

# **Analýza akciových indexů USA a Velké Británie, zkoumání možnosti predikce pomocí vývoje HDP**

Josef Rajdl  
[josef\\_rajdl@canada.com](mailto:josef_rajdl@canada.com)

## Obsah:

Úvod.....	1
Dílčí analýza časových řad .....	2
Analýza závislosti .....	6
Dodatek: Korelační koeficienty z průměrných hodnot.....	7
Extrapoláční přístupy .....	9
Závěr .....	11
Přílohy .....	12

# Úvod

Cílem této práce je zjistit, zda existuje korelace mezi vývojem HDP a indexy akciového trhu a zda je možné využít predikci HDP k predikci vývoje těchto indexů. Pro účely této analýzy jsem využil data ze dvou trhů - USA a Velké Británie. Budu zkoumat závislost mezi  $HDP_{USA}$  a indexy DJIA<sup>1</sup> a S&P 500<sup>2</sup>. Na trhu Velké Británie pak závislost mezi  $HDP_{VB}$  a indexy FTSE-100<sup>3</sup> a FTSE All-Share<sup>4</sup>

Zda je možné využít vývoj HDP k predikci vývoje akciového trhu ověřím dvěma způsoby.

Nejprve zjistím, zda existuje statisticky významná závislost časových řad či jejich podobnost. K tomuto účelu mi poslouží korelační analýza. Nejprve je nutné provést dílčí analýzu dat, protože existují určitá specifika časových řad. V případě shodných trendů může existovat zdánlivá korelace. V takovém případě musím zvolit odpovídající nástroje korelační analýzy. Vlastní sílu závislosti časových řad ohodnotím pomocí korelačních koeficientů.

V další části se pak pomocí extrapoláčnických metod pokusím zhodnotit vhodnost využití predikce HDP k predikci vývoje akciového trhu. Data z akciových trhů rozdělím na jednotlivá období, pro které vytvořím prognózu budoucího vývoje na základě vývoje HDP. Tyto prognózy následně srovnám se skutečným stavem a zjistím, zda se předpovědi na základě minulých dat plní, či nikoliv.

K vlastní analýze budu využívat sestav a výstupů statistického softwaru statgraphics. Použití statistických metod budu pro přehlednost uvádět v přílohách.

---

1Dow Jones Industrial Average je patrně nejznámějším akciovým indexem na světě. Vytvořen byl 26. května 1896. Od roku 1928 obsahuje 30 komponent. Těchto 30 společností reprezentuje v současnosti asi pětinu tržní kapitalizace všech amerických společností.

2Index Standard & Poor's 500 patří k nejsledovanějším indexům v USA. Obsahuje 500 emisí, jejichž váhy jsou přiřazeny dle tržní kapitalizace. Index se pak vypočítá váženým aritmetickým průměrem.

3Jedná se o hlavní index londýnské burzy. Reprezentuje 100 nejobchodovanějších akcií. Váhy jsou přiřazeny dle tržní kapitalizace. Index se počítá váženým aritmetickým průměrem.

4Index reprezentuje 98 - 99 % tržní kapitalizace britského trhu. Je jakousi agregací indexů FTSE 100, FTSE 250 a FTSE Small Cap.

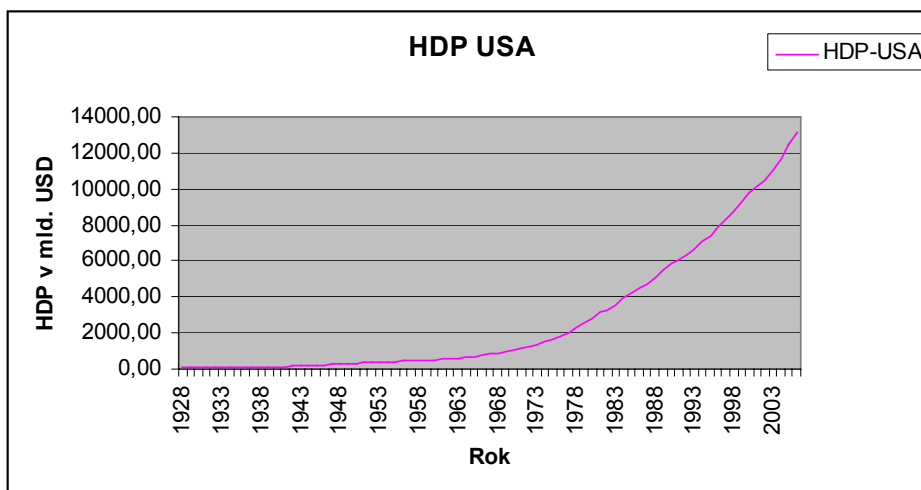
# Dílčí analýza časových řad

Zdrojová data jsou uvedena v tabulce 9 v příloze. Data je těžké analyzovat, jsou totiž značně nesourodá. HDP<sup>5</sup> je řada intervalová a indexy jsou řadami okamžikovými. U okamžikových řad je složité určit, kterou hodnotu řady použít k analýze. Vzhledem k charakteru dat se nabízí 2 základní možnosti. Uzavírací hodnota indexu a průměrná hodnota. Jednodušší je využít uzavírací hodnoty – také není na škodu, že lze bezpečně sehnat data, která mohou být analyzována. Problém je, že hodnota indexu se po celý rok může pohybovat v jiných úrovních. Průměrná cena tento problém ale nikterak neřeší – je to jen střední hodnota, která navíc ubírá časové řadě jednu podstatnou vlastnost – její volatilitu. Dojde tak k přílišné teoretizaci problému. Zkoumané hodnoty budou daleko od reality. Průměry mohou navíc poškodit residuální složku, kterou potřebuji k další analýze. Využiji tedy uzavírací hodnoty indexů. Tyto hodnoty jsou nejčastěji zkoumány a publikovány. Navíc vyjadřují dokonale charakter dat (volatilitu) a nepoškodím úpravami residuální složku. Pro doplnění uvedu i výsledky analýzy průměrných hodnot indexů, u nichž se mi podařilo získat potřebná data.

Časové řady končí rokem 2004. Řady popisující situaci v USA mají rozpětí let 1928 – 2004. Časová řada indexu FTSE All-Share a HDP Velké Británie je zobrazena od roku 1948, řada FTSE 100 začíná rokem 1984. K časovým řadám HDP jsem přidal predikce OECD na roky 2005 a 2006. Analýzu této skutečnosti nijak neovlivní, navíc budu moci provést predikci bez následné korekce a kontroly.

Problematika charakteru časových řad je vyřešena, nyní musím určit nástroje, které mohou být použity pro analýzu závislosti. K tomu mi pomůže analýza jednotlivých časových řad. Grafy 1 až 6 zobrazují trendy jednotlivých časových řad.

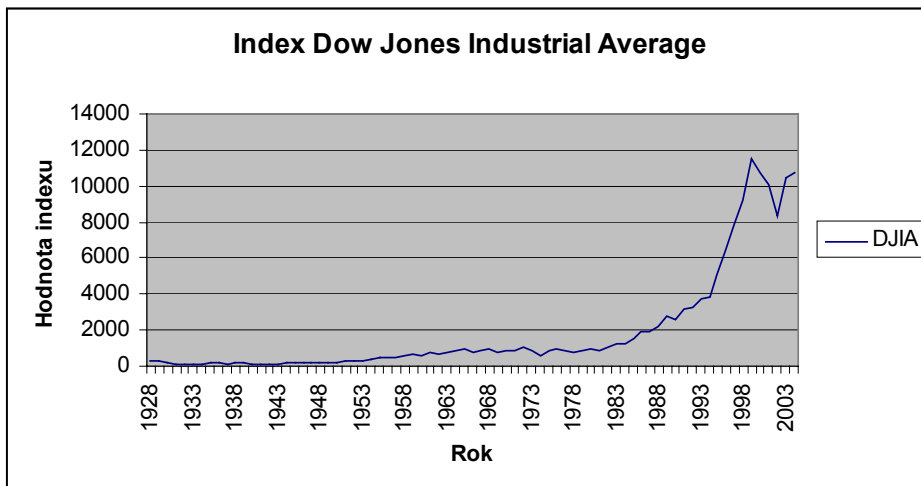
**Graf 1: Vývoj HDP - USA**



Zdroj: U. S. Department of Commerce

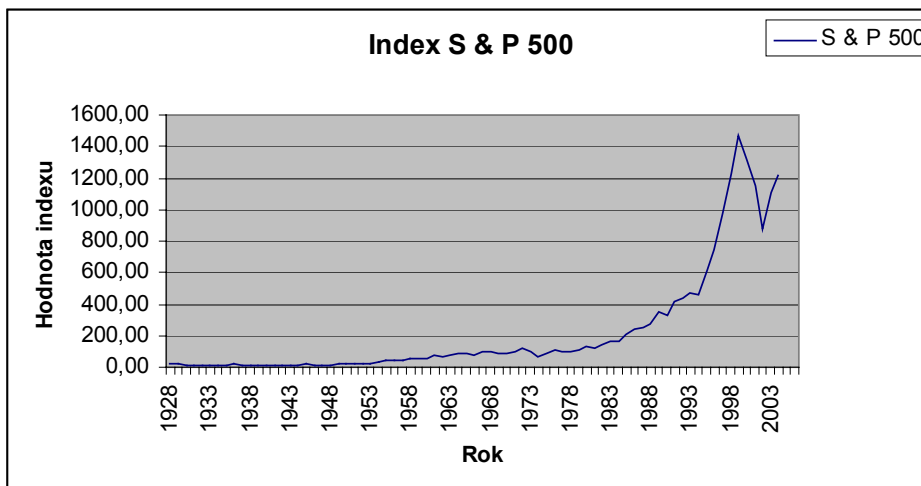
<sup>5</sup> Jedná se o HDP v běžných cenách.

