

EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE
PODNIKOVHOHOSPODÁRSKA FAKULTA KOŠICE

DIPLOMOVÁ PRÁCA

2003

RÓBERT AMBRIŠKO

EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE

Podnikovohospodárska fakulta
Košice

Katedra ekonómie

DIPLOMOVÁ PRÁCA

APLIKÁCIA TEÓRIE CHAOSU NA MENOVOM TRHU SLOVENSKEJ REPUBLIKY

Diplomant :

Róbert Ambriško

Vedúci diplomovej práce :

Ing. Vladimír Gazda, PhD.

Košice 2003

Čestné vyhlásenie

Čestne vyhlasujem, že som túto diplomovú prácu spracoval samostatne, a že v zozname som uviedol všetku použitú literatúru a ďalšie pramene.

Košice 22.4.2003

.....

vlastnoručný podpis

Pod'akovanie

Týmto by som sa chcel poďakovať vedúcemu diplomovej práce Ing. Vladimírovi Gazdovi, PhD. za jeho cenné poznatky, názory, rady a pripomienky, ktorými mi bol nápomocný pri tvorbe tejto práce.

OBSAH

ÚVOD	6
1 VÝCHODISKÁ TEÓRIE CHAOSU	8
1.1 MENOVÝ TRH	8
1.2 ÚVOD DO TEÓRIE CHAOSU.....	9
1.2.1 Fraktálne vnímanie priestoru a času	9
1.2.2 Fraktál	11
1.3 HYPOTÉZA EFEKTÍVNYCH TRHOV	13
1.4 HYPOTÉZA FRAKTÁLOVÝCH TRHOV	15
1.5 HURSTOV PROCES A R/S ANALÝZA.....	16
1.5.1 Test stacionarity.....	17
1.5.2 Konštrukcia klasickej R/S štatistiky pre diskretný časový rad.....	19
1.5.3 Testovanie R/S štatistiky	23
1.6 MODIFIKOVANÁ R/S ANALÝZA	25
1.7 V – ŠTATISTIKA	27
2 R/S ANALÝZA MENOVÝCH KURZOV.....	30
2.1 ŠVAJČIARSKY FRANK.....	32
2.2 BRITSKÁ LIBRA.....	43
2.3 AMERICKÝ DOLÁR	49
2.4 JAPONSKÝ JEN	55
2.5 ČESKÁ KORUNA.....	61
3 NÁVRH ÚPRAV A OPATRENÍ PRI UPLATŇOVANÍ R/S METODOLÓGIE.....	70
3.1 ÚDAJOVÁ ZÁKLADŇA	71
3.2 OPTIMÁLNA VEĽKOSŤ VSTUPNEJ VZORKY	72
3.3 TEST STACIONARITY ÚDAJOV A AUTOKORELÁCIE.....	74

3.4 KLASICKÁ R/S METODOLÓGIA	74
3.5 V – ŠTATISTIKA	76
3.6 MODIFIKOVANÁ R/S METODOLÓGIA.....	78
ZÁVER.....	79

ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY

ZOZNAM SKRATIEK

ZOZNAM OBRÁZKOV

ZOZNAM TABULIEK

ZOZNAM PRÍLOH

ÚVOD

Ľudské myslenie je silno poznačené lineárnosťou a logikou. Ekonomické javy však majú v mnohých prípadoch nelineárny charakter. Teória chaosu pojednáva o chovaní nelineárnych systémov, ktoré majú nejaký skrytý poriadok napriek tomu, že navonok sa javia ako systémy riadené náhodnými procesmi. Ak je v systéme prítomná nelineárna dynamika, môže deterministický systém generovať náhodné výsledky, ktoré zobrazujú trvalejšie trendy, cykly (periodické, neperiodické) a dlhodobé korelácie.

Na to, aby sme mohli skúmať nelineárne stochastické a deterministické systémy, je potrebná neparametrická teória pravdepodobnosti – štatistika, ktorá vopred neprijíma predpoklady o tvare rozdelenia pravdepodobností. Teória chaosu takto spochybňuje oprávnenosť použitia metód klasickej štatistiky, odvracia svoju pozornosť od používania normálneho resp. zvonovitého rozdelenia pravdepodobností. Teda ak skúmaný systém nie je náhodný a nezávislý, je vhodné použiť neparametrickú metodológiu. Jednou z nich je aj metodológia, ktorú sformuloval Harold Edwin Hurst (1951). Položil základy metódy označovanej ako „škálovanie rozsahu“, R/S štatistika alebo R/S analýza (z *angl.* rescaled range analysis).

Vo svojom postupnom vývoji prešla rôznymi úpravami a vylepšeniami zo strany viacerých autorov: B. B. Mandelbrot a J. R. Wallis (1969), A. A. Annis a E. H. Lloyd (1976), E. P. Peters (1994), C. Ellis (1996) a ďalší. Zásadný zlom však nastáva, keď A. W. Lo (1991) zavádza tzv. modifikovanú R/S štatistiku.

Cieľom tejto diplomovej práce je aplikácia teórie chaosu na menový trh Slovenskej republiky prostredníctvom klasickej a modifikovanej R/S metodológie. A následne na základe dostupných teoretických poznatkov a výsledkov analýz navrhnúť zmysluplnú postupnosť krokov, úpravy a opatrenia, na ktoré treba brať ohľad pri uplatňovaní R/S metodológie.

Diplomová práca je po obsahovej aj vecnej stránke rozdelená do troch častí:

V prvej kapitole sú rozobraté východiská teórie chaosu. Zahŕňa popis vlastností fraktálov pre lepšie pochopenie hypotézy fraktálových trhov, ktorá má tendenciu nahradiť hypotézu efektívnych trhov. Vysvetľuje algoritmus konštrukcie klasickej a modifikovanej R/S štatistiky a testovanie ich štatistickej významnosti.

Predmetom analytickej časti je aplikácia R/S metodológie na menový trh Slovenskej republiky. Budeme skúmať nasledovné zahraničné meny: švajčiarsky frank, britskú libru, americký dolár, japonský jen a českú korunu. Pokúsime sa identifikovať povahu kurzového vývoja analyzovaných mien, a to či majú skôr deterministický alebo náhodný charakter. Pozrieme sa bližšie na skutočnosť, aký vplyv mala zmena kurzového systému v októbri 1998 na správanie sa jednotlivých mien. Svoju pozornosť zameriame aj na analýzu prítomnosti cyklov v ich historickom vývoji.

V záverečnej návrhovej časti načrtujeme postupnosť krokov, vhodné úpravy a opatrenia pri využívaní R/S metodológie.

V diplomovej práci boli použité základné metódy vedeckej práce. Informácie použité pri jej spracovaní boli získané komplexným štúdiom odbornej literatúry, vedeckých článkov, ako aj sledovaním najčerstvejších informácií dostupných na internete. Získané informácie boli analyzované, boli vykonané komparácie, vydedukovali sa čiastkové závery a použili ďalšie štatistické metódy. Po analýze nasledovala syntéza, prostredníctvom ktorej boli navrhnuté možné riešenia a úpravy.

1 VÝCHODISKÁ TEÓRIE CHAOSU

1.1 Menový trh

Sprievodným znakom každej medzinárodnej výmeny tovarov alebo služieb je vzájomná výmena mien. Z pohľadu vymeniteľnosti môže byť zahraničná mena klasifikovaná ako:¹

- *konvertibilná* – meny významných priemyselných krajín, s ktorými sa aktívne a globálne obchoduje na menovom trhu (napr. britská libra, americký dolár, japonský jen, švajčiarsky frank),
- *častočne konvertibilná* – meny, s ktorými sa obchoduje predovšetkým na lokálnom trhu, a v malých objemoch aj na medzinárodných trhoch (napr. slovenská koruna),
- *nekonvertibilná* – meny, ktoré sú pod prísny dohľadom vlád, a s ktorými sa súkromne neobchoduje (napr. kubánske peso).

Pojem *menový kurz* sa všeobecne používa na vyjadrenie tak devízového ako aj valutového kurzu.

Devízový kurz možno definovať ako cenu peňažnej jednotky jednej krajiny vyjadrenú v peňažných jednotkách iných krajín v bezhotovostnom styku.

Valutový kurz vyjadruje vzťah domácej a zahraničnej meny v hotovostnej forme.

*Kurzovým systémom*² sa rozumie súbor pravidiel, dohôd a inštitúcií, podľa ktorých sa uskutočňujú a inkasujú platby v rámci transakcií, ktoré presahujú hranice krajín. Pokiaľ je v krajine uplatňovaný systém pevného výmenného kurzu, hodnota príslušnej meny je fixovaná k široko akceptovanému štandardu. Môže ísť o komoditu (napr. zlato – pri systéme Zlatého štandardu), inú zahraničnú menu (napr. americký dolár – pri brettonwoodskom systéme) alebo inú umelá monetárna jednotka, či menový kôš. Avšak pri týchto systémoch nie sú výmenne kurzy úplne nepohyblivé, pretože môžu fluktuovať vo vopred určenom pásme centrálnej sadzby, ktorú určuje

¹ STEIGAUER, S.: *Investičná matematika*. Praha : Grada publishing, 1999 s. 167

² HRVOLOVÁ, B.: *Finančný trh*. Bratislava : Emka, 1994 s. 6

centrálna banka. Pri systéme pohyblivých výmenných kurzov je cena meny určovaná čisto trhovými mechanizmami, tzn. dopytom a ponukou.

*Menový trh*³ nie je jedno konkrétne miesto, ale sieť bánk, dealerov, brokero, ktorých úlohou je spojiť kupujúcich a predávajúcich zahraničnú menu.

Na menový kurz vplýva množstvo faktorov. Patria k nim napríklad domáce a zahraničné úrokové sadzby, stav platobnej bilancie na bežnom účte, výška inflácie, ekonomické a politické podmienky, intervencie vlády a centrálnej banky, zmena postojov kľúčových účastníkov, zmeny v očakávaní budúceho kurzu atď.

1.2 Úvod do teórie chaosu

Ľudské vnímanie je častokrát posadnuté hľadaním pravidelnosti a symetrickosti. Hľadáme vzory a symetriu kdekoľvek. Vkladáme vzory tam, kde žiadne neexistujú, a odmietame ich v prípadoch, keď sa nepodriaďujú našej celkovej koncepcii. Ak skúmaný model nie je pravidelný a symetrický, pokladáme ho za ilúziu.

Tento spor možno nájsť už v starovekom Grécku, keď pri opise hmotného sveta, vytvorili geometriu založenú na jednoduchých, pravidelných a symetrických tvaroch. Na druhej strane svet, v ktorom žijeme pozostáva z útvarov, ktoré sú však hrubé, nerovné, asymetrické, a náchylné rozpadávať sa. Platón sa zmieril s neschopnosťou gréckej geometrie, neskôr formalizovanej Euklidom, popísať náš svet. Problém nehľadal v geometrii, ale v našom svete ako takom.

1.2.1 Fraktálne vnímanie priestoru a času

Fraktálna geometria je geometriou iného typu. Na rozdiel od klasickej euklidovskej geometrie vychádza z nerovnosti a asymetrie. Fraktálne objekty nie sú variáciami niekoľkých dokonalých a symetrických foriem, ale sú ohromne komplexné. Čím bližšie sa na nich pozeráme, tým viac detailov vieme odhaliť. Príkladom fraktálnej formy je strom. Predstavme si ihličnatý strom, ktorý deti často kreslia pomocou trojuholníkov, dávajúc tak stromčeku čo možno najviac symetrie.

³ VLACHYNSKÝ, K.: *Finančný manažment*. Bratislava : Elita, 1996 s. 305

Avšak strom je zložitým systémom vetiev kvalitatívne podobných tvaru celého stromu, pričom každá z vetiev je unikátna a iná. Pri bližšom pohľade sa ďalšie generácie vetvičiek na vetvách postupne zmenšujú. Avšak, pri každej generácii vetiev existuje určitý daný rozsah veľkosti. Každý strom je odlišný a jedinečný. Použitím euklidovskej geometrie nedokážeme presne popísať rozmanitú štruktúru stromu, vieme vytvoriť len akúsi umelú symbolickú aproximáciu. Podstatou fraktálneho vnímania je kontrolovaná nepravidelnosť a stúpajúca zložitosť pri jemnejších úrovniach pozorovania. Táto črta vnútornej seba-podobnosti je charakteristickou vlastnosťou fraktálov. Môžeme ju nájsť v drvivej väčšine prírodných štruktúr, obzvlášť v živých organizmoch.

Ďalším problémom pri aplikovaní euklidovskej geometrie je vnímanie rozmernosti. Žijeme v trojdimenziálnom priestore, ale iba hmotné útvary sú skutočne trojrozmerné. V euklidovskej geometrii sa priestorový trojdimenzionálny model premietaním redukuje na dvojrozmernú rovinu. Dvojrozmerná rovina pozostáva z jednorozmerných priamok a nakoniec, z bodov, ktoré nemajú žiaden rozmer. Naše vnímanie rozmernosti sa však môže meniť v závislosti od vzdialenosti pozorovaného objektu. Napríklad z diaľky sa nám ihličnatý strom javí ako dvojrozmerný trojuholník. Ak sa k nemu priblížime, vyzerá ako trojrozmerný kužeľ. Keď pristúpime bližšie, pozorujeme jednotlivé vetvy a vetvičky pripomínajúce sústavu jednorozmerných čiar. Ďalším priblížením rozpoznávame vetvičky ako trojrozmerné valcovité útvary. Naše vnímanie stromu prechádza postupne z dvojrozmerného na trojrozmerné, potom na jednorozmerné, a nakoniec opäť sa vracia k trojdimenziálnemu vnímaniu. Evidujeme teda zreteľný rozdiel oproti euklidovskému vnímaniu rozmernosti.

Podobný spor je možné nájsť aj pri chápaní času. Tradične sa na javy dívame buď ako na náhodné alebo deterministické. Pri deterministickom pohľade sú všetky javy viazané k momentu vzniku. Pri fraktálnom čase koexistujú navzájom náhodnosť a determinizmus, chaos a poriadok. Pre väčšinu prírodných štruktúr je typická globálna štruktúra a lokálna náhodnosť. Determinizmus nám poskytuje vrodené pravidlá, náhodnosť indukuje inováciu a rozmanitosť. Prelínanie týchto protichodných stavov si môžeme ilustrovať na príklade ihličnatého stromu – borovice. Vo všeobecnosti vieme ako vyzerá, a dokážeme s vysokou mierou presnosti predpovedať všeobecný tvar hocijakej inej borovice. Na druhej strane pri

bližšom pohľade na úroveň jednotlivých vetiev, zistujeme, že každá vetvička je odlišná a jedinečná. Nevieme predpovedať jej presnú dĺžku. Každý strom je teda iný, no zdieľa určité všeobecné spoločné charakteristiky. Každý sa prejavuje lokálnou náhodnosťou, no s globálneho pohľadu je jeho štruktúra daná deterministicky. Uvedený koncept môžeme nájsť v istej podobe aj na finančných trhoch.

Na burze obchodujú investori s rôznymi investičnými horizontmi, t.j. krátkodobí (minútoví) až dlhodobí investori. Trh je stabilný práve vtedy, keď všetci účastníci môžu obchodovať navzájom medzi sebou, ak každý podstupuje rovnaké riziko zodpovedajúce svojmu časovému rozsahu, čiže investičnému horizontu. Minútoví obchodníci čelia rovnakému riziku veľkých náhodných javov tak ako aj obchodníci denní, týždňoví atď. V prípade ak denný obchodník skrachuje vo svojom časovom horizonte, trh zostáva stabilným, ak ostatní obchodníci majúci odlišné investičné horizonty pochopia tento krach ako príležitosť na nákup. Takto trh ostáva stabilným, pretože nemá len jediný charakteristický časový rozsah. Ak by sa celkový trhový investičný horizont skrátil, a každý účastník by sa stal minútovým obchodníkom, trh by sa stal nevyspytateľným a nestálym. To je dôvod prečo trh dokáže absorbovať šoky, pokiaľ si zachová svoju fraktálnu štruktúru.

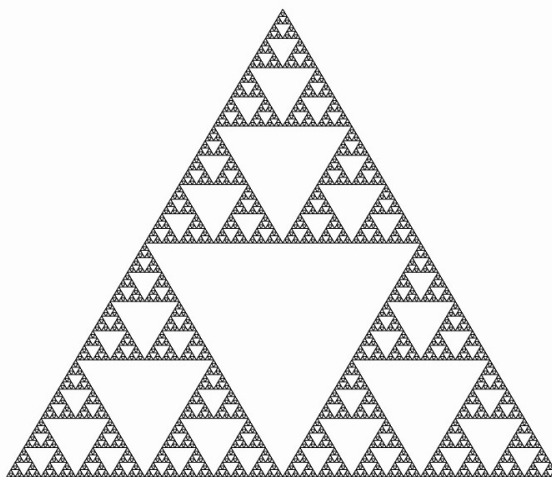
1.2.2 Fraktál

Presná definícia fraktálu doposiaľ neexistuje. Dokonca aj matematici majú problém s popisom fraktálu. Fraktál má však určité charakteristiky a vlastnosti, ktoré sú merateľné a žiadúce pri účeloch modelovania. Prvou vlastnosťou fraktálov je vzájomná seba-podobnosť. Prejavuje sa tým, že časti istým spôsobom nadväzujú na celok. Každý rozsah sa podobá na ostatné rozsahy, no nie sú však identické. Táto vlastnosť seba-podobnosti robí fraktál rozmerovo invariantným, t.j. absentuje jednotný charakteristický rozsah, z ktorého by sa odvodili ostatné rozsahy.

Ďalšou charakteristickou črtou fraktálov je jeho fraktálny rozmer. Základnou vlastnosťou Euklidovskej geometrie je, že dimenzie nadobúdajú nezáporné celočíselné hodnoty. Priamky sú jednorozmerné, plochy dvojrozmerné, telesá trojrozmerné atď. Naproti tomu fraktálny rozmer zahŕňa dimenzie s neceločíselnými hodnotami. Príkladom objektu, ktorého rozmer leží vnútri intervalu (2; 3), je dutá

lopta s kruhovými výrezmi. Ďalším príkladom môže byť tzv. Sierpinského trojuholník, ktorého rozmer je z intervalu $(1; 2)$ (viď obr. 1.1).

Obr. 1.1 Sierpinského trojuholník – hra chaosu. Postup: a) Zvoľme náhodný bod vnútri rovnostranného trojuholníka, b) Zvoľme ďalší bod v strede úsečky spájajúcej pôvodný bod a náhodne zvolený vrchol trojuholníka, c) Ak budeme pokračovať v naznačenom postupe generovania nových bodov – opakujeme krok b), začne sa postupne vynárať tzv. Sierpinského trojuholník.



Zdroj: <http://www.inf.ethz.ch/~staerk/applets/Triangle.html>

Fraktálny rozmer nám udáva, akým spôsobom objekt vyplňa priestor. Navyše nám popisuje štruktúru objektu pri rozličných úrovniach pozorovania, čiže pri jeho škálovaní. Škálovací proces sa odohráva v priestore, ak pozorované fraktály sú hmotnej (geometrickej) povahy. Škálovanie fraktálnych časových radov prebieha v čase.

Fraktálny rozmer časového radu meria roztrieštenosť jeho údajov v čase. Časový rad znázornený rovnou čiarou má fraktálny rozmer rovný hodnote 1 . Náhodný časový rad má rovnakú šancu rásť alebo klesať, preto je jeho fraktálny rozmer 1.50 . Časový rad s fraktálnym rozmerom medzi 1 a 1.50 je viac roztrieštený ako priamka, no jeho priebeh je hladší ako v náhodnom časovom rade. Pri hodnotách fraktálneho rozmeru v rozpätí 1.50 a 2 ide o časový rad, ktorý je buď viac roztrieštený ako náhodný proces alebo má viacero zvrátov vo svojom priebehu. Fraktálny rozmer časového radu je teda dôležitou veličinou, ktorá nám umožňuje rozpoznať, či skúmaný proces je deterministickej (priamka s fraktálnym rozmerom 1) alebo náhodnej povahy (fraktálny rozmer 1.50).

Jednou z prvých metód výpočtu fraktálneho rozmeru je založená na pokrývaní krivky kružnicami s polomerom r . Pre daný polomer zistujeme počet kružníc potrebných na pokrytie celej krivky. Následne zväčšíme polomer kružnice a procedúru opakujeme. Medzi polomerom kružníc a počtom kružníc existuje závislosť, ktorú možno vyjadriť nasledovne:

$$N \cdot (2r)^d = 1, \quad (2.1)$$

kde N – počet kružníc potrebných na pokrytie krivky,
 r – polomer kružnice,
 d – fraktálny rozmer.

Logaritmicou úpravou rovnice (2.1) dostávame vzťah pre výpočet fraktálneho rozmeru:

$$d = \frac{\log N}{\log\left(\frac{1}{2r}\right)} \quad (2.2)$$

Fraktálny rozmer d určíme vypočítaním sklonu funkcie $\log N$ v závislosti od $\log(1/2r)$. V prípade časových radov zvyšujeme polomer kružníc ako prírastok času, a následne počítame počet kružníc potrebných na pokrytie celého časového radu ako funkciu časového rozsahu. Fraktálny rozmer časového radu je teda funkciou škálovania v čase. Nevýhodou uvedenej metódy pokrývania radu kružnicami je len čiastočná presnosť. Dokonalejšia a presnejšia metóda je predmetom kapitoly 1.5.

1.3 Hypotéza efektívnych trhov

Teória efektívnych trhov sa zaoberá odpoveďou na otázku, či cenové zmeny fluktuujú náhodne, alebo ich pohyb možno charakterizovať definovateľnými vzormi. Francúzsky matematik Bachelier vo svojej vedeckej práci⁴ poukazuje na náhodný

⁴ BACHELIER, L.: Théorie de la spéculation. In: *Annales Scientifiques de l'École Normale Supérieure*, 1900, č. 17, s. 21-86

pohyb denných fluktuácií kurzov akcií. Táto teória náhodného pohybu sa stala známou ako teória náhodnej prechádzky (z *angl.* random walk theory).

Ako uvádza Veselá⁵ podstatu efektívneho trhu určujú štyri charakteristiky:

1. Ceny cenných papierov rýchlo, presne a okamžite reagujú a následne pohlcujú novú informáciu. Slovo okamžite však nemožno absolutizovať, pretože tu vzniká určitý časový posun. Predpokladá sa, že táto medzera je minimálna. V praxi sa pri uvoľnení novej informácie môžu prejaviť rôzne reakcie na informáciu. Spravidla sú to tri typy reakcií:
 - okamžitá,
 - oneskorená,
 - nadmerná (pesimistická alebo optimistická reakcia).
2. Na efektívnom trhu musí platiť, že očakávané zmeny v cenách sú absolútne nezávislé od cenových zmien v minulosti. Uvoľnené informácie sú v danom okamihu impulzom na skoky v cenách. Tieto skoky však nemajú žiadnu súvislosť so skokmi v predchádzajúcom období.
3. Za predpokladu efektívneho trhu nemôže žiadny investor dosiahnuť trvalo nadpriemerný výnos. Nie je totiž schopný zostaviť portfólio, ktoré by umožňovalo dosiahnuť vyššie výnosy.
4. Ak je trh efektívny, všetky obchodné stratégie a pravidlá zlyhávajú. Ak by sa totiž podarilo nájsť obchodné pravidlá, pomocou ktorých by bolo možné dosiahnuť trvalo nadpriemerné výnosy, znamenalo by to, že trh je neefektívny. Takto chápaná teória efektívnych trhov sa, samozrejme, opiera o dokonalé konkurenčné prostredie a kapitálový trh, ktorý je schopný vytvárať optimálnu cenu.

Početné výskumy však poukazujú na neplatnosť hypotézy efektívnych trhov, ktorá sa prejavuje najmä v neštandardných chybách odhadov. To potom spochybňuje oprávnenosť použitia metód klasickej štatistiky, resp. teórie pravdepodobnosti, ktorá sa v uvedených teóriách využíva. K hypotézam, ktoré majú ambíciu nahradiť hypotézu efektívneho trhu patrí hypotéza fraktálového trhu (z *angl.* fractal market hypothesis).

⁵ VESELÁ, J.: Teórie efektívnych trhov. In: *Bankovníctví*, 1993, č. 10

1.4 Hypotéza fraktálových trhov

Hypotéza fraktálových trhov sa podľa Petersa zakladá na nasledovných postulátoch:⁶

1. Trh je stabilný, ak sú na ňom zúčastnení investori s rôznymi investičnými horizontmi. To zabezpečuje hojnú likviditu pre obchodníkov.
2. Informácie týkajúce sa trhovej citlivosti a technických faktorov dominujú v krátkodobom horizonte, v dlhodobom horizonte prevládajú fundamentálne informácie. Cenové zmeny odrážajú informácie dôležité iba pre daný investičný horizont.
3. Ak sa vyskytne udalosť, ktorá spochybní platnosť fundamentálnej informácie, tak dlhodobí investori buď opúšťajú trh, alebo začínajú obchodovať na základe krátkodobých informácií. Trh sa stáva nestabilným, ak sa investičné horizonty dostávajú na jednu hladinu. Trh trpí nedostatkom investormi s dlhodobými investičnými horizontmi, ktorí by ho stabilizovali tým, že ponúknu prebytočnú likviditu investorom s krátkodobými investičnými horizontmi.
4. Ceny odrážajú ohodnotenie kombinácie krátkodobých technických a dlhodobých fundamentálnych informácií. Preto krátkodobé cenové zmeny vykazujú vyššiu volatilitu v porovnaní s dlhodobými zmenami. Trhový trend je odrazom zmien ekonomického prostredia. Krátkodobé trendy sú výsledkom správania sa davu. Neexistuje dôvod, prečo by sa dĺžka krátkodobého trendu mala spájať s dlhodobým ekonomickým trendom.
5. V prípade, ak sa finančný inštrument neviaže na ekonomický cyklus, nevyskytne sa pri ňom dlhodobý trend. Naopak budú dominovať krátkodobé informácie týkajúce sa obchodovania a likvidity.

Na rozdiel od efektívnych trhov je informácia pri fraktálových trhoch ohodnotená v závislosti od investičného horizontu investora. Ceny neodrážajú všetky dostupné informácie, ale iba tie, ktoré sú podstatné pre daný investičný horizont. Kľúčom k pochopeniu fraktálových trhov je skutočnosť, že trh ostáva stabilným, keď

⁶ PETERS, E.P.: *Fractal market analysis : Applying chaos theory to investment and economics*. New York : John Wiley & Sons, 1994 s. 49

nemá len jediný charakteristický časový rozsah t.j. investičný horizont. Ak sa celkový trhový investičný horizont skrakuje, trh stráca svoju fraktálnu štruktúru a stáva sa viac nestálym. Hypotéza fraktálových trhov vytvára priestor pre nový druh analýzy, ktorú nazývame R/S analýza.

1.5 Hurstov proces a R/S analýza

Klasická štatistická analýza predpokladá, že skúmaný systém je v prvom rade náhodný. To znamená, že príčinný proces vytvárajúci časový rad má množstvo komponentov, stupňov voľnosti, a interakcie medzi komponentmi sú natoľko komplexné, že deterministické vysvetlenie tu nie je možné. Štandardná Gaussova štatistika vyniká pri výraznom uplatňovaní reštrikčných predpokladov. Centrálna limitná veta (resp. zákon veľkých čísel) hovorí, že pri zvyšovaní počtu pokusov má náhodný systém normálne alebo „zvonovité“ rozdelenie. Jednotlivé udalosti sú nezávislé a identicky rozdelené (z *angl.* independent and identically distributed – IID).

Na to, aby sme mohli skúmať nelineárne stochastické a deterministické systémy, je potrebná neparametrická teória pravdepodobnosti – štatistika, ktorá vopred neprijíma predpoklady o tvare rozdelenia pravdepodobností. Teda ak skúmaný systém nie je IID, je vhodné použiť neparametrickú metodológiu. Jednou z nich je aj metodológia, ktorú sformuloval Harold Edwin Hurst⁷. Vo svojej práci sa zaoberá problematikou prietoku rieky Níl a tvorby vodných priehrad, ale svoju štúdiu rozšíril aj na rozličné systémy prírodnej povahy. Položil základy metódy označovanej ako „škálovanie rozsahu“, R/S štatistika alebo R/S analýza (z *angl.* rescaled range analysis). R/S analýza poskytuje oproti tradičným analýzám viaceru výhod:

- a) možnosť identifikovania korelácií s veľkým časovým posunom, aj v prípade stochastických procesov, ktoré nie sú založené na predpokladoch normality,
- b) umožňuje rozoznať náhodne rady od nenáhodných alebo deterministických radov,

⁷ HURST, H.E.: The long-term storage capacity of reservoirs. In: *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 1951, č. 116, s. 770–99

- c) schopnosť identifikovať neperiodické cykly, ktoré môžu byť využité v prospech potenciálnych ziskových obchodných príležitostí,
- d) pripúšťa priame porovnanie období rozložených v čase bez nutnosti očisťovania o infláciu.

K nedostatkom tejto analýzy patria obmedzenia pri rozlišovaní krátkodobej a dlhodobej pamäte časového radu.

Hurst vychádzal z Einsteinovej práce o brownovom pohybe (nepravidelný pohyb častíc rozptýlených v tekutine). Brownov pohyb sa stal hlavným modelom pre proces náhodnej prechádzky. Einstein zistil, že vzdialenosť, ktorú pokrýva náhodná častica rastie z odmocninou času:

$$R = T^{0.50} \quad (5.1)$$

kde R – pokrytá vzdialenosť,
 T – index času.

Rovnica (5.1) sa bežne používa v štatistických výpočtoch. Napríklad ak chceme vypočítať ročnú štandardnú odchýlku výnosov, zoberieme mesačnú štandardnú odchýlku výnosov a prenásobíme ju druhou odmocninou z 12. Predpokladáme, že rozptyl výnosov rastie s druhou odmocninou času.

1.5.1 Test stacionarity

Prv ako pristúpime k samotnej konštrukcii R/S štatistiky, je potrebné preveriť stacionaritu údajov skúmaného časového radu, aby sme sa vyhli prípadným skresleniam štatistických odhadov. Môžeme použiť napríklad Dickey – Fullerov alebo Phillips – Peronov test.

Uvažujme o nasledovnom stochastickom procese:

$$Y_t = j_1 Y_{t-1} + j_2 Y_{t-2} + \dots + j_p Y_{t-p} + e_t, \quad (5.2)$$

kde ε_t je náhodná premenná, pričom $E(\varepsilon_t) = 0$, rozptyl ε_t je konštantný pre všetky t a $covar(\varepsilon_b, \varepsilon_s) = 0$ pre $t \neq s$. V uvedenom kontexte sa ε_t často označuje aj ako proces bieleho šumu. Rovnica (5.2) predstavuje autoregresívny proces (AR) radu p . Jeho najjednoduchšou formou je AR radu jeden - AR(1):

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.3)$$

Hovoríme, že stochastický proces je stacionárny práve vtedy, ak:

1. $E(Y_t) = \text{konštanta}$ pre všetky t ,
2. rozptyl Y_t je konštantný pre všetky t ,
3. $covar(Y_b, Y_s) = \text{konštanta}$ pre všetky $t \neq s$.

Predpokladajme, že skúmaný časový rad sa dá modelovať pomocou AR(1) – rovnica (5.3). Dá sa ukázať, že skúmaný proces je stacionárny práve vtedy, ak platí: $-1 < \phi < 1$. V prípade finančných časových radov môžeme vylúčiť možnosť, že ϕ nadobúda záporné hodnoty. Pre stacionaritu teda požadujeme, aby $0 < \phi < 1$. Parameter ϕ môžeme odhadnúť aplikovaním metódy najmenších štvorcov v rovnici (5.3). Problém nastáva v prípade, ak $\phi = 1$, čiže ak proces je nestacionárny. Taktiež bolo dokázané, že odhad ϕ môže byť podhodnotený aj v prípade použitia veľkých vzoriek. Existuje tu možnosť prijatia záveru, že proces je stacionárny, napriek tomu, že ním v skutočnosti nie je. Zamietnutie nulovej hypotézy $H_0 : \phi = 1$ je teda nespoľahlivé na základe obvyklého t – testu. Uvedený problém vyriešili D. A. Dickey a W. F. Fuller. Rovnicu (5.3) je možné prepísať do tvaru:

$$DY_t = \phi^* Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5.4)$$

kde $\phi^* = \phi - 1$. Teda pôvodný test $H_0 : \phi = 1$ oproti $H_1 : \phi < 1$ je ekvivalentný s testom $H_0 : \phi^* = 0$ oproti $H_1 : \phi^* < 0$. Hypotéza $H_0 : \phi^* = 0$ naznačuje, že sa jedná o nestacionárny časový rad Y_t . Ako už bolo spomenuté metóda najmenších štvorcov môže podhodnotiť odhad ϕ , a teda aj ϕ^* , a ovplyvniť tak spoľahlivosť použitia bežného t – testu. Preto Dickey a Fuller uviedli nové tabuľkové hodnoty asymptotického rozdelenia t – štatistiky, ktoré riešia spomínané okolnosti (pozri tab.

