b>	<b>2,457</b>

Lze vidět, že vypočítaná hodnota  $F_{vyp}$  je větší než kritická hodnota  $F_{krit}$ . Z F-testu tedy vyplývá, že na hladině významnosti 0,05 zamítáme hypotézu  $H_0$  a přijímáme hypotézu  $H_1$ .

**Model jako celek je statisticky významný.**

### Specifikace modelu

V rámci specifikace je proveden Ramsey RESET test. Nové hodnoty modelu lze nalézt v příloze č. 26.



Koeficienty determinace modelů vyjádřené v tabulce 4.32 se téměř neliší:  $R_{NEW}^2 = 0,707$  a  $R_{OLD}^2 = 0,713$ .

**Tab. 4.32 Goldcorp\_RESET test**

$R_{NEW}^2$	$R_{OLD}^2$	$df_1$	$df_2$	$F_{vyp}$	$F_{krit}$
0,713	0,707	2	104	<b>1,087</b>	<b>3,084</b>

Vypočítaná hodnota je nižší než kritická, proto přijímáme hypotézu  $H_0$  na hladině významnosti  $\alpha 0,05$ . Model je správně specifikován.

Jako druhý test je provedena **grafická analýza** reziduální složky. Na grafu v příloze č. 27 lze pozorovat, že rezidua překračují vymezenou mez celkem na pěti místech. Určený interval tedy není překročen více než 5 % pozorování a lze tedy předpokládat, že je model správně specifikován. Žádná nová proměnná tedy do modelu není přidána.

### **Multikolinearita**

Pro odhad multikolinearity je využita párová korelace, vícenásobná korelace a statistika VIF a TOL (přílohy č. 25, 28 a 29).

Z párové korelace vyplývá, že vysvětlující proměnné mezi sebou nejsou silně korelovány. Multikolinearita se zde nevyskytuje a není třeba vyloučit žádnou proměnnou.

Dále je provedena vícenásobná korelace. Z té je zjištěno, že žádná proměnná nemá vyšší koeficient determinace než celkový model. Multikolinearita u vysvětlujících proměnných neexistuje. Všechny proměnné tedy mohou v modelu zůstat.

Následují testovací statistiky o faktoru změny variability VIF a její toleranci TOL. Z tabulky v příloze č. 29 vyplývá, že vysvětlující proměnné nejsou významně korelovány. Všechny hodnoty VIF se pohybují pod hranicí 10 a TOL je u všech proměnných větší než 0,1. Výskyt multikolinearity je možné zamítnout.

### **Autokorelace**

V práci jsou použity grafické testy, grafy ACF a PACF a Durbinův-Watsonův test (přílohy č. 30 – 38).

Z grafů (příloha č. 30 a 31) lze vyvodit, že je podmínka pro nepřekročení intervalu o více než 5 % hodnot splněna a autokorelace 1. řádu se zde nevyskytuje. Na liniovém grafu nelze pozorovat přímou závislost v čase nebo trend.

Testy autokorelační funkce ACF a PACF značí mírnou autokorelaci objevující se hlavně u 1. a 5. období. Autokorelaci je nutné odstranit. Kritické hodnoty DW testu jsou znázorněny v příloze č. 33. Hodnota DW testu je dle programu SPSS 2,458. Vypočtená hodnota se nachází mimo požadovaný interval. Na hladině významnosti 5 % zamítáme hypotézu  $H_0$  a předpokládáme, že v modelu je autokorelace 1. řádu.

V rámci odstranění autokorelace je do modelu přidána proměnná trend. Hodnota DW testu zůstala téměř stejná a koeficient determinace se mírně navýšil. Nově zavedená proměnná trend by tedy mohla vylepšit model, avšak zároveň by byla z modelu sama vyřazena.

Dalším způsobem k odstranění autokorelace je přidání zpožděné vysvětlované proměnné. Poté je znovu odhadnuta regresní analýza a testována autokorelace (přílohy č. 35 – 38). Test ACF opět značí mírnou autokorelaci, která se objevuje u 1. a 14. období. Odchyly jsou však nižší než u původního modelu. Podle testu PACF v modelu autokorelace není. Opětovně je proveden Durbinův-Watsonův test. Nově se zjišťují dvě kritické hodnoty pro počet pozorování 111 a počet koeficientů 6.

**Tab. 4.33 Goldcorp\_DW kritické hodnoty po přidání zpožděné vysvětlované proměnné**

Kritické hodnoty	
$d_L$	1,59769
$d_u$	1,78552
$4 - d_L$	2,40231
$4 - d_u$	2,21448

Hodnota DW testu je dle programu SPSS 2,392. Vypočtená hodnota se již oproti původnímu modelu, jenž měl negativní autokorelaci, nachází v zóně neprůkaznosti. Podle grafického testování lze předpokládat, že v modelu autokorelace 1. řádu není.

Pozměněný model má tvar:

$$d\_Goldcorp = -0,016 + 1,792 \cdot d\_Gold\_open + 0,003 \cdot d\_SaP\_average - 0,017 \\ \cdot d\_Industrial\_prod\_index + 0,003 \cdot d\_GSCI\_comod\_index - 0,151 \\ \cdot d\_Goldcorp\_lag5 + u_t.$$

## Heteroskedasticita

Pro zjištění heteroskedasticity je provedeno grafické testování a dále vypočítán Parkův test a Whiteův test (přílohy č. 39 - 41).

Žádnou lineární či kvadratickou závislost zde nelze pozorovat. Ze 115 hodnot je mimo interval v každém grafu 5 hodnot. Podmínka, aby se 95 % hodnot nacházelo v daném intervalu, je splněna a lze předpokládat, že se rezidua vyvíjela **náhodně**.

Pro potvrzení heteroskedasticity je proveden Parkův test. Po zlogaritmování původních proměnných a následné regresi lze zjistit, že jsou odhadnuté regresní koeficienty (až na jeden) statisticky nevýznamné. Proto se přijímá  $H_0$  - v modelu je homoskedasticita. Po provedení Whiteova testu je zjištěno, že je vypočtená hodnota nižší než kritická. Na hladině alfa 5 % přijímáme hypotézu  $H_0$  - model je homoskedastický.

## Testování normality reziduí

V práci je proveden histogram nestandardizovaných reziduí, P-P plot, Q-Q plot a sofistikovaný KS test (viz přílohy č. 42 - 45).

Histogram reziduí (příloha č. 42) relativně odpovídá Gaussově křivce. Rezidua jsou v modelu mírně posunutá doprava. Kladná hodnota špičatosti v tabulce 4.34 značí vyšší špičatost vůči Gaussově křivce. Vyskytují se zde také extrémní standardizovaná rezidua.

**Tab. 4.34 Goldcorp\_Šikmost a špičatost reziduí**

Descriptive Statistics					
	N	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Standardized Residual	111	<b>-,182</b>	,229	<b>,043</b>	,455
Valid N (listwise)	111				

Dále jsou vytvořeny grafy P-P Plot a Q-Q Plot. Oba grafy potvrzují, že se hodnoty standardizovaných reziduí blíží k úhlopříčce a mají tedy normální rozdělení.

Naposledy je proveden **Kolmogorovův-Smirnovův test**. Testovací statistika KS činí 0,727. Zjištěná významnost Asymp.Sig. je 0,2, tedy vyšší hodnota než zvolené 0,05. Přijímáme proto hypotézu  $H_0$ . Distribuční funkce náhodného výběru odpovídá teoretické funkci očekávaného rozdělení.

## Ekonomická verifikace modelu

V práci je analyzován vztah vysvětlované proměnné akciového kurzu Goldcorp a vysvětlujících proměnných – uzavírací ceně zlata v prvním dni obchodování v měsíci, průměrného měsíčního kurzu indexu S&P 500, indexu průmyslové produkce v USA, komoditního indexu S&P Goldman Sachs Commodity Index a přidané proměnné - kurzu Goldcorp zpožděného o pět měsíců. Po veškerých úpravách a testování vychází nejlépe následující model,

$$\begin{aligned} d\_Goldcorp = & -0,016 + 1,792 \cdot d\_Gold\_open + 0,003 \cdot d\_SaP\_average - 0,017 \\ & \cdot d\_Industrial\_prod\_index + 0,003 \cdot d\_GSCI\_comod\_index - 0,151 \\ & \cdot d\_Goldcorp\_lag5 + u_t. \end{aligned}$$

Koeficient determinace  $R^2$  činí 0,73. Variabilita kurzu Goldcorp je vybranými proměnnými vysvětlena ze 73 %. Zbylá část je dána náhodnou složkou.

Úrovňová konstanta je stanovena na fixní úrovni -0,016.

Koeficient  $\beta_1$  stanovený pro proměnnou  $d\_Gold\_open$  činí 1,792. Předpokládalo se, že cena zlata bude mít pozitivní vztah na kurzy zlatých akcií. Předpoklad je splněn. Zároveň se jedná o velmi silný vliv na vysvětlovanou proměnnou. Pokud vzroste cena zlata o 1 %, bude růst hodnoty akcie vyšší o 1,792 % ceteris paribus.

Koeficient  $\beta_2$  stanovený pro proměnnou  $d\_SaP\_average$  činí 0,003. Znamená to tedy, že pokud se průměrná cena indexu S&P 500 zvýší o 1 %, bude růst hodnoty akcie vyšší o 0,003 % ceteris paribus. Daný koeficient tedy nepotvrdil předpoklad, že akcie společností firem těžících zlato a ostatní akcie a akciové indexy spolu negativně korelují. Jelikož je do modelu zařazen také index průmyslové produkce, který má na kurzy akcií pozitivní vliv, je možné, že jím je index S&P 500 ovlivněn.

S kurzem Goldcorpu negativně koreluje index průmyslové produkce  $d\_Industrial\_prod\_index$ . Koeficient  $\beta_3$  činí -0,017. Opět se jedná o velmi slabý vliv.

Komoditní index GSCI má na kurz akcie pozitivní a velmi slabý vliv s koeficientem 0,003. Předpoklad pozitivní korelace je tedy potvrzen. Poslední vysvětlující proměnnou modelu je přidaná vysvětlovaná proměnná  $d\_Goldcorp$  zpožděná o pět období. Negativně ovlivňuje výsledný kurz akcie s koeficientem -0,151.

Z modelu vyplývá, že je potvrzen předpoklad o chování ceny zlata a indexu GSCI na kurzy akcií společností těžících zlato. Naopak předpoklad, že akcie společností firem těžících zlato a ostatní akcie a akciové indexy spolu negativně korelují, je porušen. Pozitivní vztah má na kurz akcie Goldcorp cena zlata, která má také na index největší vliv, dále cena indexu S&P 500 a komoditní index GSCI. Negativně ovlivňuje kurz akcie index průmyslové produkce a přidaná zpožděná vysvětlovaná proměnná.