**Graf 2: Vývoj indexu Dow Jones Industrial Average**



Zdroj: <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EDJI>

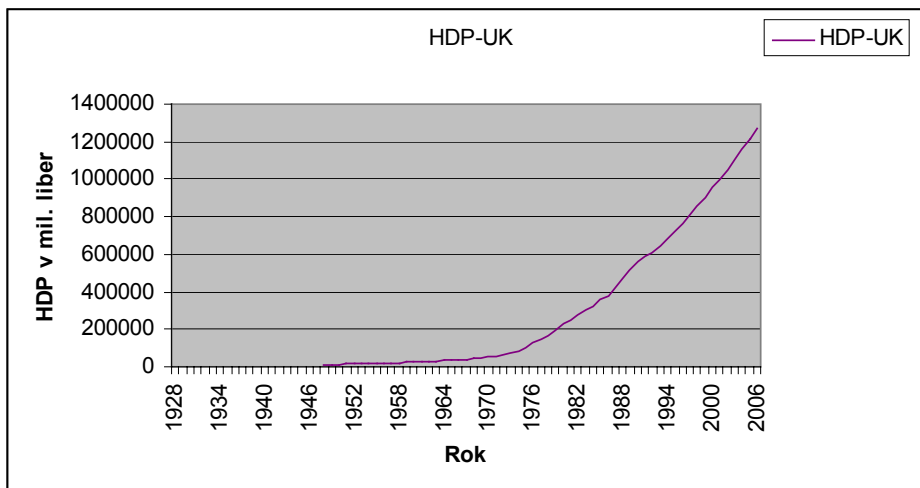
**Graf 3: Vývoj indexu S & P 500**



Zdroj: Global Financial Data

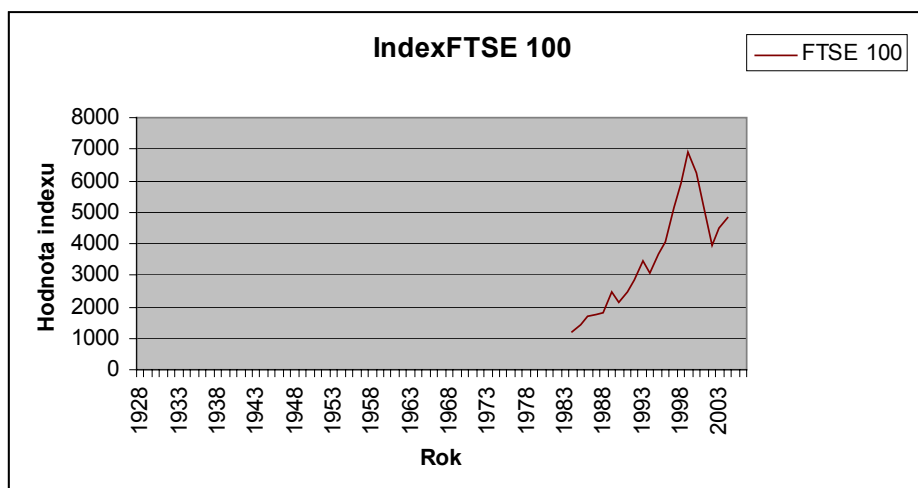
Již z grafického zobrazení je zřejmé, že časové řady na trhu USA mají stejný základní trend. Následující grafy zobrazují situaci na trhu ve Velké Británii.

Graf 4: Vývoj HDP ve Velké Británii



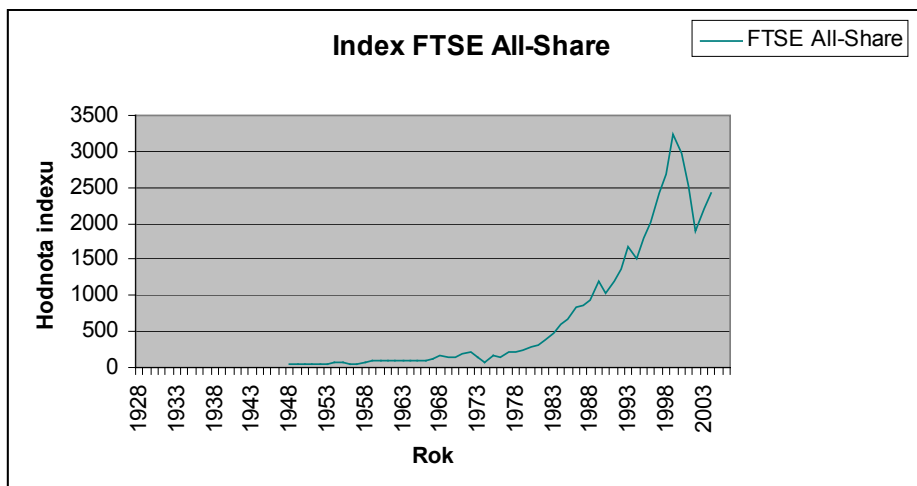
Zdroj: National Statistics

Graf 5: Vývoj indexu FTSE 100



Zdroj: <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EFTSE>

Graf 6: Vývoj Indexu FTSE All-Share



Zdroj: Global Financial Data

Situace na akciovém trhu ve velké Británii je podobná jako na trhu USA. Základní trend obou časových řad je přibližně stejný.

Grafickým srovnáním jsem našel podobné trendy mezi HDP jednotlivých zemí a akciovými indexy. Tento poznatek je velmi důležitý pro volbu nástrojů a metod korelační analýzy. V časových řadách může existovat silná autokorelace, nebo mohou být časové řady ovlivněny třetí veličinou a mezi zkoumanými veličinami ani nemusí existovat závislost. Za této situace nelze pomocí korelačních koeficientů bezpečně zjistit sílu závislosti přímo mezi zkoumanými časovými řadami, protože korelační koeficient by mohl obsahovat „zdánlivou korelaci“. Je nutné využít jiné techniky zkoumání závislosti. V takovémto případě musím časové řady očistit o trend a cyklickou složku, vyjdou mi tak residua (odchyly od trendu), která pak mohu dále analyzovat. Základní myšlenkou tohoto postupu je logická hypotéza, že pokud existuje mezi zkoumanými veličinami závislost, musí být závislé i odchyly od trendu. Akciový trh je k této metodě ideální, neboť se vyznačuje vysokou volatilitou.

Z residuálních složek časových řad je možné spočítat korelační koeficienty. Při zkoumání závislosti se ale nemohu opírat jen o „klasický“ Pearsonův korelační koeficient. Důvody plynou z techniky jeho propočtu a tím z předpokladů jeho využití. Bližší informace o charakteru a použití korelačních koeficientů shrnuji v Boxu 1 v příloze. Protože je klasický Pearsonův korelační koeficient ovlivněn odlehými hodnotami, nenormalitou rozdělení a nelinearitami, bude lépe analýzu závislosti doplnit Spermanovým pořadovým korelačním koeficientem (viz Box 1: Korelační koeficienty v příloze).

Abych mohl určit residua, musím časové řady vyrovnat vhodným trendem. Při volbě trendu vycházím z grafů 1 až 6. Mohu volit z jednotlivých trendových funkcí (např. větev hyperboly, parabola, lineární funkce,...) či využít některých metod adaptivního přístupu modelování časových řad (exponenciální vyrovnání, či klouzavé průměry). Základní rozdíl mezi těmito metodami a důvod volby technik, které využiji k vyrovnání trendu pomocí výpočetního systému Statgraphics shrnuji v Boxu 2 v příloze.

Časové řady v mé analýze mají podobný trend, mohu je tedy vyrovnat podobnými metodami. Pomocí systému Statgraphics budu srovnávat 5 metod, které připadají v úvahu po vizuálním posouzení dat. K vyrovnání trendu mohu využít:

- exponenciální trend
- kvadratický trend
- klouzavé průměry
- Brownovo exponenciální vyrovnání
- Holtovo exponenciální vyrovnání

O vhodnosti modelu budu rozhodovat dle následujících kritérií:

- minimální MSE<sup>6</sup> resp. na základě její odmocniny RMSE
- na základě splnění podmínky náhodnosti residuí<sup>7</sup>
- jednoduchost modelu<sup>8</sup>
- posouzení optimální výše parametrů<sup>9</sup>

<sup>6</sup> Průměrná čtvercová chyba odhadu – počítá se jako průměr z druhých mocnin rozdílu mezi skutečnou hodnotou a hodnotou vypočtenou na základě modelu. Jedná se tedy o charakteristiku kvality modelu.

<sup>7</sup> Mým cíle je získat residua, která budou náhodná – bez trendových vlivů. Model, jenž toto kritérium nesplní, nemá význam.

<sup>8</sup> Složitý model může následně vést k chybám předpovědi a je dále nevyužitelný

<sup>9</sup> Dosáhne-li např. Brownovo alpha své hraniční hodnoty (ve statgraphics t. j. 0,9999), značí to v určitých případech, že výhodnější bude využít Holtovo exponenciální vyrovnání, které má 2 parametry vyrovnání.

# Analýza závislosti

Nejprve zjistím míru závislosti mezi časovými řadami. Hodnoty korelačních koeficientů udává tabulka 1. Tabulka shrnuje výsledky sestav 1 a 2 v příloze.

**Tabulka 1: Korelační koeficienty**

	DJIA X HDP-USA	S & P 500 X HDP-USA	FTSE 100 X HDP-GB	FTSE All-Share X HDP-GB
Korelační koeficient	0,9343	0,9333	0,7951	0,9077
P-Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Mezi indexy a HDP v jednotlivých zemích dosahují korelační koeficienty vysokých hodnot. V této fázi však nelze usoudit, zda se jedná o korelaci skutečnou či jen zdánlivou, vyvolanou stejným průběhem trendů či třetí veličinou. Hodnota P-Value je minimální hladina významnosti, na které lze zamítnout hypotézu o rovnosti korelačního koeficientu nule. Výsledkem tedy je, že na 5 % hladině významnosti bezpečně zamítám hypotézu o rovnosti korelačního koeficientu nule.

Abych zjistil, zda mezi sledovanými veličinami opravdu existuje korelace, využiji analýzu residuí. Postup zjištění residuí pomocí systému statgraphics je zobrazen v sestavách 3 až 9 v příloze. Residua časových řad zobrazuje tabulka 10 v příloze. Residua je nutné ještě zkontrolovat, zda jsou nezávislá (zda neobsahují stále zbytky trendu). K tomuto účelu využiji Durbin-Watsonův test autokorelace (viz Box 3: Durbin-Watsonův test autokorelace).

Následující tabulka (tabulka 2) udává hodnoty D-W statistiky residuí. Ve všech případech se hodnota pohybuje okolo hodnoty 2, která znamená neexistenci autokorelace. Residua je tedy možné podrobit korelační analýze.