1.1). V prípade nulovej hypotézy $H_0 : \varphi^* = 0$ nemá táto štatistika rozdelenie v okolí nuly, ale v okolí hodnoty nižšej ako 0, čo odráža skutočnosť podhodnotenia odhadu parametra φ^* . Takisto kritické hodnoty (označované ako τ) sú v absolútnej hodnote väčšie ako štandardné kritické t – hodnoty. Uvedený test stacionarity sa často uvádza aj ako ADF test (z *angl.* augmented Dickey – Fuller test).

Tab. 1.1 Kritické hodnoty τ - štatistiky

veľkosť vzorky	hladina významnosti		
	0.01	0.05	0.10
25	-2.66	-1.95	-1.60
50	-2.62	-1.95	-1.61
100	-2.60	-1.95	-1.61

Zdroj: THOMAS, R.L.: *Introductory econometrics : theory & applications*. New York : Longman Publishing, 1993 s.160

V prípade, ak je skúmaný časový rad nestacionárny, je častokrát možné dosiahnuť stacionaritu údajov použitím prvých diferencií pre účely ďalšieho analytického spracovania. Všeobecne sa odporúča pracovať skôr s diferenciami ako s pôvodnými dátami.

Stacionarita časového radu však môže byť ovplyvnená aj prítomnosťou trendu. Nakoľko prvé diferencie nedokážu odstrániť trendovú zložku, je vhodné použiť napríklad rezíduá autoregresívneho procesu AR(p). AR rezíduá minimalizujú lineárnu závislosť údajov časového radu, snažia sa eliminovať tzv. krátkodobú pamäť. Na základe uvedených faktov môžeme pristúpiť ku konštrukcii R/S štatistiky.

1.5.2 Konštrukcia klasickej R/S štatistiky pre diskretný časový rad

1. Majme časový rad $P = P_0, P_1, P_2, \dots, P_{T+1}$ o dĺžke $T+2$, ktorý pomocou logaritmickej diferencií prevedieme na časový rad S s dĺžkou $T+1$:

$$S_t = \log P_{t+1} - \log P_t = \log \frac{P_{t+1}}{P_t}, \text{ pre } t = 0, 1, 2, \dots, T \quad (5.5)$$

V snahe odstránenia krátkodobej pamäte použijeme rezíduá AR(1) časového radu S :

$$X_t = S_t - (a + b.S_{t-1}), \text{ pre } t = 1, 2, \dots, T, \quad (5.6)$$

pričom konštanty a , b určíme metódou najmenších štvorcov t.j. regresiou nezávislej premennej S_t od závislej premennej S_{t-1} .

2. Časový rad $X = X_1, X_2, \dots, X_T$ o dĺžke T rozdelíme do k (k je z množiny prirodzených čísel) neprekrývajúcich sa subobdobí, ktoré majú dĺžku n a pokrývajú celý interval T , to znamená, že: $k*n = T$. Označme každé subobdobie ako O_i , kde i označuje poradové číslo intervalu $i = 1, 2, \dots, k$. Každý prvok v O_i nech je označený ako $X_{i,j}$, kde $j = 1, 2, \dots, n$. Pre každé obdobie vypočítame priemernú hodnotu:

$$E(X)_i = \frac{\sum_{j=1}^n X_{i,j}}{n} \text{ pre } i = 1, 2, \dots, k. \quad (5.7)$$

3. Pre každé obdobie O_i odpočítame od $X_{i,j}$ zodpovedajúcu priemernú hodnotu $E(X)_i$:

$$Y_{i,j} = (X_{i,j} - E(X)_i) \text{ pre } j = 1, 2, \dots, n. \quad (5.8)$$

Výsledný rad $Y_{i,j}$ má strednú hodnotu rovnú nule.

4. Vypočítame akumulované odchýlky od priemernej hodnoty pre každé subobdobie O_i :

$$D_{i,j} = \sum_{j=1}^n Y_{i,j} = \sum_{j=1}^n (X_{i,j} - E(X)_i) \text{ pre } i = 1, 2, \dots, k. \quad (5.9)$$

Posledná hodnota radu $D_{i,j}$ t.j. hodnota $D_{i,n} = 0$, nakoľko rad $D_{i,j}$ bol konštruovaný kumulovaním hodnôt radu $Y_{i,j}$, ktorého stredná hodnota je rovná nule.

5. Rozsah je definovaný ako rozdiel maximálnej a minimálnej hodnoty $D_{i,j}$ vnútri každého subobdobia O_i :

$$R_i = \max(D_{i,j}) - \min(D_{i,j}), \text{ kde } 1 \leq j \leq n \quad (5.10)$$

Keďže posledná akumulovaná odchýlka $D_{i,n} = 0$, potom maximum $D_{i,j}$ je vždy nezáporné a minimum $D_{i,j}$ nekladné. Z toho vyplýva, že rozsah R_i bude mať stále nezápornú hodnotu.

6. Vypočítame štandardnú odchýlku pre každé subobdobie O_i :

$$S_i = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_{i,j} - E(X)_i)^2} \quad (5.11)$$

7. Každý rozsah R_i je normalizovaný zodpovedajúcou štandardnou odchýlkou S_i . Z tohto dôvodu je škálovací rozsah pre každú subperiódu O_i rovný R_i/S_i . Priemerná R/S hodnota pre subperiódy dĺžky n je daná nasledovne:

$$(R/S)_n = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \frac{R_i}{S_i} \quad (5.12)$$

Postupnosť krokov 2 – 7 sa opakuje pre ďalšiu možnú hodnotu n , pričom T/n je celočíselné. Táto podmienka je ekvivalentná s požiadavkou, aby dĺžky zvolených období boli celočíselnými deliteľmi dĺžky celého časového radu. Jednotlivé subobdobia sa neprekrývajú⁸, používame iba tie hodnoty n , ktoré zahŕňajú začiatočnú aj poslednú hodnotu diskretného časového radu X . Algoritmus opakujeme po $n = T/2$. Vo všeobecnosti sa odporúča voliť hodnoty $n \geq 10$, nakoľko nižšie hodnoty n môžu produkovať nestále odhady v prípade menšieho súboru údajov. Z uvedeného vyplýva, že voľba dĺžky analyzovaného radu ovplyvňuje možnosti jeho nasledovnej analýzy. Za nevhodné považujeme dĺžky s nízkym počtom celočíselných deliteľov, extrémnym prípadom sú prvočísla.

⁸ Wallis a Matalas (1970) navrhli ‘G-Hurst’ metódu, ktorá pripúšťa použitie prekrývajúcich sa intervalov, nekladú sa tak reštrikčné podmienky pre voľbu dĺžky subperiódy. Batten a Ellis (1998) previedli matematické odvodenie ‘G-Hurst’ metódy, a nezistili žiadne významné rozdiely medzi použitím priliehajúcich alebo prekrývajúcich sa vzorkovacích dĺžok.

Mandelbrot a Wallis⁹ ukázali, že $(R/S)_n$ hodnota sa asymptoticky vzťahuje k zvolenej dĺžke subperiódy n :

$$(R/S)_n \approx c.n^H, \quad (5.13)$$

kde c – konštanta,

H – Hurstov koeficient.

Ako si môžeme všimnúť, uvedená rovnica je zovšeobecnenou podobou už uvedeného Einsteinovho vzorca (5.1).

Logaritmickou úpravou rovnice (5.13) dostávame:

$$\log(R/S)_n = \log(c) + H \log(n) \quad (5.14)$$

Pomocou nej možno ľahko odhadnúť Hurstov koeficient H metódou najmenších štvorcov na základe vypočítaných radov $\log(R/S)_n$ a $\log(n)$. Hurstov koeficient určuje sklon funkcie $\log(R/S)_n$ v závislosti od $\log(n)$.

Interpretácia Hurstovho koeficientu:

Koeficient $H = 0.50$ znamená, že ide o náhodný nezávislý proces. Je dôležité pripomenúť, že sa tým nezahŕňa iba proces s normálnym rozdelením, ale takisto napríklad procesy so studentovým resp. gamma rozdelením. R/S analýza je neparametrickou metódou, nekladie podmienky na tvar rozdelenia pravdepodobnosti.

Koeficient v rozmedzí $0.50 < H \leq 1.00$ naznačuje, že ide o perzistentný časový rad, ktorý je charakteristický efektom dlhodobej pamäte. Teoreticky môžeme vyhlásiť, že to čo sa stane dnes, ovplyvní navždy budúcnosť. V podmienkach chaotickej dynamiky tu existuje citlivá závislosť na počiatočných podmienkach. Efekt dlhej pamäte sa vyskytuje bez ohľadu na časový rozsah. Všetky denné zmeny sú v korelácií so všetkými budúcimi dennými zmenami. Proces sa nevyznačuje len

⁹ MANDELBROT, B.B. – WALLIS, J.R.: Robustness of the rescaled range R/S in the measurement of noncyclic long-run statistical dependence. In: *Water Resources Research*, 1969, č. 5, s. 967-88

jediným charakteristickým časovým rozsahom, čo predstavuje kľúčovú charakteristiku fraktálových časových radov.

Ak $0 \leq H < 0.50$, ide o antiperzistenciu. Antiperzistentný systém pokrýva menšiu vzdialenosť ako náhodný systém, musí sa teda „obracat“ opačným smerom“ častejšie ako náhodný proces.

Ak $H > 1$, môže ísť o perzistentné alebo autokorelované časové rady.

1.5.3 Testovanie R/S štatistiky

Na testovanie významnosti R/S štatistiky, sa využíva porovnanie s jej očakávanou hodnotou $E(R/S)$. V prípade nezávislých javov (proces náhodnej prechádzky), by sa podľa Hursta¹⁰ asymptoticky neskreslený odhad strednej hodnoty $(R/S)_n$ dal vyjadriť ako funkcia n nasledovne:

$$E(R/S)_n = \sqrt{n \frac{p}{2}} \quad (5.15)$$

V prípade malých výberov (nad 10 pozorovaní) však dochádza k problémom skreslenia a pre tento prípad vzorec (5.15) upravili Annis a Lloyd¹¹ nasledovne:

$$E(R/S)_n = \sqrt{\frac{2}{np} \sum_{r=1}^{n-1} \sqrt{\frac{n-r}{r}}} \quad (5.16)$$

Peters¹² navrhol ďalšiu modifikovanú podobu:

$$E(R/S)_n = \left(\frac{n-0,5}{n} \right) \sqrt{\frac{2}{np} \sum_{r=1}^{n-1} \sqrt{\frac{n-r}{r}}}, \quad (5.17)$$

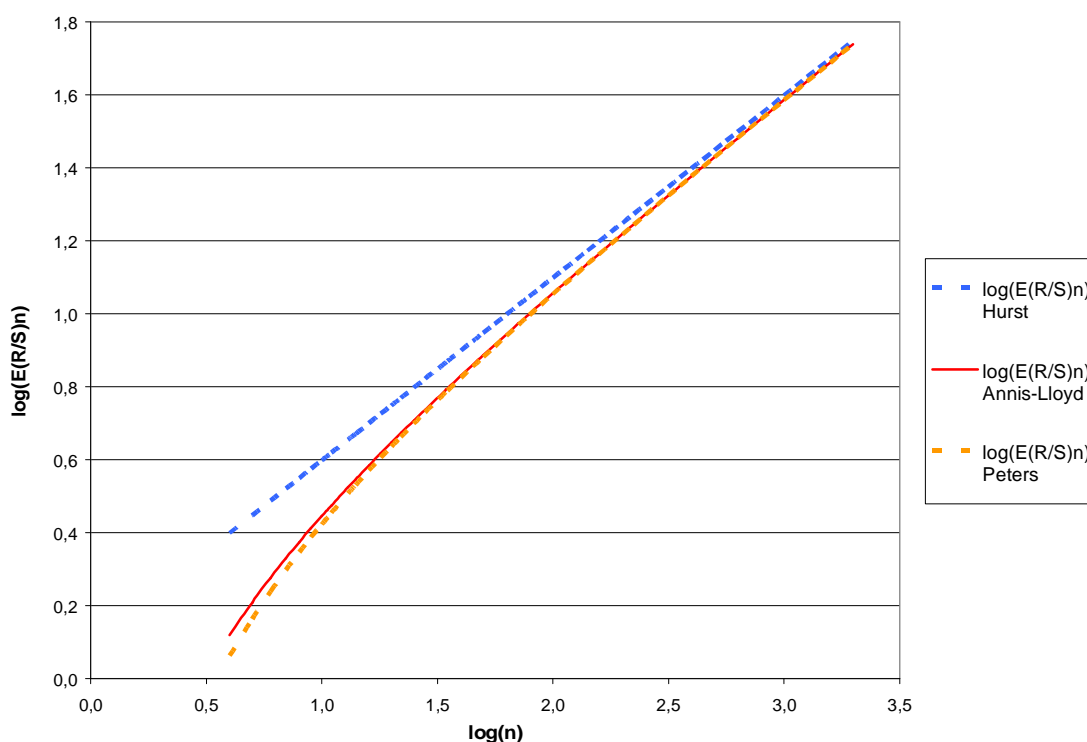
¹⁰ HURST, H.E.: The long- term storage capacity of reservoirs. In: *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 1951, č. 116, s. 770–99

¹¹ ANNIS, A.A. – LLOYD, E.H.: The expected value of the adjusted rescaled Hurst range of independent normal summands. In: *Biometrika*, 1976, č. 63, s. 111-16

¹² PETERS, E.P.: *Fractal market analysis : Applying chaos theory to investment and economics*. New York : John Wiley & Sons, 1994 s. 71

Uvedené vzorce lepšie modelujú časové rady s nezávislými prírastkami. Ellis¹³ odporúča použitie vzorca podľa Annis a Lloyd, nakoľko správnejšie popisuje asymptotické správanie sa R/S štatistiky. Očakávané hodnoty štatistiky $E(R/S)_n$ po jej logaritmickej úprave sú znázornené na obr. 1.2. Na uvedenom obrázku vidíme, že pri nízkych hodnotách n sa $E(R/S)_n$ podľa Hursta významne odlišujú od prístupov Annis – Lloyd a Petersa, pričom s nárastom počtu pozorovaní sa rozdiely medzi nimi zmenšujú. Rozdiel medzi prístupom Annis – Lloyd a Petersa je menej zreteľný, hodnoty generované podľa Annis – Lloyd sú vyššie najmä pre malé hodnoty n .

Obr. 1.2 Logaritmické znázornenie očakávaných hodnôt štatistík $(R/S)_n$ podľa Hursta, Annis – Lloyd a Petersa



Zdroj: vlastný

Ak skúmaný systém je IID – nezávislý a identický rozdelený, vypočítaná hodnota Hurstovho koeficientu H by sa nemala odchyľovať od jej očakávanej hodnoty $E(H)$. Ak finančné časové rady obsahujú určitý druh „dlhej pamäte“, hodnoty Hurstovho koeficientu sa budú významne odlišovať od očakávanej hodnoty $E(H)$. Štatistická významnosť je teda determinovaná vzťahom:

¹³ ELLIS, C.: Misspecification in the estimation of the expected rescaled range statistic. In: *School of Finance and Economics Working Paper Series*. Sydney : University of Technology, 1996, č. 69

$$\frac{H - E(H)}{\sqrt{\text{Var}(E(H))}}, \quad (5.18)$$

kde rozptyl $E(H)$ sa počíta ako:

$$\text{Var}(E(H)) = \frac{1}{T} \quad (5.19)$$

Štandardnú odchýlku dostaneme odmocnením hodnoty zo vzťahu (5.19): $s = 1/\sqrt{T}$. Pretože $E(H)$ je IDD, rozptyl je závislý na dĺžke časového radu T , a je nezávislý od n alebo Hurstovho koeficientu H . Podľa Petersa¹⁴ je koeficient H štatisticky významný práve vtedy, ak empiricky vypočítaná hodnota Hurstovho koeficientu H je vzdialená viac ako dve štandardné odchýlky od $E(H)$. Ak platí, že $H > E(H)$, časový rad má tzv. perzistentný charakter a výnosnosti majú tendenciu sa meniť rýchlejšie ako nezávislý náhodný proces. V prípade, že $0 < H < E(H)$ finančný rad má antiperzistentný charakter a výnosnosti majú tendenciu k menším zmenám.

1.6 Modifikovaná R/S analýza

Výsledky klasickej R/S analýzy sú obzvlášť citlivé na prítomnosť krátkodobej závislosti medzi údajmi časového radu. Krátkodobá pamäť môže viesť k neopodstatnenému zamietnutiu nulovej hypotézy. Uvedený problém vyriešil A. W. Lo modifikovanou R/S štatistikou, ktorej správanie je invariantné pre väčšinu procesov s krátkodobou pamäťou, no odchyľuje sa od očakávaných hodnôt pre procesy s dlhodobou pamäťou. Na rozdiel od klasickej R/S štatistiky, kde je rozsah normalizovaný štandardnou odchýlkou – vzorec (5.12), pri modifikovanej R/S analýze sa berú do úvahy aj vážené priemery autokorelácií – vzorec (6.2). Výpočet modifikovanej R/S štatistiky ako ju uvádza Lo:¹⁵

¹⁴ PETERS, E.P.: *Fractal market analysis : Applying chaos theory to investment and economics*. New York : John Wiley & Sons, 1994 s. 153

¹⁵ LO A.W.: Long-term memory in stock market prices. In: *Econometrica*, 1991, č. 5, s. 1279-1313

$$Q_{i,n} = \frac{\max_{j=1}^n (X_{i,j} - E(X)_i) - \min_{j=1}^n (X_{i,j} - E(X)_i)}{s_{i,n}(q)} = \frac{R_i}{s_{i,n}(q)}, \text{ kde } 1 \leq j \leq n, \quad (6.1)$$

$$s_{i,n}^2(q) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_{i,j} - E(X)_i)^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^q w_j(q) \left[\sum_{l=j+1}^n (X_{i,l} - E(X)_i)(X_{i,l-j} - E(X)_i) \right] \quad (6.2)$$

$$= S_i^2 + 2 \sum_{j=1}^q w_j(q) \hat{g}_j,$$

$$w_j(q) = 1 - \frac{j}{q+1}, \text{ kde } q < n, \quad (6.3)$$

kde S_i – štandardná odchýlka i – teho subobdobia,

R_i – rozsah i – teho subobdobia,

q – veľkosť zvolenej časovej medzery,

\hat{g}_j – odhad autokovariancií radu X_i .

Váhy $w_j(q)$ vo vzorci (6.3) stále vedú ku kladnej hodnote $\sigma_{i,n}^2(q)$. Môžeme si všimnúť, že pre $q = 0$ je výpočet modifikovanej R/S štatistiky zhodný s klasickou R/S štatistikou ($q_{i,n}(0) = S_i$). Pri výbere časovej medzery q je namieste otázka obozretnosti. Ak q je príliš veľké v porovnaní s n , rozdelenie štatistického odhadu môže byť radikálne skreslené. Na druhej strane pri zvolení príliš malej hodnoty q , hodnoty autokorelácií za medzerou q môžu byť podstatné, a preto by mali byť zahrnuté vo vážených priemeroch autokorelácií.

Andrews¹⁶ navrhol pravidlo pre výber parametra q v závislosti od údajovej základne. Pre autoregresný proces typu AR(1) sa vypočíta ako:

$$q = [k_n], \quad k_n = \left(\frac{3T}{2} \right)^{\frac{1}{3}} \left(\frac{2\hat{r}}{1 - \hat{r}^2} \right)^{\frac{2}{3}}, \quad (6.4)$$

kde $[k_n]$ predstavuje najväčšie prirodzené číslo menšie alebo rovné k_n ,

\hat{r} – odhad korelačného koeficientu časového radu,

¹⁶ ANDREWS, D.: Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. In: *Econometrica*, 1991, č. 59, s. 817-58

T – dĺžka skúmaného časového radu.

Pre takto určenú časovú medzeru q Andrews takisto odporúča nahradiť pôvodné autokorelačné váhy nasledovnými:

$$w_j = 1 - \left| \frac{j}{k_n} \right| \quad (6.5)$$

1.7 V – štatistika

Na identifikáciu trvania cyklov časového radu sa využíva tzv. V – štatistika, ktorú pre klasickú R/S analýzu vypočítame ako:

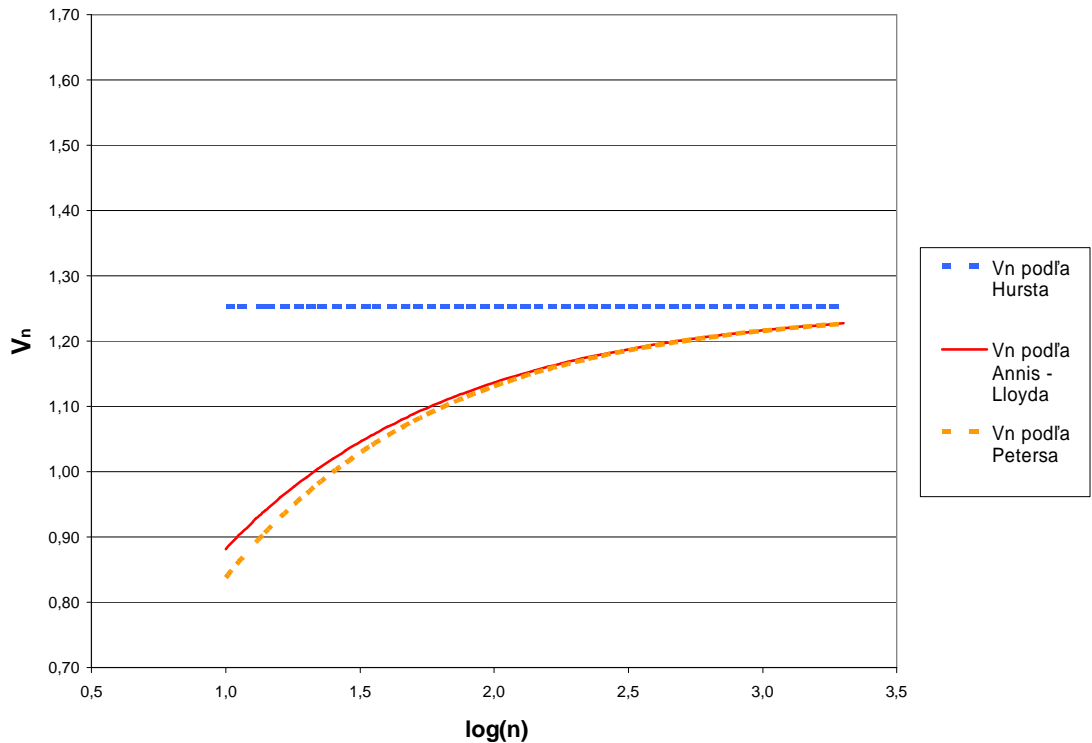
$$V_n = \frac{(R/S)_n}{\sqrt{n}} \quad (7.1)$$

V – štatistika je vlastne R/S štatistika normalizovaná druhou odmocninou z času. Obrázok 1.3 graficky znázorňuje hodnoty V – štatistiky v závislosti od $\log(n)$ pre nezávislé javy. Hodnoty V_n pre jednotlivé prístupy dostaneme tak, že do vzorca (7.1) dosadzujeme hodnoty $(R/S)_n$ počítané na základe vzťahov (5.15) až (5.17). Pri Hurstovom prístupe pomer V_n zostáva konštantný, teda náhodný a nezávislý proces je vykreslený horizontálnou čiarou. V prípade ak má časový rad perzistentný (antiperzistentný) charakter, potom R/S štatistika rastie rýchlejšie (pomalšie) ako druhá odmocnina času, preto bude v grafe sklon funkcie V_n v závislosti od $\log(n)$ pozitívny (negatívny).

Ak V – štatistika perzistentného časového radu rastie rýchlejšie ako druhá odmocnina času, znamená to, že v procese je prítomná dlhodobá pamäť. No akonáhle V_n výraznejšie poklesne, vytráca sa dlhodobá pamäť v skúmanom procese, a naznačuje tým ukončenie trvania cyklu. Z grafu V_n v závislosti od $\log(n)$ je tak možné jednoducho vyčítať dĺžku cyklu, a to v miestach náhleho zrovnania alebo poklesu V_n . Keď za týmto zlomom V_n opäť pokračuje v rastovom trende, je

pravdepodobné, že proces obsahuje ešte ďalší dlhší cyklus. V – štatistika je teda schopná identifikovať prítomnosť viacerých cyklov. Dokáže zachytiť jednak pravidelné periodické cykly, ako aj neperiodické chaotické cykly, ktoré sa vyznačujú priemernou dĺžkou trvania.

Obr. 1.3 Grafické znázornenie V – štatistiky pre nezávislé javy



Zdroj: vlastný

Obdobne sa počítajú hodnoty V – štatistiky aj pre modifikovanú R/S analýzu:

$$V_n(q) = \frac{Q_n}{\sqrt{n}} \quad (7.2)$$

A. W. Lo¹⁷ odvodil asymptotické rozdelenie pravdepodobností V – štatistiky za predpokladu neprítomnosti dlhodobej pamäte. Kritické hodnoty pre testovanie významnosti uvádza tab. 1.2. Stredná hodnota V – štatistiky je $E(V) = \sqrt{p/2}$ (približne 1.25) a štandardná odchýlka je rovná $E(V^2) = p^2/6$ (približne 0.27). Hustota pravdepodobností a distribučná funkcia V – štatistiky sú znázornené na

¹⁷ ANDREWS, D.: Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. In: *Econometrica*, 1991, č. 59, s. 817-58

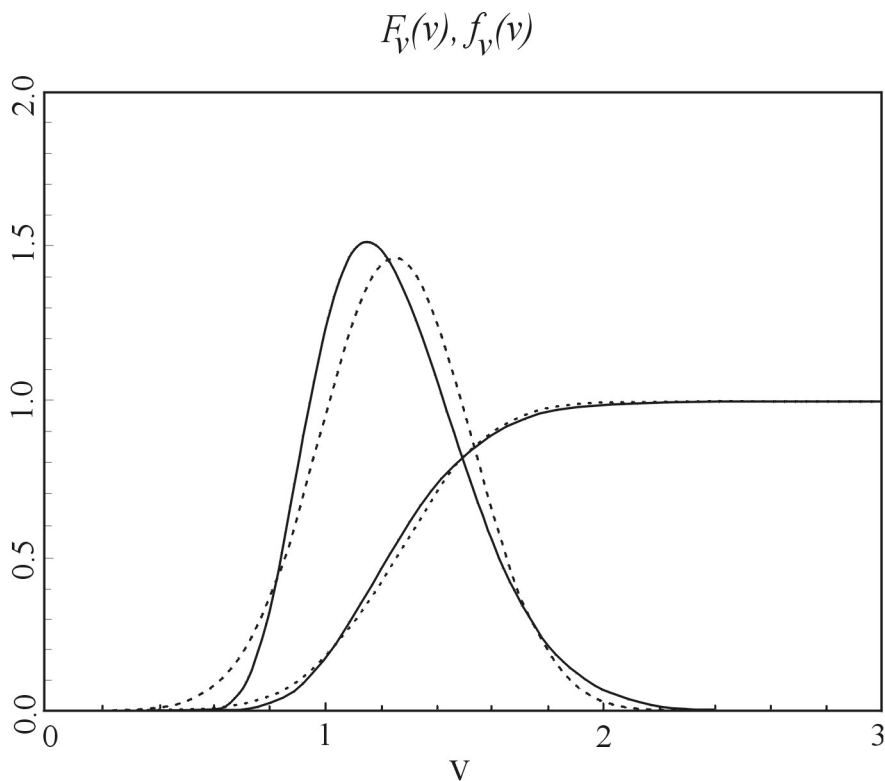
obr. 1.4 v porovnaní s normálnym rozdelením. Štatisticky významné hodnoty $V_n(q)$ indikujú prítomnosť dlhodobej pamäte. Významné hodnoty v pravej časti rozdelenia naznačujú perzistentný charakter skúmaného procesu, na druhej strane významné hodnoty v ľavej časti rozdelenia poukazujú na antiperzistentnú povahu procesu.

Tab. 1.2 Kvantily distribučnej funkcie $F_V(v)$.

$P(V < v)$	0.005	0.025	0.050	0.100	0.200	0.300	0.400	0.500
v	0.721	0.809	0.861	0.927	1.018	1.090	1.157	1.223
$P(V < v)$	0.543	0.600	0.700	0.800	0.900	0.950	0.975	0.995
v	$\sqrt{\frac{p}{2}}$	1.294	1.374	1.473	1.620	1.747	1.862	2.098

Zdroj: LO A.W. – MACKINLAY A.C.: *A non-random walk down Wall street*. Princeton : Princeton university press, 1999 s.157

Obr. 1.4 Hustota pravdepodobností a distribučná funkcia V – štatistiky. Prerušovanou čiarou je znázornené normálne rozdelenie s identickou strednou hodnotou a rozptylom akú má V – štatistika ($\sqrt{p/2}$, $p^2/6$).



Zdroj: LO A.W. – MACKINLAY A.C.: *A non-random walk down Wall street*. Princeton : Princeton university press, 1999 s.162

2 R/S ANALÝZA MENOVÝCH KURZOV

V analytickej časti preskúmame správanie sa vybraných zahraničných mien aplikovaním klasickej R/S metodológie, ktorú budeme konfrontovať s výsledkami dosiahnutými modifikovanou R/S analýzou. Na základe vypočítaného Hurstovho koeficientu sa pokúsime identifikovať povahu zahraničných mien, t.j. či majú skôr náhodný alebo deterministický charakter. Budeme štatisticky testovať nulovú hypotézu o tom, že skúmaná zahraničná mena predstavuje náhodný nezávislý proces oproti hypotéze, že cudzia mena má určitý druh „dlhodobej pamäte“. Svoju pozornosť zameriame aj na analýzu prítomnosti cyklov vo vývoji kurzov, ak nejaké existujú, ktoré by mohli byť použité v prospech potenciálnych ziskových obchodných príležitostí.

Pre účely analýzy sme si zvolili nasledovné zahraničné meny na menovom trhu Slovenskej republiky: švajčiarsky frank (CHF), britská libra (GBP), americký dolár (USD), japonský jen (JPY) a česká koruna (CZK). Historický prehľad devízových kurzov sme čerpali z databázy Národnej banky Slovenska.¹⁸

Národná banka Slovenska uverejňuje kurzový lístok od januára 1993. Kurz slovenskej koruny bol v minulosti fixný a slovenská koruna bola od 14.7.1994 do 2.10.1998 napojená na kôš dvoch mien, v ktorom 60% tvorila nemecká marka a 40% americký dolár. Rozdiel medzi výsledným kurzom a jeho teoretickou hodnotou, vypočítanou z definície menového koša o 11:30 miestneho času nesmel prekročiť 7%. 2. októbra 1998 bolo zrušené fluktučné pásmo a tiež naviazanie kurzu slovenskej koruny na menový kôš. Zaviedol sa voľne plávajúci kurz koruny, ktorý sa určuje na základe ponuky a dopytu po slovenskej korune na medzibankovom devízovom trhu.

Vzhľadom na zmenu kurzového systému v októbri 1998 prevedieme R/S analýzu samostatne na vzorke údajov z obdobia fixného kurzového režimu, zvlášť na vzorke z obdobia plávajúcich výmenných kurzov a nakoniec na spoločnej vzorke údajov, ktorá zahŕňa fixný aj plávajúci kurzový systém.

Ako už bolo uvedené v teoretickej časti na samotné testovanie štatistickej významnosti empiricky vypočítaného Hurstovho koeficientu s jeho očakávanou

¹⁸ <http://www.nbs.sk/kl/archiv/index.htm>

hodnotou je nevyhnutné stanoviť $(R/S)_n$ štatistiku pre viacero období s rôznou dĺžkou n ($n \geq 10$). Taktiež požadujeme, aby sa zvolené obdobia navzájom neprekrývali, no súčasne prechádzali celou dĺžkou analyzovaného časového radu, zahŕňajúc jeho počiatočnú aj koncovú hodnotu. Táto podmienka je ekvivalentná s požiadavkou, aby dĺžky zvolených období boli celočíselnými deliteľmi dĺžky celého časového radu. Z uvedeného vyplýva, že voľba dĺžky analyzovaného radu výrazne ovplyvňuje možnosti jeho ďalšej analýzy. Za nevhodné považujeme dĺžky s nízkym počtom celočíselných deliteľov.