## 4.5 Barrick Gold

Lineární regresní stochastický model pro akcie společnosti Barrick Gold je odhadnut podle vztahu (2.15) a testován a verifikován stejně jako model pro index GDM a předchozí akciové kurzy. Veškeré výpočty a testování tohoto modelu jsou obsaženy v přílohách č. 46 - 63. Nejlépe je tato akcie vysvětlena pomocí 4 faktorů:

$$BarrickGold = f(Silver; CrudeOil\_WTI; PPI\_gold; GSCI).$$

Po odhadnutí modelu je třeba určit vzájemnou závislost všech vysvětlujících proměnných, která je provedena pomocí korelace (viz příloha č. 47). Podle korelační matice je závislost vysvětlujících proměnných na vysvětlované proměnné statisticky významná. Zároveň lze vidět, že se mezi vysvětlujícími proměnnými nevyskytuje multikolinearita.

Dále je provedena křížová korelace (příloha č. 46). Výsledné grafy vypovídají, že je u vysvětlujících proměnných a proměnné vysvětlované nejvyšší korelace v období 0. Nemělo by tedy mezi veličinami existovat žádné časové zpoždění a není třeba vysvětlující proměnné měnit.

Pouze veličina  $d\_CrudeOil\_WTI$  je předstihová o 1 měsíc. Tato vysvětlující proměnná je tedy pozměněna tak, aby předcházela svůj vývoj o jeden měsíc. Následně je vytvořen nový model, avšak nevychází lépe než model původní.

Nejllepší odhad modelu vychází následovně,

$$\begin{aligned} d\_BarrickGold = & \\ & = \beta_0 + \beta_1 \cdot d\_Silver + \beta_2 \cdot d\_CrudeOil\_WTI + \beta_3 \cdot d\_PPI\_gold + \beta_4 \\ & \cdot d\_GSCI\_comod\_index + u_t. \end{aligned}$$

Tabulky 4.35 – 4.37 obsahují základní údaje týkající se odhadnutého modelu.

**Tab. 4.35 Barrick Gold\_Shrnutí vytvořeného modelu**

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,718 <sup>a</sup>	<b>,516</b>	,497	,09589	2,295

a. Predictors: (Constant), d\_GSCI\_comod\_index, d\_PPI\_gold, d\_CrudeOil\_WTI, d\_Silver

b. Dependent Variable: d\_BarrickGold

Z tabulky 4.35 vyplývá, že lze volatilitu kurzu Barrick Gold vysvětlit regresním modelem z 51,6 %. Zbylou část tvoří náhodná složka.

**Tab. 4.36 Barrick Gold\_Anova vytvořeného modelu**

ANOVA <sup>a</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,038	4	,259	28,212	<b>,000<sup>b</sup></b>
	Residual	,975	106	,009		
	Total	2,012	110			

a. Dependent Variable: d\_BarrickGold

b. Predictors: (Constant), d\_GSCI\_comod\_index, d\_PPI\_gold, d\_CrudeOil\_WTI, d\_Silver

Tabulka 4.36 obsahuje významnou hodnotu ve sloupci Sig. značící statistickou významnost modelu. Hodnota Sig. je u modelu nulová, proto je model silně statisticky významný.

**Tab. 4.37 Barrick Gold\_Koeficienty vytvořeného modelu**

Coefficients <sup>a</sup>						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	<b>-,014</b>	,009		-1,557	<b>,122</b>
	d_Silver	<b>,605</b>	,127	,457	4,766	<b>,000</b>
	d_CrudeOil_WTI	<b>-,003</b>	,001	-,183	-2,234	<b>,028</b>
	d_PPI_gold	<b>,007</b>	,002	,251	2,863	<b>,005</b>
	d_GSCI_comod_index	<b>,004</b>	,002	,214	2,376	<b>,019</b>

a. Dependent Variable: d\_BarrickGold

Také v tabulce 4.37 je významný sloupec Sig., jenž by neměl překročit hodnotu 0,05.

Lze pozorovat, že žádná z hodnot ji nepřevyšuje, proto jsou všechny proměnné významné. Pouze konstanta v modelu nebude.

Doplňný model má podobu:

$$d\_BarrickGold = -0,014 + 0,605 \cdot d\_Silver - 0,003 \cdot d\_CrudeOil\_WTI + 0,007 \cdot d\_PPI\_gold + 0,004 \cdot d\_GSCI\_comod\_index + u_t.$$

Dále je ověřena statistická významnost modelu i jednotlivých parametrů pomocí t-testu a F-testu.

**Tab. 4.38 Barrick Gold T-test**

	<b>Beta</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t<sub>vyp</sub></b>	<b>t<sub>krit</sub></b>	<b>Sig.</b>
Konstanta	-0,014	0,009			0,122
d_Silver	0,605	0,127	<b>4,763</b>	<b>1,983</b>	0,000
d_CrudeOil_WTI	-0,003	0,001	<b>-3</b>	<b>1,983</b>	0,028
d_PPI_gold	0,007	0,002	<b>3,5</b>	<b>1,983</b>	0,005
d_GSCI_comod_index	0,004	0,002	<b>2</b>	<b>1,983</b>	0,019

Z tabulky 4.38 je patrné, že u všech parametrů platí vztah, kdy je vypočtená hodnota větší než kritická. Všechny proměnné jsou statisticky významné na hladině významnosti alfa 0,05. Hypotéza  $H_0$  (regresní parametr není statisticky významný) se zamítá a přijímá se hypotéza  $H_1$ , podle které **všechny parametry přispívají k objasnění vysvětlované proměnné.**

**Tab. 4.39 Barrick Gold F-test**

<b>ESS</b>	<b>RSS</b>	<b>F<sub>vyp</sub></b>	<b>F<sub>krit</sub></b>
1,038	0,975	<b>28,212</b>	<b>2,457</b>

V tabulce 4.39 můžeme vidět, že vypočítaná hodnota  $F_{vyp}$  je větší než kritická hodnota  $F_{krit}$ . Z F-testu tedy vyplývá, že na hladině významnosti 0,05 zamítáme hypotézu  $H_0$  a přijímáme hypotézu  $H_1$ . **Model jako celek je statisticky významný.**

### Specifikace modelu

V rámci specifikace je proveden Ramsey RESET test. Původní i nové koeficienty determinace jsou znázorněny v tabulce 4.40.

**Tab. 4.40 Barrick Gold\_RESET test**

$R^2_{NEW}$	$R^2_{OLD}$	$df_1$	$df_2$	$F_{vyp}$	$F_{krit}$
0,528	0,516	2	104	<b>1,322</b>	<b>3,083</b>

Vypočítaná hodnota  $F_{vyp}$  je nižší než kritická  $F_{krit}$ , proto přijímáme hypotézu  $H_0$  na hladině významnosti  $\alpha$  0,05. **Model je správně specifikován.**

Jako druhý test je provedena **grafická analýza** reziduální složky (příloha č. 49). Lze pozorovat, že rezidua překračují vymezenou mez celkem na pěti místech. Určený interval tedy není překročen více než 5 % pozorování a lze tedy předpokládat, že je model správně specifikován. Žádná nová proměnná tedy do modelu není přidána.

### **Multikolinearita**

Testování multikolinearity je znázorněno v přílohách č. 47, 50 a 51. Z korelační matice vyplývá, že vysvětlující proměnné mezi sebou nejsou silně korelovány. Všechny korelační koeficienty jsou menší než 0,8. Multikolinearita se zde nevyskytuje a není třeba vyloučit žádnou proměnnou.

Po provedení vícenásobné korelace vyplývá, že žádná proměnná nemá vyšší koeficient determinace než celkový model. U ostatních proměnných je koeficient výrazně vysoký, avšak v případě těchto vysvětlovaných proměnných by se do modelu nemohly zařadit všechny vysvětlující proměnné.

Následují testovací statistiky o faktoru změny variability VIF a její toleranci TOL. Všechny hodnoty VIF se pohybují pod hranicí 10 a TOL je u všech proměnných větší než 0,1. Výskyt multikolinearity je možné zamítnout.

### **Autokorelace**

Pro zjištění autokorelace jsou v práci použity grafické testy, grafy ACF a PACF a Durbinův-Watsonův test (přílohy č. 52 – 55).

Nejdříve jsou provedena grafická testování. Podmínka pro nepřekročení intervalu o více než 5 % hodnot je zde splněna. Na liniovém grafu nelze pozorovat přímou závislost v čase nebo trend. V modelu se tedy podle grafického testování autokorelace 1. řádu nevyskytuje.



Dále je proveden test autokorelační funkce ACF a test parciální autokorelační funkce PACF. Graf v příloze č. 54 značí mírnou autokorelaci, která se objevuje u 15. období. Z parciální ACF vyplývá, že v modelu autokorelace není.

Kritické hodnoty DW testu jsou znázorněny v příloze č. 55. Hodnota DW testu je dle programu SPSS 2,295. Hodnota testu se tedy nachází v zóně neprůkaznosti, avšak je blíže zóně s nulovou autokorelací než zóně s negativní korelací. Podle DW testu i podle grafických testů lze tvrdit, že v modelu není autokorelace 1. řádu.

### **Heteroskedasticita**

Pro zjištění heteroskedasticity je provedeno grafické testování a dále vypočítán Parkův test, Glejserův test a Whiteův test (přílohy č. 56 - 58).

Nejdříve je provedeno grafické testování. Ze 111 hodnot je mimo interval v každém grafu 6 hodnot. Podmínka, aby se 95 % hodnot nacházelo v daném intervalu, je splněna a lze předpokládat, že se rezidua vyvíjela **náhodně**.

Pro potvrzení heteroskedasticity je proveden Parkův test. Po zlogaritmování původních proměnných a následné regresi lze zjistit, že jsou odhadnuté regresní koeficienty (kromě jednoho) statisticky nevýznamné. Proto se přijímá  $H_0$  - v modelu je homoskedasticita. Whiteovým testem je zjištěno, že je vypočtená hodnota vyšší než kritická. Na hladině alfa 5 % zamítáme hypotézu  $H_0$ . Model je podle testu heteroskedasticitní.

Vzhledem k výsledku Whiteova testu je provedeno zmírnění heteroskedasticity. Po provedení modelu je koeficient determinace velmi nízký a také by musela být vyloučena  $d\_CrudeOil\_WTI$ . Model tedy zůstává v původním tvaru.

### **Testování normality reziduí**

V práci je proveden histogram nestandardizovaných reziduí, P-P plot, Q-Q plot a sofistikovaný KS test (viz přílohy č. 60 - 63).

Histogram reziduí relativně odpovídá Gaussově křivce. Rezidua jsou v modelu mírně vychýlená doprava. Kladná hodnota špičatosti v tabulce 4.41 značí vyšší špičatost vůči Gaussově křivce. Vyskytují se zde také extrémní standardizovaná rezidua.

**Tab. 4.41 Barrick Gold\_Šikmost a špičatost reziduí**

Descriptive Statistics					
	N	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Standardized Residual	111	-,145	,229	,902	,455
Valid N (listwise)	111				

Z grafů P-P Plot a Q-Q Plot (příloha č. 61 a 62) vyplývá, že se hodnoty standardizovaných reziduí blíží k úhlopříčce a mají tedy normální rozdělení.