**Tabulka 2: Hodnoty Durbin-Watsonovi statistiky residuí**

Statistika	HDP-USA	DJIA	S & P 500	HDP-GB	FTSE 100	FTSE All-Share
D-W statistika ČR	0,04	0,16	0,23	0,10	0,57	0,45
D-W statistika residuí	2,08	1,82	1,96	1,98	1,98	1,78
Přibližná D-L hodnota	1,6	1,6	1,6	1,5	1,2	1,5
Přibližná D-U hodnota	1,7	1,7	1,7	1,7	1,6	1,7

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Výstup korelační analýzy zobrazují sestavy 11 až 17 v příloze. Hodnoty korelačních koeficientů a hodnoty P-Value ze sestav jsem shrnul do tabulky 4.

**Tabulka 3: Hodnoty korelačních koeficientů**

Statistika	DJIA X HDP-USA	S & P 500 X HDP-USA	FTSE 100 X HDP-GB	FTSE All-Share X HDP-GB
Pearsonův korelační koeficient	0,3046	0,1676	-0,0779	0,0900
P-Value <sup>10</sup>	0,0071	0,1450	0,7373	0,6981
Spermanův pořadový korelační koeficient	0,0007	-0,0812	0,0857	-0,0416
P-Value	0,9949	0,4790	0,7015	0,8526

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

<sup>10</sup> Minimální hladina významnosti, na které lze zamítnout nulovou hypotézu.



Koeficienty ukazují takřka neexistenci korelace. Nejvyšší Pearsonův koeficient korelace je mezi indexem DJIA a HDP-USA. Koeficient dosahuje výše přibližně 30 %, a na 5 % hladině významnosti (na základě P-Value) se podařilo vyvrátit hypotézu o rovnosti korelačního koeficientu nule. Musím ale brát v úvahu, jak jsem již výše zmínil, že „klasický“ Pearsonův korelační koeficient pro mou analýzu není příliš vhodný. Je nutné jej doplnit minimálně Spermanovým korelačním koeficientem (Viz box 1). Spermanův korelační koeficient je skoro nulový. Hypotézu o rovnosti koeficientu nule nelze vyvrátit, půjdu-li do extrému, ani na 99 % hladině významnosti. Korelační koeficient je tedy nevýznamný. Ostatní korelační koeficienty jsou také statisticky nevýznamné. Na 5 % hladině významnosti (na základě P-Value) se mi nepodařilo vyvrátit hypotézu „o neexistenci korelace“.

### Můj závěr tedy je:

Mezi zkoumanými daty korelace neexistuje a korelační koeficienty, které mezi časovými řadami dosahovali až 90 % byly pouze zdánlivou korelací způsobenou pravděpodobně autokorelací či jinými veličinami.

Nyní mi zbývá ověřit, zda jsem provedl korelační analýzu správně, tedy zda očištěním časových řad od trendu a použitím metod v této analýze nedošlo k přílišné ztrátě informací. Ověření je v tomto případě prosté. Z každé země mám 2 indexy, které přinášejí tutéž informaci – informaci o akciovém trhu. Korelační koeficienty mezi těmito indexy by měly zůstat nadále dost silné i v analýze residuí, neboť stále zobrazují stejnou informaci. Výši korelačních koeficientů zobrazují sestavy 1,2 a 11 až 17 v příloze. Nejdůležitější informace ze sestav obsahuje tabulka 6.

**Tabulka 4: Korelační koeficienty mezi akciovými indexy**

Statistika	DJIA X S & P 500		FTSE 100 X FTSE All-Share	
	Časová řada	Residua	Časová řada	Residua
Pearsonův korelační koeficient	0,9958	0,9010	0,9790	0,9602
P-Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Spermanův pořadový korelační koeficient	0,9942	0,8666	0,9987	0,9273
P-Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Z tabulky 6 jasně vyplývá že korelační koeficienty vykazují stále silnou míru korelace. Ve všech případech se mi podařilo (na základě P-Value) i na 1 % hladině významnosti vyvrátit hypotézu o neexistenci korelace. Pro očištění časových řad od trendu jsem tedy použil správné metody a korelace mezi vývojem HDP a akciovými indexy byla skutečně jen zdánlivá.

### Dodatek: Korelační koeficienty z průměrných hodnot

Pro úplnost doplňuji již zmíněné korelační koeficienty z průměrných hodnot.

**Tabulka 5: Korelační koeficienty z průměrných hodnot.**

Statistika	DJIA X HDP-USA	S & P 500 X HDP-USA	FTSE 100 X HDP-GB	FTSE All-Share X HDP-GB <sup>11</sup>
Pearsonův korelační koeficient	0,3918	0,5130	0,2422	X
P-Value	0,0004	0,0000	0,2774	X
Spermanův pořadový korelační koeficient	0,2283	0,0620	0,1180	X
P-Value	0,0465	0,5889	0,5886	X

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

<sup>11</sup> Není dostatek dat pro provedení analýzy

Při výpočtu z průměrných hodnot (průměry denních uzavíracích hodnot) se opět nepodařilo prokázat korelaci mezi HDP a akciovými indexy. Silné Pearsonovi korelační koeficienty jsou následně vyvráceny hodnotou Spermanova koeficientu. Jediný index, který vizuálně nevykazuje nevýznamný korelační koeficient je DJIA. Musím ale ještě podotknout, že residua indexu DJIA neprošla úspěšně Durbin-Watsonovým testem. Dá se předpokládat, že i nadále obsahují autokorelaci. Nepodařilo se mi najít trend, který by autokorelaci zcela eliminoval. Residuální složka byla pravděpodobně poškozena zprůměrováním hodnot. Akciový trh lépe popisuje index S & P 500, jehož residua dle D-W testu neobsahují autokorelaci.

Pearsonův korelační koeficient je v obou případech indexů USA značně ovlivněn. Mimo silných nelinearit a nenormality, které předpokládám obsahuje index DJIA pravděpodobně velmi extrémní hodnoty. Ty spolu se zbytkovou autokorelací působí i na Spermanův koeficient (ač extrémny ne tak silně). Nepodařilo se mi vyrovnat trend především ke konci časové řady, mohu tedy jednoduše vypustit extrémní hodnoty a ověřit pravdivost mého předpokladu. Pokud vypustím údaje za rok 2004, vyjdou korelační koeficienty dle tabulky 9. Po vypuštění jedné výrazně extrémní hodnoty klesl u indexu DJIA korelační koeficient asi o 17 procentních bodů a nyní je na 5 % hladině významnosti statisticky nevýznamný.

**Tabulka 6: Korelační koeficienty z průměrných hodnot – vypuštění extrémů**

Statistika	DJIA X HDP-USA	S & P 500 X HDP-USA
Pearsonův korelační koeficient	0,2251	0,4109
P-Value	0,0506	0,0002
Spermanův pořadový korelační koeficient	0,1975	0,0245
P-Value	0,0873	0,8322

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Na tuto extrémní hodnotu reagoval také Spermanův korelační koeficient, ačkoliv ne tak silně. Můj předpoklad byl správný. Zdánlivá korelace v residuích byla způsobena nedokonalým očištěním dat. Mohu tedy prohlásit, že ani mezi indexy v průměrné roční výši a HDP korelace pravděpodobně neexistuje.

# Extrapolční přístupy

Skutečnost, že mezi HDP a akciovými indexy neexistuje korelace jsem již ověřil. To nemusí znamenat, že prognózy na základě HDP jsou zbytečné. Trendy mohou být, ať už z jakéhokoliv důvodu natolik podobné, že prognóza může být alespoň částečně možná. Mohu tedy ještě ověřit, zda je možné na základě HDP, provést kvalitní prognózu akciových indexů. Všeobecně platí, že model je buď užitečný nebo zbytečný. Nemusí být nutně správný, podstata každého modelu je, aby byl užitečný. Užitečnost modelu zjistím tak, že vytvořím pro určité období regresní funkci a na jejím základě budu prognózovat již známé hodnoty. Tuto prognózu následně porovnam se skutečným stavem.

Protože mám různý počet pozorování pro jednotlivé indexy, sestavím nejprve plán, dle kterého budu sestavovat regresní funkce a následnou prognózu.

	DJIA	S & P 500	FTSE 100	FTSE All-Share
Počet pozorování	77	77	21	57
Regresní funkce	Poslední rok regresní funkce			
A	1950	1950	X	X
B	1975	1975	X	1975
C	1995	1995	1995	1995
D	2004	2004	2004	2004

Prognózu budu vždy sestavovat na následujících 5 let. Jen u regresní funkce D provedu prognózu na 2 roky (data prognózy HDP z OECD). Pomocí statistického balíku Statgraphics vypočtu bodové odhady a 95% předpovědní intervaly.

K prognóze vždy využiji lineární funkci a nejlepší funkci na základě nejvyššího indexu determinace<sup>12</sup>. Výsledky analýzy zobrazují tabulky 12 až 24 v příloze. Už na první pohled je znát, že směrodatné chyby odhadu jsou v tomto případě příliš vysoké, než aby bylo možné provádět užitečné predikce – 95% předpovědní intervaly mají velké rozpětí. Navíc je zřejmé, že skutečné hodnoty se často nevejdou ani do takovýchto intervalů. Jeden příklad za všechny: Prognóza indexu S & P 500 pro rok 1998 z roku 1995 tvrdí, že index bude mít hodnotu mezi 464,259 a 621,244 při lineární regresní funkci a mezi 214,302 a 862,079 při regresní funkci s nejvyšším indexem determinace. Skutečná hodnota byla 1229,43.

Nejdůležitější informace shrnuji v následujících tabulkách

<sup>12</sup> Index determinace ukazuje kolik procent variability se podařilo pomocí modelu vysvětlit. Slouží k posouzení kvality modelu.