Pri analýze výmenných kurzov len od zavedenia plávajúceho režimu máme k dispozícii údaje približne za 4 roky a 6 mesiacov, čo predstavuje časový rad o dĺžke 1134 údajov. Optimálne však bude, ak pre účely analýzy zoberieme o niečo menšiu vzorku. Zo všetkých vzoriek, ktorých dĺžka je menšia alebo rovná ako veľkosť dostupnej vzorky vyberieme takú, ktorá má najviac celočíselných deliteľov väčších alebo rovných ako 10 (aby bola splnená podmienka $n \geq 10$). V našom prípade je to vzorka s dĺžkou 1080 údajov, čomu zodpovedá až 24 celočíselných deliteľov. Keďže hodnota $(R/S)_n$ štatistiky sa počíta len po $n = T/2$, máme tak k dispozícii 23 rôznych dĺžok n . Pri R/S analýze pracujeme s už upraveným časovým radom (pozri vzťahy 5.5 a 5.6) – t.j. pracujeme s logaritmickými diferenciami, ktoré nám skrátiť časový rad o jednu jednotku, a následne počítame rezíduá AR(p) procesu, ktoré takisto skracujú časový rad o p údajov. Typ adekvátneho procesu AR(p), ktorý aplikujeme na pôvodný časový rad určíme na základe testu významnosti funkcie autokorelácie a parciálnej autokorelácie. Z toho vyplýva, že prvotný rad musí mať dĺžku $T+p+1$. Pri použití modelu AR(1) analyzujeme časový rad s 1082 údajmi, pri AR(2) s 1083 údajmi atď. Ak časový rad neobsahuje štatisticky významné autokorelácie, pracujeme iba s logaritmickými rozdielmi – časový rad o dĺžke 1081.

V prípade ak analyzujeme rezíduá AR(1), potom údaje pre R/S analýzu v období od zavedenia voľne plávajúceho kurzu slovenskej koruny sú v rozmedzí dní 5.10.1998 až 30.1.2003. V ďalšom kontexte ho budeme označovať ako subobdobie 2, a budeme ho pripájať aj za kódové označenie meny resp. skúmaného ukazovateľa – napr. CZK [2] znamená, že analyzujeme vývoj českej koruny v subobdobí 2. Analýza zahraničných kurzov v období uplatňovania fixného režimu zahŕňa údaje medzi 7.6.1994 až 2.10.1998 (subobdobie 1). Obe subobdobia vytvárajú časový rad o dĺžke 1082 a umožňujú nám tak jednoduché vzájomné porovnanie, či už vypočítaných

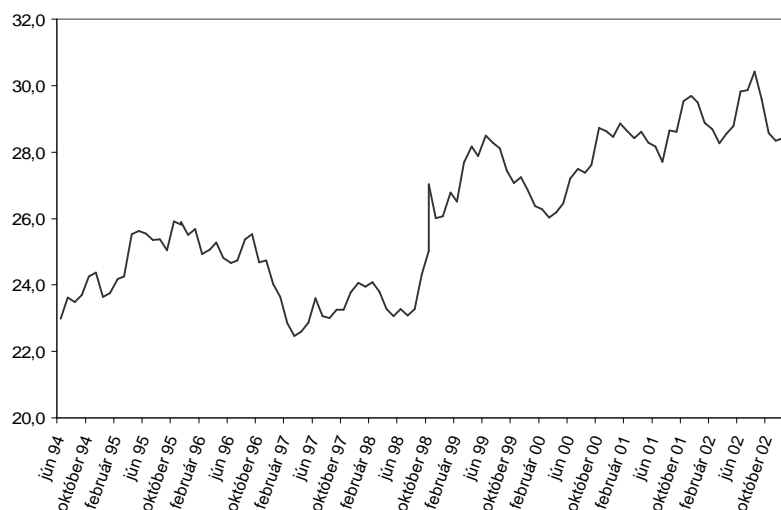
hodnôt alebo pri grafickom znázorňovaní. R/S analýzu urobíme aj pre celé obdobie pokrývajúce obidve subobdobia (obdobie [1+2]) – t.j. od 8.6.1994 po 29.1.2003 s dĺžkou 2162 (pri R/S analýze vzorke 2160 údajov zodpovedá 31 rôznych dĺžok n). Ak pracujeme s inými rezíduami procesu AR(p), adekvátne upravujeme rozmedzia skúmaných období tak, aby pôvodný rad mal vždy $T+p+1$ údajov.

Všetky výpočty uvedené v nasledujúcich častiach boli vykonané v aplikácii Microsoft Excel použitím bežných vzorcov, okrem testu stacionarity údajov a testu autokorelácie, ktoré sme urobili v programe E – Views v 4.0.

2.1 Švajčiarsky frank

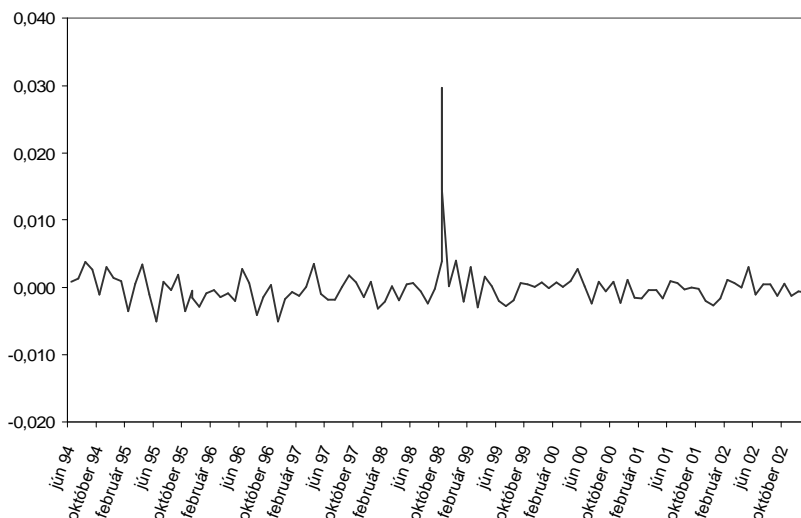
Vývoj výmenného kurzu švajčiarskeho franku voči slovenskej korune v období od 7.6.1994 do 30.1.2003 znázorňuje obr. 2.1.1. Zlom v historickom vývoji – október 1998, keď bol zrušený fixný režim kótovania slovenskej koruny, je však lepšie postrehnuteľný v grafe logaritmických zmien – obr. 2.1.2.

Obr. 2.1.1 Vývoj CHF/SKK: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Obr. 2.1.2 Vývoj CHF/SKK v logaritmických zmenách



Zdroj: vlastný

Skôr ako pristúpime k počítaniu R/S štatistiky, je potrebné preveriť stacionaritu skúmaného časového radu, aby sme sa vyhli prípadným skresleniam štatistických odhadov. Použili sme Dickey – Fullerov test, ktorého výsledky uvádza tab. 2.1.1. V prvom a druhom stĺpci testujeme časový rad kurzov pre subobdobia 1 a 2 (CHF [1], CHF[2]), v treťom a štvrtom aplikujeme Dickey – Fullerov test na logaritmické diferencie údajov čiastkových období (CHF [1] – log, CHF [2] – log). Môžeme vidieť, že pôvodné údaje majú na základe testu nestacionárny charakter, no použitím logaritmických rozdielov sa časový rad stáva stacionárnym – ADF štatistika je vysoko významná pre prvé aj druhé subobdobie.

Tab. 2.1.1 ADF test stacionarity pre švajčiarsky frank

	CHF [1]	CHF [2]	CHF [1] - log	CHF [2] - log
ADF štatistika	-1.831657	-1.931612	-14.86827 [*]	-14.90583 [*]
1% kritická hodnota	-3.4392	-3.4392	-3.4392	-3.4392
5% kritická hodnota	-2.8646	-2.8646	-2.8647	-2.8647
10% kritická hodnota	-2.5684	-2.5684	-2.5684	-2.5684
počet pozorovaní	1080	1080	1076	1076
koeficient CHF(-1)	-0.006148	-0.005965	-1.039199	-0.910412
štand. odchýlka	0.003356	0.003088	0.069894	0.061078
t – charakteristika	-1.831657	-1.931612	-14.86827	-14.90583
pravdep.	0.0673	0.0537	0.0000	0.0000
koeficient C	0.150939	0.167788	3.63E-05	1.34E-05
štand. odchýlka	0.081294	0.086808	5.59E-05	5.15E-05
t – charakteristika	1.856700	1.932870	0.649934	0.260913
pravdep.	0.0636	0.0535	0.5159	0.7942
F – charakteristika	2.112050	13.45616	228.7320	164.4917
pravdep.	0.121491	0.000002	0.000000	0.000000
Durbin – Watson	1.994187	1.993312	1.999139	2.000074

Zdroj : výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Vzhľadom na skutočnosť, že R/S analýza je citlivá na prítomnosť autokorelácie uvádzame v tabuľkách 2.1.2 – 2.1.4 hodnoty funkcie autokorelácie, parciálnej autokorelácie, ako i výsledok testu jej významnosti pre jednotlivé skúmané obdobia. Pri CHF [1] v časovom rade logaritmickej rozdielov nie sú prítomné štatisticky významné autokorelácie, preto nie je potrebná ďalšia úprava pôvodného radu. V prípade CHF [1+2] a CHF [2] časový rad logaritmickej diferencií obsahuje pre $q = 1$ štatisticky významné autokorelácie, preto použijeme rezíduá AR(1) namiesto pôvodných údajov. Ako si môžeme všimnúť v pravých častiach tabuliek 2.1.2 a 2.1.4 rezíduá AR(1) už neobsahujú žiadne významné korelácie. Časový rad rezíduí AR(1) X_t dostaneme z pôvodného radu logaritmickej diferencií S_t pre jednotlivé obdobia nasledovným prepočtom:

$$\text{CHF [1+2]:} \quad X_t = S_t - (5,81 \cdot 10^{-5} + 0,118229 \cdot S_{t-1}), \text{ pre } t = 1, 2, \dots, 2160.$$

$$\text{CHF [2]:} \quad X_t = S_t - (4,13 \cdot 10^{-6} + 0,142128 \cdot S_{t-1}), \text{ pre } t = 1, 2, \dots, 1080.$$

Tab. 2.1.2 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre CHF [1+2]

q	CHF [1+2] – log				model AR(1) pre CHF [1+2] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	0.118*	0.118*	28.609	0.000	-0.002	-0.002	0.0086	
2	0.031	0.017	30.588	0.000	0.021	0.021	0.9254	0.336
3	-0.028	-0.034	32.201	0.000	-0.027	-0.027	2.4572	0.293
4	-0.046	-0.040	36.603	0.000	-0.044	-0.045	6.4801	0.090
5	-0.003	0.009	36.619	0.000	-0.003	-0.002	6.5027	0.165
6	0.050	0.052	41.820	0.000	0.053	0.055	12.335	0.030
7	-0.013	-0.028	42.182	0.000	-0.016	-0.018	12.831	0.046
8	-0.032	-0.033	44.283	0.000	-0.036	-0.041	15.507	0.030
9	0.037	0.050	47.120	0.000	0.047	0.051	20.048	0.010
10	-0.041	-0.046	50.574	0.000	-0.043	-0.038	23.908	0.004
11	-0.029	-0.026	52.258	0.000	-0.023	-0.029	24.971	0.005
12	-0.016	-0.011	52.788	0.000	-0.011	-0.013	25.236	0.008
13	-0.017	-0.008	53.364	0.000	-0.014	-0.008	25.617	0.012
14	-0.015	-0.014	53.827	0.000	-0.016	-0.017	26.134	0.016
15	0.022	0.017	54.825	0.000	0.025	0.015	27.373	0.017

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Tab. 2.1.3 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre CHF [1]

q	CHF [1] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	-0.031	-0.031	1.0489	0.306
2	0.024	0.023	1.6486	0.439
3	-0.003	-0.002	1.6585	0.646
4	-0.049	-0.050	4.2672	0.371
5	0.023	0.021	4.8602	0.433
6	0.068*	0.072*	9.9567	0.126
7	-0.015	-0.012	10.194	0.178
8	-0.009	-0.016	10.287	0.245
9	0.052	0.055	13.223	0.153
10	-0.050	-0.041	15.987	0.100
11	-0.047	-0.058*	18.384	0.073
12	-0.006	-0.011	18.420	0.104
13	0.023	0.033	18.984	0.124
14	-0.024	-0.029	19.624	0.142
15	0.035	0.021	20.973	0.138

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Tab. 2.1.4 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre CHF [2]

q	CHF [2] – log				model AR(1) pre CHF [2] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	0.142*	0.142*	21.850	0.000	0.003	0.003	0.0088	
2	0.008	-0.012	21.919	0.000	0.002	0.002	0.0130	0.909
3	-0.039	-0.039	23.591	0.000	-0.036	-0.036	1.3890	0.499
4	-0.021	-0.010	24.086	0.000	0.018	0.019	1.7522	0.625
5	-0.035	-0.031	25.394	0.000	-0.034	-0.034	2.9839	0.561
6	0.032	0.040	26.475	0.000	0.044	0.043	5.0637	0.408
7	0.015	0.004	26.721	0.000	0.025	0.026	5.7179	0.456
8	0.004	-0.001	26.741	0.001	-0.009	-0.012	5.8003	0.563
9	0.025	0.027	27.437	0.001	0.038	0.042	7.3390	0.501
10	-0.010	-0.017	27.543	0.002	-0.009	-0.011	7.4282	0.593
11	-0.013	-0.007	27.723	0.004	-0.005	-0.004	7.4580	0.682
12	-0.032	-0.029	28.855	0.004	-0.016	-0.012	7.7217	0.738
13	-0.020	-0.013	29.308	0.006	-0.015	-0.020	7.9717	0.787
14	0.018	0.024	29.665	0.008	0.025	0.028	8.6473	0.799
15	-0.005	-0.017	29.692	0.013	-0.003	-0.008	8.6554	0.852

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Po uskutočnení testu stacionarity a testov na autokoreláciu je možné pristúpiť k samotnému výpočtu charakteristiky $(R/S)_n$ pre celé skúmané obdobie a jednotlivé subobdobia. Jej hodnota sa stanovuje ako priemer charakteristík vypočítaných pre každé z čiastkových období, ako je vidieť v tabuľkách 2.1.5 a 2.1.6.

Tab. 2.1.5 R/S analýza švajčiarskeho franku: jún 1994 – január 2003. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, V – štatistika.

n	log(n)	log(R/S) _n	log[E(R/S) _n]	V _n	n	log(n)	log(R/S) _n	log[E(R/S) _n]	V _n
10	1,0000	0,4780	0,4456	0,951	80	1,9031	0,9775	1,0019	1,062
12	1,0792	0,5161	0,5010	0,947	90	1,9542	1,0245	1,0304	1,115
15	1,1761	0,5750	0,5662	0,970	108	2,0334	1,0535	1,0740	1,088
16	1,2041	0,5885	0,5847	0,969	120	2,0792	1,0902	1,0991	1,124
18	1,2553	0,6199	0,6178	0,982	135	2,1303	1,1330	1,1270	1,169
20	1,3010	0,6443	0,6470	0,986	144	2,1584	1,1471	1,1422	1,169
24	1,3802	0,6919	0,6965	1,004	180	2,2553	1,1820	1,1945	1,133
27	1,4314	0,7209	0,7279	1,012	216	2,3345	1,2539	1,2369	1,221
30	1,4771	0,7516	0,7556	1,030	240	2,3802	1,2327	1,2613	1,103
36	1,5563	0,8021	0,8029	1,057	270	2,4314	1,3105	1,2884	1,244
40	1,6021	0,8128	0,8299	1,027	360	2,5563	1,3727	1,3544	1,243
45	1,6532	0,8427	0,8598	1,038	432	2,6355	1,3980	1,3959	1,203
48	1,6812	0,8704	0,8760	1,071	540	2,7324	1,4331	1,4465	1,167
54	1,7324	0,8980	0,9054	1,076	720	2,8573	1,5071	1,5114	1,198
60	1,7782	0,9061	0,9315	1,040	1080	3,0334	1,6079	1,6023	1,234
72	1,8573	0,9669	0,9763	1,092					

Zdroj: vlastný

Tab. 2.1.6 R/S analýza švajčiarskeho franku pre subobdobia 1 a 2. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, V – štatistika.

n	log(n)	log[E(R/S) _n]	log(R/S) _n [1]	log(R/S) _n [2]	V _n [1]	V _n [2]
10	1,0000	0,4456	0,4756	0,4815	0,9454	0,958
12	1,0792	0,5010	0,5201	0,5168	0,9562	0,949
15	1,1761	0,5662	0,5801	0,5866	0,9820	0,997
18	1,2553	0,6178	0,6218	0,6270	0,9867	0,999
20	1,3010	0,6470	0,6525	0,6661	1,0047	1,037
24	1,3802	0,6965	0,7050	0,7090	1,0349	1,045
27	1,4314	0,7279	0,7240	0,7342	1,0193	1,044
30	1,4771	0,7556	0,7518	0,7775	1,0310	1,094
36	1,5563	0,8029	0,8038	0,8236	1,0609	1,110
40	1,6021	0,8299	0,8121	0,8455	1,0258	1,108
45	1,6532	0,8598	0,8395	0,8886	1,0301	1,153
54	1,7324	0,9054	0,8945	0,9449	1,0673	1,199
60	1,7782	0,9315	0,9060	0,9413	1,0398	1,128
72	1,8573	0,9763	0,9532	1,0149	1,0581	1,220
90	1,9542	1,0304	1,0222	1,0447	1,1093	1,168
108	2,0334	1,0740	1,0486	1,1171	1,0761	1,260
120	2,0792	1,0991	1,0846	1,1200	1,1092	1,203
135	2,1303	1,1270	1,0939	1,1810	1,0684	1,306
180	2,2553	1,1945	1,1948	1,2111	1,1673	1,212
216	2,3345	1,2369	1,2382	1,3120	1,1775	1,396
270	2,4314	1,2884	1,2755	1,3770	1,1476	1,450
360	2,5563	1,3544	1,3395	1,4229	1,1516	1,395
540	2,7324	1,4465	1,4519	1,4403	1,2183	1,186

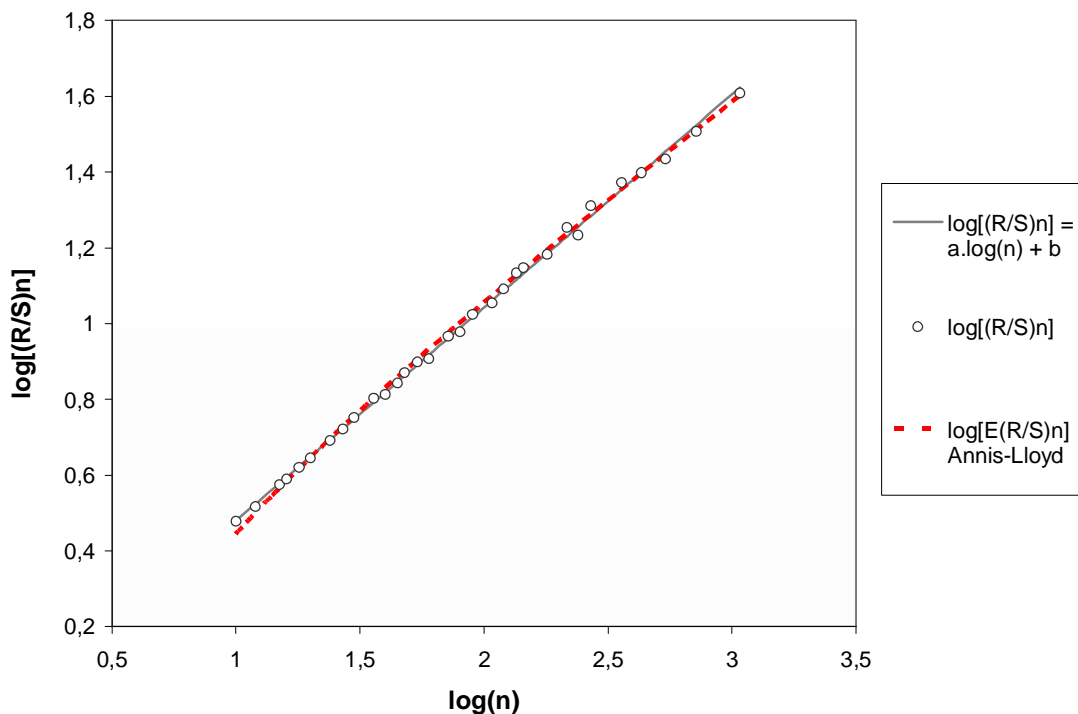
Zdroj: vlastný

Z údajov v tabuľkách 2.1.5 a 2.1.6 už je možné priamo odhadnúť hodnotu Hurstovho koeficientu pre jednotlivé obdobia na základe výpočtu lineárneho modelu tvaru:

$$\log(R/S)_n = a \log(n) + b,$$

kde parameter a je práve hľadaným Hurstovým koeficientom. Charakteristika tohto modelu je v tabuľke 2.1.7, a graf tejto závislosti pre celé skúmané obdobie je na obrázku 2.1.3 a pre CHF [1] a CHF [2] v prílohe 1.1.1 a 1.1.2. Obrázok 2.1.3 nasvedčuje tomu, že vzťah medzi vysvetľujúcou a vysvetľovanou veličinou v skúmanom modeli by mal zodpovedať predpokladanému lineárnemu vzťahu. O tomto fakte nás presvedčuje i hodnota koeficientu determinácie, ktorý je rovný 0,99847.

Obr. 2.1.3 Grafické znázornenie $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre švajčiarsky frank: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Tab. 2.1.7 Hurstov koeficient pre CHF, štatistická významnosť

	CHF [1+2]	CHF [1]	CHF [2]
koeficient a –Hurstov (H)	0,562068429	0,557605238	0,594668903
štand. odchýlka	0,004081332	0,003754769	0,010313032
koeficient b	-0,082287152	-0,076239789	-0,107434196
štand. odchýlka	0,008032725	0,006894603	0,018937054
koeficient determinácie	0,998473278	0,999048698	0,99372365
F – charakteristika	18965,95052	22053,99839	3324,893497
počet stupňov voľnosti	29	21	21
E(H)	0,534596019	0,551865836	0,551865836
štand. odchýlka	0,000650607	0,000760114	0,000760114
$s = 1/\sqrt{T}$	0,0215166	0,0304290	0,0304290
$\frac{H - E(H)}{s}$	1,2768022	0,1886160	1,4066523

Zdroj: vlastný

Výsledky v tabuľke 2.1.7 naznačujú, že švajčiarsky frank má perzistentnú povahu – empiricky vypočítané hodnoty Hurstovho koeficientu sú väčšie ako $E(H)$, no nie sú dostatočne vzdialené od očakávanej hodnoty $E(H)$, aby sme mohli usúdiť, že sú štatisticky významné. V prípade subobdobia 2 (október 1998 – január 2003) je hodnota Hurstovho koeficientu výraznejšie vzdialená od jej očakávanej hodnoty (1,407 násobok štandardnej odchýlky σ), ako pri subobdobí 1 (len 0,189 σ).

Hodnoty V – štatistiky (počítané podľa vzorca 7.1) sú znázornené na obrázku 2.1.4 pre obdobie jún 1994 – január 2003, a pre subobdobia 1 a 2 na obrázku 2.1.5. Vo všetkých skúmaných obdobiach má V – štatistika stúpajúci trend. V prípade CHF [1+2] a CHF [2] hodnoty V – štatistiky rastú rýchlejšie ako očakávané hodnoty V_n , naznačujú prítomnosť dlhodobej pamäte. Uvedené zistenia korešpondujú s výsledkami v tabuľke 2.1.7.

Teraz sa budeme snažiť nájsť v časovom rade vývoja kurzu CHF cykly. Šípkami na obrázkoch 2.1.4 a 2.1.5 sú znázornené možné zlomy, ktoré môžu signalizovať prítomnosť cyklu. Nie však každý zlom reprezentuje ďalší nový cyklus, nakoľko môže byť len určitým násobkom menšieho predchádzajúceho cyklu. Preto značíme len miesta predpokladaných cyklov so základnou dĺžkou trvania. Identifikované zlomy rozdeľujú časový rad na niekoľko časových horizontov. Tie sú rozanalyzované v tabuľkách 2.1.8 – 2.1.10 pre jednotlivé skúmané obdobia.

Tab. 2.1.8 R/S analýza CHF [1+2] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{s}$
$10 \leq n \leq 36$	0,5835	0,00670	0,6368	0,00314	-2,4751*
$36 < n \leq 54$	0,6682	0,04953	0,5793	0,00053	4,1323*
$54 < n \leq 90$	0,6426	0,07609	0,5609	0,00035	3,7959*
$90 < n \leq 1080$	0,5375	0,01506	0,5157	0,00051	1,0131

Zdroj: vlastný

Tab. 2.1.9 R/S analýza CHF [1] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{s}$
$10 \leq n \leq 36$	0,5871	0,00702	0,6368	0,00314	-1,6327
$36 < n \leq 54$	0,6377	0,04324	0,5793	0,00053	1,9168
$54 < n \leq 90$	0,6615	0,03314	0,5609	0,00035	3,3058*
$90 < n \leq 1080$	0,5673	0,01814	0,5310	0,00017	1,1911

Zdroj: vlastný

Tab. 2.1.10 R/S analýza CHF [2] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{s}$
$10 \leq n \leq 54$	0,6331	0,00904	0,6189	0,00267	0,4679
$54 < n \leq 135$	0,6298	0,05339	0,5542	0,00037	2,4854*
$135 < n \leq 270$	0,9321	0,17226	0,5334	0,00010	13,1021*
$270 \leq n \leq 540$	0,2030	0,07460	0,5249	0,00007	-10,5763*

Zdroj: vlastný

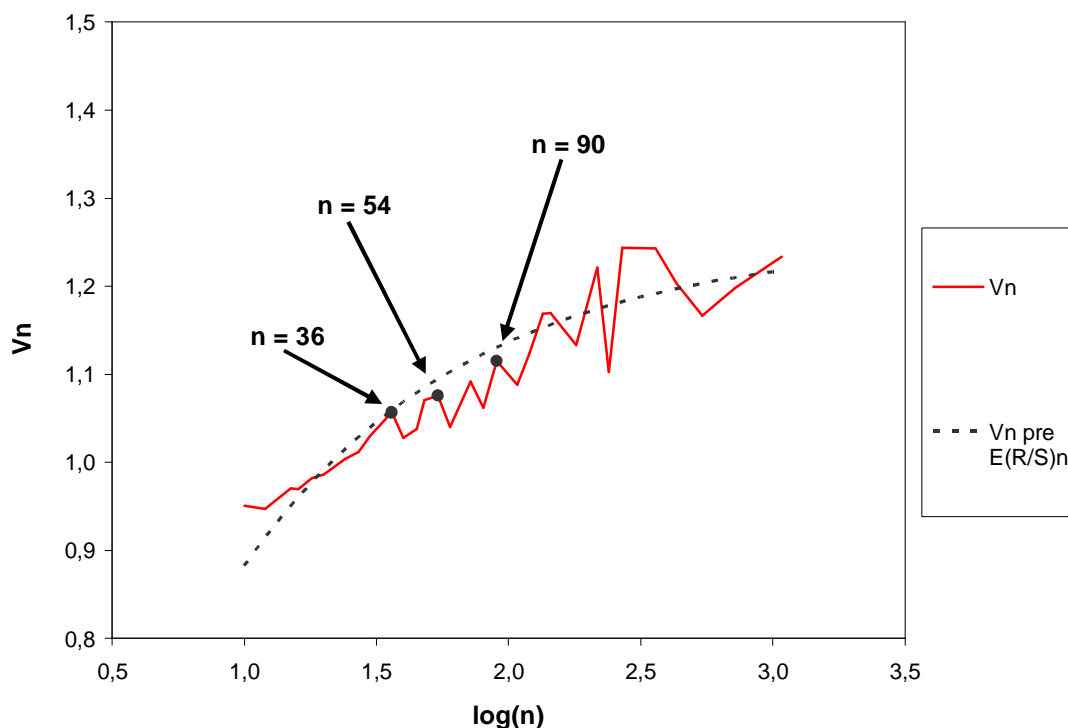
V prípade celého skúmaného obdobia pre $10 \leq n \leq 36$ má časový rad antiperzistentný charakter, ktorý sa pre $36 < n \leq 54$ mení na perzistentný charakter. Pri $n = 54$ nastáva zlom v grafe $V -$ štatistiky, čo signalizuje prítomnosť cyklu. Proces má pre $54 < n \leq 90$ opäť perzistentnú povahu, ale od $n > 90$ sa v ňom nevyskytujú žiadne zlomy, ktoré by naznačovali ďalší cyklus, ktorý by nebol len násobkom už skôr zachytených cyklov. Hodnoty Hurstovho koeficientu sú pre prvé tri čiastkové intervaly n štatisticky významné. Na základe analýzy môžeme povedať, že vo vývoji kurzov CHF [1+2] existujú tri cykly s priemernou dĺžkou 36, 54 a 90 pracovných dní, resp. približne 7, 11 a 18 týždňov.

Obdobné výsledky dostávame aj pri analýze CHF [1]. Pri $10 \leq n \leq 36$ empiricky vypočítaná hodnota Hurstovho koeficientu naznačuje antiperzistentnú povahu časového radu. Za $n = 36$ nastáva viditeľný zlom a proces začína nadobúdať viac perzistentný charakter pre $36 < n \leq 54$. Pri $n = 54$ dochádza k ďalšiemu zlomu vo vývoji, a pre $54 < n \leq 90$ sa hodnota Hurstovho koeficientu významne odlišuje od predpokladanej očakávanej hodnoty $E(H)$. Pre $n > 90$ sa nevyskytuje žiaden nový cyklus, a proces sa stáva menej perzistentným. Z analýzy vyplýva, že CHF má v prvom čiastkovom období rovnaké cykly ako CHF [1+2]: 36, 54 a 90 dní.

Pri CHF [2] zlomy v grafe $V -$ štatistiky signalizujú prítomnosť cyklického správania pre n rovné 54 a 135 (približne 11 a 27 týždňov). Pre $10 \leq n \leq 54$ Hurstov koeficient nie je štatisticky významný, pre $54 < n \leq 135$ má časový rad perzistentný charakter. Pri $n = 270$ nastáva zlom, proces nadobúda antiperzistentnú povahu. Nájdený cyklus s dĺžkou 270 dní je však len násobkom skôr identifikovaného 54 – dňového cyklu ($270 = 5 \cdot 54$).

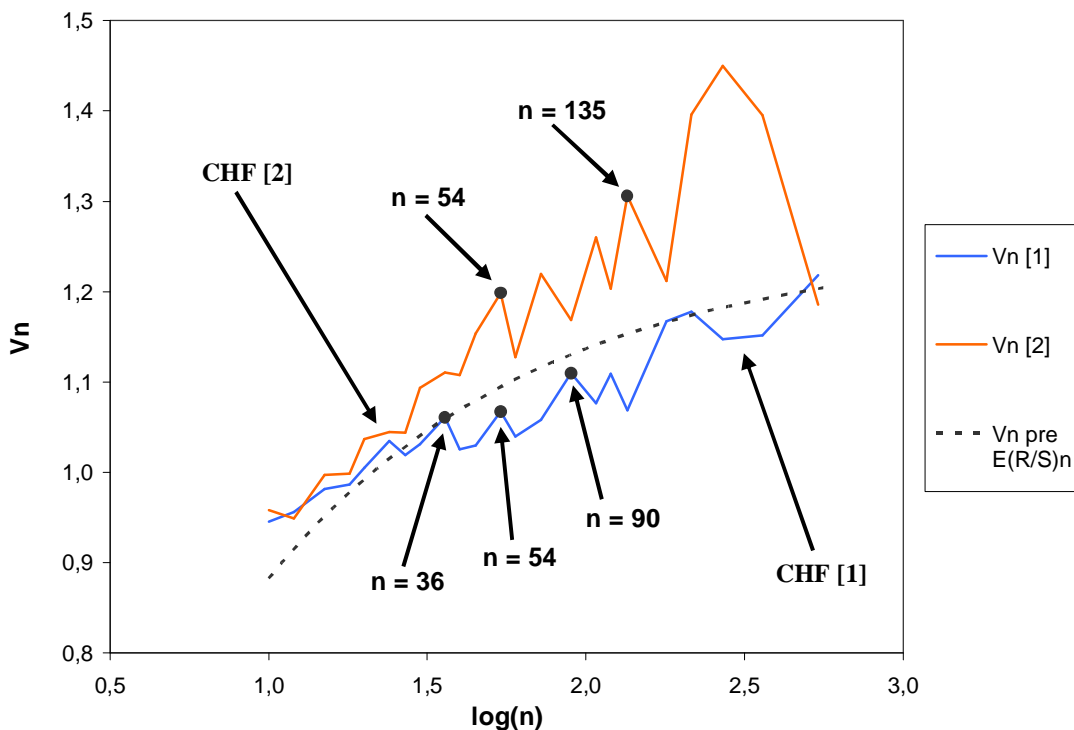
Vo všetkých skúmaných obdobiach sa prejavil cyklus s priemernou dĺžkou 54 pracovných dní, čomu zodpovedá približne 11 týždňov, alebo dva a pol mesiaca.