Jako poslední test je proveden **Kolmogorovův-Smirnovův test**. Testovací statistika KS činí 0,495. Zjištěná významnost Asymp.Sig. je 0,2, tedy vyšší hodnota než zvolené 0,05. Přijímáme proto hypotézu  $H_0$ . Distribuční funkce náhodného výběru odpovídá teoretické funkci očekávaného rozdělení.

### **Ekonomická verifikace modelu**

V práci je analyzován vztah vysvětlované proměnné kurzu Barrick Gold a vysvětlujících proměnných - průměrné měsíční ceně stříbra, průměrné měsíční ceně surové ropy West Texas Intermediate (WTI), indexu cen výrobců pro důlní těžbu zlaté rudy v USA a komoditního indexu S&P Goldman Sachs Commodity Index. Po veškerých úpravách a testování vychází nejlépe následující model,

$$\begin{aligned}
 d_{BarrickGold} = & \\
 & = 0,605 \cdot d_{Silver} - 0,003 \cdot d_{CrudeOil\_WTI} + 0,007 \cdot d_{PPI\_gold} \\
 & + 0,004 \cdot d_{GSCI\_comod\_index} + u_t.
 \end{aligned}$$

Koeficient determinace  $R^2$  činí 0,516. Variabilita indexu GDM je vybranými proměnnými vysvětlena z 51,6 %. Zbýlá část je dána náhodnou složkou.

Koeficient  $\beta_1$  stanovený pro proměnnou  $d_{Silver}$  činí 0,605. Předpokládalo se, že cena stříbra bude mít pozitivní vztah na kurzy zlatých akcií. Předpoklad je splněn. Jedná se také o nejsilnější vliv vysvětlující proměnné. Pokud vzroste cena stříbra o 1 %, vzroste kurz akcie Barrick Gold o 0,605 % ceteris paribus.

Proměnná  $d\_CrudeOil\_WTI$  má na kurz Barrick Gold negativní vliv, avšak výsledný kurz výrazně neovlivní. Vzroste-li cena ropy WTI o 1 %, kurz akcie poklesne o 0,003 % ceteris paribus. Předpoklad o negativní korelaci je zde splněn.

Velmi malý a pozitivní vliv na výsledný kurz Barrick Gold mají proměnné index cen výrobců pro důlní těžbu zlaté rudy  $d\_PPI\_gold$  a komoditní index  $d\_GSCI\_comod\_index$ . Koeficient  $\beta_3$  je 0,007 a  $\beta_4$  je 0,004. Index GSCI potvrzuje pozitivní korelaci.

Hodnoty koeficientů nejsou vyšší než 1, proto nevyjadřují velmi silnou závislost. Podle modelu jsou potvrzeny všechny předpoklady o chování proměnných. Kromě ceny ropy WTI mají na kurz akcie všechny proměnné pozitivní vliv, přičemž nejvýrazněji ho ovlivňuje cena stříbra. Jedná se o jediný z modelů, ve kterém není mezi vysvětlujícími proměnnými cena zlata.

## 4.6 Kinross Gold

Lineární regresní stochastický model pro akcie společnosti Kinross Gold je odhadnut podle vztahu (2.15) a testován a verifikován stejně jako model indexu GDM a modely pro předchozí kurzy akcií. Veškeré výpočty a testování tohoto modelu jsou obsaženy v přílohách č. 64 - 85. Nejlépe je tato akcie vysvětlena pomocí 4 faktorů:

$$Kinross\_Gold = f(Gold\_open; USD\_Twexmmth; PPI\_com\_usa; CRB\_price).$$

Po odhadnutí modelu je třeba určit vzájemnou závislost všech vysvětlujících proměnných, která je provedena pomocí korelace (viz příloha č. 65). Podle korelační matice je závislost vysvětlujících proměnných na vysvětlované proměnné statisticky významná. Zároveň lze vidět, že se mezi vysvětlujícími proměnnými nevyskytuje multikolinearita.

V následujícím kroku je provedena křížová korelace (příloha č. 64). Výsledné grafy vypovídají, že je u vysvětlujících proměnných a proměnné vysvětlované nejvyšší korelace v období 0. Nemělo by tedy mezi veličinami existovat žádné časové zpoždění a není třeba vysvětlující proměnné pozměnit. Pouze  $d\_Dolar\_Twexmmth$  je předstihová o 1 měsíc. Tato vysvětlující proměnná je pozměněna tak, aby předcházela svůj vývoj o jeden měsíc, avšak následně odhadnutý model nevychází lépe než model původní.

Nejlepší odhad modelu vychází následovně,

$$d\_KinrossGold = \beta_0 + \beta_1 \cdot d\_Gold\_open + \beta_2 \cdot d\_USD\_TWEXMMTH + \beta_3 \cdot d\_PPI\_comod\_usa + \beta_4 \cdot d\_CRB\_comod\_price + u_t.$$

Tabulky 4.42 – 4.44 obsahují základní údaje týkající se odhadnutého modelu.

**Tab. 4.42 Kinross Gold\_Shrnutí vytvořeného modelu**

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,772 <sup>a</sup>	,596	,582	,08816	2,392

a. Predictors: (Constant), d\_CRB\_comod\_price, d\_Gold\_open, d\_PPI\_comod\_usa, d\_USD\_TWEXMMTH

b. Dependent Variable: d\_KinrossGold

Z tabulky 4.42 vyplývá, že lze volatilitu kurzu Kinross Gold vysvětlit regresním modelem z 59,6 %. Zbylou část tvoří náhodná složka.

**Tab. 4.43 Kinross Gold\_Anova vytvořeného modelu**

ANOVA <sup>a</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,386	4	,347	44,582	<b>,000<sup>b</sup></b>
	Residual	,941	121	,008		
	Total	2,327	125			

a. Dependent Variable: d\_KinrossGold

b. Predictors: (Constant), d\_CRB\_comod\_price, d\_Gold\_open, d\_PPI\_comod\_usa, d\_USD\_TWEXMMTH

Tabulka 4.43 obsahuje významnou hodnotu ve sloupci Sig. značící statistickou významnost modelu. Hodnota Sig. je u modelu nulová, proto je model silně statisticky významný.

**Tab. 4.44 Kinross Gold\_Koeficienty vytvořeného modelu**

Model		Coefficients <sup>a</sup>				
		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,021	,008		-2,577	,011
	d_Gold_open	1,580	,152	,638	10,407	,000
	d_USD_TWEXMMTH	-,019	,005	-,239	-3,495	,001
	d_PPI_comod_usa	7,156E-5	,000	,166	2,824	,006
	d_CRB_comod_price	-,004	,002	-,148	-2,224	,028

a. Dependent Variable: d\_KinrossGold

Také v tabulce 4.44 je významný sloupec Sig., jenž by neměl překročit hodnotu 0,05. Lze pozorovat, že žádná z hodnot ji nepřevyšuje, proto jsou všechny proměnné významné.

Doplněný model má podobu:

$$\begin{aligned}
 d_{KinrossGold} = & \\
 = & -0,021 + 1,58 \cdot d_{Gold\_open} - 0,019 \cdot d_{USD\_TWEXMMTH} + 0,00007 \\
 & \cdot d_{PPI\_comod\_usa} - 0,004 \cdot d_{CRB\_comod\_price} + u_t.
 \end{aligned}$$

Po odhadnutí modelu je ověřena statistická významnost modelu i jednotlivých parametrů pomocí t-testu a F-testu.

**Tab. 4.45 Kinross Gold\_T-test**

	Beta	Std. Error	t <sub>vyp</sub>	t <sub>krit</sub>	Sig.
Konstanta	-0,021	0,006			0,011
d_Gold_open	1,58	0,001	<b>1580</b>	<b>1,980</b>	0,000
d_USD_TWEXMMTH	-0,019	0,004	<b>-4,75</b>	<b>1,980</b>	0,001
d_PPI_comod_usa	0,0007	0,0001	<b>7,00</b>	<b>1,980</b>	0,006
d_CRB_comod_price	-0,004	0,001	<b>-4,00</b>	<b>1,980</b>	0,028

Z tabulky 4.45 je patrné, že u všech parametrů platí vztah, kdy je vypočtená hodnota větší než kritická. Všechny proměnné jsou statisticky významné na hladině významnosti alfa 0,05. Hypotéza H<sub>0</sub> se zamítá a přijímá se hypotéza H<sub>1</sub>, podle které **všechny parametry přispívají k objasnění vysvětlované proměnné.**

**Tab. 4.46 Kinross Gold\_F-test**

ESS	RSS	F <sub>vyp</sub>	F <sub>krit</sub>
1,386	0,941	<b>44,582</b>	<b>2,447</b>

V tabulce 4.46 lze vidět, že vypočítaná hodnota  $F_{\text{vyp}}$  je větší než kritická hodnota  $F_{\text{krit}}$ . Z F-testu tedy vyplývá, že na hladině významnosti 0,05 zamítáme hypotézu  $H_0$  a přijímáme hypotézu  $H_1$ . **Model jako celek je statisticky významný.**

### Specifikace modelu

V rámci specifikace je proveden Ramsey RESET test. Nové hodnoty modelu lze nalézt v příloze č. 66.

Koeficienty determinace modelů znázorněné v tabulce 4.47 se téměř neliší:  $R_{NEW}^2 = 0,603$  a  $R_{OLD}^2 = 0,596$ .

**Tab. 4.47 Kinross Gold\_RESET test**

$R_{NEW}^2$	$R_{OLD}^2$	$df_1$	$df_2$	$F_{\text{vyp}}$	$F_{\text{krit}}$
0,603	0,596	2	119	<b>1,049</b>	<b>3,072</b>

Vypočítaná hodnota je nižší než kritická, proto přijímáme hypotézu  $H_0$  na hladině významnosti  $\alpha$  0,05. **Model je správně specifikován.**

Jako druhý test je provedena **grafická analýza** reziduální složky. Rezidua překračují vymezenou mez na více místech. Podíl hodnot mimo interval činí 6,3 %. Podle reset testu je model specifikován správně a podle grafické analýzy je mez překročena jen minimálně. Lze tedy předpokládat, že je model správně specifikován. Žádná nová proměnná tedy není do modelu přidána.

### Multikolinearita

Pro odhad multikolinearity je využita párová korelace, vícenásobná korelace a statistiky VIF a TOL (přílohy č. 65, 68 a 69).

Z párové korelace vyplývá, že vysvětlující proměnné mezi sebou nejsou silně korelovány. Multikolinearita se zde nevyskytuje a není třeba vyloučit žádnou proměnnou. Dále je provedena vícenásobná korelace (příloha č. 68), ze které vyplývá, že žádná proměnná nemá vyšší koeficient determinace než celkový model. Multikolinearita u vysvětlujících proměnných neexistuje. Všechny proměnné tedy mohou v modelu zůstat. Také podle testovacích statistik o faktoru změny variability VIF a její toleranci TOL lze zamítnout výskyt multikolinearity.

## Autokorelace

V práci jsou použity grafické testy, grafy ACF a PACF a Durbinův-Watsonův test (přílohy č. 70 - 77).