Tabulka 7: Úspěšnost předpovědí – lineární funkce

Rok	Trefila intervalová předpověď skutečnou hodnotu?				Procento rozpětí intervalu ze skutečné hodnoty indexu			
	DJIA	S & P 500	FTSE 100	FTSE All-Share	DJIA	S & P 500	FTSE 100	FTSE All-Share
1951	OK	OK	X	X	92%	85%	X	X
1952	OK	OK	X	X	87%	78%	X	X
1953	OK	OK	X	X	92%	85%	X	X
1954	NE	NE	X	X	64%	59%	X	X
1955	NE	NE	X	X	55%	49%	X	X
1976	NE	NE	X	OK	82%	70%	X	123%
1977	NE	NE	X	OK	73%	62%	X	95%
1978	NE	NE	X	OK	91%	79%	X	101%
1979	NE	NE	X	OK	132%	117%	X	109%
1980	NE	NE	X	OK	99%	92%	X	97%
1996	NE	NE	OK	NE	23%	21%	31%	23%
1997	NE	NE	NE	NE	19%	16%	25%	20%
1998	NE	NE	NE	NE	16%	13%	23%	18%
1999	NE	NE	NE	NE	13%	11%	21%	15%
2000	NE	NE	NE	NE	14%	12%	24%	16%

Zdroj: Data z programu Statgraphics + vlastní propočty

Tabulka 8: Úspěšnost předpovědí – nelineární funkce s nejvyšším indexem determinace funkce

Rok	Trefila intervalová předpověď skutečnou hodnotu?				Procento rozpětí intervalu ze skutečné hodnoty indexu			
	DJIA	S & P 500	FTSE 100	FTSE All-Share	DJIA	S & P 500	FTSE 100	FTSE All-Share
1951	NE	OK	X	X	610%	364%	X	X
1952	NE	OK	X	X	509%	346%	X	X
1953	NE	OK	X	X	483%	396%	X	X
1954	NE	OK	X	X	334%	274%	X	X
1955	NE	OK	X	X	247%	239%	X	X
1976	OK	OK	X	NE	220%	216%	X	376%
1977	OK	OK	X	NE	209%	205%	X	237%
1978	OK	OK	X	NE	277%	276%	X	213%
1979	NE	NE	X	NE	419%	432%	X	191%
1980	OK	OK	X	NE	325%	354%	X	143%
1996	NE	OK	OK	OK	72%	80%	79%	34%
1997	NE	NE	OK	OK	61%	64%	79%	30%
1998	NE	NE	OK	OK	55%	53%	88%	29%
1999	NE	NE	OK	NE	45%	46%	94%	25%
2000	NE	NE	OK	OK	50%	54%	136%	29%

Zdroj: Data z programu Statgraphics + vlastní propočty

Data z tabulky lze jednoduše interpretovat. Např. předpověď Indexu DJIA na rok 1996 z roku 1995 byla neúspěšná, přestože šířka intervalu odhadu měla rozpětí 23 % z výše skutečné hodnoty a interval odhadu pro regresní funkci s nejvyšším indexem determinace činil 72 % skutečné hodnoty. Zjednodušeně lze říci, že jsme získali 55 špatných intervalových předpovědí s relativně širokými intervaly a 35 správných (často na hranici intervalu). Je také zřejmé, že na kvalitě předpovědi nemá příliš vliv vzdálenost predikovaného bodu od okamžiku predikce.

K posouzení kvality předpovědí mohou ještě využít upravený koeficient nesouladu<sup>13</sup>. Koeficient upravím tak, že dosadím vždy minimální odchylku z dvou odchylek, které mám k dispozici. U každého pozorování vyberu přesnější odhad. Koeficienty nesouladu zobrazuje tabulka

	DJIA	S & P 500	FTSE 100	FTSE All-Share
Upravený koeficient nesouladu	66%	64%	21%	12%

Zdroj: Vlastní propočet na základě dat získaných z analýzy

Jedná se o vysoké relativní chyby i přesto, že jsem koeficient zvýhodnil.

## Závěr

Nepodařilo se mi prokázat existenci korelace mezi vývojem HDP a vývojem akciových indexů. Vývoj HDP není vhodný k předpovědi budoucího vývoje akciového trhu. Akciový trh je příliš volatilní a ikdyž existují mezi vývojem HDP a akciových indexů podobné trendy, při pokusu o extrapolaci vychází příliš široké intervaly, které navíc ve většině případů nevedou k úspěšné předpovědi.

---

<sup>13</sup> Počítá se jako odmocnina z podílu sumy kvadratických odchylek od předpovědi lomený sumou kvadrátů skutečných hodnot. Tedy jakási průměrná chyba.

# Přílohy

Tabulka 9: Zdrojová data pro analýzu

Rok	USA			United Kingdom		
	HDP	DJIA	S&P 500	HDP	FT100	FTAS
1928	96,52	300	24,35			
1929	103,60	248,5	21,45			
1930	91,20	164,6	15,34			
1931	76,50	77,9	8,12			
1932	58,70	59,93	6,89			
1933	56,40	99,9	10,10			
1934	66,00	104,04	9,50			
1935	73,30	144,13	13,43			
1936	83,80	179,9	17,18			
1937	91,90	120,85	10,55			
1938	86,10	154,76	13,21			
1939	92,20	150,24	12,49			
1940	101,40	131,13	10,58			
1941	126,70	110,96	8,69			
1942	161,90	119,4	9,77			
1943	198,60	135,89	11,67			
1944	219,80	152,32	13,28			
1945	223,10	192,91	17,36			
1946	222,30	177,2	15,30			
1947	244,20	181,16	15,30			
1948	269,20	177,3	15,20	11877		45,1
1949	267,30	200,13	16,76	12619		38,84
1950	293,80	235,41	20,41	13162		41,31
1951	339,30	269,23	23,77	14661		42,31
1952	358,30	291,9	26,57	15880		40,17
1953	379,40	280,9	24,81	17002		46,59
1954	380,40	404,39	35,98	17996		62,66
1955	414,80	488,4	45,48	19264		63,65
1956	437,50	499,47	46,67	20704		57,92
1957	461,10	435,69	39,99	21833		55,99
1958	467,20	583,65	55,21	22750		74,57
1959	506,60	679,36	59,89	24046		106,93
1960	526,38	615,89	58,11	25678		101,89
1961	544,7	731,14	71,55	27166		99,32
1962	585,63	652,1	63,10	28482		97,52
1963	617,75	762,95	75,02	30343		107,86
1964	663,63	874,13	84,75	33122		97,07
1965	719,13	969,26	92,43	35781		103,6
1966	787,8	785,69	80,33	38079		93,95
1967	832,58	905,11	96,47	40175		121,18
1968	909,95	943,75	103,86	43519		173,72
1969	984,6	800,36	92,06	46860		147,34
1970	1038,53	838,92	92,15	51515		136,26
1971	1127,1	890,2	102,09	57448		193,39
1972	1238,3	1020,02	118,05	64316		218,18
1973	1382,73	850,86	97,55	73973		149,76
1974	1499,98	616,24	68,56	83733		66,89
1975	1638,33	852,41	90,19	105773		158,08
1976	1825,28	1004,65	107,48	125097		151,96
1977	2030,93	831,17	95,10	145524		214,53
1978	2294,7	805,01	96,11	167803		220,22
1979	2563,3	838,74	107,94	197352		229,79
1980	2789,53	963,99	135,76	230695		291,99
1981	3128,43	875	122,55	252995		313,12
1982	3255,03	1046,54	140,64	277090		382,22
1983	3536,68	1258,64	164,93	302769		470,5
1984	3933,18	1211,57	167,24	324414	1230,3	592,94
1985	4220,25	1546,47	211,28	354952	1412,2	682,94
1986	4462,83	1895,95	242,17	381317	1677,6	835,48
1987	4739,48	1938,83	247,08	419631	1729,8	870,22
1988	5103,75	2168,57	277,72	468386	1783,9	926,59
1989	5484,35	2753,2	353,40	514168	2442,4	1204,7
1990	5803,08	2633,66	330,22	557300	2142,9	1032,25
1991	5995,93	3168,83	417,09	586000	2483,1	1187,7
1992	6337,75	3301,11	435,71	610562	2841,8	1363,79
1993	6657,4	3754,09	466,45	641691	3427,2	1682,17
1994	7072,23	3834,44	459,27	680441	3062,6	1521,44
1995	7397,65	5117,12	616,71	718383	3696	1802,57
1996	7816,83	6448,27	740,47	763561	4079,9	2013,66
1997	8304,33	7908,25	970,43	810601	5136	2411
1998	8746,98	9181,42	1229,43	860520	5909,4	2673,92
1999	9268,43	11497,1	1469,25	905438	6930,2	3242,06
2000	9816,98	10786,9	1320,28	953576	6222,5	2983,81
2001	10127,95	10021,5	1148,08	996758	5217,4	2523,9
2002	10486,98	8341,6	879,82	1048456	3940,4	1893,7
2003	11004,05	10453,92	1111,92	1105919	4476,9	2207,4
2004	11734,95	10783,01	1211,92	1164439	4814,3	2410,75
2005	12448,06			1211705		
2006	13151,44			1268529		

Zdroj: **HDP - USA:** U. S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis;  
<http://www.bea.doc.gov/bea/dn/gdplev.xls>

**DJIA:** [www.yahoo.com](http://www.yahoo.com); <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EDJI>

**S&P 500:** Global Financial Data; 1800-1998: Universita Freiburg:

[http://www.unifr.ch/econophysics/data/stock\\_market\\_indice\\_1800\\_1998.htm](http://www.unifr.ch/econophysics/data/stock_market_indice_1800_1998.htm)

1999-2004: [www.yahoo.com](http://www.yahoo.com); <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EGSPC>

**HDP - UK:** National Statistics;

<http://www.statistics.gov.uk/STATBASE/fsdataset.asp?vlnk=208&More=N&All=Y>

**FTSE 100:** [www.yahoo.com](http://www.yahoo.com); <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EFTSE>

**FTSE All-Share:** Global Financial Data; [http://www.globalfindata.com/trial/sample\\_data.php3?id=1473#](http://www.globalfindata.com/trial/sample_data.php3?id=1473#)

**Predikce HDP 2005, 2006:** OECD

## Box 1: Korelační koeficienty

### Korelační koeficienty

Korelační koeficienty slouží k vyjádření těsnosti závislosti mezi sledovanými znaky.

*Pearsonův párový korelační koeficient*  $r_{ij}$

vyjadřuje míru lineární stochastické vazby mezi náhodnou veličinou  $x_1$  a  $x_2$ . Výběrový korelační koeficient se vypočte dle vzorce:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_{1i} - \bar{x}_1)(x_{2i} - \bar{x}_2)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_{1i} - \bar{x}_1)^2 \sum_{i=1}^n (x_{2i} - \bar{x}_2)^2}}$$

Při interpretaci je však nutno brát zvýšené opatrnosti. Je nutné brát v úvahu omezení plynoucí z konstrukce tohoto koeficientu. Koeficient je určen pro měření síly lineární závislosti. Je ovlivněn nelinearitami, odlehlými hodnotami, heteroskedasticitou<sup>14</sup> a nenormalitou rozdělení. Při analýze časových řad HDP a akciových indexů musím vycházet z residuálních hodnot. Proto přímou linearitu nejen že nepředpokládám, ale ani není prakticky možné jí dosáhnout. Přímou linearitu nepředpokládám ani u hodnot vlastních časových řad. Navíc může Pearsonův korelační koeficient ovlivnit několik extrémů, které se v datech vyskytují.