Obr. 2.1.4 $V -$ štatistika pre švajčiarsky frank: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Obr. 2.1.5 V – štatistika švajčiarskeho franku pre subobdobia 1 a 2



Zdroj: vlastný

Nakoľko výsledky klasickej R/S analýzy sú obzvlášť citlivé na prítomnosť krátkodobej závislosti medzi údajmi časového radu, použijeme aj modifikovanú R/S analýzu, ktorá spomínaný problém zohľadňuje pri svojej konštrukcii na základe vzorcov (6.1) až (6.5). Modifikovanú R/S štatistiku $Q_n(q)$ sme vypočítali pre rôzne veľkosti časovej medzery q : 0, 4, 8, 12 a q_A – pozri tab. 2.1.11¹⁹. Hodnoty q_A sme určili na základe Andrewsovho vzorca (6.4) a pre švajčiarsky frank sú výpočty uvedené pre jednotlivé analyzované obdobia v tabuľke 2.1.12. Taktiež sme vypočítali hodnoty V – štatistiky $V_n(q)$ podľa vzorca (7.2) – pravá časť tabuľky 2.1.11. Výsledky modifikovanej R/S analýzy pre CHF [1] a CHF [2] uvádzame v prílohe 1.2.1 a 1.2.2. Podstatné pre nás sú však priemerné hodnoty $V(q)$, ktoré sumarizuje tabuľka 2.1.12. Pomocou nich vieme usúdiť, či v danom procese je prítomná dlhodobá pamäť. Ako si môžeme všimnúť, ani jedna z hodnôt $V(q)$ nie je štatisticky významná, nie sme teda schopní zamietnuť nulovú hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte.

¹⁹ Pre $q = 0$ je výpočet modifikovanej R/S štatistiky zhodný s klasickou R/S štatistikou: $Q_n(0) = (R/S)_n$.

Tab. 2.1.11 Modifikovaná R/S analýza pre švajčiarsky frank: jún 1994 – január 2003

n	$Q_n(q)$					$V_n(q)$				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	$q_A = 5$	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	$q_A = 5$
10	3,006	4,283	5,675	–	4,527	0,951	1,354	1,795	–	1,432
12	3,281	4,459	5,822	–	4,670	0,947	1,287	1,681	–	1,348
15	3,758	4,884	6,202	7,299	5,090	0,970	1,261	1,601	1,884	1,314
16	3,877	4,887	5,992	6,988	5,062	0,969	1,222	1,498	1,747	1,265
18	4,168	5,161	6,206	7,150	5,345	0,982	1,217	1,463	1,685	1,260
20	4,409	5,406	6,530	7,416	5,602	0,986	1,209	1,460	1,658	1,253
24	4,919	5,833	6,840	7,624	5,996	1,004	1,191	1,396	1,556	1,224
27	5,259	6,205	7,107	8,023	6,361	1,012	1,194	1,368	1,544	1,224
30	5,644	6,559	7,475	8,200	6,733	1,030	1,198	1,365	1,497	1,229
36	6,340	7,136	7,812	8,387	7,259	1,057	1,189	1,302	1,398	1,210
40	6,498	7,369	8,157	8,708	7,508	1,027	1,165	1,290	1,377	1,187
45	6,962	7,821	8,445	9,073	7,956	1,038	1,166	1,259	1,353	1,186
48	7,421	8,255	8,882	9,294	8,383	1,071	1,192	1,282	1,341	1,210
54	7,906	8,625	9,129	9,654	8,720	1,076	1,174	1,242	1,314	1,187
60	8,056	8,877	9,421	9,835	9,002	1,040	1,146	1,216	1,270	1,162
72	9,265	10,084	10,585	10,942	10,187	1,092	1,188	1,247	1,290	1,201
80	9,495	10,373	10,916	11,244	10,487	1,062	1,160	1,220	1,257	1,172
90	10,580	11,524	11,772	12,036	11,609	1,115	1,215	1,241	1,269	1,224
108	11,311	11,891	12,321	12,660	11,996	1,088	1,144	1,186	1,218	1,154
120	12,308	13,054	13,411	13,610	13,163	1,124	1,192	1,224	1,242	1,202
135	13,585	14,288	14,559	14,863	14,372	1,169	1,230	1,253	1,279	1,237
144	14,032	14,948	15,327	15,582	15,060	1,169	1,246	1,277	1,299	1,255
180	15,205	16,350	16,661	16,940	16,470	1,133	1,219	1,242	1,263	1,228
216	17,945	18,648	18,842	18,947	18,714	1,221	1,269	1,282	1,289	1,273
240	17,088	17,868	18,287	18,622	18,009	1,103	1,153	1,180	1,202	1,162
270	20,442	21,344	21,424	21,539	21,443	1,244	1,299	1,304	1,311	1,305
360	23,586	24,620	24,914	25,025	24,767	1,243	1,298	1,313	1,319	1,305
432	25,004	25,633	25,763	25,870	25,741	1,203	1,233	1,240	1,245	1,238
540	27,110	28,215	28,304	28,309	28,326	1,167	1,214	1,218	1,218	1,219
720	32,141	32,936	33,373	33,693	33,123	1,198	1,227	1,244	1,256	1,234
1080	40,541	42,418	42,391	42,244	42,556	1,234	1,291	1,290	1,285	1,295

Zdroj: vlastný

Tab. 2.1.12 V – štatistika pre švajčiarsky frank

	CHF [1+2]	CHF [1]	CHF [2]
V (q = 0)	1,0879	1,0638	1,1572
štand. odchýlka	0,0900	0,0708	0,1363
P (V < V(0))	0,2986	0,2636	0,4003
V (q = 4)	1,2174	1,1696	1,2622
štand. odchýlka	0,0622	0,0469	0,0710
P (V < V(4))	0,4915	0,4191	0,5558
V (q = 8)	1,3284	1,2693	1,3859
štand. odchýlka	0,1441	0,1513	0,1279
P (V < V(8))	0,6430	0,5656	0,7120
V (q = 12)	1,3747	1,3115	1,4321
štand. odchýlka	0,1740	0,1831	0,1512
P (V < V(12))	0,7007	0,6219	0,7587
q_A (podľa Andrews)	5	1	5
V (q_A)	1,2386	1,0935	1,2679
štand. odchýlka	0,0587	0,0593	0,0702
P (V < V(q _A))	0,5224	0,3053	0,5637

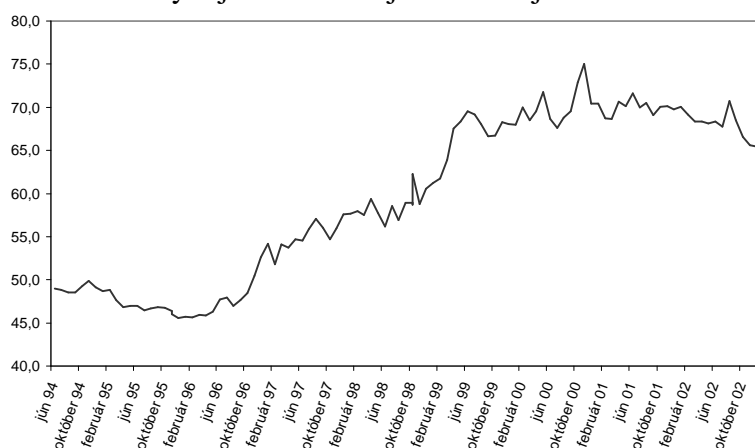
Zdroj: vlastný

Na základe uskutočnených analýz môžeme uviesť nasledovný záver pre švajčiarsky frank. Výpočet Hurstovho koeficientu $H = 0,562$ (pre obdobie jún 1994 – január 2003) naznačuje perzistentnú povahu vývoja kurzu CHF, ale na druhej strane sa štatisticky významne nelíši od predpokladanej očakávanej hodnoty. Na základe analýzy vývoja V – štatistiky môžeme povedať, že vo vývoji kurzov CHF pre celé skúmané obdobie existujú tri cykly s priemernou dĺžkou 36, 54 a 90 pracovných dní, resp. 7, 11 a 18 týždňov. Modifikovaná R/S analýza nezamietla hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte, z čoho vyplýva, že časový rad kurzov švajčiarskeho franku môžeme považovať za náhodný a nezávislý proces.

2.2 Britská libra

Vývoj výmenného kurzu britskej libry voči slovenskej korune v období od 7. júna 1994 do 30. januára 2003 znázorňuje obr. 2.1.1 a v logaritmických zmenách – príloha 2.1.

Obr. 2.2.1 Vývoj GBP/SKK: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Výsledky Dickey – Fulleroého testu stacionarity pre britskú libru sumarizuje príloha 2.2. Prvotné údaje majú nestacionárny charakter, ale na druhej strane logaritmické rozdiely vytvárajú stacionárny časový rad, ktorý podrobíme R/S analýze.

Hodnoty autokorelačnej funkcie, funkcie parciálnej autokorelácie, ako i výsledok testu jej významnosti pre jednotlivé skúmané obdobia (pozri príloha 2.3.1 a 2.3.2) nepotvrdili pre jednotlivé obdobia prítomnosť štatisticky významných korelácií, preto nie je potrebná ďalšia úprava radov logaritmických rozdielov.

Po vykonaní testu stacionarity a testu na autokoreláciu počítame hodnoty $(R/S)_n$ pre jednotlivé skúmané obdobia. Príloha 2.4.1 prezentuje výsledky klasickej R/S analýzy pre celé skúmané obdobie t.j. jún 1994 – január 2003. Hodnoty $(R/S)_n$ pre 1. a 2. subobdobie udáva príloha 2.4.2.

Na základe vypočítaných hodnôt $(R/S)_n$ môžeme určiť Hurstov koeficient pomocou metódy najmenších štvorcov v regresnom modeli $\log(R/S)_n = a \log(n) + b$. Následne počítame očakávané hodnoty Hurstovho koeficientu $E(H)$ podľa prístupu Annis – Lloyda (vzorec 5.16), aby sme mohli otestovať štatistickú významnosť odhadu H na základe vzorca (5.18). Výsledky sumarizuje tabuľka 2.2.1.

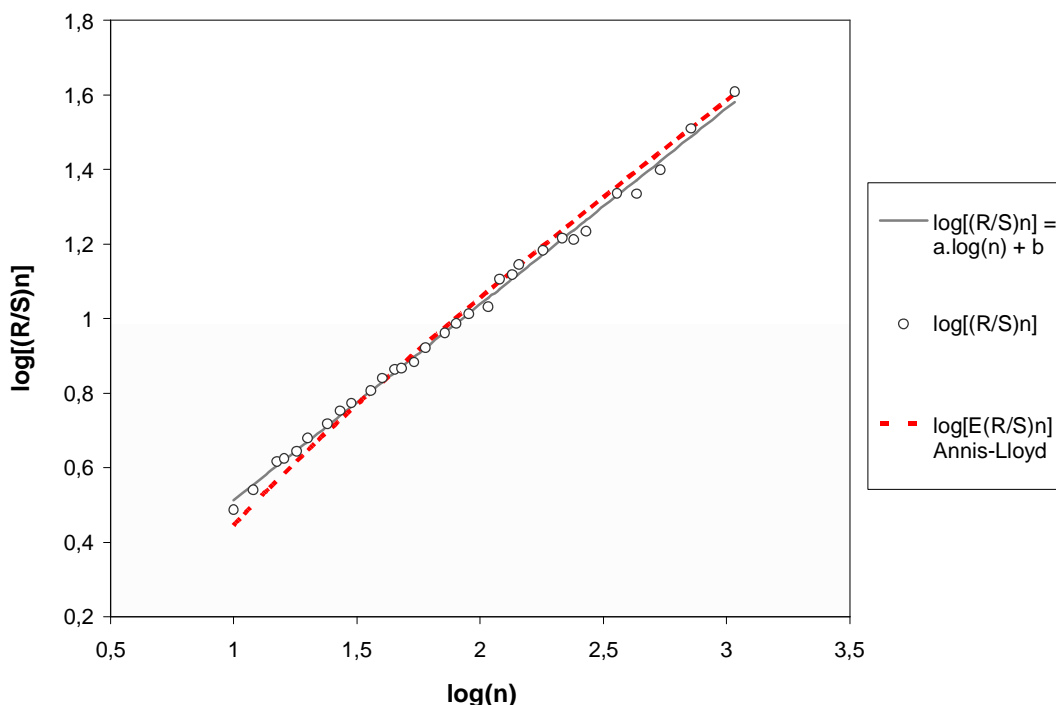
Tab. 2.2.1 Hurstov koeficient pre GBP, štatistická významnosť

	GBP [1+2]	GBP [1]	GBP [2]
koeficient a –Hurstov (H)	0,525514487	0,525852734	0,532861583
štand. odchýlka	0,00570071	0,007397727	0,008625395
koeficient b	-0,013014924	-0,006941429	-0,023517935
štand. odchýlka	0,011219926	0,013583897	0,015838173
koeficient determinácie	0,996598997	0,995861086	0,994527757
F – charakteristika	8497,896719	5052,794387	3816,548693
počet stupňov voľnosti	29	21	21
E(H)	0,534596019	0,551865836	0,551865836
štand. odchýlka	0,000650607	0,000760114	0,000760114
$s = 1 / \sqrt{T}$	0,0215166	0,0304290	0,0304290
$\frac{H - E(H)}{s}$	-0,4220715	-0,8548778	-0,6245435

Zdroj: vlastný

Hurstov koeficient je pre britskú libru v celom skúmanom období rovný hodnote $H = 0,526$, a predstavuje taktiež sklon funkcie $\log(R/S)_n$ v závislosti od $\log(n)$ na obrázku 2.2.2. Graf $\log(R/S)_n$ v závislosti od $\log(n)$ pre GBP [1] a GBP [2] je možné nájsť v prílohe 2.5.1 a 2.5.2. Na základe testu významnosti nemôžeme ani v jednom období zamietnuť nulovú hypotézu, z čoho vyplýva, že britská libra sa podobá na správanie procesu náhodnej prechádzky.

Obr. 2.2.2 Grafické znázornenie $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre britskú libru: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Hodnoty V – štatistiky z tabuliek v prílohe 2.4.1 a 2.4.2 sú graficky znázornené na obrázku 2.2.3 pre celé skúmané obdobie a pre subobdobia 1 a 2 na obrázku 2.2.4. Z grafov je možné vidieť, že hodnoty V_n rastú o niečo miernejšie ako očakávané hodnoty V – štatistiky, naznačuje to miernu antiperzistentnú povahu britskej libry, ktorú však na základe prevedených testov významnosti nemôžeme vierohodne potvrdiť.

Identifikáciu cyklov vykonáme na základe analýzy zlomov v grafe V – štatistiky. Možné zlomy sú označené šípkami, a rozdeľujú nám časový rad vývoja kurzov na niekoľko časových období. Tie sú následne analyzované v tabuľkách 2.2.2 až 2.2.4 pre jednotlivé skúmané obdobia.

Tab. 2.2.2 R/S analýza GBP [1+2] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{s}$
$10 \leq n \leq 15$	0,7356	0,02841	0,6851	0,00386	2,3481*
$15 < n \leq 27$	0,5959	0,03299	0,6249	0,00160	-1,3443
$27 < n \leq 108$	0,4857	0,01452	0,5696	0,00078	-3,8999*
$108 < n \leq 1080$	0,5170	0,02472	0,5146	0,00052	0,1099

Zdroj: vlastný

Tab. 2.2.3 R/S analýza GBP [1] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{S}$
$10 \leq n \leq 15$	0,7160	0,03833	0,6851	0,00386	1,0154
$15 < n \leq 27$	0,6098	0,06041	0,6249	0,00160	-0,4952
$27 < n \leq 45$	0,6379	0,07490	0,5911	0,00081	1,5378
$45 < n \leq 90$	0,7099	0,02398	0,5627	0,00041	4,8349*
$90 < n \leq 180$	0,6795	0,14059	0,5427	0,00018	4,4968*
$180 < n \leq 540$	0,4998	0,03224	0,5263	0,00009	-0,8697

Zdroj: vlastný

Tab. 2.2.4 R/S analýza GBP [2] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{S}$
$10 \leq n \leq 15$	0,7802	0,04196	0,6851	0,00386	3,1275*
$15 < n \leq 27$	0,6329	0,03792	0,6249	0,00160	0,2652
$27 < n \leq 108$	0,4516	0,01277	0,5696	0,00078	-3,8796*
$108 < n \leq 540$	0,5477	0,02179	0,5310	0,00017	0,5477

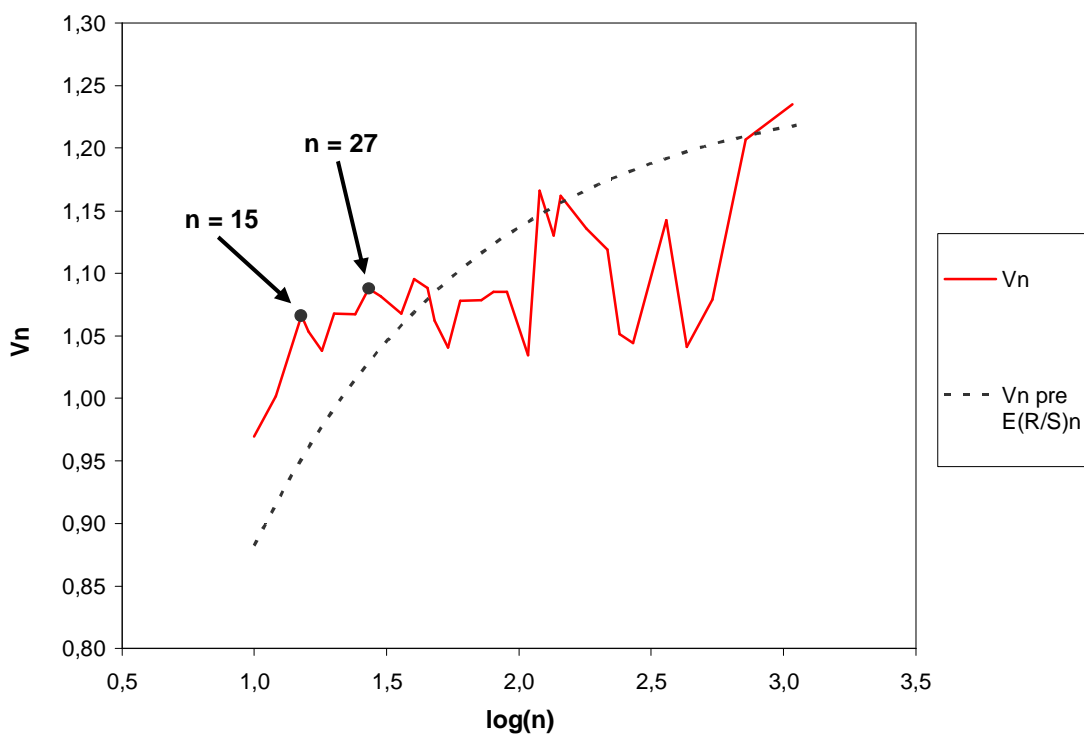
Zdroj: vlastný

V prípade analýzy GBP [1+2] nachádzame základné zlomy pri $n = 15$ a $n = 27$. Pre $10 \leq n \leq 15$ má časový rad významný perzistentný charakter, ale pre $15 < n \leq 27$ nadobúda viac antiperzistentnú povahu. Pri $n = 27$ nastáva zlom a pre $27 < n \leq 108$ je hodnota Hurstovho koeficientu rovná 0,4857, čo potvrdzuje výraznú antiperzistentnú povahu. Ďalšie zlomy napr. pri $n = 108$ sú len násobkami už skôr zachytených zlomov. ($108 = 4 \cdot 27$). Na základe analýzy môžeme povedať, že vo vývoji kurzov GBP [1+2] existujú dva neperiodické cykly s priemernou dĺžkou trvania 15 a 27 pracovných dní, resp. približne 3 a 5 týždňov.

Situácia sa opakuje aj pri skúmaní vývoja GBP [1] a GBP [2]. Takisto sú tu viditeľné zlomy pre n rovné 15 a 27 (obrázok 2.2.4). Ostatné zlomy vo vývoji $V -$ štatistík zodpovedajú určitým násobkom základných cyklov ($45 = 3 \cdot 15$, $90 = 6 \cdot 15$, $180 = 12 \cdot 15$, $108 = 4 \cdot 27$).

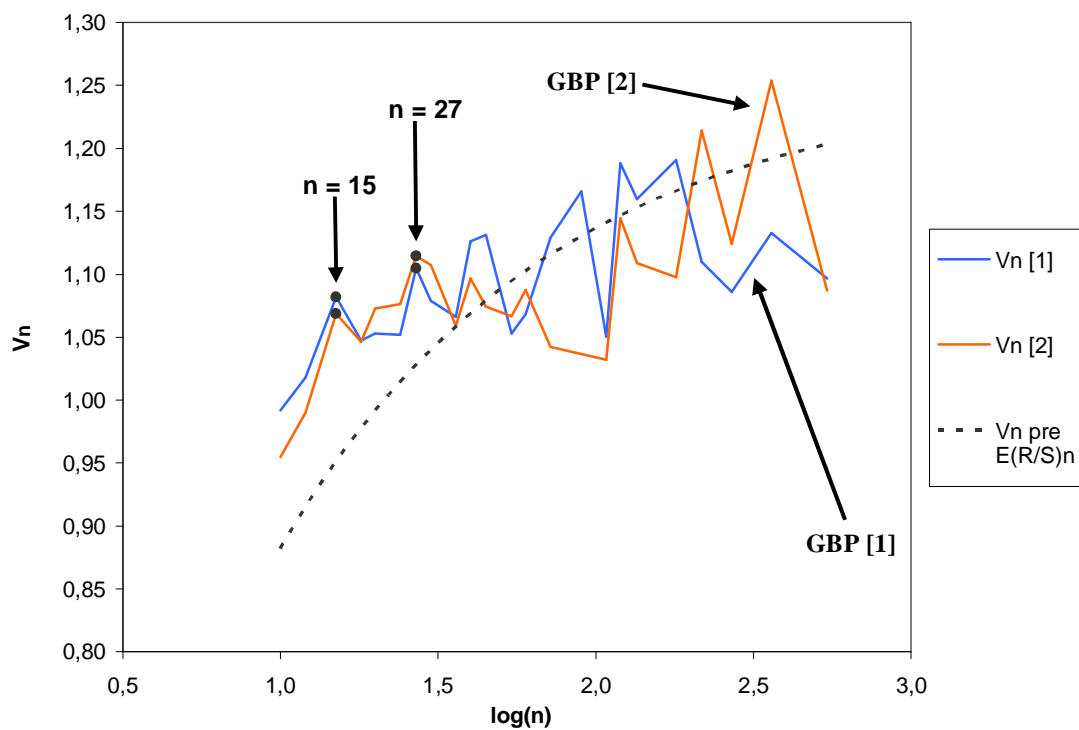
Vo všetkých analyzovaných obdobiach sa prejavili dva neperiodické cykly s dĺžkou 15 a 27 pracovných dní, resp. 3 a 5 týždňov.

Obr. 2.2.3 V – štatistika pre britskú libru: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Obr. 2.2.4 V – štatistika pre britskú libru pre subobdobia 1 a 2



Zdroj: vlastný

V ďalšej časti vykonáme modifikovanú R/S analýzu britskej libry. Hodnoty modifikovanej R/S štatistiky $Q_n(q)$ možno nájsť pre jednotlivé skúmané obdobia v prílohách 2.6.1 až 2.6.3. Priemerné hodnoty V – štatistiky $V(q)$ pre všetky obdobia podáva tabuľka 2.2.5. Ani jedna z vypočítaných hodnôt $V(q)$ nie je štatisticky významná, nemôžeme teda zamietnuť nulovú hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte vo vývoji kurzu britskej libry.

Tab. 2.2.5 V – štatistika pre britskú libru

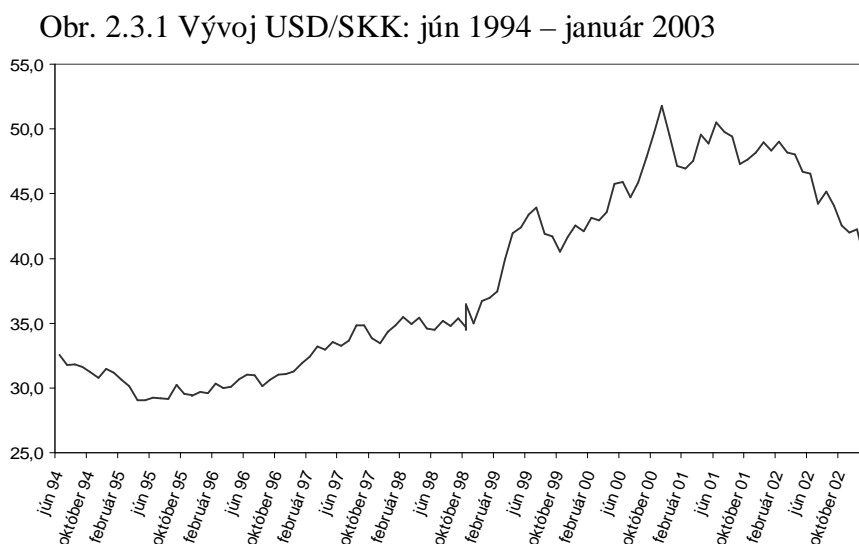
	GBP [1+2]	GBP [1]	GBP [2]
V (q = 0)	1,0859	1,0949	1,0851
štand. odchýlka	0,0550	0,0513	0,0621
P (V < V(0))	0,2943	0,3073	0,2932
V (q = 4)	1,1566	1,1440	1,1911
štand. odchýlka	0,0562	0,0482	0,0594
P (V < V(4))	0,3994	0,3806	0,4517
V (q = 8)	1,2674	1,2592	1,3034
štand. odchýlka	0,1418	0,1369	0,1361
P (V < V(8))	0,5630	0,5516	0,6118
V (q = 12)	1,3649	1,3499	1,4091
štand. odchýlka	0,1879	0,1802	0,1679
P (V < V(12))	0,6886	0,6699	0,7355
q_A (podľa Andrews)	2	0	0
V (q_A)	1,0829	1,0949	1,0851
štand. odchýlka	0,0473	0,0513	0,0621
P (V < V(q _A))	0,2901	0,3073	0,2932

Zdroj: vlastný

Na základe uskutočnenej klasickej a modifikovanej R/S analýzy môžeme vyvodiť nasledovný záver pre britskú libru. Výpočet Hurstovho koeficientu $H = 0,526$ (pre obdobie jún 1994 – január 2003) naznačuje slabú antiperzistentnú povahu vývoja kurzu GBP, ktorú nedokážeme štatisticky potvrdiť. Vo všetkých analyzovaných obdobiach sa prejavili dva neperiodické cykly s priemernou dĺžkou 15 a 27 pracovných dní. Hodnoty V – štatistiky modifikovanej R/S analýzy nezamietli hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte, z čoho vyplýva, že britská libra sa podobá na správanie náhodného a nezávislého procesu.

2.3 Americký dolár

Vývoj výmenného kurzu amerického dolára voči slovenskej korune v období od 7. júna 1994 do 30. januára 2003 charakterizuje obrázok 2.3.1. V grafe logaritmických zmien (príloha 3.1) si takisto môžeme všimnúť výrazný zlom v období prechodu na plávajúci kurzový systém.



Zdroj: vlastný

Výsledky Dickey – Fulleroého testu stacionarity pre americký dolár sumarizuje príloha 3.2. Obdobne zisťujeme ako v predchádzajúcich prípadoch, že prvotné údaje majú nestacionárny charakter, ale na druhej strane logaritmické diferencie sa stávajú stacionárnymi, ktoré použijeme pri R/S analýze.

Hodnoty autokorelačnej funkcie, funkcie parciálnej autokorelácie, ako i výsledok testu jej významnosti pre jednotlivé skúmané obdobia (pozri príloha 3.3.1 až 3.3.3) potvrdili pre USD [1+2] a USD [2] prítomnosť štatisticky významných korelácií, preto je potrebná ďalšia úprava radov logaritmických rozdielov. V prípade USD [1+2] a USD [2] časový rad logaritmických diferencií obsahuje pre $q = 2$ štatisticky významné autokorelácie, preto použijeme rezíduá AR(2) namiesto pôvodných údajov. Časový rad rezíduí AR(2) X_t dostaneme z pôvodného radu logaritmických diferencií S_t pre jednotlivé obdobia nasledovným prepočtom:

$$\text{USD [1+2]: } X_t = S_{t+1} - (7,04 \cdot 10^{-5} - 0,065221 \cdot S_{t-1}), \text{ pre } t = 1, 2, \dots, 2160.$$

$$\text{USD [2]: } X_t = S_{t+1} - (7,3 \cdot 10^{-6} - 0,085384 \cdot S_{t-1}), \text{ pre } t = 1, 2, \dots, 1080.$$

Príloha 3.4.1 prezentuje výsledky klasickej R/S analýzy pre celé skúmané obdobie (jún 1994 – január 2003), hodnoty $(R/S)_n$ pre čiastkové obdobia (jún 1994 – október 1998, október 1998 – január 2003) udáva príloha 3.4.2.

Na základe vypočítaných hodnôt $(R/S)_n$ určíme Hurstov koeficient, ktorý porovnáme so zodpovedajúcou očakávanou hodnotou $E(H)$, aby sme mohli otestovať jeho štatistickú významnosť. Výsledky sú uvedené v tabuľke 2.3.1.

Tab. 2.3.1 Hurstov koeficient pre americký dolár, štatistická významnosť

	USD [1+2]	USD [1]	USD [2]
koeficient a –Hurstov (H)	0,560531785	0,540028454	0,552810641
štand. odchýlka	0,006768005	0,011971023	0,006147964
koeficient b	-0,066607746	-0,04610184	-0,050210911
štand. odchýlka	0,013320537	0,021981501	0,011289049
koeficient determinácie	0,995789956	0,989786139	0,997409387
F – charakteristika	6859,289271	2035,029607	8085,189667
počet stupňov voľnosti	29	21	21
E(H)	0,534596019	0,551865836	0,551865836
štand. odchýlka	0,000650607	0,000760114	0,000760114
$s = 1/\sqrt{T}$	0,0215166	0,0304290	0,0304290
$\frac{H - E(H)}{s}$	1,2053855	-0,3890161	0,0310495

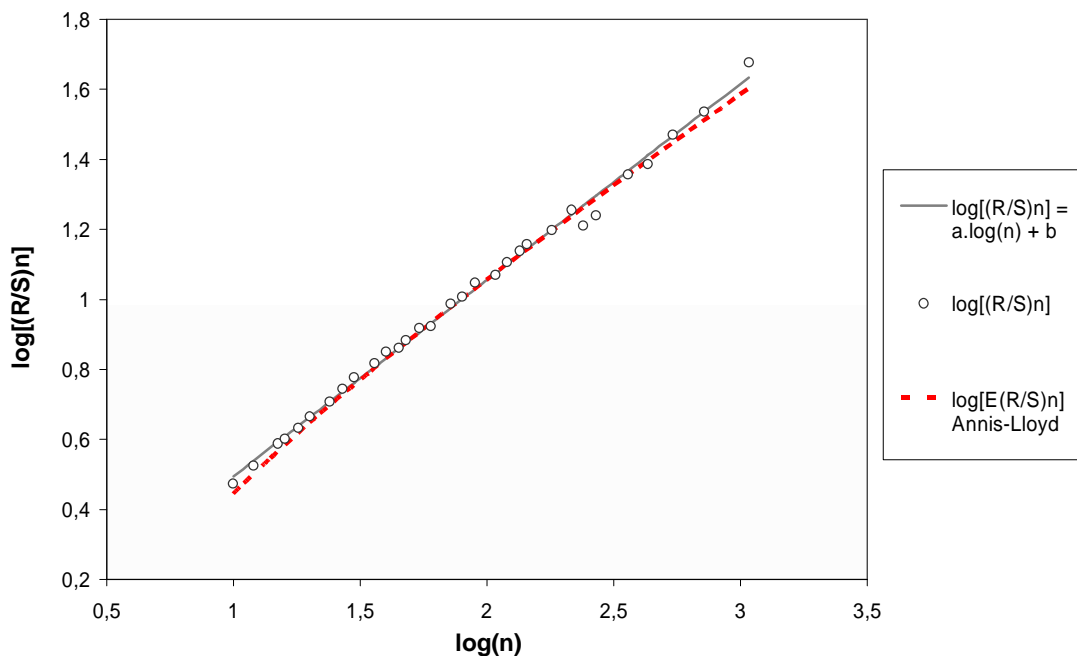
Zdroj: vlastný

Hurstov koeficient je pre americký dolár v období jún 1994 až január 2003 rovný hodnote $H = 0,561$, a predstavuje vlastne sklon funkcie $\log(R/S)_n$ v závislosti od $\log(n)$ na obrázku 2.3.2. Vzťah medzi vysvetľujúcou a vysvetľovanou veličinou v skúmanom modeli zodpovedá predpokladanému lineárnemu vzťahu, o čom svedčí aj hodnota koeficientu determinácie – 0,99579. Graf $\log(R/S)_n$ v závislosti od $\log(n)$ pre USD [1] a USD [2] možno nájsť v prílohe 3.5.1 a 3.5.2.