Z grafů (příloha č. 70 a 71) lze vyvodit, že je podmínka pro nepřekročení intervalu o více než 5 % hodnot splněna. Na liniovém grafu nelze pozorovat přímou závislost v čase nebo trend. V modelu se autokorelace 1. řádu nevyskytuje.

Testy autokorelační funkce ACF a PACF značí mírnou autokorelaci objevující se hlavně u 1. období, u PACF pak dále ještě v 9. období. Autokorelaci je nutné odstranit.

Kritické hodnoty DW testu jsou znázorněny v příloze č. 73. Hodnota DW testu je dle programu SPSS 2,392. Vypočtená hodnota se nachází mimo požadovaný interval v zóně s negativní korelací. Podle DW testu i podle grafických testů lze tvrdit, že je v modelu autokorelace 1. řádu.

V rámci odstranění autokorelace je do modelu přidána proměnná trend. Hodnota DW testu zůstává téměř stejná. Nově zavedená proměnná trend by tedy mohla vylepšit model, avšak zároveň by byla z modelu sama vyřazena. Dalším způsobem pro odstranění autokorelace je přidání zpožděné vysvětlované proměnné. Většina přidávaných zpožděných vysvětlovaných proměnných model zlepšuje, avšak zároveň jsou z něj vyřazeny. Nejlépe je model vylepšen kombinací nově přidávaných proměnných  $d\_KinrossGold\_lag6$  a  $d\_KinrossGold\_lag8$ . Nově odhadnutý model je charakterizován v tabulkách 4.48 a 4.49.

**Tab. 4.48 Kinross Gold\_Shrnutí modelu po přidání zpožděné vysvětlované proměnné**

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,803 <sup>a</sup>	,645	,625	,08492	2,322

a. Predictors: (Constant),  $d\_KinrossGold\_lag8$ ,  $d\_Gold\_open$ ,  $d\_KinrossGold\_lag6$ ,  $d\_CRB\_comod\_price$ ,  $d\_PPI\_comod\_usa$ ,  $d\_USD\_TWEXMMTH$

b. Dependent Variable:  $d\_KinrossGold$

**Tab. 4.49 Kinross Gold\_Koeficienty modelu po přidání zpožděné vysvětlované proměnné**

		Coefficients <sup>a</sup>				
		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		
Model		B	Std. Error	Beta	t	Sig.
1	(Constant)	-,022	,008		-2,800	,006
	d_Gold_open	1,572	,147	,642	10,703	,000
	d_USD_TWEXMMTH	-,020	,005	-,259	-3,846	,000
	d_PPI_comod_usa	6,505E-5	,000	,154	2,652	,009
	d_CRB_comod_price	-,005	,002	-,182	-2,764	,007
	d_KinrossGold_lag6	,110	,057	,110	1,934	,056
	d_KinrossGold_lag8	-,113	,059	-,110	-1,915	,058

a. Dependent Variable: d\_KinrossGold

Z grafů standardizovaných reziduí, ACF a PACF v příloze č. 76 lze vyčíst, že nový model již autokorelaci neobsahuje.

Opětovně je proveden Durbinův-Watsonův test. Nově jsou zjištěny dvě kritické hodnoty pro počet pozorování 118 a počet koeficientů 7 (příloha č. 77). Hodnota DW testu je dle programu SPSS 2,322. Vypočtená hodnota se již oproti původnímu modelu, jenž měl negativní autokorelaci, nachází v zóně neprůkaznosti. Podle grafického testování lze předpokládat, že v modelu autokorelace 1. řádu není.

### Heteroskedasticita

Pro zjištění heteroskedasticity je provedeno grafické testování a dále vypočítán Parkův test, Glejserův test a Whiteův test (přílohy č. 78 - 80).

Žádnou lineární či kvadratickou závislost zde nelze pozorovat, avšak ze 118 hodnot je mimo interval v každém grafu 8, což činí 6,8 %. Podmínka, aby se 95 % hodnot nacházelo v daném intervalu, splněna není a lze předpokládat, že se rezidua vyvíjela **nenáhodně**.

Dále je pro zjištění heteroskedasticity náhodných reziduí použit test Glejser. Hodnota Sig. je u všech proměnných větší než 0,05, čímž přijímáme hypotézu  $H_0$ . Zároveň ani v grafu nelze pozorovat závislost náhodných reziduí. Lze tedy říci, že je model homoskedastický. Stejný závěr potvrdil také Parkův test. Po zlogaritmování a následné regresi je zjištěno, že jsou odhadnuté regresní koeficienty (kromě jednoho) statisticky nevýznamné. Proto se přijímá  $H_0$  - v modelu je homoskedasticita.



Vzhledem k výsledku grafického testu je provedeno zmírnění heteroskedasticity. Po provedení modelu však koeficient determinace vychází velmi nízký a také by musela být vyloučena většina proměnných. Model tedy zůstane v původním tvaru, až na vyloučení proměnné d\_PPI\_comod\_usa, jejíž vysvětlující hodnota je zanedbatelná.

### Testování normality reziduí

V práci je proveden histogram nestandardizovaných reziduí, P-P plot, Q-Q plot a sofistikovaný KS test (viz přílohy č. 82 - 85).

Histogram reziduí (příloha č. 82) relativně odpovídá Gaussově křivce. Rezidua jsou v modelu velmi mírně vychýlená doprava. Kladná hodnota špičatosti značí vyšší špičatost vůči Gaussově křivce.

**Tab. 4.50 Kinross Gold\_Šikmost a špičatost reziduí**

Descriptive Statistics					
	N	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Standardized Residual	118	-,017	,223	1,652	,442
Valid N (listwise)	118				

Dále jsou provedeny grafy P-P Plot a Q-Q Plot. Oba grafy potvrzují, že se hodnoty standardizovaných reziduí blíží k úhlopříčce a mají tedy normální rozdělení.

Naposledy je proveden **Kolmogorovův-Smirnovův test**. Testovací statistika KS činí 0,771. Zjištěná významnost Asymp.Sig. je 0,2, tedy vyšší hodnota než zvolené 0,05. Přijímáme proto hypotézu  $H_0$ . Distribuční funkce náhodného výběru odpovídá teoretické funkci očekávaného rozdělení.

### Ekonomická verifikace modelu

V práci je analyzován vztah vysvětlované proměnné kurzu akcie Kinross Gold a vysvětlujících proměnných – uzavírací ceně zlata v prvním dni obchodování v měsíci, nominálního multilaterálního měnového kurzu TWEXMMTH představujícího vážený průměr směnné hodnoty amerického dolaru vůči skupině hlavních světových měn, které jsou široce využívány mimo zemi svého vydání, komoditního indexu Thomson Reuters/CoreCommodity CRB a zpožděné vysvětlované proměnné o 6 a 8 období. Po veškerých úpravách a testováních

vychází nejlépe následující model,

$$\begin{aligned} d\_KinrossGold = & \\ & = -0,021 + 1,58 \cdot d\_Gold\_open - 0,019 \cdot d\_USD\_TWEXMMTH - 0,004 \cdot \\ & \cdot d\_CRB\_comod\_price + 0,11 \cdot d\_KinrossGold\_lag6 - 0,113 \cdot \\ & \cdot d\_KinrossGold\_lag8 + u_t. \end{aligned}$$

Koeficient determinace  $R^2$  činí 0,645. Variabilita indexu GDM je vybranými proměnnými vysvětlena z 64,5 %. Zbylá část je dána náhodnou složkou.

Úrovnňová konstanta je stanovena na fixní úrovni -0,021.

Koeficient  $\beta_1$  stanovený pro proměnnou  $d\_Gold\_open$  činí 1,58. Předpokládalo se, že cena zlata bude mít pozitivní vztah na kurzy zlatých akcií. Předpoklad je splněn. Zároveň se jedná o velmi silný vliv na vysvětlovanou proměnnou. Pokud cena zlata o 1 %, vzroste kurz akcie o 1,58 % *ceteris paribus*.

Proměnná  $d\_USD\_TWEXMMTH$  má na kurz akcie negativní vliv. Vzroste-li hodnota tohoto měnového kurzu o 1 %, kurz akcie poklesne o 0,019 % *ceteris paribus*. Také tento koeficient potvrzuje stanovené hypotézy. Vzhledem k silné negativní korelaci mezi americkým dolarem a zlatem vázaným na dolar se dalo předpokládat, že stejně silný vliv bude mít měnový kurz (vyjadřující sílu dolaru) na zlaté akcie.

Velmi malý vliv pak má proměnná  $d\_CRB\_comod\_index$ , jež je vůči kurzu akcie negativně korelována, což se nepředpokládalo. Koeficient činí u komoditního indexu CRB -0,004.

Model je také upraven zpožděnými verzemi vysvětlované proměnné o šest a o osm období.

Z modelu vyplývá, že jsou potvrzeny všechny předpoklady o chování proměnných s výjimkou slabého vlivu komoditního indexu CRB. Pozitivní vztah má na kurz akcie pouze zlato, které má také největší vliv. Ostatní vysvětlující proměnné ovlivňují index negativně.

## 4.7 Newmont Mining

Lineární regresní stochastický model pro akcie společnosti Newmont Mining je odhadnut podle vztahu (2.15) a testován a verifikován stejně jako modely indexu GDM

a předchozích kurzů akcií. Veškeré výpočty a testování tohoto modelu jsou obsaženy v přílohách č. 86 - 103. Nejlépe je tato akcie vysvětlena pomocí 5 faktorů:

$$\begin{aligned} &Kinross\_Gold = \\ &= f(Gold\_open; SaP\_end; USD\_Twexmpa; PPI\_all\_comod; Industrial\_prod\_Index). \end{aligned}$$

Po odhadnutí modelu je třeba určit vzájemnou závislost všech vysvětlujících proměnných, která je provedena pomocí korelace (viz příloha č. 87). Podle korelační matice je závislost vysvětlujících proměnných na vysvětlované proměnné statisticky významná. Zároveň lze vidět, že se mezi vysvětlujícími proměnnými nevyskytuje multikolinearita.

V následujícím kroku je provedena křížová korelace (příloha č. 86). Výsledné grafy vypovídají, že je nejvyšší korelace v období 0 u proměnné  $d\_Gold\_open$  a  $d\_PPI\_all\_comod$ . Nemělo by tedy mezi veličinami existovat žádné časové zpoždění a není třeba vysvětlující proměnné pozměnit. Ostatní proměnné jsou předstihové o jedno až dvě, avšak po jejich úpravě model nevychází lépe.

Nejlepší odhad modelu vychází následovně,

$$\begin{aligned} &d\_NewmontMining = \\ &= \beta_0 + \beta_1 \cdot d\_Gold\_open + \beta_2 \cdot d\_SaP\_end + \beta_3 \cdot d\_USD\_TWEXMPA + \beta_4 \\ &\cdot d\_PPI\_all\_comod + \beta_5 \cdot d\_Industrial\_prod\_index + u_t. \end{aligned}$$

Tabulky 4.51 – 4.53 obsahují základní údaje týkající se odhadnutého modelu.