Je možné otestovat, zda je korelační koeficient tak výrazně odlišný od nuly, aby byl významný. (V případě rovnosti nule je jedná o nezávislost). Testovací statistika

$$t = \frac{r \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$$

má studentovo rozdělení s  $(n-2)$  stupni volnosti. Pokud se jedná o dvourozměrné normální rozdělení, pak je nekorelovanost shodná s nezávislostí. Testuje se hypotéza  $H_0: \rho = 0$  proti různým alternativám  $H_A$ . Vyjde-li  $t^*$  větší než odpovídající kvantil Studentova rozdělení, zamítá se  $H_0$  a náhodné veličiny nejsou nekorelované. Tento test je ale silně nerobustní. Platí pouze v případě dvourozměrné normality. Často je třeba provést určitou transformaci. Tou se však v této práci zabývat nebudu, protože využiji vlastností jiného typu korelačního koeficientu – Spermanova pořadového korelačního koeficientu.

*Spermanův pořadový korelační koeficient*

Jedná se o koeficient neparametrický, nemusím se tedy zabývat ani normalitou rozdělení. Další nespornou výhodou tohoto koeficientu je že nebere v úvahu samotné hodnoty v datech, ale pouze jejich pořadí. Je tedy málo citlivý na vybočující hodnoty, navíc nepředpokládá linearitu závislosti, mohu jej tedy bezpečně využít k mé analýze. Jedinou praktickou nevýhodou je, že využitím Spermanova koeficientu dochází ke ztrátě informace (převodem hodnot na pořadí). V tomto případě to však není na škodu. Při interpretaci Spermanova koeficientu nebudu mluvit o závislosti, ale o podobnosti, aby nedocházelo k chybné záměně za lineární závislost.

Pro Spermanův korelační koeficient Platí:

$$R_s = 1 - \frac{6}{n(n^2-1)} \sum_{i=1}^n (x_{1si} - x_{2si})^2$$

<sup>14</sup> Data nemají stejný rozptyl

Pokud se stane, že pro několik prvků vyjde stejné pořadí, vypočítá se koeficient dle upravené formule. Testové kritérium je obdobné jako pro Pearsonův koeficient. Tyto výpočty nejsou předmětem mé práce, neboť k výpočtům budu používat statistický systém Statgraphics.

## Box 2: Metody vyrovnání trendu časových řad

### Metody vyrovnání trendu časových řad

1. Trendové funkce
2. Adaptivní přístup

Pro trendové funkce obecně platí, že časová řada po celý svůj vývoj sleduje určitý trend, který lze geometricky popsat určitou funkcí (přímka, exponenciála, parabola, atd.). Jedná se o jednoduchý způsob, kde pomocí určité metody (např. MNC) určíme vhodnou funkci, a pomocí této funkce data vyhladíme – základní trend je dán funkcí a zbytek je náhodná složka. Často tento jednoduchý způsob nestačí a je nutné využít skládání funkcí či jiných metod.

Adaptivní přístup je velmi odlišný od klasického přístupu. Základním předpokladem je, že na data v určitém okamžiku mají předešlá data různý vliv. Za nejdůležitější se považují data nejbližší. Nelze tedy využít vyrovnání celé časové řady jedním trendem. Časovou řadu lze ale vyrovnat po menších úsecích a pro každý z těchto úseků využít vhodný trend. Do adaptivních přístupů patří metody klouzavých průměrů a metody exponenciálního vyrovnání.

Klouzavé průměry jsou průměry jednotlivých částí časové řady. V mém případě budu využívat klouzavé průměry o délce 5 let. Tedy pro 3. rok vypočítám klouzavý průměr zprůměrováním hodnot za 1. až 5. rok. Pro 4. rok vypočtu průměr za 2. až 6. rok a tímto způsobem budu „klouzat“ po celé časové řadě.

Předpokládám ale, že vzhledem k charakteru dat bude nejvhodnější vyrovnávací technikou metoda exponenciálního vyrovnání.

*„Při této metodě je vyrovnání hodnoty v časovém bodě  $t$  založeno na všech dostupných minulých hodnotách. Pro odhad parametrů se používá vážená metoda nejmenších čtverců, kdy váhy exponenciálně klesají směrem do minulosti. Odtud pochází název metody. Minimalizuje se tedy výraz*

$$(Y_t - \hat{Y}_t)^2 + (Y_{t-1} - \hat{Y}_{t-1})^2 \alpha + (Y_{t-2} - \hat{Y}_{t-2})^2 \alpha^2 + \dots$$

*kde  $\alpha$  je tzv. vyrovnávací konstanta, pro kterou platí*

$$0 < \alpha < 1$$

*Je tedy zřejmé, že při vyrovnání hodnoty časové řady v bodě  $t$  sehrává největší roli pozorování v tomto bodě, o něco menší roli sehrává minulé pozorování (má menší váhu) a směrem do minulosti vliv pozorování na hodnotu v bodě  $t$  postupně slábnou. Pokud bude hodnota  $\alpha$  blízká jedničce, bude vliv minulých pozorování slábnout pouze pozvolna. Naproti tomu, pokud bude  $\alpha$  velmi malé (blíží se k nule), bude vliv minulých pozorování slábnout velmi rychle. Je tedy zřejmé, že volba vyrovnávací konstanty bude sehrávat v této metodě klíčovou roli.“<sup>15</sup>*

Exponenciální vyrovnání lze rozdělit na:

<sup>15</sup> Citace z <http://badame.vse.cz/iastat/>



- jednoduché
- dvojité
- trojité

„Je-li možné trend v krátkých úsecích řady považovat za konstantní, hovoříme o jednoduchém exponenciálním vyrovnání. Pokud lze trend v těchto úsecích považovat zhruba za lineární, půjde o dvojité vyrovnávání, jestliže by úseky měli přibližně kvadratický trend, mluvíme o trojitém exponenciálním vyrovnávání.“<sup>16</sup>

Data v této analýze lze v krátkých úsecích považovat přibližně za lineární, mohou tedy využít dvojité exponenciální vyrovnání. Statgraphics nabízí 2 typy tohoto vyrovnání – Brownovo a Holtovo exponenciální vyrovnání<sup>17</sup>. Holtovo nabízí 2 vyrovnávací parametry.

### Sestava 1: Korelační matice - USA

Correlations

	HDP_US	DJIA	SandP_500
HDP_US		0,9343 ( 77) 0,0000	0,9333 ( 77) 0,0000
DJIA	0,9343 ( 77) 0,0000		0,9958 ( 77) 0,0000
SandP_500	0,9333 ( 77) 0,0000	0,9958 ( 77) 0,0000	

Zdroj: Statgraphics

Poznámka: Prvé číslo udává výši korelačního koeficientu, druhé číslo počet pozorování a třetí číslo je hodnota P-Value<sup>18</sup> při testování hypotézy o nezávislosti.

### Sestava 2: Korelační matice – Velká Británie

Correlations

	HDP_GB	FTSE__All__Share	FTSE__100
HDP_GB		0,9077 ( 21) 0,0000	0,7951 ( 21) 0,0000
FTSE__All__Share	0,9077 ( 21) 0,0000		
FTSE__100	0,7951 ( 21) 0,0000		

Zdroj: Statgraphics

Poznámka: Prvé číslo udává výši korelačního koeficientu, druhé číslo počet pozorování a třetí číslo je hodnota P-Value při testování hypotézy o nezávislosti.

<sup>16</sup> J. Seger, R. Hindls: Statistické metody v tržním hospodářství, Victoria Publishing, a. s., Praha 1995

<sup>17</sup> Viz. Hindls, R., Hronová S., Novák I., Metody statistické analýzy pro ekonomy, Management Press, Praha 2000

Techniku výpočtu lze nalézt na <http://home.ubalt.edu/ntsbarsh/stat-data/Forecast.htm>

<sup>18</sup> P-Value je minimální hladina významnosti, na které lze zamítnout nulovou hypotézu.

### Sestava 3: Vyrovnání časové řady HDP USA

#### Model Comparison

-----  
Data variable: HDP\_US  
Number of observations = 79  
Start index = 1928,0  
Sampling interval = 1,0

#### Models

-----  
(A) Quadratic trend =  $1,39645E7 + -14335,0 t + 3,67876 t^2$   
(B) Exponential trend =  $\exp(-135,63 + 0,0724374 t)$   
(C) Simple moving average of 5 terms  
(D) Brown's linear exp. smoothing with alpha = 0,8548  
(E) Holt's linear exp. smoothing with alpha = 0,9999 and beta = 0,9999

#### Estimation Period

Model	MSE	MAE	MAPE	ME	MPE
(A)	250154,0	425,173	143,111	-4,40955E-10	-33,0279
(B)	409367,0	315,229	13,3978	-55,9119	-1,38355
(C)	517609,0	493,174	19,1983	492,088	17,3513
(D)	4304,65	40,8264	4,12125	12,2318	0,888812
(E)	4589,66	41,8743	3,88611	8,81568	0,609889

Model	RMSE	RUNS	RUNM	AUTO	MEAN	VAR
(A)	500,154	***	***	***	***	OK
(B)	639,818	***	***	***	OK	***
(C)	719,451	***	***	***	***	***
(D)	65,6099	OK	OK	OK	OK	***
(E)	67,7471	OK	OK	OK	OK	***

#### Key:

RMSE = Root Mean Squared Error  
RUNS = Test for excessive runs up and down  
RUNM = Test for excessive runs above and below median  
AUTO = Box-Pierce test for excessive autocorrelation  
MEAN = Test for difference in mean 1st half to 2nd half  
VAR = Test for difference in variance 1st half to 2nd half  
OK = not significant ( $p \geq 0.10$ )  
\* = marginally significant ( $0.05 < p \leq 0.10$ )  
\*\* = significant ( $0.01 < p \leq 0.05$ )  
\*\*\* = highly significant ( $p \leq 0.01$ )

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Z testovaných modelů má nejnižší hodnotu RMSE model D – Brownovo exponenciální vyrovnání s  $\alpha = 0,8548$ . Tento model splňuje i nároky kladená na residua. Úspěšně prošel testem bodů obratu<sup>19</sup> (RUNS) i testem Runs above and below median<sup>20</sup>. Prošel také testem autokorelace<sup>21</sup> (AUTO).