Na základe testu významnosti nemôžeme ani v jednom období zamietnuť nulovú hypotézu, z čoho vyplýva, že vývoj kurzu amerického dolára sa podobá na nezávislý a náhodný proces. V celom skúmanom období hodnota Hurstovho koeficientu H naznačuje perzistentný charakter vývoja kurzu, no nie je dostatočne vzdialená od predpokladanej hodnoty $E(H)$, aby sme mohli prehlásiť jeho štatistickú

významnosť. V čiastkových obdobiach sa empiricky určená hodnota Hurstovho výrazne nelíši od zodpovedajúcich očakávaných hodnôt.

Obr. 2.3.2 Grafické znázornenie $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre americký dolár: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Hodnoty V – štatistiky z prílohy 3.4.1 a 3.4.2 sú graficky znázornené na obrázku 2.3.3 pre celé obdobie a pre čiastkové obdobia na obrázku 2.3.4. Teraz sa pokúsime identifikovať cykly vo vývoji kurzov amerického dolára. Pravdepodobné zlomy v grafe V – štatistiky sú označené šípkami, a rozdeľujú nám časový rad vývoja kurzov na niekoľko čiastkových časových období. Tie sú analyzované v tabuľkách 2.3.2 až 2.3.4 pre jednotlivé skúmané obdobia.

Tab. 2.3.2 R/S analýza USD [1+2] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	$E(H)$	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{s}$
$10 \leq n \leq 40$	0,6227	0,00457	0,6319	0,00302	-0,4281
$40 < n \leq 54$	0,7089	0,00938	0,5767	0,00040	6,1469*
$54 < n \leq 90$	0,6913	0,04852	0,5609	0,00035	6,0582*
$90 < n \leq 1080$	0,5738	0,02676	0,5157	0,00051	2,7008*

Zdroj: vlastný

Tab. 2.3.3 R/S analýza USD [1] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{S}$
$10 \leq n \leq 27$	0,5570	0,02231	0,6573	0,00358	-3,2969*
$27 \leq n \leq 40$	0,7352	0,10018	0,5975	0,00092	4,5279*
$40 < n \leq 180$	0,5830	0,02081	0,5497	0,00036	1,0946
$180 < n \leq 540$	0,5846	0,15420	0,5263	0,00009	1,9160

Zdroj: vlastný

Tab. 2.3.4 R/S analýza USD [2] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{S}$
$10 \leq n \leq 30$	0,6379	0,01363	0,6457	0,00335	-0,2544
$30 < n \leq 54$	0,6325	0,01714	0,5818	0,00064	1,6659
$54 < n \leq 90$	0,6072	0,00594	0,5609	0,00035	1,5210
$90 < n \leq 135$	0,8961	0,01104	0,5463	0,00015	11,4951*
$135 < n \leq 540$	0,5584	0,05831	0,5275	0,00011	1,0172

Zdroj: vlastný

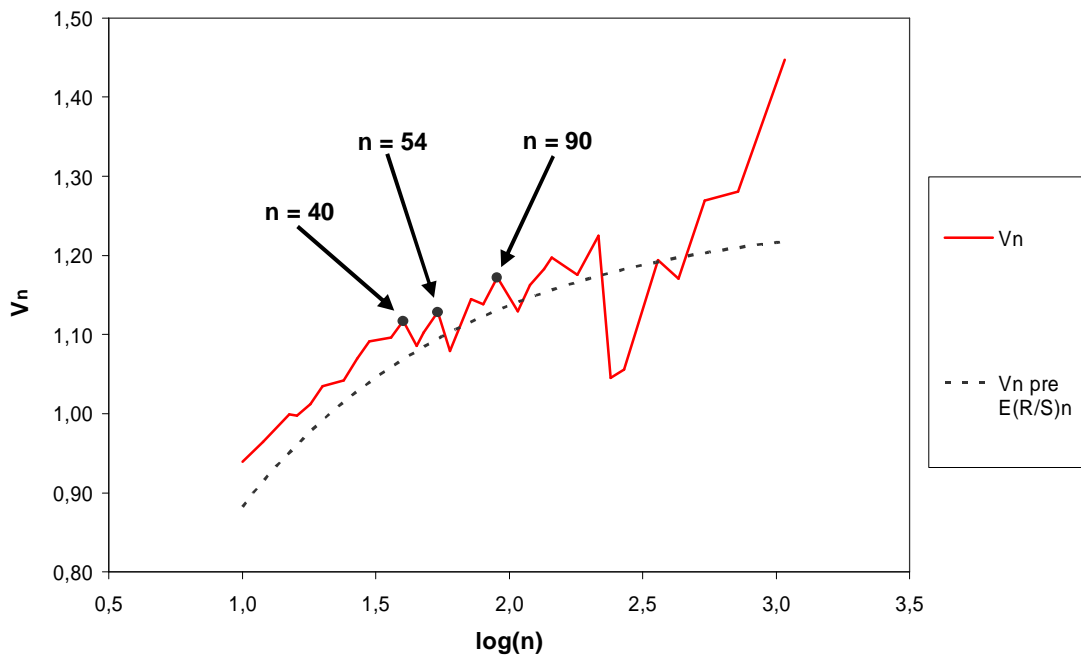
V prípade USD [1+2] nachádzame zlomy pri $n = 40, 54, 90$. Pre $10 \leq n \leq 40$ sa časový rad významne nelíši od procesu náhodnej prechádzky. V horizontoch $40 < n \leq 54$ a $54 < n \leq 90$ má silný perzistentný charakter, ktorý vieme aj štatisticky potvrdiť na základe empiricky vypočítaných hodnôt Hurstovho koeficientu (viď tabuľka 2.3.2). Ďalšie zlomy v grafe sú len dôsledkom už skôr prejavovaných zlomov. Na základe analýzy môžeme povedať, že vo vývoji kurzov USD [1+2] nachádzame tri neperiodické cykly s priemernou dĺžkou 40, 54 a 90 pracovných dní (resp. približne 8, 11 a 18 týždňov).

Analogicky postupujeme aj pri analýze USD [1] – tabuľka 2.3.3 a obrázok 2.3.4. Základné zlomy je možné nájsť pri $n = 27$ a $n = 40$. Taktiež sa tu vyskytuje cyklus s dĺžkou 54 dní, ktorý sa prejavil pri analýze USD [1+2], a predstavuje dvojnásobok 27-dňového cyklu.

Výsledky R/S analýzy pre USD [2] v tabuľke 2.3.4 naznačujú prítomnosť cyklov pre n rovné 30, 54 a 135 (6, 11, 27 týždňov).

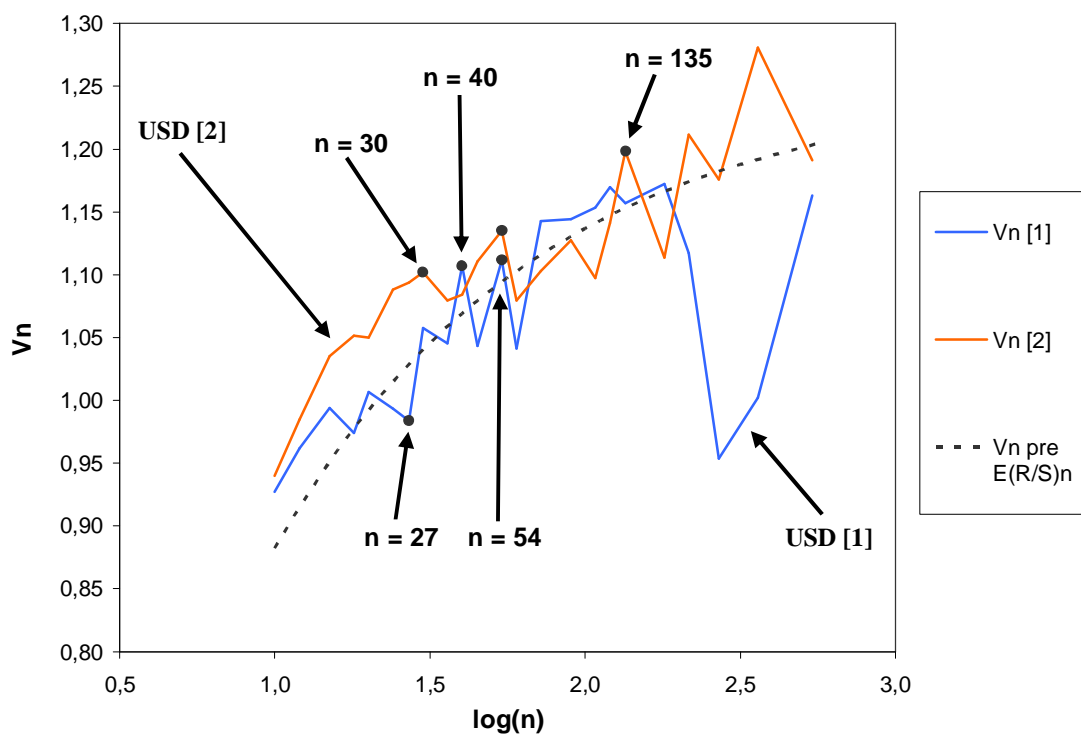
Vo všetkých analyzovaných obdobiach sa prejavili neperiodický cyklus s dĺžkou 54 pracovných dní, čomu zodpovedá približne obdobie 11 týždňov.

Obr. 2.3.3 V – štatistika pre americký dolár: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Obr. 2.3.4 V – štatistika pre americký dolár pre subobdobia 1 a 2



Zdroj: vlastný

V ďalšej časti urobíme modifikovanú R/S analýzu vývoja kurzu amerického dolára. Hodnoty modifikovanej R/S štatistiky $Q_n(q)$ sa pre jednotlivé analyzované obdobia nachádzajú v prílohách 3.6.1 až 3.6.3. Priemerné hodnoty V – štatistiky $V(q)$ podáva tabuľka 2.3.5. Žiadna z vypočítaných hodnôt $V(q)$ nie je štatisticky významná, nie sme schopní zamietnuť nulovú hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte vo vývoji kurzu amerického dolára.

Tab. 2.3.5 V – štatistika pre americký dolár

	USD [1+2]	USD [1]	USD [2]
V (q = 0)	1,1210	1,0619	1,1076
štand. odchýlka	0,1017	0,0788	0,0724
P (V < V(0))	0,3463	0,2610	0,3263
V (q = 4)	1,1697	1,1464	1,1737
štand. odchýlka	0,0656	0,0663	0,0493
P (V < V(4))	0,4192	0,3842	0,4253
V (q = 8)	1,2573	1,2756	1,2514
štand. odchýlka	0,1399	0,1531	0,1435
P (V < V(8))	0,5490	0,5744	0,5407
V (q = 12)	1,3064	1,3118	1,3211
štand. odchýlka	0,1736	0,1944	0,1692
P (V < V(12))	0,6155	0,6223	0,6339
q_A (podľa Andrews)	2	0	1
V (q_A)	1,1350	1,0619	1,1111
štand. odchýlka	0,0713	0,0788	0,0612
P (V < V(q _A))	0,3672	0,2610	0,3315

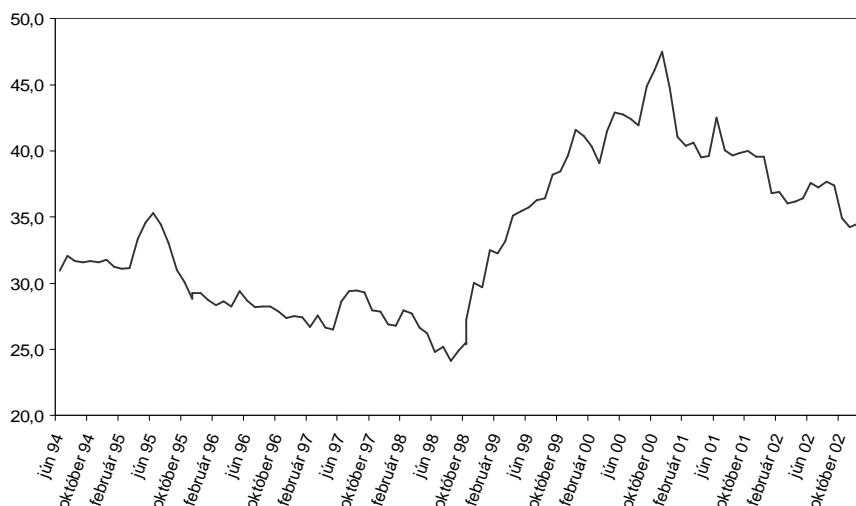
Zdroj: vlastný

Na základe uskutočnenej R/S analýzy môžeme vyvodit' nasledovný záver pre vývoj kurzu amerického dolára. Výpočet Hurstovho koeficientu $H = 0,561$ (pre obdobie jún 1994 – január 2003) naznačuje, že americký dolár predstavuje náhodný a nezávislý proces, čo potvrdzujú aj výsledky modifikovanej R/S analýzy, ktoré nezamietli hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte. Vo všetkých analyzovaných obdobiach sme objavili neperiodický cyklus s dĺžkou 54 pracovných dní, čo zodpovedá približne obdobiu 11 týždňov resp. dva a pol mesiaca.

2.4 Japonský jen

Vývoj výmenného kurzu japonského jenu voči slovenskej korune v období od 7. júna 1994 do 30. januára 2003 znázorňuje obrázok 2.4.1 a príloha 4.1.

Obr. 2.4.1 Vývoj JPY/SKK: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Výsledky Dickey – Fullerovho testu stacionarity pre japonský jen sú zosumarizované v prílohe 4.2. Pôvodné údaje sú nestacionárne, ale logaritmické diferencie vytvárajú stacionárny časový rad, ktorý budeme ďalej analyzovať.

Vzhľadom na skutočnosť, že R/S analýza je citlivá na prítomnosť autokorelácie uvádzame v prílohe 4.3.1 a 4.3.2 hodnoty funkcie autokorelácie, parciálnej autokorelácie, ako i výsledok testu jej významnosti pre jednotlivé skúmané obdobia. Pri JPY [1+2] a JPY [2] v časovom rade logaritmických rozdielov nie sú prítomné štatisticky významné autokorelácie, preto nie je nutná ďalšia úprava pôvodného radu. V prípade JPY [1] časový rad logaritmických diferencií obsahuje pre $q = 2$ štatisticky významné autokorelácie, preto použijeme rezíduá AR(2) namiesto pôvodných údajov. Časový rad rezíduí AR(2) X_t vypočítame z pôvodného radu logaritmických diferencií S_t nasledovne:

$$X_t = S_{t+1} - (-8,17 \cdot 10^{-5} - 0,0825 \cdot S_{t-1}), \text{ pre } t = 1, 2, \dots, 1080.$$

Po uskutočnení testu stacionarity a testov na autokoreláciu je možné pristúpiť k výpočtu charakteristiky $(R/S)_n$ pre jednotlivé obdobia. Príloha 4.4.1 prezentuje výsledky klasickej R/S analýzy pre celé skúmané obdobie, hodnoty $(R/S)_n$ pre čiastkové obdobia udáva príloha 4.4.2.

Na základe vypočítaných hodnôt $(R/S)_n$ určíme Hurstov koeficient, ktorý porovnáme s očakávanou hodnotou $E(H)$, aby sme otestovali jeho štatistickú významnosť. Výsledky sú uvedené v tabuľke 2.4.1.

Tab. 2.4.1 Hurstov koeficient pre japonský jen, štatistická významnosť

	JPY [1+2]	JPY [1]	JPY [2]
koeficient a –Hurstov (H)	0,585345346	0,633681862	0,53402176
štand. odchýlka	0,003441982	0,006356959	0,005253443
koeficient b	-0,10310527	-0,16214466	-0,029360437
štand. odchýlka	0,006774381	0,011672811	0,009646507
koeficient determinácie	0,998998259	0,997891087	0,997971814
F – charakteristika	28920,5928	9936,737069	10333,08144
počet stupňov voľnosti	29	21	21
E(H)	0,534596019	0,551865836	0,551865836
štand. odchýlka	0,000650607	0,000760114	0,000760114
$s = 1/\sqrt{T}$	0,0215166	0,0304290	0,0304290
$\frac{H - E(H)}{s}$	2,3586156*	2,6887490*	-0,5864162

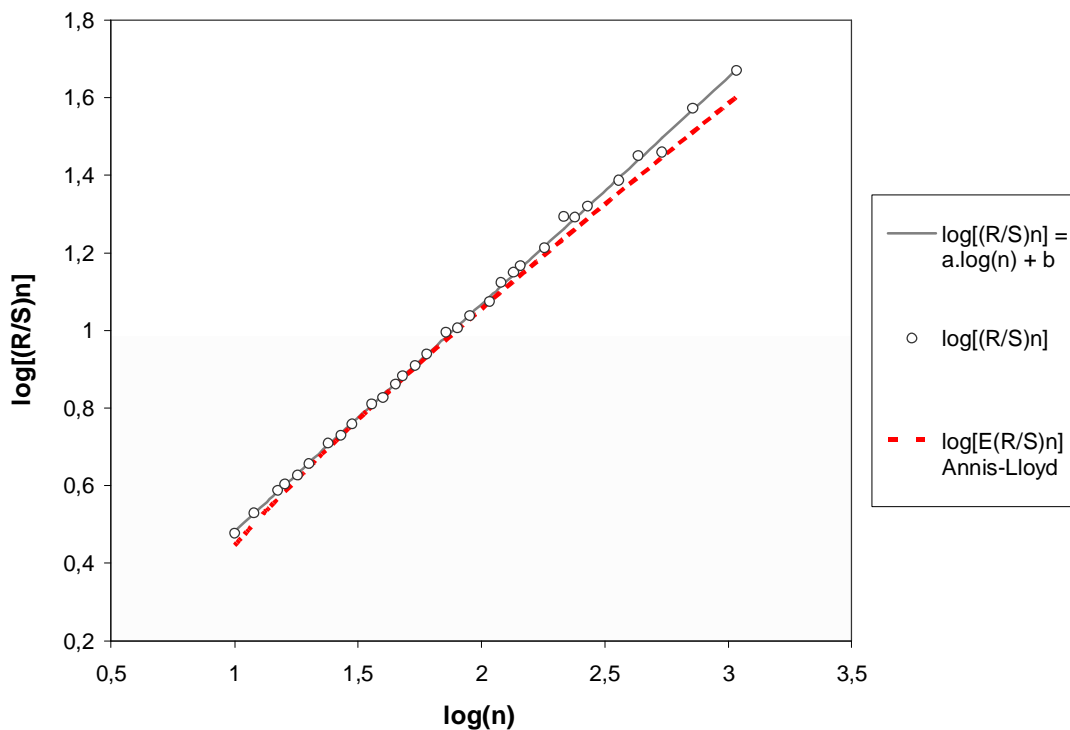
Zdroj: vlastný

Hurstov koeficient je pre japonský jen v období jún 1994 – január 2003 rovný hodnote $H = 0,585$, a predstavuje sklon funkcie $\log(R/S)_n$ v závislosti od $\log(n)$ na obrázku 2.4.2. Vzťah $\log(R/S)_n$ od $\log(n)$ zodpovedá lineárnemu vzťahu, o čom svedčí aj hodnota koeficientu determinácie – 0,999. Obdobné grafy $\log(R/S)_n$ v závislosti od $\log(n)$ pre JPY [1] a JPY [2] možno nájsť v prílohe 4.5.1 a 4.5.2.

Vypočítaná hodnota Hurstovho koeficientu je pre celé skúmané obdobie štatisticky významná – je vzdialená viac ako dve štandardné odchýlky (2,359 násobok σ) od predpokladanej očakávanej hodnoty $E(H)$. Môžeme teda zamietnuť nulovú hypotézu, z čoho vyplýva, že vývoj kurzu japonského jenu má v období jún 1994 – január 2003 perzistentný charakter. Takisto v prvom čiastkovom období (jún 1994 – október 1998) je hodnota empiricky určeného Hurstovho koeficientu štatisticky významná – je vzdialená 2,689 štandardnej odchýlky od $E(H)$. Naproti tomu hodnota Hurstovho koeficientu v druhom subobdobí, čiže od zavedenia plávajúceho kurzového režimu nepotvrdila perzistentnú povahu, ale naopak naznačuje mierne antiperzistentný charakter. Môžeme teda usúdiť, že celkový

perzistentný charakter v období jún 1994 – január 2003 je výsledkom perzistentnosti procesu v období jún 1994 – október 1998.

Obr. 2.4.2 Grafické znázornenie $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre japonský jen: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Vypočítané hodnoty V – štatistík z príloh 4.4.1 a 4.4.2 sú znázornené na obrázku 2.4.3 a 2.4.4. Identifikáciu cyklického správania vykonáme na základe analýzy zlomov v grafe V – štatistiky. Zlomy sú označené šípkami, a rozdeľujú časový rad vývoja kurzov na niekoľko časových horizontov, ktoré bližšie analyzujeme v tabuľkách 2.4.2 až 2.4.4 pre jednotlivé skúmané obdobia.

Tab. 2.4.2 R/S analýza JPY [1+2] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	$E(H)$	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{S}$
$10 \leq n \leq 72$	0,5917	0,00440	0,6075	0,00234	-0,7383
$72 < n \leq 120$	0,6340	0,07546	0,5519	0,00025	3,8183*
$120 < n \leq 216$	0,6773	0,08761	0,5383	0,00014	6,4618*
$216 < n \leq 432$	0,6098	0,03982	0,5272	0,00008	3,8371*
$432 < n \leq 1080$	0,6920	0,10019	0,4718	0,00119	10,2382*

Zdroj: vlastný

Tab. 2.4.3 R/S analýza JPY [1] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{s}$
$10 \leq n \leq 54$	0,6274	0,01078	0,6189	0,00267	0,2804
$54 \leq n \leq 90$	0,7064	0,06945	0,5627	0,00041	4,7198*
$90 < n \leq 216$	0,7270	0,06728	0,5406	0,00019	6,1262*
$216 < n \leq 540$	0,5590	0,00752	0,5249	0,00007	1,1214

Zdroj: vlastný

Tab. 2.4.4 R/S analýza JPY [2] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{s}$
$10 \leq n \leq 72$	0,5568	0,00617	0,6075	0,00234	-1,6676
$72 < n \leq 120$	0,6443	0,12000	0,5503	0,00020	3,0895*
$120 < n \leq 216$	0,5998	0,09711	0,5383	0,00014	2,0220*
$216 < n \leq 540$	0,3560	0,03672	0,5249	0,00007	-5,5494*

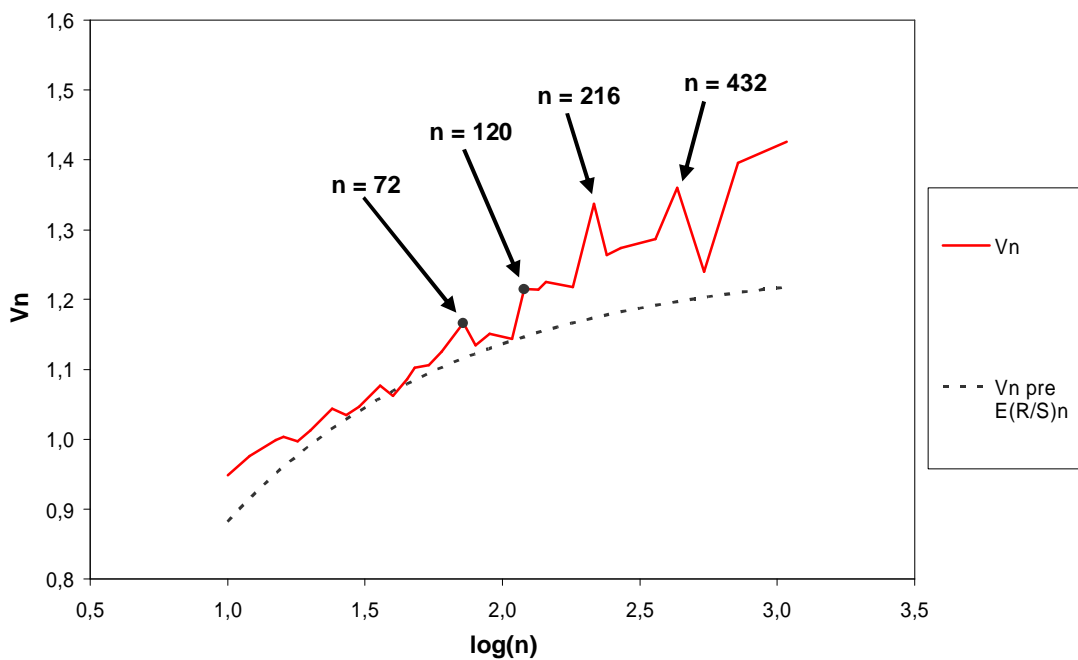
Zdroj: vlastný

V období jún 1994 – január 2003 hodnoty V_n sprvoti tesne kopírujú priebeh očakávaných hodnôt V – štatistiky, no ak $72 < n \leq 120$, tak rastú výraznejšie ako predpokladané očakávané hodnoty, čo spôsobuje výslednú perzistentnú povahu japonského jenu v skúmanom horizonte. Ďalšie zlomy nachádzame pri n rovnom 216 a 432, ktoré len potvrdzujú prítomnosť 72 – dňového cyklu ($216 = 3 \cdot 72$, $432 = 6 \cdot 72$). Vo vývoji kurzov JPY [1+2] sme objavili dva neperiodické cykly s priemernou dĺžkou 72 a 120 pracovných dní (resp. približne 14 a 24 týždňov).

Pri analýze JPY [1] – tabuľka 2.4.3 a obrázok 2.4.4 – sme identifikovali pravdepodobné základné zlomy pri $n = 54$ a $n = 90$ (11 a 18 týždňov).

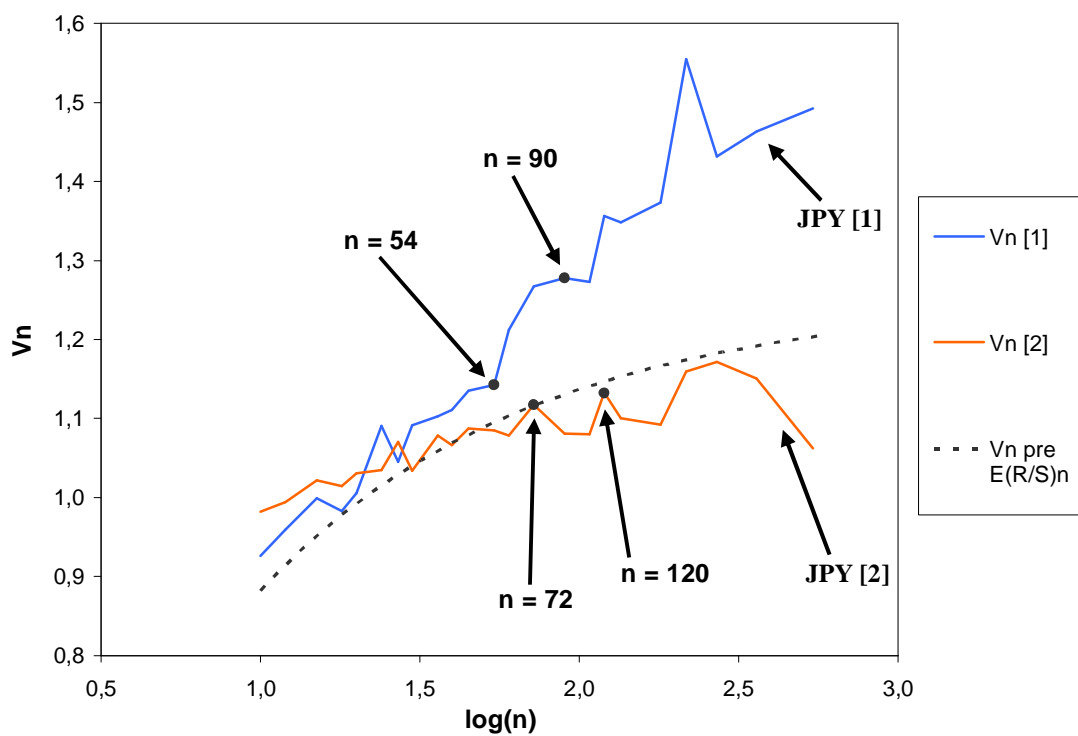
Výsledky R/S analýzy pre JPY [2] v tabuľke 2.4.4 potvrdzujú prítomnosť cyklov pre n rovné 72 a 120 (14 a 24 týždňov), ktoré sme našli aj vo vývoji JPY [1+2].

Obr. 2.4.3 V – štatistika pre japonský jen: jún 1994 – január 2003



Zdroj: vlastný

Obr. 2.4.4 V – štatistika pre japonský jen pre subobdobia 1 a 2



Zdroj: vlastný

V ďalšej časti prevedieme modifikovanú R/S analýzu aplikovanú na vývoj kurzu japonského jenu. Hodnoty modifikovanej R/S štatistiky $Q_n(q)$ možno nájsť v prílohách 4.6.1 až 4.6.3 Stredné hodnoty V – štatistiky $V(q)$ prezentuje pre jednotlivé obdobia tabuľka 2.4.5. Ani jedna z vypočítaných hodnôt $V(q)$ nie je štatisticky významná, nemôžeme teda zamietnuť nulovú hypotézu o neprítomnosti dlhodohej pamäte vo vývoji kurzu japonského jenu. To znamená, že perzistentnú povahu japonského jenu, ktorú sme identifikovali pomocou klasickej R/S analýzy bola spôsobená prítomnosťou krátkodobých závislosti medzi údajmi časového radu. Práve táto krátkodobá pamäť nás dovedla k neopodstatnenému zamietnutiu nulovej hypotézy. Výsledok modifikovanej R/S analýzy reviduje naše rozhodnutie v tom smere, že vývoj japonského jenu sa nelíši od procesu náhodnej prechádzky.

Tab. 2.4.5 V – štatistika pre japonský jen

	JPY [1+2]	JPY [1]	JPY [2]
V (q = 0)	1,1507	1,2018	1,0750
štand. odchýlka	0,1275	0,1815	0,0492
P (V < V(0))	0,3906	0,4679	0,2792
V (q = 4)	1,2283	1,2561	1,1669
štand. odchýlka	0,0664	0,0919	0,0554
P (V < V(4))	0,5076	0,5473	0,4150
V (q = 8)	1,3161	1,3360	1,2872
štand. odchýlka	0,1168	0,1060	0,1595
P (V < V(8))	0,6276	0,6525	0,5905
V (q = 12)	1,3732	1,3789	1,3580
štand. odchýlka	0,1576	0,1316	0,1832
P (V < V(12))	0,6990	0,7049	0,6800
q_A (podľa Andrews)	1	1	0
V (q_A)	1,1496	1,2094	1,0750
štand. odchýlka	0,1210	0,1646	0,0492
P (V < V(q _A))	0,3890	0,4794	0,2792

Zdroj: vlastný

Na základe uskutočnenej klasickej a modifikovanej R/S analýzy môžeme vyvodiť nasledovný záver pre vývoj kurzu japonského jenu. Výpočet Hurstovho koeficientu $H = 0,585$ (pre obdobie jún 1994 – január 2003) potvrdil, že japonský jen predstavuje proces s perzistentným charakterom. Naproti tomu výsledky modifikovanej R/S analýzy, ktoré nezamietli hypotézu o neprítomnosti dlhodohej pamäte, nás upozorňujú, že identifikovanie perzistentného charakteru na základe empiricky určeného Hurstovho koeficientu je len dôsledkom krátkodobých korelácií.

Vývoj kurzu japonského jenu je s veľkou pravdepodobnosťou taktiež len náhodným a nezávislým procesom. Vo vývoji kurzov japonského jenu pre celé skúmané obdobie sme objavili dva neperiodické cykly s priemernou dĺžkou 72 a 120 pracovných dní (resp. približne 14 a 24 týždňov).