**Tab. 4.51 Newmont Mining\_Shrnutí vytvořeného modelu**

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,756 <sup>a</sup>	,571	,554	,07247	2,196

a. Predictors: (Constant),  $d\_Industrial\_prod\_index$ ,  $d\_USD\_TWEXMPA$ ,  $d\_Gold\_open$ ,  $d\_SaP\_end$ ,  $d\_PPI\_all\_comod$

b. Dependent Variable:  $d\_NewmontMining$

Z tabulky 4.51 vyplývá, že lze volatilitu kurzu Newmont Mining vysvětlit regresním modelem z 57,1 %. Zbylou část tvoří náhodná složka.

**Tab. 4.52 Newmont Mining\_Anova vytvořeného modelu**

ANOVA <sup>a</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,867	5	,173	33,011	<b>,000<sup>b</sup></b>
	Residual	,651	124	,005		
	Total	1,518	129			

a. Dependent Variable: d\_NewmontMining

b. Predictors: (Constant), d\_Industrial\_prod\_index, d\_USD\_TWEXMPA, d\_Gold\_open, d\_SaP\_end, d\_PPI\_all\_comod

Tabulka 4.52 obsahuje významnou hodnotu ve sloupci Sig. značící statistickou významnost modelu. Hodnota Sig. je u modelu nulová, proto je model silně statisticky významný.

**Tab. 4.53 Newmont Mining\_Koeficienty vytvořeného modelu**

Coefficients <sup>a</sup>						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	<b>-,022</b>	,007		-3,277	<b>,001</b>
	d_Gold_open	<b>1,498</b>	,128	,757	11,683	<b>,000</b>
	d_SaP_end	<b>,511</b>	,169	,202	3,024	<b>,003</b>
	d_USD_TWEXMPA	<b>,010</b>	,005	,153	2,134	<b>,035</b>
	d_PPI_all_comod	<b>,014</b>	,005	,173	2,542	<b>,012</b>
	d_Industrial_prod_index	<b>-,034</b>	,009	-,236	-3,872	<b>,000</b>

a. Dependent Variable: d\_NewmontMining

Také v tabulce 4.53 je významný sloupec Sig., jenž by neměl překročit hodnotu 0,05. Lze pozorovat, že žádná z hodnot ji nepřevyšuje, proto jsou všechny proměnné významné.

Doplňný model má podobu:

$$\begin{aligned}
 d_{NewmontMining} = & \\
 = & -0,022 + 1,498 \cdot d_{Gold\_open} + 0,511 \cdot d_{SaP\_end} + 0,01 \\
 & \cdot d_{USD\_TWEXMPA} + 0,014 \cdot d_{PPI\_all\_comod} - 0,034 \\
 & \cdot d_{Industrial\_prod\_index} + u_t.
 \end{aligned}$$

Po odhadnutí modelu je ověřena statistická významnost modelu i jednotlivých parametrů.

**Tab. 4.54 Newmont Mining\_T-test**

	<b>Beta</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t<sub>vyp</sub></b>	<b>t<sub>krit</sub></b>	<b>Sig.</b>
Konstanta	-0,022	0,007			0,003
d_Gold_open	1,498	0,128	<b>11,703</b>	<b>1,979</b>	0,000
d_SaP_end	0,511	0,169	<b>3,024</b>	<b>1,979</b>	0,016
d_USD_TWEXMPA	0,010	0,005	<b>2,000</b>	<b>1,979</b>	0,002
d_PPI_all_comod	0,014	0,005	<b>2,800</b>	<b>1,979</b>	0,004
d_Industrial_prod_index	-0,034	0,009	<b>-3,778</b>	<b>1,979</b>	1,004

Z tabulky 4.54 je patrné, že u všech parametrů platí vztah, kdy vypočtená hodnota je větší než kritická. Všechny proměnné jsou statisticky významné na hladině významnosti alfa 0,05. Hypotéza  $H_0$  (regresní parametr není statisticky významný) se zamítá a přijímá se hypotéza  $H_1$ , podle které **všechny parametry přispívají k objasnění vysvětlované proměnné.**

**Tab. 4.55 Newmont Mining\_F-test**

<b>ESS</b>	<b>RSS</b>	<b>F<sub>vyp</sub></b>	<b>F<sub>krit</sub></b>
0,867	0,651	<b>33,011</b>	<b>2,287</b>

V tabulce 4.55 lze vidět, že vypočítaná hodnota  $F_{vyp}$  je větší než kritická hodnota  $F_{krit}$ . Z F-testu tedy vyplývá, že na hladině významnosti 0,05 zamítáme hypotézu  $H_0$  a přijímáme hypotézu  $H_1$ . **Model jako celek je statisticky významný.**

### Specifikace modelu

V rámci specifikace je proveden Ramsey RESET test (viz tabulka 4.56).

**Tab. 4.56 Newmont Mining\_RESET test**

<b>R<sup>2</sup><sub>NEW</sub></b>	<b>R<sup>2</sup><sub>OLD</sub></b>	<b>df<sub>1</sub></b>	<b>df<sub>2</sub></b>	<b>F<sub>vyp</sub></b>	<b>F<sub>krit</sub></b>
0,577	0,571	2	122	<b>0,865</b>	<b>3,071</b>

Koeficienty determinace původního a nového modelu se příliš neliší. Vypočítaná hodnota je nižší než kritická, proto přijímáme hypotézu  $H_0$  na hladině významnosti  $\alpha$  0,05. **Model je správně specifikován.**

Jako druhý test je provedena **grafická analýza** reziduální složky (příloha č. 89). Lze pozorovat, že rezidua překračují vymezenou mez na více místech. Podíl hodnot mimo interval činí 6,2 %. Podle reset testu je model specifikován správně a podle grafické analýzy je mez

překročena jen minimálně. Lze tedy předpokládat, že je model správně specifikován. Žádná nová proměnná tedy není do modelu přidána.

### **Multikolinearita**

Pro odhad multikolinearity je využita párová korelace, vícenásobná korelace a statistiky VIF a TOL (přílohy č. 87, 90 a 91).

Z párové korelace vyplývá, že se mezi vysvětlujícími proměnnými multikolinearita nevyskytuje. Po provedení vícenásobné korelace je zjištěno, že žádná proměnná nemá vyšší koeficient determinace než celkový model. Všechny proměnné tedy mohou v modelu zůstat.

Z tabulky vyplývá, že žádná proměnná nemá vyšší koeficient determinace než celkový model. Pouze u zlata se vyskytuje multikolinearita, avšak při této vysvětlované proměnné bylo nutno vyloučit z modelu jiné proměnné.

Následují testovací statistiky o faktoru změny variability VIF a její toleranci TOL. Z tabulky v příloze č. 91 vyplývá, že vysvětlující proměnné nejsou významně korelovány. Výskyt multikolinearity je možné zamítnout.

### **Autokorelace**

V práci jsou použity grafické testy, grafy ACF a PACF a Durbinův-Watsonův test (přílohy č. 92 - 94).

Z grafů (příloha č. 92 a 93) lze vyvodit, že je podmínka pro nepřekročení intervalu o více než 5 % hodnot splněna. Na liniovém grafu nelze pozorovat přímou závislost v čase nebo trend. V modelu se autokorelace 1. řádu nevyskytuje.

Test autokorelační funkce ACF značí velmi mírnou autokorelaci v 9. období. Z grafu zobrazujícího parciální ACF vyplývá, že se v modelu autokorelace nevyskytuje.

Kritické hodnoty DW testu jsou znázorněny v Tab. 4.57.

**Tab. 4.57 Newmont Mining\_DW kritické hodnoty**

<b>Kritické hodnoty</b>	
<b>d<sub>L</sub></b>	1,63464
<b>d<sub>u</sub></b>	1,79409
<b>4 - d<sub>L</sub></b>	2,36536
<b>4 - d<sub>u</sub></b>	2,20591

Hodnota DW testu je dle programu SPSS 2,196. Vypočtená hodnota se nachází v požadovaném intervalu. Přijímáme tedy hypotézu  $H_0$  a předpokládáme, že v modelu není autokorelace 1. řádu.

### **Heteroskedasticita**

Pro zjištění heteroskedasticity je provedeno grafické testování a dále vypočítán Parkův test, Glejserův test a Whiteův test (přílohy č. 95 - 98).

Po provedení grafického testování není možné pozorovat žádnou závislost, avšak ze 130 hodnot je mimo interval v každém grafu 8, což činí 6 %. Podmínka, aby se 95 % hodnot nacházelo v daném intervalu, je tedy mírně porušena. Stále však lze předpokládat, že se rezidua vyvíjela **náhodně**.

Pro potvrzení heteroskedasticity je proveden Parkův test. Po zlogaritmování původních proměnných a následné regresi lze zjistit, že jsou odhadnuté regresní koeficienty statisticky nevýznamné. Proto se přijímá hypotéza  $H_0$  - v modelu je homoskedasticita. Po provedení Glejserova testu je hodnota významnosti u proměnných větší než 0,05 (kromě d\_SaP\_end). Lze tedy přijmout hypotézu  $H_0$  a předpokládat, že je model homoskedastický. Pouze ve Whiteově testu je nutné zamítnout hypotézu  $H_0$  a předpokládat, že je model heteroskedasticitní.

Vzhledem k výsledku Whiteova testu je provedeno zmírnění heteroskedasticity. Po provedení modelu však koeficient determinace vychází velmi nízký a také by musely být vyloučeny některé proměnné. Model tedy zůstane v původním tvaru.

### **Testování normality reziduí**

V práci je proveden histogram nestandardizovaných reziduí, P-P plot, Q-Q plot a sofistikovaný KS test (přílohy č. 100 - 103).

Histogram reziduí (příloha č. 100) relativně odpovídá Gaussově křivce. Rezidua jsou v modelu mírně vychýlená doleva a špičatější vůči Gaussově křivce.

**Tab. 4.58 Newmont Mining\_Šikmost a špičatost reziduí**

Descriptive Statistics					
	N	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Standardized Residual	130	<b>,143</b>	,212	<b>,281</b>	,422
Valid N (listwise)	130				

Grafy zobrazující P-P Plot a Q-Q Plot potvrzují, že se hodnoty standardizovaných reziduí blíží k úhlopříčce a mají tedy normální rozdělení.

Naposledy je proveden **Kolmogorovův-Smirnovův test**. Testovací statistika KS činí 0,547. Zjištěná významnost Asymp.Sig. je 0,2, tedy vyšší hodnota než zvolené 0,05. Přijímáme proto hypotézu  $H_0$ . Distribuční funkce náhodného výběru odpovídá teoretické funkci očekávaného rozdělení.