<sup>19</sup> Body obratu jsou „vrcholy a příkopy“ v grafu residuí. Vrcholem je pozorování, která má vyšší hodnotu, než pozorování na obou jeho stranách, příkopem je pozorování s nižší hodnotou, než pozorování na obou stranách. K definici bodu obratu jsou tak třeba 3 pozorování daných vlastností. Test bodů obratu pak znamená, zda pro daný počet pozorování existuje v datech dostatek příkopů a vrcholů, aby bylo možné prohlásit, že se jedná o náhodné pozorování (data oscilují bez jakéhokoliv trendu).

<sup>20</sup> Počítá, kolikrát residua časové řady stoupají nad resp. klesají pod medián s srovnává tento počet „průběhů“ s očekávanou hodnotou pro náhodné rozdělení.

<sup>21</sup> Box-Pierce test

## Sestava 4: Vyrovnání časové řady DJIA

### Model Comparison

-----

Data variable: DJIA

Number of observations = 77

Start index = 1928

Sampling interval = 1,0 year(s)

### Models

-----

(A) Quadratic trend =  $1,36871E7 + -14022,1 t + 3,59117 t^2$

(B) Exponential trend =  $\exp(-110,119 + 0,0593654 t)$

(C) Simple moving average of 5 terms

(D) Brown's linear exp. smoothing with alpha = 0,6346

(E) Holt's linear exp. smoothing with alpha = 0,9999 and beta = 0,1

### Estimation Period

Model	MSE	MAE	MAPE	ME	MPE
(A)	1,58117E6	1000,28	188,641	4,73221E-10	-23,8863
(B)	2,16348E6	658,32	31,2409	355,768	-7,54396
(C)	1,08778E6	478,057	20,47	415,787	13,5481
(D)	315042,0	258,197	18,4445	12,5714	0,27128
(E)	273083,0	250,143	16,0673	56,9669	2,7429

Model	RMSE	RUNS	RUNM	AUTO	MEAN	VAR
(A)	1257,45	***	***	***	**	***
(B)	1470,88	***	***	***	*	***
(C)	1042,97	***	***	***	***	***
(D)	561,286	OK	OK	OK	OK	***
(E)	522,573	OK	OK	OK	OK	***

### Key:

RMSE = Root Mean Squared Error

RUNS = Test for excessive runs up and down

RUNM = Test for excessive runs above and below median

AUTO = Box-Pierce test for excessive autocorrelation

MEAN = Test for difference in mean 1st half to 2nd half

VAR = Test for difference in variance 1st half to 2nd half

OK = not significant ( $p \geq 0.10$ )

\* = marginally significant ( $0.05 < p \leq 0.10$ )

\*\* = significant ( $0.01 < p \leq 0.05$ )

\*\*\* = highly significant ( $p \leq 0.01$ )

### Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Pro vyrovnání řady indexu DJIA využiji Brownovo exponenciální vyrovnání s  $\alpha = 0,6346$ . Model splňuje předpoklady o náhodnosti residuí. Dle kritéria RMSE je výhodnější Holtovo exponenciální vyrovnání (navíc tento model lze ještě přizpůsobit úpravou beta), zde však upřednostním jednoduchost. Rozdíl v MSE či RMSE není tak výrazný. Navíc by Brownův model mohl lépe sloužit k vyrovnání trendu, neboť průměrné chyby (ME) se vzájemně více kompenzují než u Holtova vyrovnání. U Holtova modelu by již mohlo docházet k „nahánění“ extrémnějších residuí a považování jich za trend. Což není zrovna žádoucí vzhledem ke skutečnosti, že právě residua se chystám testovat.

## Sestava 5: Vyrovnání časové řady S & P 500

### Model Comparison

-----  
Data variable: SandP\_500  
Number of observations = 77  
Start index = 1928  
Sampling interval = 1,0 year(s)

### Models

- (A) Quadratic trend =  $1,61501E6 + -1654,82 t + 0,423885 t^2$   
(B) Exponential trend =  $\exp(-124,149 + 0,0653533 t)$   
(C) Simple moving average of 5 terms  
(D) Brown's linear exp. smoothing with alpha = 0,8453  
(E) Holt's linear exp. smoothing with alpha = 0,9999 and beta = 0,1

### Estimation Period

Model	MSE	MAE	MAPE	ME	MPE
(A)	22405,2	113,786	216,711	2,17462E-10	-6,37469
(B)	26549,4	66,4579	28,3828	38,5422	-6,52228
(C)	19308,7	60,1215	21,6731	46,0638	13,7217
(D)	6277,08	31,2159	18,2812	1,87551	0,505898
(E)	5569,42	33,7138	16,0	5,80055	2,22717

Model	RMSE	RUNS	RUNM	AUTO	MEAN	VAR
(A)	149,684	***	***	***	**	***
(B)	162,94	***	***	***	**	***
(C)	138,956	***	***	***	**	***
(D)	79,228	OK	OK	OK	OK	***
(E)	74,6285	OK	OK	OK	OK	***

### Key:

RMSE = Root Mean Squared Error  
RUNS = Test for excessive runs up and down  
RUNM = Test for excessive runs above and below median  
AUTO = Box-Pierce test for excessive autocorrelation  
MEAN = Test for difference in mean 1st half to 2nd half  
VAR = Test for difference in variance 1st half to 2nd half  
OK = not significant ( $p \geq 0.10$ )  
\* = marginally significant ( $0.05 < p \leq 0.10$ )  
\*\* = significant ( $0.01 < p \leq 0.05$ )  
\*\*\* = highly significant ( $p \leq 0.01$ )

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Využijí Brownovo exponenciální vyrovnání s  $\alpha = 0,8453$ . Důvody pro mé rozhodnutí – viz důvody pro výběr modelu DJIA.

## Sestava 6: Vyrovnání časové řady HDP – Velká Británie

### Model Comparison

-----  
 Data variable: HDP\_GB  
 Number of observations = 59  
 Start index = 1948  
 Sampling interval = 1,0 year(s)

### Models

-----  
 (A) Quadratic trend =  $2,25826E9 + -2,3048E6 t + 588,073 t^2$   
 (B) Exponential trend =  $\exp(-166,439 + 0,0901523 t)$   
 (C) Simple moving average of 5 terms  
 (D) Brown's linear exp. smoothing with alpha = 0,9647  
 (E) Holt's linear exp. smoothing with alpha = 0,9999 and beta = 0,1

### Estimation Period

Model	MSE	MAE	MAPE	ME	MPE
(A)	72028,0	16569,2	50,0197	-8,89018E-8	-2,34567
(B)	104793,0	65133,9	18,3804	-13680,4	-2,1201
(C)	105069,0	65660,9	20,8169	65660,9	20,8169
(D)	40730,2	3338,66	1,68551	1036,89	0,902611
(E)	33903,2	7639,5	4,44656	6963,01	1,01828

Model	RMSE	RUNS	RUNM	AUTO	MEAN	VAR
(A)	268,38	***	***	***	OK	***
(B)	323,717	***	***	***	*	***
(C)	324,143	**	***	***	**	***
(D)	201,817	OK	OK	OK	OK	***
(E)	184,128	OK	OK	OK	OK	***

### Key:

RMSE = Root Mean Squared Error  
 RUNS = Test for excessive runs up and down  
 RUNM = Test for excessive runs above and below median  
 AUTO = Box-Pierce test for excessive autocorrelation  
 MEAN = Test for difference in mean 1st half to 2nd half  
 VAR = Test for difference in variance 1st half to 2nd half  
 OK = not significant ( $p \geq 0.10$ )  
 \* = marginally significant ( $0.05 < p \leq 0.10$ )  
 \*\* = significant ( $0.01 < p \leq 0.05$ )  
 \*\*\* = highly significant ( $p \leq 0.01$ )

K vyrovnání trendu časové řady jsem zvolil Brownovo exponenciální vyrovnání s  $\alpha = 0,9647$ .  
 Důvody – viz důvody výběru modelu pro vyrovnání trendu DJIA.

## Sestava 7: Vyrovnání časové řady Index FTSE 100

### Model Comparison

-----

Data variable: FTSE\_\_100

Number of observations = 21

Start index = 1984

Sampling interval = 1,0 year(s)

### Models

-----

(A) Quadratic trend =  $-3,61274E7 + 36005,2 t + -8,96951 t^2$

(B) Exponential trend =  $\exp(-143,005 + 0,0757585 t)$

(C) Simple moving average of 5 terms

(D) Brown's linear exp. smoothing with alpha = 0,8089

(E) Holt's linear exp. smoothing with alpha = 0,9999 and beta = 0,1

### Estimation Period

Model	MSE	MAE	MAPE	ME	MPE
(A)	726842,0	623,031	18,3753	5,81851E-9	-1,74148
(B)	1,15951E6	705,013	16,6856	55,5214	-2,15681
(C)	1,57169E6	1080,54	25,5092	569,142	13,6276
(D)	483612,0	506,211	14,7773	31,73	2,03234
(E)	429287,0	470,546	12,2255	-51,9824	-1,95335

Model	RMSE	RUNS	RUNM	AUTO	MEAN	VAR
(A)	852,55	***	**	***	OK	**
(B)	1076,81	*	OK	***	OK	***
(C)	1253,67	**	OK	*	OK	*
(D)	695,422	OK	OK	OK	OK	***
(E)	655,2	OK	OK	OK	OK	***

### Key:

RMSE = Root Mean Squared Error

RUNS = Test for excessive runs up and down

RUNM = Test for excessive runs above and below median

AUTO = Box-Pierce test for excessive autocorrelation

MEAN = Test for difference in mean 1st half to 2nd half

VAR = Test for difference in variance 1st half to 2nd half

OK = not significant ( $p \geq 0.10$ )

\* = marginally significant ( $0.05 < p \leq 0.10$ )

\*\* = significant ( $0.01 < p \leq 0.05$ )

\*\*\* = highly significant ( $p \leq 0.01$ )

Pro vyrovnání časové řady indexu FTSE 100 jsem zvolil Brownovo exponenciální vyrovnání s  $\alpha = 0,8089$ . Důvody – viz důvody volby modelu vyrovnání časové řady indexu DJIA.