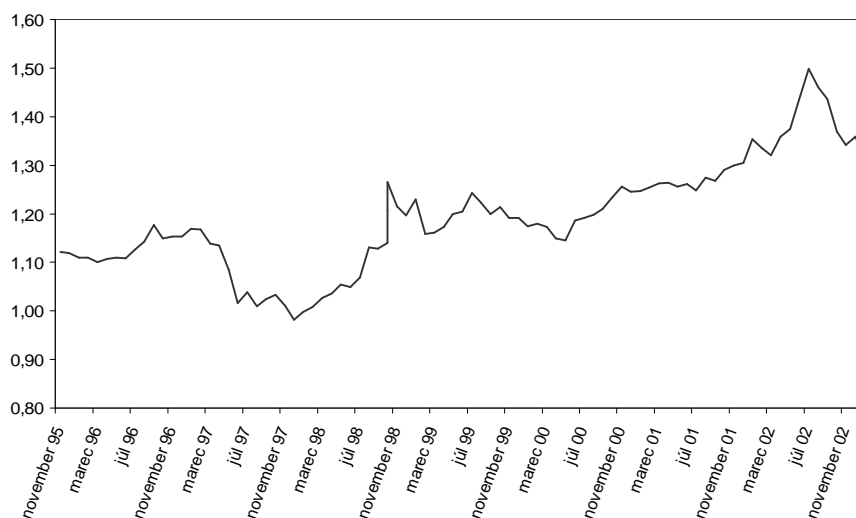
2.5 Česká koruna

Vzhľadom na skutočnosť, že NBS začala udávať kurz českej koruny až od 16. októbra 1995, je nutné pozmeniť veľkosť skúmanej vzorky prvého čiastkového obdobia. V období fixného kurzového režimu máme k dispozícii časový rad s dĺžkou 742. Vhodnejšia je však vzorka o veľkosti 720 údajov, ktorej zodpovedá až 21 rôznych dĺžok n pre účely R/S analýzy. Na základe testu autokorelácií uvidíme, že pre prvé subobdobie je odporúčaná aplikácia rezíduí procesu AR(1). Ako už bolo spomenuté prvotný rad musí mať dĺžku $T+2$ pri použití AR(1) rezíduí, preto použijeme časový rad s 722 údajmi. Z tohto dôvodu bolo za skúmané obdobie stanovené rozmedzie dní 14.11.1995 až 2.10.1998. Veľkosť vzorky v druhom subobdobí zostáva nezmenená – 1081 (5.10.1998 – 29.1.2003). R/S analýzu prevedieme aj pre celé obdobie pokrývajúce obidve čiastkové obdobia – t.j. od 14.11.1995 po 29.1.2003 s dĺžkou 1801 (vzorke 1800 údajov zodpovedá 27 rôznych dĺžok n).

Vývoj výmenného kurzu českej koruny voči slovenskej korune v období od 14. novembra 1995 do 29. januára 2003 znázorňuje obr. 2.5.1 a v logaritmických zmenách – príloha 5.1.

Skôr ako pristúpime k počítaniu R/S štatistiky, je potrebné preveriť stacionaritu údajov skúmaného časového radu. Výsledky Dickey – Fullerovho testu stacionarity pre vývoj kurzu českej koruny prezentuje príloha 5.2. Obdobne zisťujeme ako v predchádzajúcich prípadoch, že pôvodné údaje majú nestacionárny charakter, ale na druhej strane logaritmické diferencie sa stávajú stacionárnymi, ktoré použijeme pri R/S analýze.

Obr. 2.5.1 Vývoj CZK/SKK: november 1995 – január 2003



Zdroj: vlastný

Hodnoty autokorelačnej funkcie, funkcie parciálnej autokorelácie a výsledok testu jej významnosti pre jednotlivé skúmané obdobia (pozri príloha 5.3.1 a 5.3.2) nepotvrdili pre CZK [1+2] a CZK [2] prítomnosť štatisticky významných korelácií, preto nie je potrebná ďalšia úprava radov logaritmických rozdielov. V prípade CZK [1] časový rad logaritmických diferencií obsahuje pre q rovné 1, 4, 5 a 6 štatisticky významné autokorelácie. Aj napriek skutočnosti, že aplikácia AR(1) rezíduí na časový rad logaritmických rozdielov neodstráni všetky vplyvy krátkodobej pamäte (viď práva časť tabuľky v prílohe 5.3.2), použijeme rezíduá AR(1) namiesto pôvodných údajov. Časový rad rezíduí AR(1) X_t prepočítame z pôvodného radu logaritmických diferencií S_t :

$$\text{CZK [1]:} \quad X_t = S_t - (9,75 \cdot 10^{-6} - 0,060669 \cdot S_{t-1}), \text{ pre } t = 1, 2, \dots, 720.$$

Po vykonaní testu stacionarity a testu na autokoreláciu počítame hodnoty $(R/S)_n$ pre jednotlivé skúmané obdobia. V prílohách 5.4.1 až 5.4.3 možno nájsť výsledky klasickej R/S analýzy pre jednotlivé skúmané obdobia.

Na základe vypočítaných hodnôt $(R/S)_n$ určíme Hurstov koeficient, ktorý porovnáme s očakávanou hodnotou $E(H)$, aby sme mohli otestovať jeho štatistickú významnosť. Výsledky sú uvedené v tabuľke 2.5.1.

Tab. 2.5.1 Hurstov koeficient pre českú korunu, štatistická významnosť

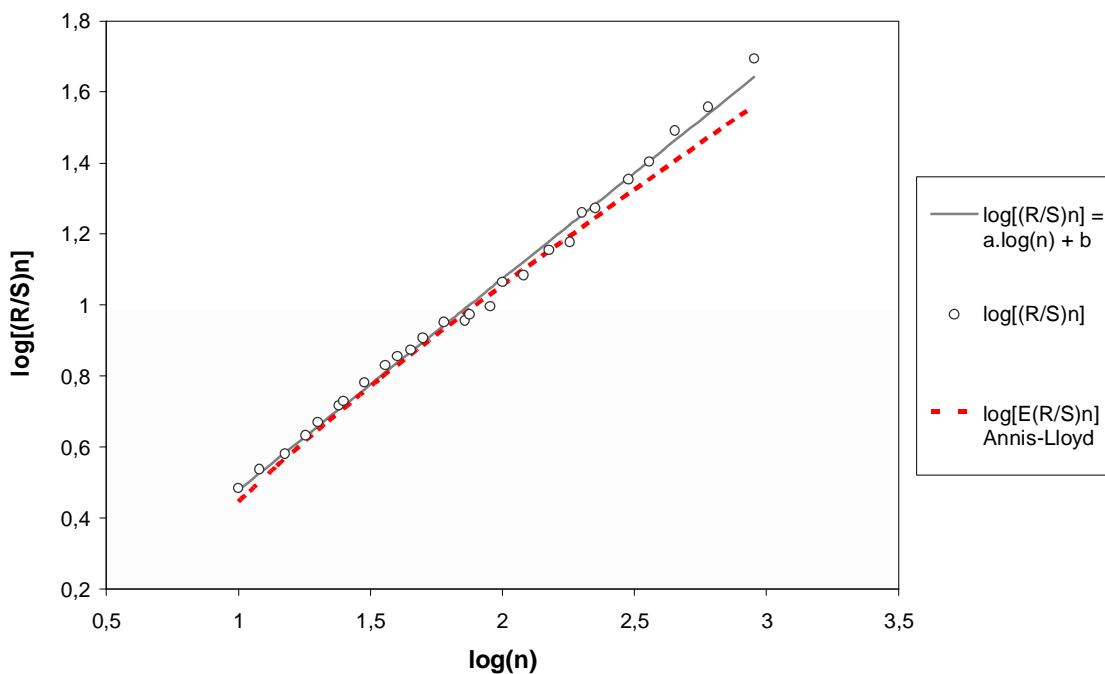
	CZK [1+2]	CZK [1]	CZK [2]
koeficient a –Hurstov (H)	0,595162553	0,524418215	0,602432965
štand. odchýlka	0,008827473	0,009556765	0,01198699
koeficient b	-0,116380602	-0,017797403	-0,118174125
štand. odchýlka	0,017202896	0,01658188	0,022010819
koeficient determinácie	0,994530348	0,993729703	0,991754325
F – charakteristika	4545,674766	3011,159264	2525,789689
počet stupňov voľnosti	25	19	21
E(H)	0,541956223	0,560372577	0,551865836
štand. odchýlka	0,00056816	0,000975401	0,000760114
$s = 1/\sqrt{T}$	0,0235702	0,0372678	0,0304290
$\frac{H - E(H)}{s}$	2,2573534*	-0,9647568	1,6618054

Zdroj: vlastný

Hurstov koeficient je pre českú korunu v období november 1995 – január 2003 rovný hodnote $H = 0,595$, a predstavuje sklon funkcie $\log(R/S)_n$ v závislosti od $\log(n)$ na obrázku 2.5.2. Vzťah $\log(R/S)_n$ od $\log(n)$ zodpovedá lineárnemu modelu (koeficient determinácie je rovný 0,99517). Grafy $\log(R/S)_n$ v závislosti od $\log(n)$ pre CZK [1] a CZK [2] sa nachádzajú v prílohe 5.5.1 a 5.5.2.

Vypočítaná hodnota Hurstovho koeficientu je pre celé skúmané obdobie štatisticky významná – je vzdialená viac ako dve štandardné odchýlky (2,257 násobok σ) od očakávanej hodnoty $E(H)$. Môžeme zamietnuť nulovú hypotézu, z čoho vyplýva, že vývoj kurzu českej koruny má v období november 1995 – január 2003 perzistentný charakter. Taktiež v druhom čiastkovom období (október 1998 – január 2003) hodnota empiricky určeného Hurstovho koeficientu naznačuje perzistentnú povahu vývoja kurzu českej koruny – je vzdialená 1,662 štandardnej odchýlky od $E(H)$. Naproti tomu hodnota Hurstovho koeficientu v prvom subobdobí, čiže v čase fixného kurzového režimu nepotvrdila perzistentnú povahu, ale naopak naznačuje mierne antiperzistentný charakter. Môžeme teda usúdiť, že celkový perzistentný charakter v období november 1995 – január 2003 je najmä v dôsledku perzistentnosti procesu v období október 1998 – január 2003.

Obr. 2.5.2 Grafické znázornenie $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre českú korunu: november 1995 – január 2003



Zdroj: vlastný

Hodnoty V – štatistík sú znázornené na obrázkoch 2.5.3 a 2.5.4. Následne sa pokúsime identifikovať cykly vo vývoji kurzov českej koruny. Pravdepodobné zlomy v grafe V – štatistiky sú označené šípkami, a rozdeľujú nám časový rad vývoja kurzov na niekoľko čiastkových časových období. Tie sú rozanalyzované v tabuľkách 2.5.2 až 2.5.4 pre jednotlivé skúmané obdobia.

Tab. 2.5.2 R/S analýza CZK [1+2] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	$E(H)$	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{s}$
$10 \leq n \leq 60$	0,6078	0,00738	0,6146	0,00254	-0,2867
$60 \leq n < 100$	0,2608	0,07492	0,5609	0,00035	-12,7356*
$100 < n \leq 150$	0,7373	0,00000	0,5437	0,00013	8,2132*
$150 < n \leq 900$	0,7001	0,02553	0,5200	0,00022	7,6415*

Zdroj: vlastný

Tab. 2.5.3 R/S analýza CZK [1] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{S}$
$10 \leq n \leq 24$	0,5291	0,03232	0,6573	0,00358	-3,4394*
$24 \leq n \leq 45$	0,6171	0,05360	0,5973	0,00112	0,5291
$45 < n \leq 90$	0,3510	0,03052	0,5648	0,00048	-5,7357*
$90 < n \leq 144$	0,7175	0,07301	0,5249	0,00007	5,1679*
$144 < n \leq 360$	0,7162	0,09131	0,5308	0,00011	4,9752*

Zdroj: vlastný

Tab. 2.5.4 R/S analýza CZK [2] pre čiastkové intervaly n

n	H	štand. odch.	E(H)	štand. odch.	$\frac{H - E(H)}{S}$
$10 \leq n \leq 40$	0,6669	0,00907	0,6319	0,00302	1,1498
$40 < n \leq 60$	0,7777	0,05755	0,5743	0,00045	6,6836*
$60 < n \leq 108$	0,7617	0,08007	0,5550	0,00028	6,7932*
$108 < n \leq 540$	0,7548	0,03595	0,5303	0,00016	7,3784*

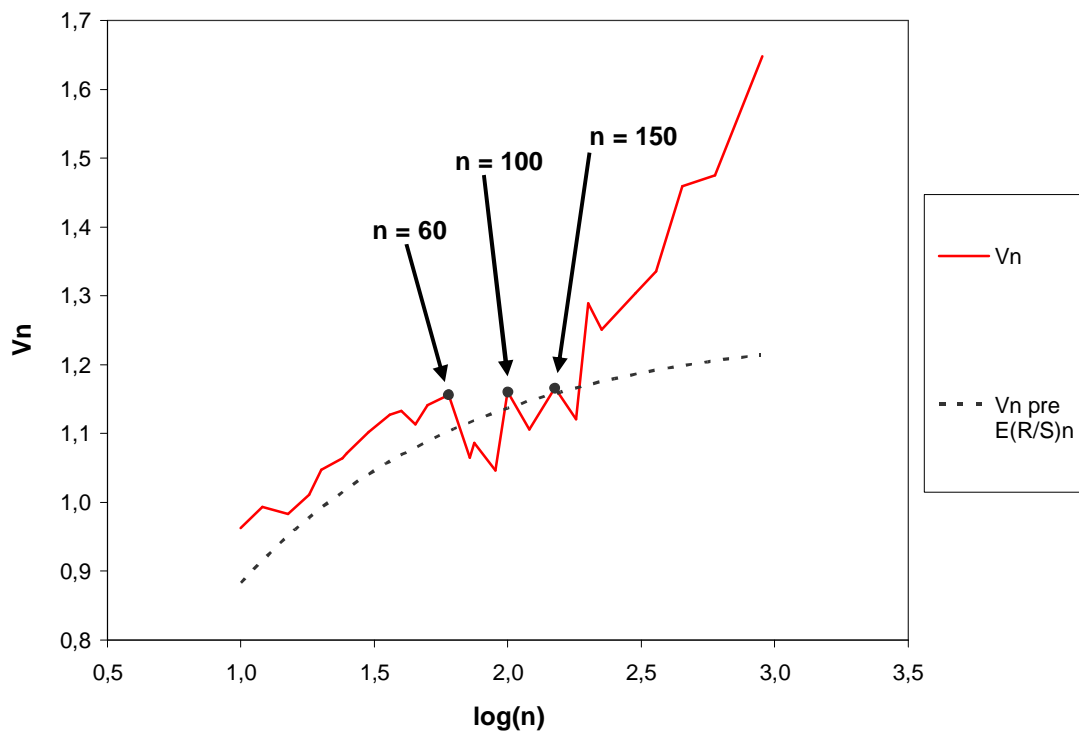
Zdroj: vlastný

V prípade CZK [1+2] nachádzame základné zlomy pri $n = 60, 100, 150$. Pre $10 \leq n \leq 60$ sa časový rad významne nelíši od procesu náhodnej prechádzky. V horizonte $60 \leq n < 100$ má silne antiperzistentný charakter, ktorý sa následne mení na perzistentný. Na základe analýzy môžeme usúdiť, že vo vývoji kurzov českej koruny pre celé skúmané obdobie nachádzame tri neperiodické cykly s priemernou dĺžkou 60, 100 a 150 pracovných dní (resp. približne 12, 20 a 30 týždňov).

Analogicky postupujeme aj pri analýze CZK [1] – tabuľka 2.5.3 a obrázok 2.5.4. Základné zlomy je možné nájsť pri $n = 24$ a $n = 45$ (5 a 9 týždňov).

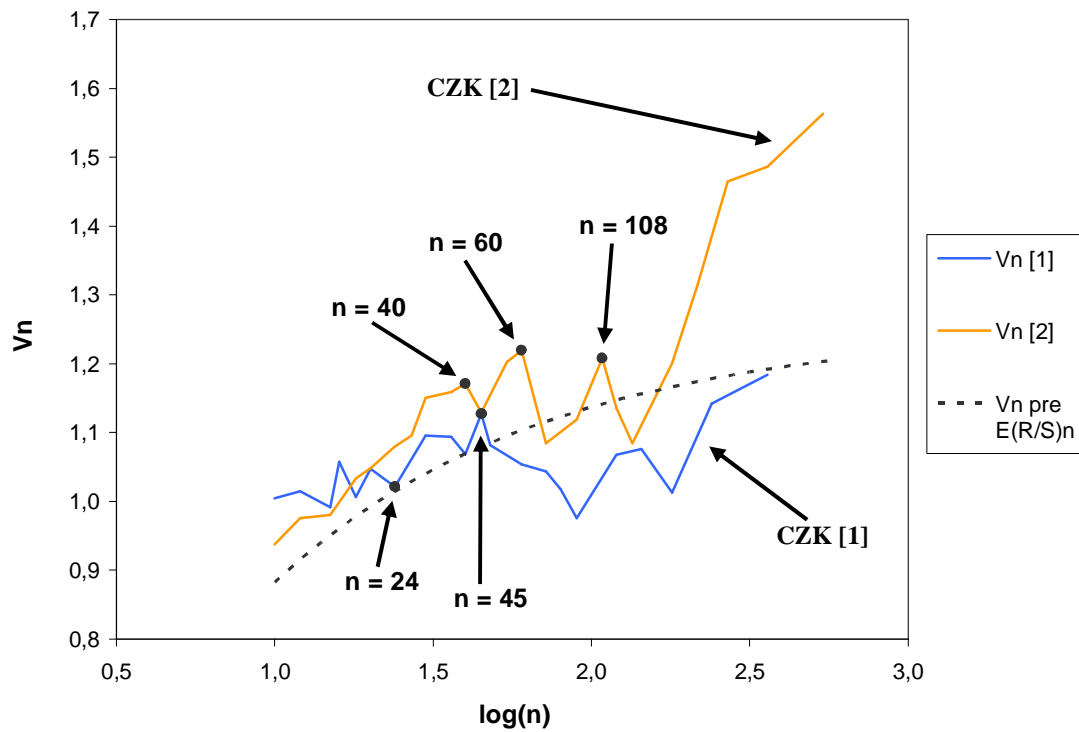
Výsledky R/S analýzy pre CZK [2] v tabuľke 2.5.4 naznačujú prítomnosť cyklov pre n rovné 40, 60 a 108 (8, 12, 22 týždňov). V druhom subobdobí sme identifikovali podobné cykly, ktoré sa prejavili aj pri analýze CZK [1+2]: 60 – dňový cyklus je zhodný a neperiodické cykly s dĺžkami 108 a 100 pracovných dní sa líšia len nepatrne.

Obr. 2.5.3 V – štatistika pre českú korunu: november 1995 – január 2003



Zdroj: vlastný

Obr. 2.5.4 V – štatistika pre českú korunu pre subobdobia 1 a 2



Zdroj: vlastný

V nasledujúcej časti vykonáme modifikovanú R/S analýzu vývoja kurzu českej koruny. Hodnoty modifikovanej R/S štatistiky $Q_n(q)$ možno nájsť v prílohách 5.6.1 až 5.6.3. Relevantné sú však priemerné hodnoty V – štatistiky $V(q)$ v tabuľke 2.5.5. Žiadna z vypočítaných hodnôt $V(q)$ nie je štatisticky významná, nie sme teda schopní zamietnuť nulovú hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte vo vývoji kurzu českej koruny. To znamená, že identifikovaná perzistentná povaha českej koruny na základe klasickej R/S analýzy je spôsobená krátkodobou pamäťou medzi údajmi časového radu. Prítomnosť krátkodobej pamäte neopodstatnene zamietla nulovú hypotézu. Na základe výsledku modifikovanej R/S analýzy môžeme usúdiť, že vývoj českej koruny sa nelíši od nezávislého a náhodného procesu.

Tab. 2.5.5 V – štatistika pre českú korunu

	CZK [1+2]	CZK [1]	CZK [2]
V (q = 0)	1,1636	1,0562	1,1671
štand. odchýlka	0,1602	0,0515	0,1565
P (V < V(0))	0,4100	0,2531	0,4153
V (q = 4)	1,2478	1,1620	1,2481
štand. odchýlka	0,1215	0,0694	0,1041
P (V < V(4))	0,5355	0,4076	0,5360
V (q = 8)	1,3488	1,3239	1,3503
štand. odchýlka	0,1464	0,1639	0,1382
P (V < V(8))	0,6685	0,6374	0,6704
V (q = 12)	1,3996	1,4199	1,3967
štand. odchýlka	0,1544	0,1924	0,1625
P (V < V(12))	0,7259	0,7464	0,7229
q_A (podľa Andrews)	0	2	1
V (q_A)	1,1636	1,0810	1,1671
štand. odchýlka	0,1602	0,0459	0,1560
P (V < V(q _A))	0,4100	0,2875	0,4153

Zdroj: vlastný

Na základe uskutočnenej R/S analýzy môžeme vyvodit' nasledovný záver pre vývoj kurzu českej koruny. Výpočet Hurstovho koeficientu $H = 0,595$ (pre obdobie 15.11.1995 – 29.1.2003) potvrdil, že česká koruna má perzistentný charakter. Naproti tomu výsledky modifikovanej R/S analýzy, ktoré nezamietli hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte, nás upozorňujú, že identifikovanie perzistentného charakteru na základe empiricky určeného Hurstovho koeficientu je len dôsledkom krátkodobých korelácií. Vývoj kurzu českej koruny sa výrazne nelíši od procesu náhodnej prechádzky. Vo vývoji kurzu českej koruny sme pre celé skúmané obdobie

identifikovali tri neperiodické cykly s priemernou dĺžkou 60, 100 a 150 pracovných dní (resp. 12, 20 a 30 týždňov).

Tab. 2.6 Zhrnutie výsledkov klasickej R/S analýzy

	H	E(H)	$\frac{H - E(H)}{S}$	cykly (dĺžka v dňoch)
švajčiarsky frank				
CHF [1+2] (jún 1994 – jan 2003)	0,562	0,535	1,277	36, 54, 90
CHF [1] (jún 1994 – okt 1998)	0,558	0,552	0,189	36, 54, 90
CHF [2] (okt 1998 – jan 2003)	0,595	0,552	1,407	54, 135
britská libra				
GBP [1+2] (jún 1994 – jan 2003)	0,526	0,535	-0,422	15, 27
GBP [1] (jún 1994 – okt 1998)	0,526	0,552	-0,855	15, 27
GBP [2] (okt 1998 – jan 2003)	0,533	0,552	-0,625	15, 27
americký dolár				
USD [1+2] (jún 1994 – jan 2003)	0,561	0,535	1,205	40, 54, 90
USD [1] (jún 1994 – okt 1998)	0,540	0,552	-0,389	27, 40
USD [2] (okt 1998 – jan 2003)	0,553	0,552	-0,031	30, 54, 135
japonský jen				
JPY [1+2] (jún 1994 – jan 2003)	0,585	0,535	2,358*	72, 120
JPY [1] (jún 1994 – okt 1998)	0,634	0,552	2,689*	54, 90
JPY [2] (okt 1998 – jan 2003)	0,534	0,552	-0,586	72, 120
česká koruna				
CZK [1+2] (nov 1995 – jan 2003)	0,595	0,542	2,257*	60, 100, 150
CZK [1] (nov 1995 – okt 1998)	0,524	0,560	-0,965	24, 45
CZK [2] (okt 1998 – jan 2003)	0,602	0,552	1,662	40, 60, 108

Zdroj: vlastný

Aplikácia klasickej R/S metodológie na menovom trhu Slovenskej republiky potvrdila prítomnosť dlhodobej pamäte iba v dvoch prípadoch: vo vývoji kurzov českej koruny v období november 1995 – január 2003 a japonského jenu v období jún 1994 – január 2003. Pri skúmaní správania sa vybraných mien zvlášť v období fixného režimu a samostatne v režime plávajúcich kurzov bol štatisticky potvrdený perzistentný charakter vývoja kurzu iba pri japonskom jenu v časovom horizonte jún 1994 – október 1998. Vývoj kurzov ostatných mien sme na základe testov významnosti nedokázali dostatočne odlíšiť od procesu náhodnej prechádzky.

Výsledky modifikovanej R/S analýzy ani v jednom prípade nezamietli hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte, z čoho môžeme usúdiť, že vývoj kurzov skúmaných mien na menovom trhu Slovenskej republiky predstavuje náhodný a nezávislý proces. To znamená, že perzistentnú povahu českej koruny a japonského jenu, ktorú sme identifikovali pomocou klasickej R/S analýzy bola spôsobená prítomnosťou krátkodobých závislosti medzi údajmi časového radu. Práve táto krátkodobá pamäť nás doviedla k neopodstatnenému zamietnutiu nulovej hypotézy. Výsledky modifikovanej R/S analýzy revidujú naše rozhodnutia v tom smere, že vývoj kurzov analyzovaných mien sa výrazne nelíši od správania sa procesu náhodnej prechádzky.

Pri skúmaní prítomnosti cyklov vo vývoji kurzov jednotlivých mien sme identifikovali neperiodické cykly s priemernou dĺžkou trvania, ktoré prezentuje posledný stĺpec tabuľky 2.6.

3 NÁVRH ÚPRAV A OPATRENÍ PRI UPLATŇOVANÍ R/S METODOLÓGIE

V analytickej časti sme aplikovali jednak klasickú R/S metodológiu na menový trh Slovenskej republiky, a na druhej strane sme vykonali modifikovanú verziu R/S analýzy. Dospeli sme k nasledovným výsledkom. Klasická R/S analýza potvrdila prítomnosť dlhodobej pamäte vo vývoji kurzov českej koruny a japonského jenu. Naproti tomu sa pomocou modifikovanej R/S metodológie nepodarilo zamietnuť nulovú hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte, čo nás priviedlo k záveru, že vývoj kurzov všetkých skúmaných mien (švajčiarsky frank, britská libra, americký dolár, japonský jen, česká koruna) predstavuje proces náhodnej prechádzky.

Ako sme sa mohli sami presvedčiť na základe vykonaných analýz, je nesmierne dôležité vybrať vhodnú formu metodológie. Výhodou klasickej R/S metodológie je, že na základe určenia Hurstovho koeficientu H vieme pomerne jednoducho určiť o aký typ skúmaného procesu sa jedná – či ide o perzistentný, antiperzistentný alebo náhodný nezávislý proces. Pomocou grafického znázornenia V – štatistiky vieme s určitou dávkou presnosti identifikovať vo vývoji časového radu periodické i neperiodické cykly. Hlavným nedostatkom je však slabá schopnosť rozlíšenia krátkodobej a dlhodobej pamäte. Práve výrazná prítomnosť krátkodobej pamäte môže podstatne skresliť počítané hodnoty, a prinútiť nás tak k neopodstatnenému zamietnutiu nulovej hypotézy, ktorá hovorí, že skúmaný proces je náhodný a nezávislý. Spomínaný problém zohľadňuje pri svojej konštrukcii modifikovaná R/S štatistika, ktorej správanie je invariantné pre väčšinu procesov s krátkodobou pamäťou, no odchyľuje sa od očakávaných hodnôt pre procesy s dlhodobou pamäťou. Nevýhodou je, že sa zameriava len na štatistické testovanie nulovej hypotézy o neprítomnosti dlhodobej pamäte, a neskúma hodnoty Hurstovho koeficientu. Taktiež jej výsledky sú obzvlášť citlivé na voľbu časovej medzery, v rámci ktorej odstraňujeme krátkodobé závislosti.

Vzhľadom na spomenuté okolnosti a výsledky analýzy sa pokúsime v návrhovej časti načrtnúť postupnosť krokov, vhodné metodické úpravy a opatrenia, na ktoré treba brať ohľad pri konštrukcii klasickej a modifikovanej R/S štatistiky.

3.1 Údajová základňa

Vhodnosť zvolených údajov do veľkej miery ovplyvňuje možnosti aplikácie R/S metodológie. V prvom rade je potrebné určiť predmet vedeckého skúmania (v našom prípade to bol vývoj kurzov vybraných zahraničných mien), od ktorého závisia také charakteristiky údajovej základne ako dostupnosť, počet údajov a ich frekvencia výskytu v čase. Nie vždy sú však k dispozícii všetky potrebné údaje. Podobne to bolo aj pri našej analýze vývoja kurzu českej koruny v období fixného kurzového systému. Vzhľadom na skutočnosť, že NBS začala udávať kurz českej koruny až od 16. októbra 1995, sme museli pozmeniť resp. skrátiť veľkosť skúmanej vzorky prvého čiastkového obdobia. Chýbajúce údaje pred októbra 1995 však môžu byť relevantné, a mohlo tak dôjsť k čiastočnému skresleniu dosiahnutých výsledkov v dôsledku ich absencie. Dostupnosť údajov však často nedokážeme ovplyvniť.

Počet skúmaných údajov časového radu alebo veľkosť vstupnej vzorky zohráva taktiež dôležitú úlohu. Všeobecne je lepšie použiť väčšiu vzorku ako vzorku pokrývajúcu kratšie časové obdobie. Dôvod je zrejmy najmä pri hľadaní prítomnosti cyklov v analyzovanom procese. Ak sa v procese vyskytuje cyklus s určitou priemernou dĺžkou trvania, no pre účely analýzy zoberieme vzorku údajov zahŕňajúce obdobie, ktoré je kratšie ako dĺžka prítomného cyklu, je isté, že daný cyklus vo vzorke neobjavíme. Konkrétne si to môžeme predstaviť pri sledovaní 11 – ročného cyklu striedavého výskytu slnečných škvŕn. Pri pozorovaniach kratších ako 11 rokov, buď nie sme schopní nájsť daný cyklus, alebo nevieme presne určiť jeho prítomnosť a trvanie. Tento problém je bežný pri výskume finančných trhov, nakoľko dostupné záznamy cenových zmien finančných aktív pokrývajú relatívne krátke obdobia.

Výsledky sú citlivé aj na použitú frekvenciu výskytu údajov v čase. Príliš vysoká alebo príliš nízka frekvencia spôsobuje nezanedbateľné zmeny. Pri vysokofrekvenčných dátach (napr. hodinové alebo minútové) sa vyskytuje väčšia roztrieštenosť údajov, na vývoj časového radu vplýva viac rušivých procesov a sú v ňom častokrát prítomné podstatné krátkodobé závislosti. To všetko môže spôsobiť podhodnotenie odhadu Hurstovho koeficientu. Naopak na druhej strane pri dátach s nízkou frekvenciou výskytu (týždňové, mesačné, ročné) neevidujeme toľko rušivých momentov a krátkodobých závislostí, ktoré však môžu nadhodnotiť výpočet

empiricky určeného Hurstovho koeficientu. Ako vhodný kompromis sa javí použitie údajov s dennou frekvenciou, pričom je vhodné vykonať analýzu aj pre inú smplovaciu frekvenciu – napr. týždňovú. Nie vždy je to však možné. Napr. pri skúmaní inflácie máme k dispozícii maximálne mesačné záznamy.

Relevantným prvkom pri aplikovaní R/S metodológie je určenie strategických zlomov vo vývoji analyzovaného finančného časového radu, ktoré majú svoj pôvod v širších ekonomických súvislostiach – napr. transformácia systému, zmena v uplatňovanej metodike výpočtu alebo režimu kótovania. Keďže strategické zmeny výrazne ovplyvňujú správanie sa skúmaného procesu, je preto vhodné rozdeliť časový rad údajov na čiastkové obdobia, ktoré sú ohraničené identifikovanými strategickými zmenami. Obdobne sme postupovali aj v našom prípade analýzy menového trhu Slovenskej republiky. Vzhľadom na zmenu kurzového systému v októbri 1998 sme previedli R/S analýzu samostatne na vzorke údajov z obdobia fixného kurzového režimu a zvlášť na vzorke z obdobia plávajúcich výmenných kurzov. Nakoniec sme aplikovali R/S metodológiu aj na spoločnej vzorke údajov, ktorá zahŕňala fixný aj plávajúci kurzový systém, aby sme poukázali na vplyv strategického zlomu na konečné výsledky.

3.2 Optimálna veľkosť vstupnej vzorky

Ako už bolo uvedené v teoretickej časti na samotné testovanie štatistickej významnosti empiricky vypočítaného Hurstovho koeficientu s jeho očakávanou hodnotou je nevyhnutné stanoviť $(R/S)_n$ štatistiku pre viacero období s rôznou dĺžkou n ($n \geq 10$). Ďalej požadujeme, aby dĺžky zvolených období (n) boli celočíselnými deliteľmi dĺžky celého časového radu T . Z toho vyplýva, že voľba dĺžky časového radu výrazne ovplyvňuje možnosti jeho ďalšej analýzy. Za nevhodné považujeme dĺžky s nízkym počtom celočíselných deliteľov (krajným prípadom sú teda prvočísla). Na začiatku máme istú veľkosť dostupnej vzorky, resp. časové rozmedzie, z ktorého si môžeme zvoliť vhodnú vzorku. Optimálne však je, ak zo všetkých vzoriek, ktorých dĺžka je menšia alebo rovná ako veľkosť dostupných vzoriek vyberieme takú, ktorá má najviac celočíselných deliteľov väčších alebo rovných ako 10 (aby bola splnená podmienka $n \geq 10$). V matematickom ponímaní teda hľadáme

takú veľkosť vzorky, ktorej prvočíselný rozklad – vzťah (8.1) spĺňa podmienky (8.2) a (8.3).

$$T_{opt} = p_1^{a_1} \cdot p_2^{a_2} \dots p_k^{a_k} = \prod_{i=1}^k p_i^{a_i}, \quad (8.1)$$

kde p_1, p_2, \dots, p_k sú prvočísla,

$\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k$ sú kladné čísla,

T_{opt} – hľadaná optimálna dĺžka vzorky.

$$T_{opt} \leq \text{veľkosť dostupnej vzorky}, \quad (8.2)$$

$$\max[(a_1 + 1)(a_2 + 1) \dots (a_k + 1)], \text{ resp. } \max\left[\prod_{i=1}^k (a_i + 1)\right] \quad (8.3)$$

Dá sa ukázať, že maximalizovaný výraz vo vzťahu (8.3) je zároveň počtom celočíselných deliteľov T_{opt} . Keďže pracujeme s $10 \leq n \leq T/2$, tak od celkového počtu celočíselných deliteľov musíme odrátať jednu jednotku (reprezentuje deliteľa T) a počet deliteľov, ktoré sú menšie ako 10. V tabuľke 3.1 podávame prehľad veľkostí optimálnych vstupných vzoriek T_{opt} s počtom odpovedajúcich rôznych dĺžok n . Pri každej vzorke sme prepočítali aj obdobie (počet rokov, mesiacov a dní), ktoré pokrýva svojou dĺžkou za predpokladu, že rok má 252 pracovných dní.