### **Ekonomická verifikace modelu**

V práci je analyzován vztah vysvětlované proměnné akciového kurzu Newmont Mining a vysvětlujících proměnných - uzavírací ceně zlata v prvním dni obchodování v měsíci, kurzu indexu S&P 500 měřeného na konci každého měsíce, reálném multilaterálním měnovém kurzu TWEXMPA představujícím vážený průměr směnné hodnoty amerického dolaru vůči skupině hlavních světových měn, které jsou široce využívány mimo zemi svého vydání; dále indexu cen výrobců ze všech komodit v USA a indexu průmyslové produkce v USA. Po veškerých úpravách a testováních vychází nejlépe následující model,

$$d\_NewmontMining = -0,022 + 1,498 \cdot d\_Gold\_open + 0,511 \cdot d\_SaP\_end + 0,01 \cdot d\_USD\_TWEXMPA + 0,014 \cdot d\_PPI\_all\_comod - 0,034 \cdot d\_Industrial\_prod\_index + u_t$$

Koeficient determinace  $R^2$  činí 0,571. Variabilita kurzu Newmont Mining je vybranými proměnnými vysvětlena z 57,1 %. Zbylá část je dána náhodnou složkou.

Úroňová konstanta je stanovena na fixní úrovni -0,022. Udává nulový základní stav.

Koeficient  $\beta_1$  stanovený pro proměnnou  $d\_Gold\_open$  činí 1,498. Předpokládalo se, že cena zlata bude mít pozitivní vztah na kurzy zlatých akcií. Předpoklad je tedy splněn. Zároveň se jedná o velmi silný vliv na vysvětlovanou proměnnou. Pokud vzroste cena zlata o 1 %, kurz akcie bude růst o 1,498 % ceteris paribus.



Koeficient  $\beta_2$  stanovený pro proměnnou  $d\_SaP\_end$  činí 0,511. Znamená to tedy, že pokud se průměrná cena indexu S&P 500 zvýší o 1 %, růst kurzu akcie se zvýší o 0,511 % ceteris paribus. Daný koeficient tedy nepotvrdil předpoklad, že akcie společností firem těžících zlato a ostatní akcie a akciové indexy spolu negativně korelují. Avšak společnost Newmont Mining je oproti ostatním vybraným společnostem specifická, neboť je v daném indexu S&P 500 zahrnuta. Pouze u tohoto kurzu akcie byl tedy kladný vliv očekáván.

Proměnná  $d\_USD\_TWEXMMTH$  má na kurz akcie pozitivní vliv. Vzroste-li hodnota tohoto měnového kurzu o 1 %, kurz akcie vzroste o 0,01 % ceteris paribus. Vzhledem k silné negativní korelaci mezi USD a zlatem vázaným na dolar se dalo předpokládat, že stejně silný vliv bude mít měnový kurz (vyjadřující sílu dolaru) na zlaté akcie, avšak tento koeficient stanovené hypotézy nepotvrzuje. Vliv bude vzhledem ke koeficientu velmi malý.

Slabý pozitivní vliv pak má na kurz akcie index cen výrobců ze všech komodit v USA. Její koeficient je 0,014. S kurzem Goldcorpu negativně koreluje index průmyslové produkce  $d\_Industrial\_prod\_index$ . Koeficient  $\beta_5$  činí -0,034. Opět se jedná o velmi slabý vliv.

Z modelu vyplývá, že je potvrzen předpoklad o chování ceny zlata a kurzů akcií společností těžících zlato. Naopak předpoklad, že akcie společností firem těžících zlato a ostatní akcie a akciové indexy spolu negativně korelují, je porušen. Také je zde překvapující pozitivní korelace mezi kurzem akcie a multilaterálním měnovým kurzem (vyjadřujícím sílu dolaru), který zde jako u jediného ze zkoumaných modelů porušuje předpoklad negativní korelace. Největší vliv na kurz Newmont Mining má tedy cena zlata na počátku měsíce a cena indexu S&P 500 určená vždy na konci měsíce.

## 4.8 Zhodnocení a porovnání modelů

Vytvořením modelů je analyzován vztah vysvětlujících proměnných na kurzy akcií společností těžících zlato a na index GDM složený s několika společnostmi zaměřených na těžbu zlata. Následné porovnání modelů má ukázat, zda je mezi vlivem proměnných na kurzy akcií souvislost nebo zda je možné každý model vysvětlit odlišným způsobem a vzájemně spolu nesouvisí.

Jednoznačně lze potvrdit skutečnost, že všechny kurzy akcií společností ovlivňuje cena zlata. Ta se objevuje jako proměnná ve všech modelech (kromě modelu pro Barrick Gold, který by byl zlatem ovlivněn také, avšak nakonec bylo pro model vhodnější nahradit

zlato cenou stříbra). Bylo předpokládáno, že cena zlata bude mít pozitivní vztah na kurzy zlatých akcií. Předpoklad je splněn. Zároveň má cena zlata na vysvětlované proměnné největší vliv. Jelikož kurzy vysvětlovaných akcií výrazně ovlivňuje právě cena zlata, po provedení vícenásobné korelace vychází velice těsné koeficienty determinace mezi výslednými modely a modely, kde by byla vysvětlovanou proměnnou cena zlata.

Je předpokládáno, že podobně jako zlato také cena stříbra bude modely výrazně ovlivňovat. Jako vysvětlující proměnná se stříbro objevuje pouze v modelu pro Barrick Gold, avšak jeho kurz je stříbrem ovlivněn nejvýrazněji. Při odhadování všech modelů je zajímavá vzájemná výlučnost obou komodit. Do každého modelu může být zařazena jen jedna z nich, neboť druhá komodita je tím vyřazena. Cena stříbra by se jako vysvětlující faktor mohla použít ve více modelech (bez přítomnosti ceny zlata), avšak změny kurzů akcií by byly jednotlivými faktory vysvětleny z menší části.

Překvapením je porušení předpokladu negativní korelace mezi akciemi společností těžících zlato a ostatními akciemi a akciovými indexy. Index S&P 500 ovlivňuje kurzy tří zkoumaných kurzů akcií a ve všech je tato hypotéza vyvrácena pozitivní hodnotou koeficientu tohoto indexu. Nelze tedy prokázat, že pokud klesá finanční trh, lidé hledají jistější investice a možnosti uchování hodnoty peněz v podobě investování do zlata (a tedy i společností zaměřených na jeho těžbu). S ohledem na výsledné modely lze vyvodit, že akcie společností těžících zlato pozitivně korelují s ostatními akciemi na trhu.

Proměnnou multilaterální měnový kurz nelze z modelů jednoznačně ohodnotit. Vzhledem k silné negativní korelaci mezi USD a zlatem vázaným na dolar lze předpokládat, že stejně silný vliv bude mít měnový kurz na zlaté akcie. Koeficienty tuto stanovenou hypotézu potvrzují u dvou modelů, avšak potřetí již má koeficient kladnou hodnotu. Zároveň se jedná o stejný typ měnového kurzu (TWEXMPA) u kladné i záporné hodnoty.

Faktory, které dle modelů působí na kurzy akcií společností pozitivně i negativně, jsou vybrané komoditní indexy, již zmíněný měnový kurz a cena surové ropy West Texas Intermediate.

Index průmyslové produkce USA je vysvětlující proměnnou ve třech modelech a vždy má negativní vliv. Je tedy vyvrácena hypotéza předpokládající pozitivní vliv tohoto indexu na společnosti zabývající se těžbou vzhledem k zastoupení společností v průmyslové produkci. Přestože se většina zkoumaných společností zabývá těžbou v regionu Severní i Jižní

Ameriky, jsou některé společnosti kanadské a tento vybraný index s nimi tedy pozitivně korelovat nemusí.

Indexy cen výrobců v oblasti komodit a důlní těžby zlata mají na kurz akcie v obou výskytech pozitivní vliv.

Vybraný index volatility je zahrnut pouze do jednoho modelu se záporným vlivem, čímž nelze zjistit možný vliv na ostatní kurzy akcií. Také cena stříbra je jako vysvětlující faktor zahrnuta pouze do jednoho modelu, avšak při tvorbě odhadů modelů je evidentní, že by cena stříbra měla na všechny kurzy akcií pozitivní vliv.

Podle výsledných modelů jsou **kurzy akcií** společností těžících zlato **ovlivněny pozitivně** cenou komodity zlata a stříbra, indexem S&P 500 a indexem cen výrobců v oblasti komodit a důlní těžby zlata.

**Negativní vliv na kurzy** těchto akcií měl vybraný index průmyslové produkce USA.

Koeficienty determinace  $R^2$  modelů jsou v rozmezí 51,6 % až 73 %, tudíž se podíl vysvětlení variability kurzů akcií a indexu výrazně neliší. Nejlépe je faktory vysvětlena změna kurzu akcie Goldcorp (73 %) a index GDM (72,5 %), nejhůře pak změna akciového kurzu společnosti Barrick Gold (51,6 %).

Model pro index GDM tvořený z více akcií se nijak výrazně neliší od modelů pro ostatní jednotlivé akcie. Pouze cena zlata má na index menší vliv a jako jediný z modelů je ovlivněn indexem volatility VIXCLS.

U tří modelů dochází ke shodě tří vysvětlujících faktorů. Jedná se o modely pro kurzy akcií společností Yamana Gold, Goldcorp a Newmont, z jejichž vysvětlujících faktorů jsou tři shodné – kurz komodity zlata, index S&P 500 a index průmyslové produkce v USA.

Je vyzkoušeno, že žádný z vytvořených modelů nelze použít pro jinou vysvětlovanou proměnnou. Většinou by byl snížen koeficient determinace a některé proměnné by musely být z modelu vyřazeny. Zároveň jsou pro sestavení modelů využity proměnné ze všech devíti oblastí. Lze tedy říct, že se všechny vybrané druhy proměnných na vývoji kurzů těchto společností určitou měrou podílí.

Kromě Newmont Mining jsou všechny původní modely, které vychází nejlépe, sestaveny právě ze čtyř proměnných. Jak lze vidět v Tab. 4.59, model pro akcie Barrick Gold,

Yamana Gold a pro GDM index je složen právě ze čtyř proměnných a konstanty. Z pěti proměnných je složen model pro akcie Newmont Mining, Goldcorp a Kinross Gold.

Tab. 4.59 Výsledné hodnoty koeficientů u sestavených modelů (%)

<b>Model / Koeficienty</b>	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$
<b>Barrick Gold</b>	-	0,605	-0,003	0,007	0,004	-
<b>Newmont Mining</b>	-0,022	1,498	0,511	0,01	0,014	-0,034
<b>Goldcorp</b>	-0,016	1,792	0,003	-0,017	0,003	-0,151
<b>Kinross Gold</b>	-0,021	1,58	-0,019	-0,004	0,11	-0,113
<b>Yamana Gold</b>	-0,025	2,007	0,005	0,003	-0,028	-
<b>GDM</b>	-0,018	0,015	-0,01	-0,001	-0,003	-

Veškeré konstanty vychází v záporných hodnotách. Vzhledem ke klesající tendenci kurzů akcií společností těžících zlato v několika minulých letech nejsou tyto hodnoty překvapující.

## 5 Závěr

Cílem diplomové práce bylo zjistit, které faktory ovlivňují vývoj kurzů akcií vybraných společností zaměřených na těžbu zlata a s využitím teorie APT provést ocenění těchto společností.