## Sestava 8: Vyrovnání časové řady Index FTSE All-Share

### Model Comparison

-----  
Data variable: FTSE\_\_All\_\_Share  
Number of observations = 57  
Start index = 1948  
Sampling interval = 1,0 year(s)

### Models

-----  
(A) Quadratic trend =  $6,27553E6 + -6397,77 t + 1,63058 t^2$   
(B) Exponential trend =  $\exp(-158,622 + 0,0831479 t)$   
(C) Simple moving average of 5 terms  
(D) Brown's linear exp. smoothing with alpha = 0,7165  
(E) Holt's linear exp. smoothing with alpha = 0,9999 and beta = 0,1

### Estimation Period

Model	MSE	MAE	MAPE	ME	MPE
(A)	72028,0	184,696	84,642	-5,97115E-11	-11,3491
(B)	104793,0	179,327	28,0777	66,7046	-6,25501
(C)	105069,0	198,917	25,8333	130,69	15,6595
(D)	40730,2	107,991	18,01	3,19922	-0,601331
(E)	33903,2	101,191	16,9868	8,9697	-1,09715

Model	RMSE	RUNS	RUNM	AUTO	MEAN	VAR
(A)	268,38	***	***	***	OK	***
(B)	323,717	***	***	***	*	***
(C)	324,143	**	***	***	**	***
(D)	201,817	OK	OK	OK	OK	***
(E)	184,128	OK	OK	OK	OK	***

### Key:

RMSE = Root Mean Squared Error  
RUNS = Test for excessive runs up and down  
RUNM = Test for excessive runs above and below median  
AUTO = Box-Pierce test for excessive autocorrelation  
MEAN = Test for difference in mean 1st half to 2nd half  
VAR = Test for difference in variance 1st half to 2nd half  
OK = not significant ( $p \geq 0.10$ )  
\* = marginally significant ( $0.05 < p \leq 0.10$ )  
\*\* = significant ( $0.01 < p \leq 0.05$ )  
\*\*\* = highly significant ( $p \leq 0.01$ )

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Pro vyrovnání časové řady indexu FTSE 100 jsem zvolil Brownovo exponenciální vyrovnání s  $\alpha = 0,7165$ . Důvody – viz důvody volby modelu vyrovnání časové řady indexu DJIA.

**Tabulka 10: Residua časových řad**

Rok	HDP-USA	DJIA	S & P 500	HDP-GB	FTSE 100	FTSE All-Share
1928	1,27038	-58,737	-3,87307			
1929	7,87498	-94,7036	-4,02494			
1930	-17,2168	-93,767	-4,36263			
1931	-7,47314	-58,6804	-2,36347			
1932	-4,9092	38,3659	5,36315			
1933	14,2304	93,8126	6,15592			
1934	16,142	27,6058	-2,03371			
1935	2,09324	43,5987	3,75345			
1936	3,46745	23,8561	1,02999			
1937	-1,43592	-83,2071	-10,1511			
1938	-14,3909	28,967	6,12458			
1939	7,74549	-6,15132	-1,24212			
1940	5,65663	-22,953	-1,72088			
1941	17,5812	-17,0127	-0,482715			
1942	14,893	19,2417	2,86183			
1943	5,4592	24,3833	1,717			
1944	-14,2273	15,1902	0,172751			
1945	-22,1527	32,0054	2,48236			
1946	-10,2412	-34,9386	-5,37609			
1947	20,1902	-10,1364	0,337229			
1948	9,18782	-10,5628	0,133	731,474		-1,62699
1949	-24,655	20,3241	1,69308	793,807		-7,82764
1950	21,0361	28,7132	2,61066	-143,869		4,41859
1951	25,6385	16,81	0,477218	944,854		1,66537
1952	-19,489	-2,69898	-0,474827	-213,114		-2,55197
1953	-4,10944	-37,8868	-4,71833	-113,223		6,98798
1954	-20,883	107,163	11,4815	-135,728		13,8073
1955	27,4141	43,893	1,9953	264,559		-7,8108
1956	-3,28649	-55,171	-7,96743	190,847		-12,2534
1957	-0,635277	-121,029	-10,3829	-297,856		-2,52983
1958	-17,6153	130,658	18,8782	-233,266		20,0739
1959	28,1909	59,3943	-4,4506	362,903		25,3578
1960	-11,0547	-133,22	-8,28881	361,912		-24,6344
1961	-5,26069	73,4329	12,762	-118,901		-13,5418
1962	21,3039	-122,838	-17,7431	-180,845		-4,92226
1963	-2,49361	90,3153	14,5749	532,38		10,4365
1964	12,5745	82,7335	2,74409	955,811		-14,8169
1965	13,3344	32,353	-1,54978	-53,1831		8,08001
1966	16,7868	-266,103	-20,3252	-365,946		-10,4078

Rok	HDP-USA	DJIA	S & P 500	HDP-GB	FTSE 100	FTSE All-Share
1967	-19,3003	104,202	21,9885	-227,769		30,3294
1968	26,6326	30,9004	-1,46034	1232,38		43,3433
1969	5,42778	-173,361	-20,1681	84,2895		-56,782
1970	-19,7096	51,1322	5,68495	1318,42		-20,379
1971	28,8037	73,2341	12,0916	1370,98		61,2188
1972	31,4178	125,232	9,62508	1030,15		4,00897
1973	41,7524	-217,238	-33,7714	2860,02		-95,8572
1974	-15,6976	-240,938	-19,1692	303,634		-69,1232
1975	15,6524	323,717	45,4973	12297,9		142,571
1976	53,4836	184,812	10,1956	-1848,15		-10,9164
1977	33,9221	-233,881	-27,6043	957,196		51,0416
1978	66,8588	-48,276	4,60522	1921,88		-27,062
1979	23,5504	55,8371	12,9055	7404,49		-15,5665
1980	-36,94	138,771	19,8727	4314,36		45,9788
1981	101,435	-120,281	-35,1902	-10747,6		-13,7489
1982	-182,022	154,1	19,9365	1030,84		36,4789
1983	99,9736	169,236	13,2105	1670,17		40,9687
1984	147,77	-156,067	-18,3698	-3917,37	193,295	54,4571
1985	-68,5669	245,32	35,7302	8614,35	255,277	-4,85538
1986	-67,5633	214,698	-1,65544	-3559,95	174,008	55,4103
1987	15,8772	-182,453	-27,3473	11686,9	-156,017	-85,9922
1988	93,6704	24,8572	17,3084	11270,5	-64,0842	-31,5809
1989	43,2287	397,416	51,0497	-2191,86	585,605	210,745
1990	-51,2844	-417,057	-83,4795	-2818,79	-731,842	-328,529
1991	-141,702	296,863	82,9997	-14628,3	338,604	124,686
1992	108,852	-130,258	-40,572	-5167,24	174,641	117,742
1993	12,475	185,871	-2,41935	6220,42	281,082	199,028
1994	96,5015	-219,404	-37,6976	8066,6	-848,948	-375,724
1995	-61,6011	1017,17	153,014	-246,249	663,267	212,828
1996	73,7962	821,114	14,5648	7208,56	35,0036	80,8311
1997	91,0873	593,09	107,044	2371,23	661,356	214,976
1998	-19,922	136,987	61,811	3037,43	-31,2079	-19,0254
1999	71,081	1063,43	-2,61748	-4789,51	211,32	277,155
2000	48,1915	-2267,01	-391,079	2878,08	-1646,59	-667,714
2001	-225,064	-1853,92	-144,167	-4746,84	-934,445	-602,53
2002	-18,4173	-1966,66	-131,306	8177,29	-568,913	-458,258
2003	157,452	2602,52	463,184	6348,23	1630,19	732,494
2004	260,002	381,271	14,3516	1495	444,734	341,806
2005	54,4923			-11156,5		
2006	0,61269			8769,01		

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics



### Box 3: Durbin-Watsonův test autokorelace

K testu se používá Durbin-Watsonova statistika ve tvaru

$$D = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$

Hodnoty této statistiky se pohybují od nuly do čtyř. Hodnota 2 znamená nulovou autokorelaci. Není-li hodnota DW statistiky blízka 2, je nutné porovnat hodnotu statistiky s tabelizovanými hodnotami (viz Tabulka 11). Podle počtu proměnných X, počtu pozorování a hladiny významnosti alpha vyhledám v tabulkách hodnoty D-L a D-U. Je-li hodnota DW statistiky blízka 2, autokorelace neexistuje. Pokud je DW statistika menší než D-L, existuje v datech pozitivní autokorelace. Pokud je DW statistika větší než 4-(D-L), jedná se o negativní autokorelaci. Je-li DW statistika menší než hodnota D-U, jedná se pravděpodobně o pozitivní autokorelaci. Pokud je DW statistika větší než 4-(D-U), jedná se pravděpodobně o negativní autokorelaci.

Tabulka 11: Tabelizované hodnoty D-W statistiky

Observations		X variables, excluding the intercept									
N	Prob.	1		2		3		4		5	
		D-L	D-U	D-L	D-U	D-L	D-U	D-L	D-U	D-L	D-U
15	0.05	1.08	1.36	0.95	1.54	0.82	1.75	0.69	1.97	0.56	2.21
	0.01	0.81	1.07	0.7	1.25	0.59	1.46	0.49	1.70	0.39	1.96
20	0.05	1.20	1.71	1.10	1.54	1.00	1.68	0.90	1.83	0.79	1.99
	0.01	0.95	1.15	0.86	1.27	0.77	1.41	0.68	1.57	0.60	1.74
25	0.05	1.29	1.45	1.21	1.55	1.12	1.66	1.04	1.77	0.95	1.89
	0.01	1.05	1.21	0.98	1.30	0.90	1.41	0.83	1.52	0.75	1.65
30	0.05	1.35	1.49	1.28	1.57	1.21	1.65	1.14	1.74	1.07	1.83
	0.01	1.13	1.26	1.07	1.34	1.01	1.42	0.94	1.51	0.88	1.61
40	0.05	1.44	1.54	1.39	1.60	1.34	1.66	1.39	1.72	1.23	1.79
	0.01	1.25	1.34	1.20	1.40	1.15	1.46	1.10	1.52	1.05	1.58
50	0.05	1.50	1.59	1.46	1.63	1.42	1.67	1.38	1.72	1.34	1.77
	0.01	1.32	1.40	1.28	1.45	1.24	1.49	1.20	1.54	1.16	1.59
60	0.05	1.55	1.62	1.51	1.65	1.48	1.69	1.44	1.73	1.41	1.77
	0.01	1.38	1.45	1.35	1.48	1.32	1.52	1.28	1.56	1.25	1.60
80	0.05	1.61	1.66	1.59	1.69	1.56	1.72	1.53	1.74	1.51	1.77
	0.01	1.47	1.52	1.44	1.54	1.42	1.57	1.39	1.60	1.36	1.62
100	0.05	1.65	1.69	1.63	1.72	1.61	1.74	1.59	1.76	1.57	1.78
	0.01	1.52	1.56	1.50	1.58	1.48	1.60	1.46	1.63	1.44	1.65