Tab. 3.1 Prehľad optimálnych veľkostí vstupných vzoriek pre výpočet R/S štatistiky

T_{opt}	120	180	240	360	420	480	540	600	630
počet celočíselných deliteľov	16	18	20	24	24	24	24	24	24
počet rôznych dĺžok n	8	10	12	15	16	16	16	16	16
rokov	0	0	0	1	1	1	2	2	2
mesiacov	5	8	11	5	8	10	1	4	6
dní	15	12	9	3	0	18	15	12	0
T_{opt}	660	720	840	1080	1260	1440	1680	2160	2520
počet celočíselných deliteľov	24	30	32	32	36	36	40	40	48
počet rôznych dĺžok n	17	21	23	23	27	27	31	31	38
rokov	2	2	3	4	5	5	6	8	10
mesiacov	7	10	4	3	0	8	8	6	0
dní	9	6	0	9	0	12	0	18	0

Zdroj: vlastný

3.3 Test stacionarity údajov a autokorelácie

Pred samotnou konštrukciou R/S štatistiky, je potrebné preveriť stacionaritu údajov skúmaného časového radu, aby sme sa vyhli prípadným skresleniam štatistických odhadov. Môžeme použiť napríklad Dickey – Fullerov alebo Phillips – Peronov test. Ak na základe testu zistíme, že časový rad je stacionárny, tak potom nie je nutná žiadna úprava časového radu. Ak je skúmaný časový rad nestacionárny, je častokrát možné dosiahnuť stacionaritu údajov použitím prvých diferencií pre účely ďalšieho analytického spracovania. V našom prípade sme pri analýze vývoja menových kurzov stále pracovali s logaritmickými diferenciami, nakoľko pôvodné údaje vykazovali nestacionárny charakter.

Stacionarita časového radu však môže byť ovplyvnená aj prítomnosťou trendu. Nakoľko prvé diferencie nedokážu odstrániť trendovú zložku, je vhodné použiť napríklad rezíduá autoregresívneho procesu AR(p). AR rezíduá minimalizujú lineárnu závislosť údajov časového radu, snažia sa eliminovať tzv. krátkodobú pamäť. Typ adekvátneho procesu AR(p), ktorý aplikujeme na pôvodný časový rad určíme na základe testu významnosti funkcie autokorelácie a parciálnej autokorelácie. Napríklad ak časový rad obsahuje pre časovú medzeru $q = 1$ štatisticky významné autokorelácie, použijeme rezíduá AR(1) namiesto pôvodných údajov. Ak časový rad neobsahuje štatisticky významné autokorelácie, tak pracujeme s pôvodnou vzorkou údajov.

Keďže logaritmické diferencie skracujú pôvodný časový rad o jednu jednotku a rezíduá AR(p) procesu o p údajov, musí mať prvotný rad dĺžku $T+p+1$ údajov, aby sme mali pre výpočet R/S štatistiky k dispozícii upravený časový rad s dĺžkou T .

3.4 Klasická R/S metodológia

Po uskutočnení testu stacionarity a testov na autokoreláciu je možné pristúpiť k samotnému výpočtu charakteristiky $(R/S)_n$, ktorej hodnota sa stanovuje ako priemer charakteristík vypočítaných pre každé z čiastkových období s dĺžkou n . Na základe vypočítaných hodnôt $(R/S)_n$ môžeme určiť Hurstov koeficient pomocou metódy najmenších štvorcov v regresnom modeli $\log(R/S)_n = a \log(n) + b$, kde parameter

a je práve hľadaným Hurstovým koeficientom. Vzťah medzi vysvetľujúcou a vysvetľovanou veličinou v skúmanom modeli by mal zodpovedať predpokladanému lineárnemu vzťahu, o čom sa môžeme presvedčiť na základe výpočtu hodnoty koeficientu determinácie, ktorá by sa mala blížiť k jednotke. Takisto hodnoty $\log(R/S)_n$ v grafe závislosti $\log(R/S)_n$ od $\log(n)$ by sa nemali príliš vzdialovať od priamky $\log(R/S)_n = a \log(n) + b$.

Aby sme mohli otestovať štatistickú významnosť empiricky určeného Hurstovho koeficientu H , počítame očakávané hodnoty Hurstovho koeficientu $E(H)$ podľa prístupu Annis – Lloyda, nakoľko správnejšie popisuje asymptotické správanie sa R/S štatistiky. Koeficient H môžeme prehlásiť za štatisticky významným práve vtedy, ak empiricky vypočítaná hodnota Hurstovho koeficientu H je vzdialená od predpokladanej očakávanej hodnoty $E(H)$ viac ako dve štandardné odchýlky $s = 1/\sqrt{T}$. Ak $H > E(H)$, časový rad má perzistentný charakter, ak $0 < H < E(H)$ finančný rad má antiperzistentný charakter. Ak vypočítaná hodnota H nie je štatisticky významná, znamená to, že vývoj časového radu nevieme dostatočne odlíšiť od procesu náhodnej prechádzky. V takomto prípade sú možné nasledovné úpravy časového radu, v dôsledku ktorých sa môže potvrdiť štatistická významnosť empiricky počítaného Hurstovho koeficientu:

a) zväčšíme rozsah skúmanej vzorky – predĺžime časový rad. Ak Hurstov koeficient má tendenciu byť stálym aj pri zmene rozsahu vzorky, tak aj jeho vzdialenosť od predpokladanej hodnoty $E(H)$ sa nebude výrazne meniť. Preto stačí adekvátne zväčšiť dĺžku časového radu, čím sa zmenší štandardná odchýlka $s = 1/\sqrt{T}$, a následne sa prejaví štatistická významnosť vypočítaného Hurstovho koeficientu H , t.j. bude platiť nasledovná nerovnosť:

$$\frac{H - E(H)}{1/\sqrt{T}} > 2 \quad (8.4)$$

Veľkosť vstupnej vzorky T , pri ktorej sa prejaví štatistická významnosť koeficientu H určíme jednoduchou úpravou vzťahu (8.4):

$$T > 4(H - E(H))^2 \quad (8.5)$$

Problém však môže pretrvávať, ak Hurstov koeficient je nestály v čase. Aj pri zväčšení vzorky podľa vzťahu (8.5) sa následne nemusí potvrdiť jeho štatistická významnosť.

b) rozdelíme časový rad na niekoľko podsúborov a skúmame hodnoty Hurstovho koeficientu v jednotlivých subobdobiach. Pri vhodnom rozdelení pôvodnej vzorky môžeme dospieť k štatisticky významným hodnotám Hurstovho koeficientu aspoň v niektorých subobdobiach.

c) postupne meníme počiatočný údaj časového radu – posúvame celú vzorku v čase. Vypočítaný Hurstov koeficient porovnáme s hodnotou H predchádzajúceho časového posunu. Takto môžeme jednoducho sledovať citlivosť Hurstovho koeficientu. Pri istom časovom posuve sa môže prejavíť štatistická významnosť empiricky určeného koeficientu H , hoci pri predchádzajúcom posune sa nepreukázala. Znamená to, že v období nového posunu sa vyskytujú štrukturálne zmeny resp. v analyzovanom procese sa potvrdila prítomnosť dlhodobej pamäte.

d) zmeníme frekvenciu výskytu údajov v čase – napr. namiesto denných údajov použijeme týždenné, dvojtýždenné, mesačné atď. Dáta s nižšou frekvenciou výskytu neobsahujú toľko rušivých momentov a krátkodobých závislostí, ale na druhej strane môžu neopodstatnene nadhodnotiť výpočet empiricky určeného Hurstovho koeficientu.

3.5 V – štatistika

Na identifikáciu dĺžky trvania cyklov časového radu sa využíva tzv. V – štatistika, ktorú predstavuje R/S štatistika normalizovaná druhou odmocninou z času. Z grafu V_n v závislosti od $\log(n)$ je možné jednoducho vyčítať dĺžku cyklu, a to v miestach náhlych zlomov. Vhodné je aj sledovať vývoj V – štatistiky v porovnaní s predpokladanými očakávanými hodnotami V_n počítaných podľa prístupu Annis –

Lloyda, z ktorého ľahko vyčítame intervaly, v ktorých sa proces najviac odchyľuje od procesu náhodnej prechádzky. V intervaloch, kde V_n rastie rýchlejšie ako očakávané hodnoty V – štatistiky má časový rad perzistentný charakter. A naopak, v intervaloch, kde hodnoty V_n rastú pomalším tempom ako očakávané hodnoty V – štatistiky má proces antiperzistentnú povahu. Zlomy identifikujeme teda v miestach, v ktorých proces viditeľne prechádza z perzistentného charakteru na antiperzistentný a naopak, alebo pri prechode z procesu náhodnej prechádzky na proces s anti/perzistentným charakterom a opačne. Identifikované zlomy rozdeľujú časový rad na niekoľko časových horizontov, v rámci ktorých môžeme empiricky určiť hodnotu Hurstovho koeficientu na zistenie typu podkladaného procesu. Nie však každý zlom v grafe reprezentuje ďalší nový cyklus, nakoľko môže byť len určitým násobkom menšieho predchádzajúceho cyklu. Preto stačí identifikovať len miesta predpokladaných cyklov so základnou dĺžkou trvania. Ak v skúmanom procese objavíme viac ako tri cykly, s veľkou pravdepodobnosťou sa prejavili aj cykly, ktorých trvanie je len určitým násobkom základných cyklov. Podobne to bolo aj pri našom výskume menového trhu, kde sme pri každej zahraničnej mene identifikovali nanajviš tri rôzne základné cykly.

Na potvrdenie prítomnosti cyklu môžeme využiť techniku pozmenenia frekvencie výskytu údajov časového radu. Ak sa napríklad cyklus prejavil v denných údajoch pri $n = 500$, mal by sa taktiež objaviť pri týždenných údajoch v okolí $n = 100$. Ďalšou alternatívou môže byť sledovanie cyklického správania v čiastkových obdobiach. Ak sa cyklus prejavil v celom skúmanom období, mali by sme ho identifikovať aspoň v jednom subobdobí. Týmto spôsobom môžeme pozorovať aj zmenu priemernej dĺžky trvania cyklu v jednotlivých parciálnych obdobiach, t.j. či majú základné cykly tendenciu sa predlžovať resp. skracovať s postupom času.

Hlavný význam identifikovania cyklov však spočíva v tom, že môžu byť zdrojom potenciálnych ziskových obchodných príležitostí. No menšie problémy nám spôsobuje fakt, že väčšina ekonomických cyklov, ktoré objavíme pomocou R/S metodológie má neperiodický charakter. Znamená to, že sa vyznačujú len priemernou dĺžkou trvania, teda aktuálny cyklus môže trvať aj kratšie, aj dlhšie ako predchádzajúci.

3.6 Modifikovaná R/S metodológia

Výsledky klasickej R/S analýzy sú obzvlášť citlivé na prítomnosť krátkodobej pamäte medzi údajmi časového radu, a tak môže spôsobiť neopodstatnené zamietnutie nulovej hypotézy, ktorá hovorí, že skúmaný proces je náhodný a nezávislý. Preto sa odporúča na potvrdenie resp. vyvrátenie záverov klasickej R/S analýzy prepočítať aj modifikovanú R/S štatistiku, ktorej správanie je invariantné pre väčšinu procesov s krátkodobou pamäťou.

Pri jej aplikácií treba byť zvlášť obozretný pri výbere časovej medzery q , v rámci ktorej odstránime z procesu krátkodobú pamäť. Ak q je príliš veľké v porovnaní s n , rozdelenie štatistického odhadu môže byť radikálne skreslené. Na druhej strane pri zvolení príliš malej hodnoty q , autokorelácie za medzerou q môžu byť relevantné, a mali by tak byť zahrnuté pri výpočtoch. Výber parametra q môžeme vykonať na základe Andrewsovho pravidla, ktoré zohľadňuje vstupnú údajovú základňu. Iný spôsob predstavuje výber vhodnej časovej medzery q na základe testu významnosti funkcie autokorelácie a parciálnej autokorelácie. Napríklad ak časový rad obsahuje pre posun 1 až 4 štatisticky významné autokorelácie, použijeme $q = 4$. Pre porovnanie je vhodné vypočítať modifikovanú R/S štatistiku pre viacero časových medzier. Pri aplikácii modifikovanej R/S analýzy na menový trh Slovenskej republiky sme volili q rovné hodnotám $0, 4, 8, 12$ a q_A (q_A bolo určené podľa Andrewsovho pravidla). Pre $q = 0$ je výpočet modifikovanej R/S štatistiky zhodný s klasickou R/S štatistikou.

V prípade, ak sa podarí pomocou modifikovanej R/S analýzy zamietnuť nulovú hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte, je možné zvoliť nasledovnú procedúru. Znížime frekvenciu výskytu údajov časového radu, t.j. namiesto denných záznamov zoberieme napríklad týždenné, dvojtýždenné alebo mesačné. Následne počítame hodnoty modifikovanej R/S štatistiky pre postupne zväčšujúce sa časové medzery q . Časovú medzeru zvyšujeme až po hodnotu, pri ktorej už nedokážeme zamietnuť nulovú hypotézu. Znamená to, že z procesu sa vytratila dlhodobá pamäť, a naznačuje sa tým ukončenie trvania cyklu. Dĺžku objaveného cyklu ľahko prepočítame na základe hodnoty kritickej časovej medzery q a použitej frekvencie údajov.

ZÁVER

R/S metodológia, ktorá bola ústredným motívom celej tejto diplomovej práce poskytuje oproti tradičným alternatívam viacero výhod: možnosť identifikovania korelácií s veľkým časovým posunom, aj v prípade stochastických procesov, ktoré nie sú založené na predpokladoch normality; umožňuje rozoznať náhodne rady od nenáhodných alebo deterministických radov; schopnosť identifikovať neperiodické cykly, ktoré môžu byť využité v prospech potenciálnych ziskových obchodných príležitostí; pripúšťa priame porovnanie období rozložených v čase bez nutnosti očisťovania o infláciu.

V analytickej časti sme aplikovali jednak klasickú R/S metodológiu na menový trh Slovenskej republiky, a na druhej strane sme vykonali aj jej modifikovanú verziu. Na základe uskutočnených analýz môžeme uviesť nasledovné závery pre jednotlivé skúmané zahraničné meny.

Výpočet Hurstovho koeficientu $H = 0,562$ (pre obdobie jún 1994 – január 2003) naznačuje perzistentnú povahu vývoja kurzu švajčiarskeho franku, ale na druhej strane sa štatisticky významne nelíši od predpokladanej očakávanej hodnoty. Na základe analýzy vývoja V – štatistiky môžeme povedať, že vo vývoji kurzov švajčiarskeho franku pre celé skúmané obdobie existujú tri cykly s priemernou dĺžkou 36, 54 a 90 pracovných dní, resp. 7, 11 a 18 týždňov. Modifikovaná R/S analýza nezamietla hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte, z čoho vyplýva, že časový rad kurzov švajčiarskeho franku môžeme považovať za náhodný a nezávislý proces.

Pri britskej libe empiricky určená hodnota Hurstovho koeficientu $H = 0,526$ (jún 1994 – január 2003) naznačuje slabú antiperzistentnú povahu vývoja kurzu, ktorú však nedokážeme štatisticky potvrdiť. Vo všetkých analyzovaných obdobiach sa prejavili dva neperiodické cykly s priemernou dĺžkou 15 a 27 pracovných dní. Hodnoty V – štatistiky modifikovanej R/S analýzy nezamietli hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte, z čoho vyplýva, že britská libra sa podobá na správanie náhodného a nezávislého procesu.

Na základe uskutočnenej R/S analýzy môžeme vyvodiť nasledovný záver pre vývoj kurzu amerického dolára. Výpočet Hurstovho koeficientu $H = 0,561$ (jún 1994

– január 2003) naznačuje, že americký dolár predstavuje náhodný a nezávislý proces, čo potvrdzujú aj výsledky modifikovanej R/S analýzy, ktoré nezamietli nulovú hypotézu. Vo všetkých analyzovaných obdobiach sme objavili neperiodický cyklus s dĺžkou 54 pracovných dní, čo zodpovedá približne obdobiu 11 týždňov resp. dva a pol mesiaca.

Výpočet Hurstovho koeficientu $H = 0,585$ (jún 1994 – január 2003) potvrdil, že japonský jen predstavuje proces s perzistentným charakterom. Naproti tomu výsledky modifikovanej R/S analýzy, ktoré nezamietli hypotézu o neprítomnosti dlhodobej pamäte, nás upozorňujú, že identifikovanie perzistentného charakteru na základe empiricky určeného Hurstovho koeficientu je len dôsledkom krátkodobých korelácií. Vývoj kurzu japonského jenu je s veľkou pravdepodobnosťou taktiež len náhodným a nezávislým procesom. Vo vývoji kurzov japonského jenu pre celé skúmané obdobie sme objavili dva neperiodické cykly s priemernou dĺžkou 72 a 120 pracovných dní (resp. približne 14 a 24 týždňov).

Pre vývoj kurzu českej koruny môžeme vyvodit' nasledovný záver. Výpočet Hurstovho koeficientu $H = 0,595$ (pre obdobie november 1995 – január 2003) potvrdil, že česká koruna má perzistentný charakter. Naproti tomu výsledky modifikovanej R/S analýzy nezamietli nulovú hypotézu, to znamená, že perzistentná povaha určená na základe empiricky určeného Hurstovho koeficientu bola spôsobená len prítomnosťou krátkodobých závislosti medzi údajmi časového radu. Vývoj kurzu českej koruny sa teda výrazne nelíši od procesu náhodnej prechádzky. V historickom vývoji kurzu sme pre celé skúmané obdobie identifikovali tri neperiodické cykly s priemernou dĺžkou 60, 100 a 150 pracovných dní (resp. 12, 20 a 30 týždňov).

V súhrne klasická R/S analýza potvrdila prítomnosť dlhodobej pamäte iba vo vývoji kurzov českej koruny a japonského jenu. Naproti tomu sa pomocou modifikovanej R/S metodológie nepodarilo zamietnuť nulovú hypotézu, čo nás vedie k záveru, že vývoj kurzov všetkých skúmaných mien predstavuje proces náhodnej prechádzky.

Ako sme sa mohli sami presvedčiť na základe vykonaných analýz, je nesmierne dôležité vybrať vhodnú formu metodológie. Výhodou klasickej R/S metodológie je, že na základe empirického výpočtu Hurstovho koeficientu H vieme určiť povahu skúmaného procesu – či ide o perzistentný, antiperzistentný alebo proces náhodnej prechádzky. Pomocou grafického znázornenia V – štatistiky

dokážeme identifikovať vo vývoji kurzov cykly. Hlavným nedostatkom je, že štatistické odhady môžu byť výrazne ovplyvnené prítomnosťou krátkodobých korelácií, a doviest' nás tak k neopodstatnenému zamietnutiu nulovej hypotézy. Uvedený problém zohľadňuje modifikovaná R/S štatistika, ktorej správanie je invariantné pre väčšinu procesov s krátkodobou pamäťou, no odchyľuje sa od očakávaných hodnôt pre procesy s dlhodobou pamäťou. Nevýhodou je, že sa zameriava len na štatistické testovanie nulovej hypotézy o neprítomnosti dlhodobej pamäte, a jej výsledky sú citlivé na voľbu časovej medzery, v rámci ktorej eliminujeme krátkodobé závislosti.

Vzhľadom na spomenuté okolnosti a dosiahnuté výsledky analýz sme v návrhovej časti načrtli postupnosť krokov, vhodné metodické úpravy a opatrenia, na ktoré treba brať ohľad, a mali by byť zapracované pri konštruovaní klasickej a modifikovanej R/S štatistiky. Konkrétne ako správne postupovať pri výbere údajovej základne, ako optimálne zvoliť veľkosť vstupnej vzorky pre výpočet R/S štatistiky. Navrhli sme ako sa vyhnúť použitiu nestacionárneho časového radu a ako zmierniť krátkodobé závislosti vstupných údajov. Načrtli sme úpravy časového radu v prípade, ak nevieme dostatočne potvrdiť štatistickú významnosť empiricky počítaného Hurstovho koeficientu. Ukázali sme ako vhodne postupovať pri identifikácii cyklov na základe konštrukcie tzv. V – štatistiky. A nakoniec sme naznačili alternatívne spôsoby výberu časovej medzery pri uplatňovaní modifikovanej R/S metódy, ako aj jej možné využitie pri určovaní dĺžky trvania základného cyklu.

Nakoľko R/S metodológia doposiaľ nebola v takom rozsahu aplikovaná na menový trh Slovenskej republiky, môžeme považovať cieľ diplomovej práce za splnený, a jej prínos na poli slovenského vedeckého výskumu ako nezanedbateľný, aj s ohľadom na absenciu literatúry a zdrojov skúmanej problematiky v domácom jazyku.

ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY

1. ANDREWS, D.: Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. In: *Econometrica*, 1991, č. 59, s. 817-58.
2. ANNIS, A.A. – LLOYD, E.H.: The expected value of the adjusted rescaled Hurst range of independent normal summands. In: *Biometrika*, 1976, č. 63, s. 111-16.
3. BACHELIER, L.: Théorie de la spéculation. In: *Annales Scientifiques de l'École Normale Supérieure*, 1900, č. 17, s. 21-86.
4. BATTEN, J. – ELLIS, C.: Statistical long-term dependence in currency futures markets. In: *Advances in Pacific Basin Financial Markets*, 1998, č. 4, s. 159-70.
5. BROOKS, CH.: A measure of persistence in daily pound exchange rates. In: *Applied Economics Letters*, 1995, č. 2, s. 428-31.
6. KELBEL, M. – NOVÁČEK, E.: *Analýza portfólia*. 1. vyd. Košice : Ekonomická fakulta Technickej univerzity, 1998. 104 s. ISBN 80-7099-391-X
7. ELLIS, C.: Misspecification in the estimation of the expected rescaled range statistic. In: *School of Finance and Economics Working Paper Series*. Sydney : University of Technology, 1996, č. 69.
8. GEISST, CH.R.: *Exchange rate chaos*. 1. vyd. London : Routledge, 1995. 184 s. ISBN 0-415-10981-7
9. HOWE, J.S. – MARTIN, D.W. – WOOD, B.G.: Much ado about nothing long-term memory in pacific rim equity markets. In: *International Review of Financial Analysis*, 1999, č. 8, s. 139-51.
10. HRVOĽOVÁ, B.: *Finančný trh*. 1. vyd. Bratislava : Emka, 1994. 80 s. ISBN 80-967207-9-1
11. HURST, H.E.: The long-term storage capacity of reservoirs. In: *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 1951, č. 116, s. 770-99.
12. CHOVANCOVÁ, B. – SÁSIK, M.: *Finančný trh*. 1. vyd. Bratislava : Ekonóm, 1997. 289 s. ISBN 80-225-0872-1
13. LO A.W.: Long-term memory in stock market prices. In: *Econometrica*, 1991, č. 5, s. 1279-1313.
14. LO A.W. – MACKINLAY A.C.: *A non-random walk down Wall street*. 1. vyd. Princeton : Princeton university press, 1999. 424 s. ISBN 0-691-05774-5
15. MANDELBROT, B.B.: *Fractals and scaling in finance*. 1. vyd. New York : Springer – Verlag New York, 1997. 551 s. ISBN 0-387-98363-5

16. MANDELBROT, B.B. – WALLIS, J.R.: Robustness of the rescaled range R/S in the measurement of noncyclic long-run statistical dependence. In: *Water Resources Research*, 1969, č. 5, s. 967-88.
17. MCKENZIE, M.D.: Non-periodic australian stock market cycles: evidence from rescaled range analysis. In: *The Economic Record*, 2001, č. 77, s. 393-406.
18. MULLIGAN, R.F.: A fractal analysis of foreign exchange markets. In: *International Economic Review*, 2000, č. 6, s. 33-49.
19. PAN, M.S. – LIU, Y.A.: Fractional cointegration, long memory, and exchange rate dynamics. In: *International Review of Economics and Finance*, 1999, č. 8, s. 305-16.
20. PAN, M.S. – LIU, Y.A. – BASTIN, H.: An examination of the short-term and long-term behavior of foreign exchange rates. In: *The Financial Review*, 1996, č. 31, s. 603-22.
21. PETERS, E.P.: *Fractal market analysis : Applying chaos theory to investment and economics*. 1. vyd. New York : John Wiley & Sons, 1994.
22. STEIGAUFG, S.: *Investiční matematika*. 1. vyd. Praha : Grada publishing, 1999. 335 s. ISBN 80-7169-429-0
23. THOMAS, R.L.: *Introductory econometrics : theory & applications*. 2. vyd. New York : Longman Publishing, 1993. 436 s. ISBN 0-582-07378-2
24. VESELÁ, J.: Teórie efektívnych trhů. In: *Bankovníctví*, 1993, č. 10.
25. VLACHYNSKÝ, K.: *Finančný manažment*. 2. vyd. Bratislava : Elita, 1996. 327 s. ISBN 80-8044-014-X
26. WALLIS, J.R. – MATALAC, N.C.: Small sample properties of H and K – estimators of the Hurst coefficient H. In: *Water Resources Journal*, 1970, č. 6, s. 1583-94.
27. <http://www.inf.ethz.ch/~staerk/applets/Triangle.html>
28. <http://www.nbs.sk/kl/archiv/index.htm>

ZOZNAM SKRATIEK

[1] – prvé čiastkové obdobie, prvé subobdobie

[1] - log – logaritmické diferencie údajov prvého čiastkového obdobia

[1+2] – celé skúmané obdobie

[2] – druhé čiastkové obdobie, druhé subobdobie

[2] - log – logaritmické diferencie údajov druhého čiastkového obdobia

AC – autokorelačná funkcia

ADF test – Dickey – Fullerov test stacionarity

AR – autoregresívny proces

CZK – česká koruna

GBP – britská libra

CHF – švajčiarsky frank

IDD – náhodný nezávislý proces

JPY – japonský jen

NBS – Národná banka Slovenska

PAC – funkcia parciálnej autokorelácie

R/S – z *angl.* rescaled range – škálovanie rozsahu

USD – americký dolár

ZOZNAM OBRÁZKOV

- Obr. 1.1 Sierpinského trojuholník – hra chaosu
- Obr. 1.2 Logaritmicke znázornenie očakávaných hodnôt štatistík $(R/S)_n$ podľa Hursta, Annis – Lloyda a Petersa
- Obr. 1.3 Grafické znázornenie V – štatistiky pre nezávislé javy
- Obr. 1.4 Hustota pravdepodobností a distribučná funkcia V – štatistiky
- Obr. 2.1.1 Vývoj CHF/SKK: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.1.2 Vývoj CHF/SKK v logaritmicke zmenách
- Obr. 2.1.3 Grafické znázornenie $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre švajčiarsky frank: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.1.4 V – štatistika pre švajčiarsky frank: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.1.5 V – štatistika švajčiarskeho franku pre subobdobia 1 a 2
- Obr. 2.2.1 Vývoj GBP/SKK: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.2.2 Grafické znázornenie $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre britskú libru: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.2.3 V – štatistika pre britskú libru: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.2.4 V – štatistika pre britskú libru pre subobdobia 1 a 2
- Obr. 2.3.1 Vývoj USD/SKK: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.3.2 Grafické znázornenie $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre americký dolár: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.3.3 V – štatistika pre americký dolár: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.3.4 V – štatistika pre americký dolár pre subobdobia 1 a 2
- Obr. 2.4.1 Vývoj JPY/SKK: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.4.2 Grafické znázornenie $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre japonský jen: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.4.3 V – štatistika pre japonský jen: jún 1994 – január 2003
- Obr. 2.4.4 V – štatistika pre japonský jen pre subobdobia 1 a 2
- Obr. 2.5.1 Vývoj CZK/SKK: november 1995 – január 2003
- Obr. 2.5.2 Grafické znázornenie $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre českú korunu: november 1995 – január 2003
- Obr. 2.5.3 V – štatistika pre českú korunu: november 1995 – január 2003
- Obr. 2.5.4 V – štatistika pre českú korunu pre subobdobia 1 a 2

ZOZNAM TABULIEK

Tab. 1.1	Kritické hodnoty τ - štatistiky
Tab. 1.2	Kvantily distribučnej funkcie $F_v(v)$
Tab. 2.1.1	ADF test stacionarity pre švajčiarsky frank
Tab. 2.1.2	Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre CHF [1+2]
Tab. 2.1.3	Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre CHF [1]
Tab. 2.1.4	Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre CHF [2]
Tab. 2.1.5	R/S analýza švajčiarskeho franku: jún 1994 – január 2003
Tab. 2.1.6	R/S analýza švajčiarskeho franku pre subobdobia 1 a 2
Tab. 2.1.7	Hurstov koeficient pre CHF, štatistická významnosť
Tab. 2.1.8	R/S analýza CHF [1+2] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.1.9	R/S analýza CHF [1] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.1.10	R/S analýza CHF [2] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.1.11	Modifikovaná R/S analýza pre švajčiarsky frank: jún 1994 – január 2003
Tab. 2.1.12	V – štatistika pre švajčiarsky frank
Tab. 2.2.1	Hurstov koeficient pre GBP, štatistická významnosť
Tab. 2.2.2	R/S analýza GBP [1+2] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.2.3	R/S analýza GBP [1] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.2.4	R/S analýza GBP [2] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.2.5	V – štatistika pre britskú libru
Tab. 2.3.1	Hurstov koeficient pre americký dolár, štatistická významnosť
Tab. 2.3.2	R/S analýza USD [1+2] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.3.3	R/S analýza USD [1] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.3.4	R/S analýza USD [2] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.3.5	V – štatistika pre americký dolár
Tab. 2.4.1	Hurstov koeficient pre japonský jen, štatistická významnosť
Tab. 2.4.2	R/S analýza JPY [1+2] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.4.3	R/S analýza JPY [1] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.4.4	R/S analýza JPY [2] pre čiastkové intervaly n

Tab. 2.4.5	V – štatistika pre japonský jen
Tab. 2.5.1	Hurstov koeficient pre českú korunu, štatistická významnosť
Tab. 2.5.2	R/S analýza CZK [1+2] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.5.3	R/S analýza CZK [1] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.5.4	R/S analýza CZK [2] pre čiastkové intervaly n
Tab. 2.5.5	V – štatistika pre českú korunu
Tab. 2.6	Zhrnutie výsledkov klasickej R/S analýzy
Tab. 3.1	Prehľad optimálnych veľkostí vstupných vzoriek pre výpočet R/S štatistiky