Objektem modelování byly kurzy akcií pěti vybraných společností zaměřených na těžbu zlata - Yamana Gold, Goldcorp, Barrick Gold, Kinross Gold a Newmont Mining; a vybraný index GDM zahrnující společnosti těžící zlato. Pro ocenění jednotlivých společností byly vytvořeny multifaktorové modely, které byly nejdříve odhadnuty a verifikovány, a následně bylo provedeno vzájemné srovnání a zhodnocení těchto modelů.

Pro modelování byly zvoleny měsíční hodnoty vybraného indexu, pěti kurzů daných společností a 26 hodnot zvolených faktorů; vše za období od ledna 2005 do ledna 2016. Celkem se jednalo o 133 údajů.

Pro sestavení modelů byly využity vybrané faktory ze všech devíti oblastí. Lze tedy říci, že se všechny vybrané druhy faktorů na vývoji kurzů těchto společností určitou měrou podílí.

Již při odhadování nejlepšího modelu bylo zřejmé, že jsou všechny kurzy akcií nejvýrazněji ovlivněny vývojem ceny zlata, neboť se tento faktor objevoval téměř ve všech nejlepších odhadech a měl na vysvětlované kurzy akcie a index největší vliv.

Ve čtvrté kapitole bylo všech šest odhadnutých modelů testováno. Statistická verifikace potvrdila u všech odhadů správně specifikované parametry i celkové modely. V rámci ekonometrické verifikace byla testována specifikace modelu, multikolinearita, autokorelace, heteroskedasticita a normalita reziduí. U všech odhadnutých modelů byla potvrzena správná specifikace a zároveň nebyla zjištěna silná závislost mezi vysvětlujícími proměnnými v jednotlivých modelech. Autokorelace 1. řádu byla zjištěna v modelu kurzu akcie společnosti Goldcorp a Kinross Gold a odstraněna byla přidáním zpožděné vysvětlované proměnné (v případě Kinross Gold přidáním dvou těchto proměnných). Heteroskedasticita se v grafickém testování modelů neprojevovala a parametrickými testy byla většinou také vyvrácena. Normalita reziduí byla potvrzena u všech odhadovaných modelů.

Na konci čtvrté kapitoly byly všechny vytvořené modely porovnány. Lze potvrdit, že teorii arbitrážního oceňování lze aplikovat pro ocenění akciových kurzů vybraných společností a pomocí výsledných modelů můžeme oceňovat kurzy daných akcií. Jednoznačně lze potvrdit skutečnost, že všechny modely ovlivňuje cena zlata, která se objevuje jako vysvětlující faktor ve všech modelech (kromě modelu pro Barrick Gold, který by byl cenou zlata ovlivněn také, avšak nakonec bylo pro model vhodnější nahradit zlato cenou stříbra).

Faktorem s druhým největším vlivem je cena stříbra. Při odhadování všech modelů byla zajímavá vzájemná výlučnost obou těchto komodit. Do každého modelu mohla být zařazena buď cena zlata, nebo stříbra, neboť druhá komodita tím byla vyřazena. Cena stříbra mohla být jako vysvětlující faktor použita ve více modelech (bez přítomnosti ceny zlata), avšak koeficient determinace by vyšel nižší.

Hypotézy o chování odhadnutých regresních parametrů byly potvrzeny u ceny komodity zlata a stříbra (pozitivní vliv na kurzy akcií) a u inflace (pozitivní vliv indexů cen výrobců v oblasti komodit a důlní těžby zlata na kurzy akcií).

Naopak byly vyvráceny hypotézy o chování regresních parametrů indexu S&P 500 a indexu průmyslové produkce USA. Index S&P 500 pozitivně ovlivňuje kurzy tří zkoumaných akcií, což vyvrací předpoklad negativní korelace mezi akciemi společností těžících zlato a ostatními akciemi a akciovými indexy. Neprokázalo se tedy, že pokud klesá finanční trh, lidé hledají „bezpečný přístav“ a možnosti uchování hodnoty peněz v podobě investování do zlatých těžařů. S ohledem na výsledné modely by se dalo vyvodit, že akcie společností těžících zlato velmi slabě, ale přesto pozitivně korelují s ostatními akciemi na trhu. Index průmyslové produkce USA má negativní vliv na kurzy akcií ve všech třech výskytech v modelech. Byla tedy vyvrácena hypotéza předpokládající pozitivní vliv tohoto indexu na společnosti zabývající se těžbou vzhledem k zastoupení společností v průmyslové produkci. Přestože se většina zkoumaných společností zabývá těžbou v kontinentální Americe, jsou některé společnosti kanadské a tento vybraný index s nimi tedy pozitivně korelovat nemusí.

Faktory, které dle modelů ovlivňují kurzy akcií jak pozitivně tak negativně, jsou vybrané komoditní indexy, cena surové ropy West Texas Intermediate a vybrané multilaterální měnové kurzy (vyjadřující sílu amerického dolaru vzhledem ke koši cizích měn). Vzhledem k silné negativní korelaci USD a zlata byl předpoklad záporné korelace i vůči kurzům akcií společností se zaměřením na těžbu zlata, avšak u jednoho ze tří modelů je

koeficient kladný, což mohlo být způsobeno mnoha faktory působícími na jednotlivé měny v koši. Vybraný index volatility byl zahrnut pouze do jednoho modelu se záporným vlivem, čímž nelze zjistit možný vliv na ostatní kurzy akcií.

Podle výsledných modelů byly kurzy akcií společností těžících zlato vždy ovlivněny pozitivně cenou komodity zlata a stříbra, indexem S&P 500 a indexem cen výrobců v oblasti komodit a důlní těžby zlata. Negativní vliv na kurzy těchto akcií měl vždy vybraný index průmyslové produkce USA.

Jednotlivé změny kurzů jsou v modelech vybranými faktory vysvětleny z 51,6 % až 73 %. Nejlepší koeficient determinace vyšel v modelu pro kurz akcie společnosti Goldcorp (73 %), následován modelem indexu GDM s faktory vysvětlujícími 72,5 % změn v indexu.

Model pro index GDM tvořený z více akcií se nijak výrazně neliší od modelů pro ostatní jednotlivé kurzy akcií. Pouze cena zlata má na model menší vliv a jako jediný z modelů je ovlivněn indexem volatility VIX. Modely odhadnuté pro kurzy akcií menších společností nemají po porovnání mnoho společného, takže lze tvrdit, že vysvětlující faktory nejsou ovlivněny velikostí společnosti.

U tří modelů dochází ke shodě tří vysvětlujících faktorů. Jedná se o modely pro kurzy akcií společností Yamana Gold, Goldcorp a Newmont, z jejichž vysvětlujících faktorů jsou tři shodné – kurz zlata, index S&P 500 a index průmyslové produkce USA.

Bylo ověřeno, že žádný z vytvořených modelů nelze použít pro jinou vysvětlovanou proměnnou. Většinou byl snížen koeficient determinace a některé faktory by musely být z modelu vyřazeny. Odhadnuté modely tedy nelze využít pro vysvětlení kurzů ostatních akcií. Jediným faktorem, který by vždy zůstal v modelu, je cena zlata.

Většina modelů byla při počátečním sestavování modelu tvořena čtyřmi proměnnými. Model pro kurzy akcií Barrick Gold a Yamana Gold a pro GDM index je složen právě ze čtyř faktorů a jedné konstanty. Pět faktorů s konstantou pak ovlivňují kurzy akcií Newmont Mining, Goldcorp a Kinross Gold.

Pro posouzení vývoje kurzu sledovaných akcií zlatých společností je podle odhadnutých modelů nejvhodnější pozorovat kurz komodity zlata a stříbra a indexu S&P 500 (při jejichž růstu by měly růst také kurzy akcií vybraných společností). Odhadnuté regresní modely lze dále využít pro predikce vývoje kurzů akcií v budoucnosti.

# Seznam použité literatury

## Knižní zdroje

- [1] BRANŽOVSKÁ, Kateřina. *Vícerozměrný lineární regresní model*. Ostrava, 2016. Semestrální projekt. Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava, Fakulta ekonomická, Katedra financí.
- [2] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- [3] FOCARDI, Sergio, Petter KOLM and Frank FABOZZI. *Financial modeling of the equity market: from CAPM to cointegration*. Hoboken: Wiley, 2006. 651 s. ISBN 0-471-69900-4.
- [4] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [5] MAŘÍK, Miloš. *Metody oceňování podniku: proces ocenění - základní metody a postupy*. 2. upr. a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2007. ISBN 978-80-86929-32-3.
- [6] MUSÍLEK, Petr. *Trhy cenných papírů*. 2., aktualiz. a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2011. 520 s. ISBN 978-80-86929-70-5.
- [7] RAČEV, Svetlozar. *Financial econometrics: from basics to advanced modeling techniques*. Hoboken: Wiley, 2007. 553 s. ISBN 978-0-471-78450-0.
- [8] REJNUŠ, Oldřich. *Finanční trhy*. 3. rozš. vyd. Ostrava: Key Publishing, 2011. ISBN 978-80-7418-128-3.

## Elektronické zdroje

- [9] Barrick Gold: About Us. *BARRICK* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://www.barrick.com/company/default.aspx>.
- [10] CBOE Volatility Index (VIX). *CBOE: Execute success* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://www.cboe.com/micro/vix/vixintro.aspx>.



- [11] Critical Values for the Durbin-Watson Test: 5 % Significance Level. *Stanford* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://web.stanford.edu/~clint/bench/dw05b.htm>.
- [12] Fakta – Infografická. *Zlato.cz* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <https://www.zlato.cz/fakta-infograficka/>.
- [13] FRED Economic Data. *ECONOMIC RESEARCH: Federal Reserve Bank of St. Louis* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <https://research.stlouisfed.org/fred2/>.
- [14] Goldcorp: About Us. *GOLDCORP* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://www.goldcorp.com/English/About-Us/default.aspx>.
- [15] Google Finance: Historical prices. *Google Finance* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://www.google.com/finance>.
- [16] IECONOMICS. *IECONOMICS* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://ieconomics.com/>.
- [17] Kinross: About Us. *KINROSS* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://www.kinross.com/home/default.aspx>.
- [18] Newmont: About Us. *NEWMONT* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://www.newmont.com/about-us/default.aspx>.
- [19] New York Stock Exchange. *NYSE* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <https://www.nyse.com/index>.
- [20] NYSE Arca: Gold Miners Index (GDM). *NYSE* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: [https://www.nyse.com/publicdocs/nyse/indices/nyse\\_arca\\_gold\\_miners\\_index.pdf](https://www.nyse.com/publicdocs/nyse/indices/nyse_arca_gold_miners_index.pdf).
- [21] Thomson Reuters/CoreCommodity CRB Excess Return (TRJCRB). *Investing.com* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://www.investing.com/indices/thomson-reuters---jefferies-crb-historical-data>.
- [22] YAHOO Finance. *YAHOO FINANCE* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://finance.yahoo.com/>.
- [23] Yamana Gold: Company overview. *YAMANAGOLD* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z: <http://www.yamana.com/English/company/company-overview/default.aspx>.