Zdroj: <http://hadm.sph.sc.edu/courses/J716/Dw.html>

### Sestava 9: Pearsonova korelační matice -residua USA

Correlations

	RESIDUALS_HDP_US	RESIDUALS_DJIA	RESIDUALS_SandP_500
RESIDUALS_HDP_US		0,3046 ( 77) 0,0071	0,1676 ( 77) 0,1450
RESIDUALS_DJIA	0,3046 ( 77) 0,0071		0,9010 ( 77) 0,0000
RESIDUALS_SandP_500	0,1676 ( 77) 0,1450	0,9010 ( 77) 0,0000	

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

### Sestava 10: Spearmanova korelační matice – residua - USA

Spearman Rank Correlations

	RESIDUALS_HDP_US	RESIDUALS_DJIA	RESIDUALS_SandP_500
RESIDUALS_HDP_US		0,0007 ( 77) 0,9949	-0,0812 ( 77) 0,4790
RESIDUALS_DJIA	0,0007 ( 77) 0,9949		0,8666 ( 77) 0,0000
RESIDUALS_SandP_500	-0,0812 ( 77) 0,4790	0,8666 ( 77) 0,0000	

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

### Sestava 11: Pearsonova korelační matice – residua – Velká Británie

Correlations

	RESIDUALS_HDP_GB	RESIDUALS_FTSE_100	RESIDUALS_FTSE_All_S
RESIDUALS_HDP_GB		-0,0779 ( 21) 0,7373	0,0900 ( 21) 0,6981
RESIDUALS_FTSE_100	-0,0779 ( 21) 0,7373		
RESIDUALS_FTSE_All_S	0,0900 ( 21) 0,6981		

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

### Sestava 12: Spearmanova korelační matice – residua – Velká Británie

Spearman Rank Correlations

	RESIDUALS_HDP_GB	RESIDUALS_FTSE_100	RESIDUALS_FTSE_All_S
RESIDUALS_HDP_GB		0,0857 ( 21) 0,7015	-0,0416 ( 21) 0,8526
RESIDUALS_FTSE_100	0,0857 ( 21) 0,7015		
RESIDUALS_FTSE_All_S	-0,0416 ( 21) 0,8526		

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

### Sestava 13: Spearmanův korelační koeficient – indexy - Velká Británie

Spearman Rank Correlations

	FTSE_All_Share	FTSE_100_for_FTSE_AS
FTSE_All_Share		0,9987 ( 21) 0,0000
FTSE_100_for_FTSE_AS	0,9987 ( 21) 0,0000	

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

### Sestava 14: Pearsonův korelační koeficient – indexy - Velká Británie

Correlations

	res_FTSE_AS_for_FTSE	RESIDUALS_FTSE_100
res_FTSE_AS_for_FTSE		0,9602 ( 21) 0,0000
RESIDUALS_FTSE_100	0,9602 ( 21) 0,0000	

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

### Sestava 15: Spearmanův korelační koeficient – residua indexů - Velká Británie

Spearman Rank Correlations

	res_FTSE_AS_for_FTSE	RESIDUALS_FTSE_100
res_FTSE_AS_for_FTSE		0,9273 ( 21) 0,0000
RESIDUALS_FTSE_100	0,9273 ( 21) 0,0000	

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

### Sestava 16: Spearmanova korelační matice - USA

Spearman Rank Correlations

	HDP_US	DJIA	SandP_500
HDP_US		0,9727 ( 77) 0,0000	0,9782 ( 77) 0,0000
DJIA	0,9727 ( 77) 0,0000		0,9942 ( 77) 0,0000
SandP_500	0,9782 ( 77) 0,0000	0,9942 ( 77) 0,0000	

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Tabulka 12: DJIA – prognóza 1951 -1955

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
1951	214,534	90,5746	338,494	211,75	-1544,32	99,0824	269,23
1952	220,09	93,486	346,695	214,641	-1385,67	99,6062	291,9
1953	226,261	96,505	356,016	217,592	-1257	100,13	280,9
1954	226,553	96,6427	356,463	217,726	-1251,8	100,153	404,39
1955	236,612	101,106	372,118	222,015	-1107,39	100,894	488,4

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Tabulka 13: S&P 500 – prognóza 1951 -1955

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
1951	17,9522	7,83373	28,0708	16,3115	8,91822	95,3972	23,77
1952	18,3575	8,02312	28,6919	16,4392	8,94826	100,943	26,57
1953	18,8076	8,21596	29,3992	16,568	8,97812	107,153	24,81
1954	18,8289	8,22466	29,4332	16,5738	8,97945	107,449	35,98
1955	19,5627	8,50165	30,6237	16,7583	9,02142	117,698	45,48

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Tabulka 14: DJIA – prognóza 1976 -1980

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
1976	1314,08	951,046	1677,12	1265,67	620,92	2579,9	890,2
1977	1447,32	1073,6	1821,04	1373,72	672,042	2808,03	1020,02
1978	1618,22	1229,14	2007,29	1508,67	735,561	3094,37	850,86
1979	1792,24	1385,83	2198,65	1642,43	798,181	3379,64	616,24
1980	1938,81	1516,61	2361	1752,56	849,505	3615,58	852,41

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

Tabulka 15: S&P 500 – prognóza 1976 -1980

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	Maximum		minimum	maximum	
1976	144,088	108,347	179,829	133,131	62,6572	282,871	102,09
1977	159,338	122,545	196,13	145,438	68,2463	309,939	118,05
1978	178,898	140,593	217,202	160,915	75,2381	344,155	97,55
1979	198,815	158,804	238,827	176,363	82,1788	378,491	68,56
1980	215,591	174,026	257,156	189,159	87,9006	407,063	90,19

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

**Tabulka 16: FTSE All-Share – prognóza 1976 -1980**

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
<b>1976</b>	229,224	135,478	322,97	232,236	-477,518	93,4047	151,96
<b>1977</b>	259,202	157,602	360,802	250,617	-412,088	96,0895	214,53
<b>1978</b>	291,898	180,748	403,049	267,855	-370,725	98,3851	220,22
<b>1979</b>	335,264	210,259	460,269	287,173	-337,546	100,735	229,79
<b>1980</b>	384,197	242,394	526,001	305,242	-314,423	102,747	291,99

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

**Tabulka 17: DJIA – prognóza 1996 -2000**

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
<b>1996</b>	3812,48	3077,21	4547,75	2999,76	1477,16	6091,8	6448,27
<b>1997</b>	4041,47	3299,27	4783,67	3129,98	1540,2	6360,69	7908,25
<b>1998</b>	4249,39	3500,5	4998,28	3246,25	1596,44	6601,03	9181,42
<b>1999</b>	4494,32	3737,09	5251,56	3381	1661,54	6879,84	11497,1
<b>2000</b>	4751,99	3985,44	5518,53	3520,34	1728,79	7168,46	10786,9

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

**Tabulka 18: S&P 500 – prognóza 1996 –2000**

Index	Lineární model <sup>22</sup>			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
<b>1996</b>	485,771	408,706	562,836	392,904	196,149	787,022	740,47
<b>1997</b>	515,635	437,843	593,427	412,356	205,719	826,554	970,43
<b>1998</b>	542,751	464,259	621,244	429,82	214,302	862,079	1229,43
<b>1999</b>	574,695	495,328	654,063	450,166	224,292	903,507	1469,25
<b>2000</b>	608,299	527,956	688,642	471,323	234,67	946,627	1320,28

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

**Tabulka 19: FTSE All-Share – prognóza 1996 -2000**

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
<b>1996</b>	1646,02	1411,75	1880,28	1985,32	1654,72	2346,01	2013,66
<b>1997</b>	1748,41	1511,62	1985,2	2192,83	1841,02	2575,38	2411
<b>1998</b>	1857,08	1617,42	2096,73	2424,32	2049,31	2830,82	2673,92
<b>1999</b>	1954,85	1712,46	2197,25	2642,54	2246,03	3071,27	3242,06
<b>2000</b>	2059,64	1814,15	2305,12	2886,85	2466,6	3340,14	2983,81

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

<sup>22</sup> V tomto případě je lineární funkce také funkce s nevyšším indexem determinace.

**Tabulka 20: FTSE 100– prognóza 1996 -2000**

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
<b>1996</b>	3740,25	3117,96	4362,54	3811,3	2789,56	6014,12	4079,9
<b>1997</b>	4014,72	3363,84	4665,6	4170,77	2965,87	7024,5	5136
<b>1998</b>	4305,99	3620,92	4991,06	4577,28	3152,57	8351,48	5909,4
<b>1999</b>	4568,08	3849,32	5286,85	4967,29	3320,23	9857,03	6930,2
<b>2000</b>	4848,96	4091,44	5606,48	5413,37	3499,59	11946,3	6222,5

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

**Tabulka 21: DJIA– prognóza 2005 - 2006**

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	Maximum		minimum	maximum	
<b>2005</b>	10308,6	8035,79	12581,4	12755	9855,61	16027,6	?
<b>2006</b>	10906,8	8616,46	13197,2	14045,7	10971,8	17498,7	?

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

**Tabulka 22: S&P 500– prognóza 2005 - 2006**

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
<b>2005</b>	1229,92	955,643	1504,2	1561	1218,91	1945,35	?
<b>2006</b>	1301,49	1025,09	1577,88	1721,67	1358,73	2127,54	?

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

**Tabulka 23: FTSE All-Share– prognóza 2005 - 2006**

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
<b>2005</b>	2958,38	2401,2	3515,56	3756,45	2891,58	4734,32	?
<b>2006</b>	3099,11	2538,16	3660,06	4066,17	3158,34	5088,52	?

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics

**Tabulka 24: FTSE 100 – prognóza 2005 - 2006**

Index	Lineární model			Nejlepší model dle indexu determinace			Skutečnost
	Bodový odhad	Intervalový odhad		Bodový odhad	Intervalový odhad		
		minimum	maximum		minimum	maximum	
<b>2005</b>	6355,83	4162,84	8548,82	7551,38	4166,53	40250,7	?
<b>2006</b>	6671,78	4438,4	8905,15	8204,09	4351,45	71570,5	?

Zdroj: Výpočet pomocí programu statgraphics