[24] Zlato online. *KURZYCZ* [online]. [cit. 2016-01-08]. Dostupné z:  
<http://www.kurzy.cz/komodity/zlato-graf-vyvoje-ceny/index.asp?A=5&idk=87&on=5&curr=U>.

## Seznam zkratek

ACF	autokorelační funkce
ANOVA	analýza rozptylu
$\beta_i$	vliv změny vysvětlující proměnné
df	počet stupňů volnosti
DW	Durbinův-Watsonův test
ESS	vysvětlený součet čtverců
$H_0$	nulová hypotéza
$H_1$	alternativní hypotéza
KS	Kolmogorovův-Smirnovův test
N	rozsah průřezového výběru
PACF	parciální autokorelační funkce
$R^2$	koeficient determinace
RES	reziduální složka
RSS	reziduální součet čtverců
TOL	hodnota tolerance
TSS	celkový součet čtverců
$u_t$	reziduální složka v čase $t$
VIF	faktor změny variability
WLS	vážená metoda nejmenších čtverců
$X_t$	vysvětlující proměnná regresního modelu
$Y_t$	vysvětlovaná proměnná regresního modelu
d_	upravená časová řada
d_CRB_comod_price	průměrná měsíční cena komoditního indexu CRB
d_CrudeOil_WTI	cena surové ropy West Texas Intermediate
d_Gold_end	uzavírací cena zlata „close“ na konci měsíce

d_Gold_open	cenu zlata „close“ v prvním dni obchodování v měsíci
d_Goldcorp_lag5	společnost Goldcorp, časová řada zpožděná o 5 období
d_GSCI_comod_index	komoditní index Goldman Sachs Commodity Index
d_Industrial_prod_index	index průmyslové produkce
d_KinrossGold_lag6	společnost Kinross Gold, časová řada zpožděná o 6 období
d_KinrossGold_lag8	společnost Kinross Gold, časová řada zpožděná o 8 období
d_PPI_all_comod	index cen výrobců ze všech komodit v USA
d_PPI_comod_usa	index cen výrobců dle průmyslových komodit v USA
d_PPI_gold	index cen výrobců podle odvětví: důlní těžba zlaté rudy v USA
d_SaP_average	průměrná měsíční cena indexu S&P 500
d_SaP_end	uzavírací „close“ cena indexu S&P 500 v posledním obchodovaném dni v měsíci
d_SaP_T1_average	průměrná měsíční cena indexu S&P 500 zpožděná o 1 období
d_Silver	cena stříbra
d_USD_TWEXMMTH	vážený průměr směnné hodnoty USD vůči skupině hlavních světových měn, které jsou široce využívány mimo zemi svého vydání
d_USD_TWEXMPA	reálný vážený průměr směnné hodnoty amerického dolaru vůči skupině hlavních světových měn
d_volatil_VIXCLS	měřítka implicitní volatility pro put a call opce na S&P 500

# Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 21. dubna 2016

.....  
Bc. Kateřina Branžovská

# Seznam příloh

Příloha č. 1: Statistika časových řad vysvětlujících proměnných

Příloha č. 2: GDM\_Korelační matice odhadnutého modelu

Příloha č. 3: GDM\_Křížová korelace mezi d\_GDM a vysvětlujícími proměnnými

Příloha č. 4: GDM\_Vývoj reziduí u všech proměnných

Příloha č. 5: GDM\_Standardizovaná rezidua po Glejserově testu

Příloha č. 6: Yamana Gold\_Korelační matice

Příloha č. 7: Yamana Gold\_Křížová korelace mezi d\_YamanaGold a ostatními proměnnými v modelu

Příloha č. 8: Yamana Gold\_Nový model po přidání proměnných Y2 a Y3

Příloha č. 9: Yamana Gold\_Analýza reziduální složky

Příloha č. 10: Yamana Gold\_Korelační matice po úpravě SaP

Příloha č. 11: Yamana Gold\_Korelace vícenásobná

Příloha č. 12: Yamana Gold\_TOL a VIF

Příloha č. 13: Yamana Gold\_Bodový graf standardizovaných reziduí

Příloha č. 14: Yamana Gold\_ACF a PACF

Příloha č. 15: Yamana Gold\_Vývoj reziduální složky u všech proměnných

Příloha č. 16: Yamana Gold\_Koeficienty po provedení Glejserova testu

Příloha č. 17: Yamana Gold\_Standardizovaná rezidua po testu Glejser

Příloha č. 18: Yamana Gold\_Koeficienty po provedení Parkova testu

Příloha č. 19: Yamana Gold\_Whiteův test

Příloha č. 20: Yamana Gold\_Histogram reziduí

Příloha č. 21: Yamana Gold\_P-P plot

Příloha č. 22: Yamana Gold\_Q-Q plot

Příloha č. 23: Yamana Gold\_KS test

Příloha č. 24: Goldcorp\_Křížová korelace mezi d\_Goldcorp a ostatními proměnnými

Příloha č. 25: Goldcorp\_Korelační matice vytvořeného modelu

Příloha č. 26: Goldcorp\_Nový model po přidání proměnných Y2 a Y3

Příloha č. 27: Goldcorp\_Analýza reziduální složky

Příloha č. 28: Goldcorp\_Korelace vícenásobná

Příloha č. 29: Goldcorp\_TOL a VIF

Příloha č. 30: Goldcorp\_Liniový graf standardizovaných reziduí

Příloha č. 31: Goldcorp\_Bodový graf standardizovaných reziduí

Příloha č. 32: Goldcorp\_ACF a PACF

Příloha č. 33: Goldcorp\_DW kritické hodnoty

Příloha č. 34: Goldcorp\_Přidání trendové proměnné

Příloha č. 35: Goldcorp\_Shrnutí modelu po přidání zpožděné vysvětlované proměnné

Příloha č. 36: Goldcorp\_Koeficienty modelu po přidání zpožděné vysvětlované proměnné

Příloha č. 37: Goldcorp\_Graf reziduí XY plot po přidání zpožděné vysvětlované proměnné

Příloha č. 38: Goldcorp\_ACF a PACF po přidání zpožděné vysvětlované proměnné

Příloha č. 39: Goldcorp\_Vývoj reziduální složky všech proměnných

Příloha č. 40: Goldcorp\_Koeficienty po provedení Parkova testu

Příloha č. 41: Goldcorp\_Whiteův test

Příloha č. 42: Goldcorp\_Histogram reziduí

Příloha č. 43: Goldcorp\_P-P plot

Příloha č. 44: Goldcorp\_Q-Q plot

Příloha č. 45: Goldcorp\_KS test

Příloha č. 46: Barrick Gold\_Křížová korelace mezi d\_BarrickGold a ostatními proměnnými

Příloha č. 47: Barrick Gold\_Korelační matice vytvořeného modelu

Příloha č. 48: Barrick Gold\_Nový model po přidání proměnných Y2 a Y3

Příloha č. 49: Barrick Gold\_Analýza reziduální složky

Příloha č. 50: Barrick Gold\_Korelace vícenásobná

Příloha č. 51: Barrick Gold\_TOL a VIF

Příloha č. 52: Barrick Gold\_Liniový graf standardizovaných reziduí

Příloha č. 53: Barrick Gold\_Bodový graf standardizovaných reziduí

Příloha č. 54: Barrick Gold\_ACF a PACF

Příloha č. 55: Barrick Gold\_DW kritické hodnoty

Příloha č. 56: Barrick Gold\_Vývoj reziduální složky všech proměnných

Příloha č. 57: Barrick Gold\_Koeficienty po provedení Parkova testu

Příloha č. 58: Barrick Gold\_Whiteův test

Příloha č. 59: Barrick Gold\_Model Summary po zmírnění heteroskedasticity

Příloha č. 60: Barrick Gold\_Histogram reziduí

Příloha č. 61: Barrick Gold\_P-P plot

Příloha č. 62: Barrick Gold\_Q-Q plot

Příloha č. 63: Barrick Gold\_KS test

Příloha č. 64: Kinross Gold\_Křížová korelace mezi d\_KinrossGold a ostatními proměnnými

Příloha č. 65: Kinross Gold\_Korelační matice vytvořeného modelu

Příloha č. 66: Kinross Gold\_Nový model po přidání proměnných Y2 a Y3

Příloha č. 67: Kinross Gold\_Analýza reziduální složky



Příloha č. 68: Kinross Gold\_Korelace vícenásobná

Příloha č. 69: Kinross Gold\_TOL a VIF

Příloha č. 70: Kinross Gold\_Liniový graf standardizovaných reziduí

Příloha č. 71: Kinross Gold\_Bodový graf standardizovaných reziduí

Příloha č. 72: Kinross Gold\_ACF a PACF

Příloha č. 73: Kinross Gold\_DW kritické hodnoty

Příloha č. 74: Kinross Gold\_Přidání trendové proměnné

Příloha č. 75: Kinross Gold\_Graf reziduí XY plot po přidání zpožděné vysvětlované proměnné

Příloha č. 76: Kinross Gold\_ACF a PACF po přidání zpožděné vysvětlované proměnné

Příloha č. 77: Kinross Gold\_DW kritické hodnoty po přidání zpožděné vysvětlované proměnné

Příloha č. 78: Kinross Gold\_Vývoj reziduální složky všech proměnných

Příloha č. 79: Kinross Gold\_Koeficienty po provedení Glejserova testu

Příloha č. 80: Kinross Gold\_Koeficienty po provedení Parkova testu

Příloha č. 81: Kinross Gold\_Model Summary po zmírnění heteroskedasticity

Příloha č. 82: Kinross Gold\_Histogram reziduí

Příloha č. 83: Kinross Gold\_P-P plot

Příloha č. 84: Kinross Gold\_Q-Q plot

Příloha č. 85: Kinross Gold\_KS test

Příloha č. 86: Newmont Mining\_Křížová korelace mezi d\_NewmontMining a ostatními proměnnými

Příloha č. 87: Newmont Mining\_Korelační matice vytvořeného modelu

Příloha č. 88: Newmont Mining\_Nový model po přidání proměnných Y2 a Y3

Příloha č. 89: Newmont Mining\_Analýza reziduální složky

Příloha č. 90: Newmont Mining\_Korelace vícenásobná

Příloha č. 91: Newmont Mining\_TOL a VIF

Příloha č. 92: Newmont Mining\_Liniový graf standardizovaných reziduí

Příloha č. 93: Newmont Mining\_Bodový graf standardizovaných reziduí

Příloha č. 94: Newmont Mining\_ACF a PACF

Příloha č. 95: Newmont Mining\_Vývoj reziduálních složek všech proměnných

Příloha č. 96: Newmont Mining\_Koeficienty po provedení Parkova testu

Příloha č. 97: Newmont Mining\_Koeficienty po provedení Glejserova testu

Příloha č. 98: Newmont Mining\_Whiteův test

Příloha č. 99: Newmont Mining\_Model Summary po zmírnění heteroskedasticity

Příloha č. 100: Newmont Mining\_Histogram reziduí

Příloha č. 101: Newmont Mining\_P-P plot

Příloha č. 102: Newmont Mining\_Q-Q plot

Příloha č. 103: Newmont Mining\_KS test

## **Přílohy**