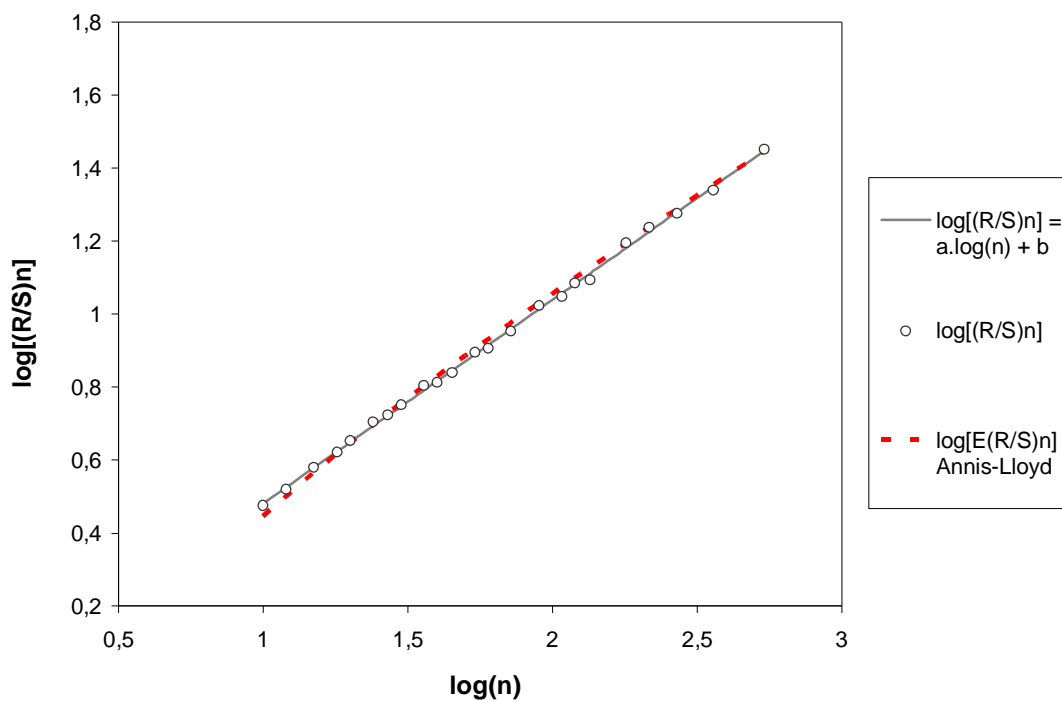
ZOZNAM PRÍLOH

- Príloha 1.1.1 Graf $\log(R/S)_n, \log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre CHF [1]
- Príloha 1.1.2 Graf $\log(R/S)_n, \log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre CHF [2]
- Príloha 1.2.1 Modifikovaná R/S analýza pre CHF [1]
- Príloha 1.2.2 Modifikovaná R/S analýza pre CHF [2]
- Príloha 2.1 Vývoj GBP/SKK v logaritmických zmenách
- Príloha 2.2 ADF test stacionarity pre britskú libru
- Príloha 2.3.1 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre GBP [1+2]
- Príloha 2.3.2 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre GBP [1] a GBP [2]
- Príloha 2.4.1 R/S analýza britskej libry: jún 1994 – január 2003
- Príloha 2.4.2 R/S analýza britskej libry pre subobdobia 1 a 2
- Príloha 2.5.1 Graf $\log(R/S)_n, \log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre GBP [1]
- Príloha 2.5.2 Graf $\log(R/S)_n, \log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre GBP [2]
- Príloha 2.6.1 Modifikovaná R/S analýza pre britskú libru: jún 1994 – január 2003
- Príloha 2.6.2 Modifikovaná R/S analýza pre GBP [1]
- Príloha 2.6.3 Modifikovaná R/S analýza pre GBP [2]
- Príloha 3.1 Vývoj USD/SKK v logaritmických zmenách
- Príloha 3.2 ADF test stacionarity pre americký dolár
- Príloha 3.3.1 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre USD [1+2]
- Príloha 3.3.2 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre USD [1]
- Príloha 3.3.3 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre USD [2]
- Príloha 3.4.1 R/S analýza amerického dolára: jún 1994 – január 2003
- Príloha 3.4.2 R/S analýza amerického dolára pre subobdobia 1 a 2
- Príloha 3.5.1 Graf $\log(R/S)_n, \log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre USD [1]
- Príloha 3.5.2 Graf $\log(R/S)_n, \log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre USD [2]
- Príloha 3.6.1 Modifikovaná R/S analýza pre americký dolár: jún 1994 – január 2003
- Príloha 3.6.2 Modifikovaná R/S analýza pre USD [1]

- Príloha 3.6.3 Modifikovaná R/S analýza pre USD [2]
- Príloha 4.1 Vývoj JPY/SKK v logaritmických zmenách
- Príloha 4.2 ADF test stacionarity pre japonský jen
- Príloha 4.3.1 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre JPY [1+2] a JPY [2]
- Príloha 4.3.2 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre JPY [1]
- Príloha 4.4.1 R/S analýza japonského jenu: jún 1994 – január 2003
- Príloha 4.4.2 R/S analýza japonského jenu pre subobdobia 1 a 2
- Príloha 4.5.1 Graf $\log(R/S)_n, \log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre JPY [1]
- Príloha 4.5.2 Graf $\log(R/S)_n, \log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre JPY [2]
- Príloha 4.6.1 Modifikovaná R/S analýza pre japonský jen: jún 1994 – január 2003
- Príloha 4.6.2 Modifikovaná R/S analýza pre JPY [1]
- Príloha 4.6.3 Modifikovaná R/S analýza pre JPY [2]
- Príloha 5.1 Vývoj CZK/SKK v logaritmických zmenách
- Príloha 5.2 ADF test stacionarity pre českú korunu
- Príloha 5.3.1 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre CZK [1+2] a CZK [2]
- Príloha 5.3.2 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre CZK [1]
- Príloha 5.4.1 R/S analýza českej koruny: november 1995 – január 2003
- Príloha 5.4.2 R/S analýza pre CZK [1]
- Príloha 5.4.3 R/S analýza pre CZK [2]
- Príloha 5.5.1 Graf $\log(R/S)_n, \log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre CZK [1]
- Príloha 5.5.2 Graf $\log(R/S)_n, \log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre CZK [2]
- Príloha 5.6.1 Modifikovaná R/S analýza pre CZK: november 1995 – január 2003
- Príloha 5.6.2 Modifikovaná R/S analýza pre CZK [1]
- Príloha 5.6.3 Modifikovaná R/S analýza pre CZK [2]

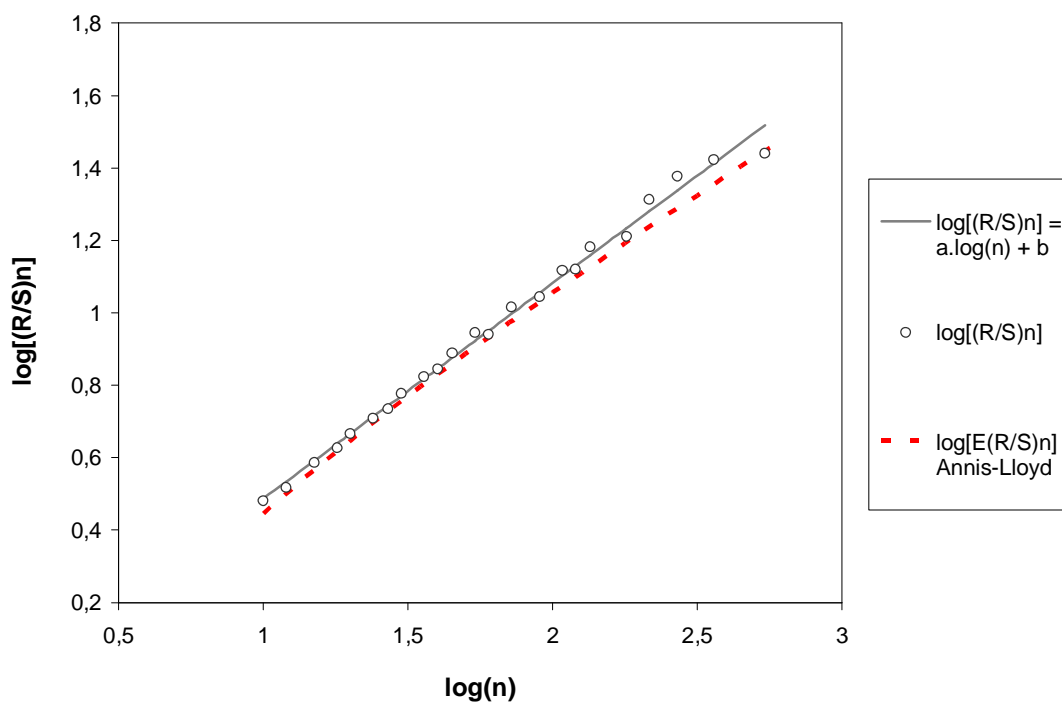
PRÍLOHY

Príloha 1.1.1 Graf $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre CHF [1]



Zdroj: vlastný

Príloha 1.1.2 Graf $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre CHF [2]



Zdroj: vlastný

Príloha 1.2.1 Modifikovaná R/S analýza pre CHF [1]

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 1	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 1
10	2,989	4,031	5,262	–	3,208	0,945	1,275	1,664	–	1,014
12	3,312	4,365	5,557	–	3,528	0,956	1,260	1,604	–	1,018
15	3,803	4,679	5,933	7,043	3,985	0,982	1,208	1,532	1,818	1,029
18	4,186	5,008	6,060	7,039	4,347	0,987	1,180	1,428	1,659	1,025
20	4,493	5,287	6,246	7,254	4,693	1,005	1,182	1,397	1,622	1,049
24	5,070	5,762	6,514	7,157	5,222	1,035	1,176	1,330	1,461	1,066
27	5,297	5,990	6,631	7,218	5,477	1,019	1,153	1,276	1,389	1,054
30	5,647	6,312	7,055	7,633	5,845	1,031	1,152	1,288	1,394	1,067
36	6,365	6,966	7,504	8,107	6,536	1,061	1,161	1,251	1,351	1,089
40	6,488	7,047	7,536	8,051	6,666	1,026	1,114	1,191	1,273	1,054
45	6,910	7,473	8,010	8,747	7,108	1,030	1,114	1,194	1,304	1,060
54	7,843	8,415	8,712	9,172	8,040	1,067	1,145	1,186	1,248	1,094
60	8,054	8,571	8,819	9,056	8,246	1,040	1,106	1,139	1,169	1,065
72	8,978	9,450	9,628	9,921	9,173	1,058	1,114	1,135	1,169	1,081
90	10,524	10,965	11,069	11,308	10,767	1,109	1,156	1,167	1,192	1,135
108	11,183	11,617	11,721	11,885	11,352	1,076	1,118	1,128	1,144	1,092
120	12,151	12,629	12,712	12,802	12,355	1,109	1,153	1,160	1,169	1,128
135	12,414	12,875	12,947	13,221	12,629	1,068	1,108	1,114	1,138	1,087
180	15,661	16,106	16,095	16,238	15,913	1,167	1,200	1,200	1,210	1,186
216	17,306	17,630	17,575	17,706	17,501	1,178	1,200	1,196	1,205	1,191
270	18,857	19,501	19,437	19,528	19,109	1,148	1,187	1,183	1,188	1,163
360	21,850	22,710	22,849	23,023	22,224	1,152	1,197	1,204	1,213	1,171
540	28,310	28,855	28,525	28,468	28,647	1,218	1,242	1,228	1,225	1,233

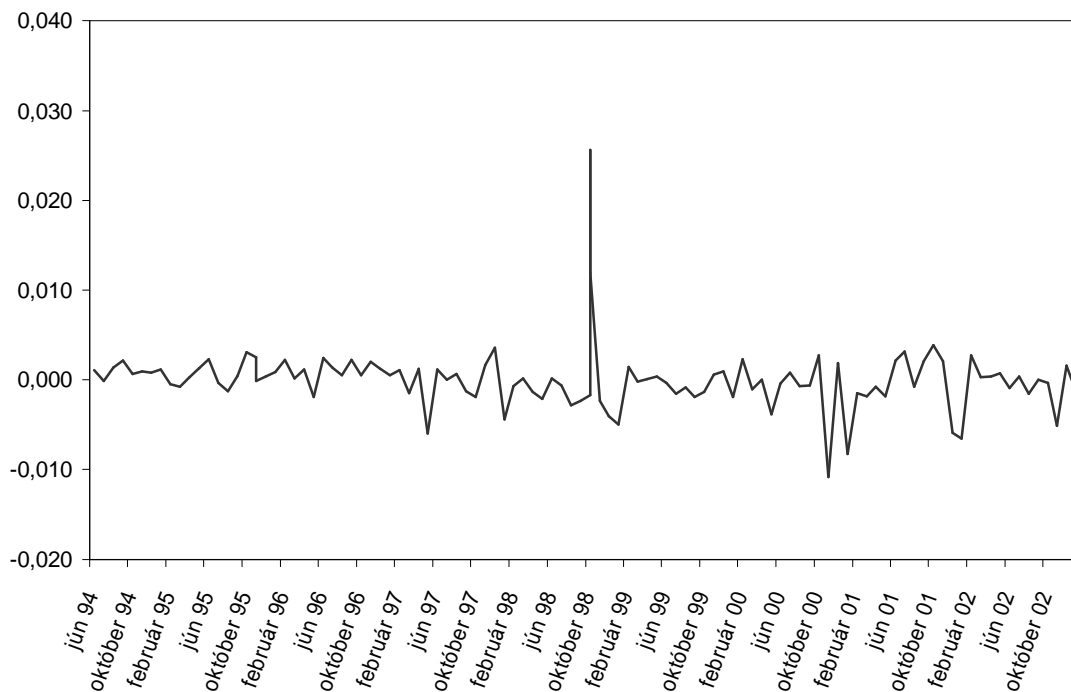
Zdroj: vlastný

Príloha 1.2.2 Modifikovaná R/S analýza pre CHF [2]

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 5	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 5
10	3,030	4,213	5,544	–	4,264	0,958	1,332	1,753	–	1,349
12	3,287	4,392	5,698	–	4,445	0,949	1,268	1,645	–	1,283
15	3,860	4,881	6,078	7,102	4,923	0,997	1,260	1,569	1,834	1,271
18	4,237	5,162	6,402	7,358	5,211	0,999	1,217	1,509	1,734	1,228
20	4,636	5,520	6,517	7,367	5,562	1,037	1,234	1,457	1,647	1,244
24	5,117	5,851	6,834	7,629	5,891	1,045	1,194	1,395	1,557	1,202
27	5,422	6,207	7,025	7,851	6,248	1,044	1,195	1,352	1,511	1,202
30	5,991	6,725	7,518	8,174	6,764	1,094	1,228	1,373	1,492	1,235
36	6,662	7,208	7,913	8,308	7,241	1,110	1,201	1,319	1,385	1,207
40	7,007	7,614	8,435	9,040	7,647	1,108	1,204	1,334	1,429	1,209
45	7,738	8,290	8,960	9,551	8,327	1,153	1,236	1,336	1,424	1,241
54	8,808	9,205	9,754	10,222	9,232	1,199	1,253	1,327	1,391	1,256
60	8,737	9,176	9,795	10,294	9,208	1,128	1,185	1,265	1,329	1,189
72	10,350	10,768	11,235	11,448	10,792	1,220	1,269	1,324	1,349	1,272
90	11,084	11,649	11,954	12,242	11,674	1,168	1,228	1,260	1,290	1,231
108	13,096	13,151	13,543	13,798	13,178	1,260	1,265	1,303	1,328	1,268
120	13,184	13,473	13,796	14,061	13,494	1,203	1,230	1,259	1,284	1,232
135	15,172	15,326	15,579	15,754	15,347	1,306	1,319	1,341	1,356	1,321
180	16,258	16,964	17,394	17,645	17,004	1,212	1,264	1,296	1,315	1,267
216	20,512	20,481	20,499	20,265	20,498	1,396	1,394	1,395	1,379	1,395
270	23,821	24,038	24,094	24,084	24,063	1,450	1,463	1,466	1,466	1,464
360	26,477	26,417	26,354	26,051	26,447	1,395	1,392	1,389	1,373	1,394
540	27,560	27,866	28,056	27,882	27,907	1,186	1,199	1,207	1,200	1,201

Zdroj: vlastný

Príloha 2.1 Vývoj GBP/SKK v logaritmických zmenách



Zdroj: vlastný

Príloha 2.2 ADF test stacionarity pre britskú libru

	GBP [1]	GBP [2]	GBP [1] - log	GBP [2] - log
ADF štatistika	-0.008388	-2.171744	-14.41080*	-15.11870*
1% kritická hodnota	-3.4392	-3.4392	-3.4392	-3.4392
5% kritická hodnota	-2.8646	-2.8646	-2.8647	-2.8647
10% kritická hodnota	-2.5684	-2.5684	-2.5684	-2.5684
počet pozorovaní	1080	1080	1076	1076
koeficient GBP(-1)	-1.26E-05	-0.009082	-0.981580	-1.064660
štand. odchýlka	0.001497	0.004182	0.068114	0.070420
t – charakteristika	-0.008388	-2.171744	-14.41080	-15.11870
pravdep.	0.9933	0.0301	0.0000	0.0000
koeficient C	0.009622	0.617247	7.15E-05	9.62E-06
štand. odchýlka	0.076855	0.284821	5.53E-05	7.75E-05
t – charakteristika	0.125198	2.167143	1.293983	0.124165
pravdep.	0.9004	0.0304	0.1960	0.9012
F – charakteristika	0.000220	2.359700	213.9322	215.0700
pravdep.	0.999781	0.094937	0.000000	0.000000
Durbin – Watson	1.998424	1.989762	1.999821	1.999671

Zdroj : výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 2.3.1 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre GBP [1+2]

q	GBP [1+2] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	0.022	0.022	1.0147	0.314
2	-0.035	-0.036	3.5939	0.166
3	-0.049	-0.047	8.4352	0.038
4	0.001	0.002	8.4366	0.077
5	0.020	0.016	9.2362	0.100
6	0.058	0.055	16.174	0.013
7	-0.042	-0.043	19.722	0.006
8	-0.053	-0.046	25.496	0.001
9	-0.024	-0.019	26.659	0.002
10	-0.032	-0.039	28.802	0.001
11	0.010	0.004	29.015	0.002
12	0.007	0.001	29.117	0.004
13	0.014	0.018	29.545	0.005
14	0.006	0.011	29.631	0.009
15	-0.010	-0.010	29.856	0.012

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 2.3.2 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre GBP [1] a GBP [2]

q	GBP [1] – log				GBP [2] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	-0.013	-0.013	0.1823	0.669	0.003	0.003	0.0126	0.911
2	0.021	0.021	0.6575	0.720	-0.045	-0.045	2.2264	0.329
3	-0.012	-0.012	0.8250	0.843	-0.042	-0.042	4.1632	0.244
4	-0.013	-0.013	0.9982	0.910	0.006	0.004	4.1984	0.380
5	0.037	0.038	2.5234	0.773	0.005	0.001	4.2239	0.518
6	0.037	0.038	4.0009	0.677	0.057	0.056	7.8020	0.253
7	-0.006	-0.007	4.0465	0.774	-0.030	-0.030	8.7848	0.268
8	-0.010	-0.011	4.1544	0.843	-0.043	-0.038	10.819	0.212
9	0.038	0.040	5.6914	0.770	-0.058*	-0.056	14.438	0.108
10	0.008	0.009	5.7578	0.835	-0.014	-0.020	14.644	0.146
11	-0.028	-0.033	6.5892	0.831	0.018	0.010	14.983	0.183
12	0.010	0.009	6.6962	0.877	0.007	-0.002	15.032	0.240
13	-0.063*	-0.059*	11.069	0.605	0.001	0.006	15.034	0.305
14	-0.018	-0.023	11.443	0.651	-0.017	-0.012	15.356	0.354
15	-0.021	-0.023	11.923	0.685	0.003	0.007	15.364	0.425

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 2.4.1 R/S analýza britskej libry: jún 1994 – január 2003. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, V – štatistika.

n	log(n)	log(R/S) _n	log[E(R/S) _n]	V _n	n	log(n)	log(R/S) _n	log[E(R/S) _n]	V _n
10	1,0000	0,4865	0,4456	0,9695	80	1,9031	0,9871	1,0019	1,0854
12	1,0792	0,5403	0,5010	1,0017	90	1,9542	1,0127	1,0304	1,0853
15	1,1761	0,6158	0,5662	1,0659	108	2,0334	1,0315	1,0740	1,0347
16	1,2041	0,6246	0,5847	1,0532	120	2,0792	1,1063	1,0991	1,1661
18	1,2553	0,6438	0,6178	1,0379	135	2,1303	1,1184	1,1270	1,1303
20	1,3010	0,6789	0,6470	1,0676	144	2,1584	1,1444	1,1422	1,1621
24	1,3802	0,7184	0,6965	1,0674	180	2,2553	1,1829	1,1945	1,1357
27	1,4314	0,7522	0,7279	1,0878	216	2,3345	1,2160	1,2369	1,1189
30	1,4771	0,7727	0,7556	1,0817	240	2,3802	1,2119	1,2613	1,0514
36	1,5563	0,8067	0,8029	1,0679	270	2,4314	1,2344	1,2884	1,0440
40	1,6021	0,8407	0,8299	1,0956	360	2,5563	1,3362	1,3544	1,1429
45	1,6532	0,8634	0,8598	1,0885	432	2,6355	1,3353	1,3959	1,0413
48	1,6812	0,8667	0,8760	1,0620	540	2,7324	1,3993	1,4465	1,0793
54	1,7324	0,8834	0,9054	1,0404	720	2,8573	1,5104	1,5114	1,2071
60	1,7782	0,9217	0,9315	1,0779	1080	3,0334	1,6085	1,6023	1,2352
72	1,8573	0,9615	0,9763	1,0784					

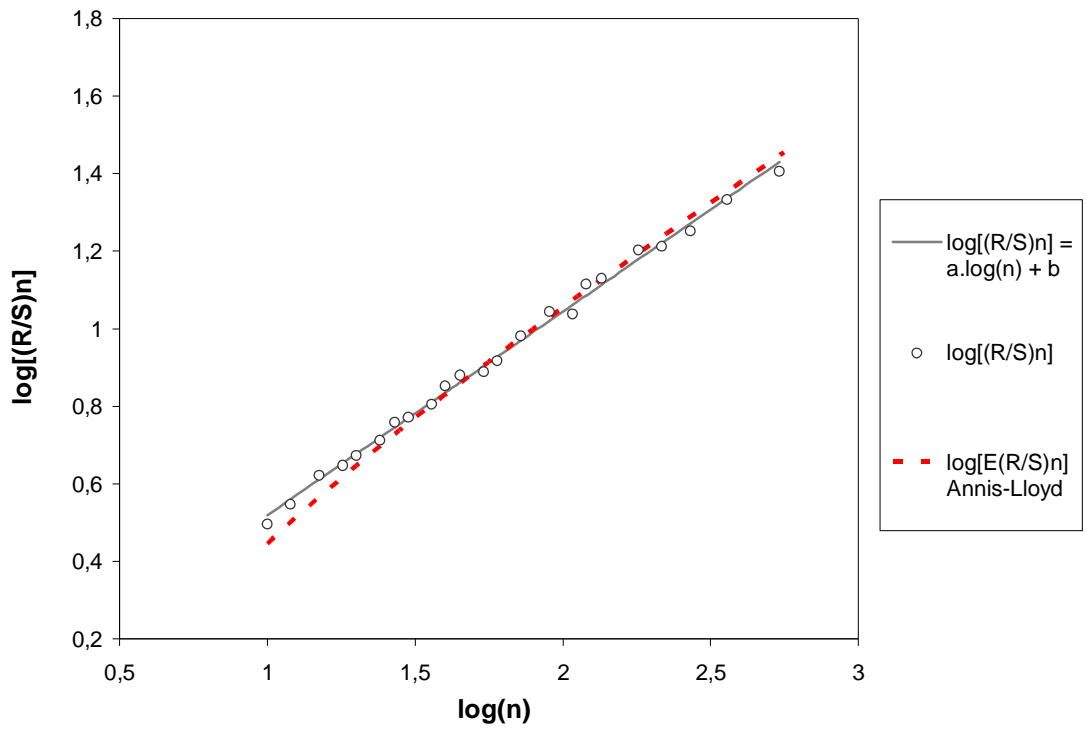
Zdroj: vlastný

Príloha 2.4.2 R/S analýza britskej libry pre subobdobia 1 a 2. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, V – štatistika.

n	log(n)	log[E(R/S) _n]	log(R/S) _n [1]	log(R/S) _n [2]	V _n [1]	V _n [2]
10	1,0000	0,4456	0,4966	0,4799	0,9921	0,9549
12	1,0792	0,5010	0,5472	0,5351	1,0177	0,9897
15	1,1761	0,5662	0,6222	0,6169	1,0819	1,0687
18	1,2553	0,6178	0,6477	0,6473	1,0474	1,0463
20	1,3010	0,6470	0,6730	0,6811	1,0532	1,0730
24	1,3802	0,6965	0,7120	0,7221	1,0517	1,0763
27	1,4314	0,7279	0,7590	0,7628	1,1050	1,1147
30	1,4771	0,7556	0,7715	0,7830	1,0788	1,1077
36	1,5563	0,8029	0,8060	0,8031	1,0662	1,0590
40	1,6021	0,8299	0,8526	0,8411	1,1260	1,0967
45	1,6532	0,8598	0,8802	0,8579	1,1313	1,0747
54	1,7324	0,9054	0,8886	0,8943	1,0530	1,0668
60	1,7782	0,9315	0,9178	0,9254	1,0684	1,0873
72	1,8573	0,9763	0,9815	0,9465	1,1293	1,0420
90	1,9542	1,0304	1,0438	0,9927	1,1660	1,0365
108	2,0334	1,0740	1,0382	1,0305	1,0507	1,0323
120	2,0792	1,0991	1,1145	1,0982	1,1881	1,1444
135	2,1303	1,1270	1,1295	1,1100	1,1597	1,1088
180	2,2553	1,1945	1,2035	1,1680	1,1909	1,0974
216	2,3345	1,2369	1,2126	1,2515	1,1100	1,2142
270	2,4314	1,2884	1,2516	1,2665	1,0863	1,1241
360	2,5563	1,3544	1,3322	1,3764	1,1326	1,2538
540	2,7324	1,4465	1,4062	1,4025	1,0966	1,0871

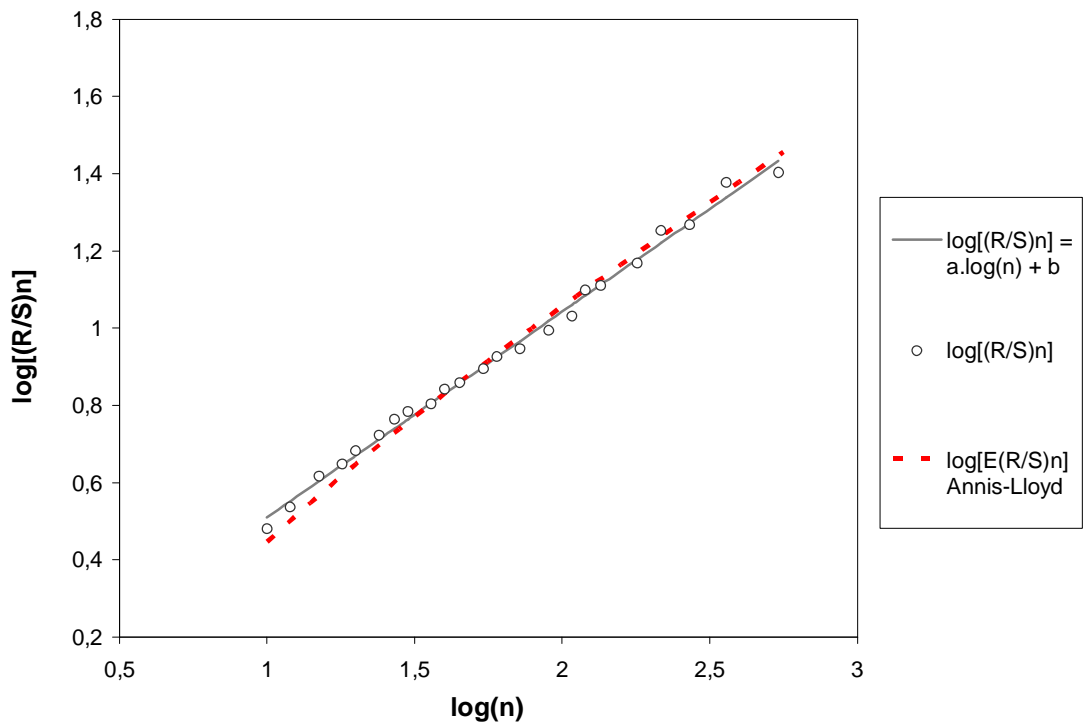
Zdroj: vlastný

Príloha 2.5.1 Graf $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre GBP [1]



Zdroj: vlastný

Príloha 2.5.2 Graf $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre GBP [2]



Zdroj: vlastný

Príloha 2.6.1 Modifikovaná R/S analýza pre britskú libru: jún 1994 – január 2003

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 2	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 2
10	3,066	4,053	5,268	–	3,211	0,969	1,282	1,666	–	1,015
12	3,470	4,332	5,439	–	3,576	1,002	1,251	1,570	–	1,032
15	4,128	4,744	5,821	6,983	4,171	1,066	1,225	1,503	1,803	1,077
16	4,213	4,912	5,951	7,136	4,252	1,053	1,228	1,488	1,784	1,063
18	4,403	5,063	6,123	7,258	4,453	1,038	1,193	1,443	1,711	1,050
20	4,774	5,371	6,345	7,498	4,808	1,068	1,201	1,419	1,677	1,075
24	5,229	5,825	6,801	7,937	5,233	1,067	1,189	1,388	1,620	1,068
27	5,652	6,133	7,034	8,030	5,668	1,088	1,180	1,354	1,545	1,091
30	5,925	6,319	7,100	8,154	5,903	1,082	1,154	1,296	1,489	1,078
36	6,407	6,798	7,567	8,475	6,376	1,068	1,133	1,261	1,413	1,063
40	6,929	7,360	8,153	9,063	6,910	1,096	1,164	1,289	1,433	1,093
45	7,302	7,639	8,207	9,100	7,271	1,088	1,139	1,223	1,357	1,084
48	7,358	7,783	8,569	9,648	7,321	1,062	1,123	1,237	1,393	1,057
54	7,646	8,028	8,671	9,539	7,604	1,040	1,092	1,180	1,298	1,035
60	8,350	8,659	9,314	10,216	8,254	1,078	1,118	1,202	1,319	1,066
72	9,151	9,369	9,947	10,792	9,036	1,078	1,104	1,172	1,272	1,065
80	9,708	10,009	10,576	11,329	9,622	1,085	1,119	1,182	1,267	1,076
90	10,296	10,585	11,061	11,748	10,234	1,085	1,116	1,166	1,238	1,079
108	10,753	11,076	11,632	12,404	10,688	1,035	1,066	1,119	1,194	1,028
120	12,774	13,002	13,545	14,388	12,632	1,166	1,187	1,236	1,313	1,153
135	13,133	13,402	13,854	14,733	13,005	1,130	1,153	1,192	1,268	1,119
144	13,946	14,238	14,652	15,468	13,820	1,162	1,187	1,221	1,289	1,152
180	15,238	15,556	16,118	16,917	15,056	1,136	1,159	1,201	1,261	1,122
216	16,445	16,739	17,083	17,762	16,309	1,119	1,139	1,162	1,209	1,110
240	16,288	16,746	17,382	18,365	16,121	1,051	1,081	1,122	1,185	1,041
270	17,155	17,485	17,989	18,851	16,959	1,044	1,064	1,095	1,147	1,032
360	21,685	22,022	22,491	23,344	21,409	1,143	1,161	1,185	1,230	1,128
432	21,643	22,402	22,882	23,933	21,580	1,041	1,078	1,101	1,151	1,038
540	25,080	25,691	26,432	27,610	24,829	1,079	1,106	1,137	1,188	1,068
720	32,390	32,639	32,715	33,510	31,934	1,207	1,216	1,219	1,249	1,190
1080	40,594	40,955	41,261	42,102	40,195	1,235	1,246	1,256	1,281	1,223

Zdroj: vlastný

Príloha 2.6.2 Modifikovaná R/S analýza pre GBP [1]

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 0	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 0
10	3,137	3,988	5,092	–	3,137	0,992	1,261	1,610	–	0,992
12	3,525	4,234	5,210	–	3,525	1,018	1,222	1,504	–	1,018
15	4,190	4,683	5,664	6,773	4,190	1,082	1,209	1,463	1,749	1,082
18	4,444	4,978	6,065	7,086	4,444	1,047	1,173	1,430	1,670	1,047
20	4,710	5,205	6,229	7,333	4,710	1,053	1,164	1,393	1,640	1,053
24	5,152	5,657	6,689	7,833	5,152	1,052	1,155	1,365	1,599	1,052
27	5,741	6,155	6,966	7,900	5,741	1,105	1,185	1,341	1,520	1,105
30	5,909	6,216	6,947	7,773	5,909	1,079	1,135	1,268	1,419	1,079
36	6,397	6,673	7,473	8,519	6,397	1,066	1,112	1,245	1,420	1,066
40	7,121	7,139	7,866	8,757	7,121	1,126	1,129	1,244	1,385	1,126
45	7,589	7,583	8,074	8,865	7,589	1,131	1,130	1,204	1,322	1,131
54	7,738	7,889	8,477	9,268	7,738	1,053	1,074	1,154	1,261	1,053
60	8,276	8,378	8,975	9,768	8,276	1,068	1,082	1,159	1,261	1,068
72	9,582	9,547	10,057	10,811	9,582	1,129	1,125	1,185	1,274	1,129
90	11,062	10,923	11,273	11,730	11,062	1,166	1,151	1,188	1,236	1,166
108	10,919	11,018	11,466	12,253	10,919	1,051	1,060	1,103	1,179	1,051
120	13,015	12,866	13,251	13,962	13,015	1,188	1,175	1,210	1,275	1,188
135	13,475	13,349	13,679	14,372	13,475	1,160	1,149	1,177	1,237	1,160
180	15,977	15,897	16,277	16,850	15,977	1,191	1,185	1,213	1,256	1,191
216	16,314	16,359	16,611	17,174	16,314	1,110	1,113	1,130	1,169	1,110
270	17,850	17,886	18,280	18,902	17,850	1,086	1,089	1,112	1,150	1,086
360	21,490	21,520	21,728	22,302	21,490	1,133	1,134	1,145	1,175	1,133
540	25,482	25,574	25,979	26,757	25,482	1,097	1,101	1,118	1,151	1,097

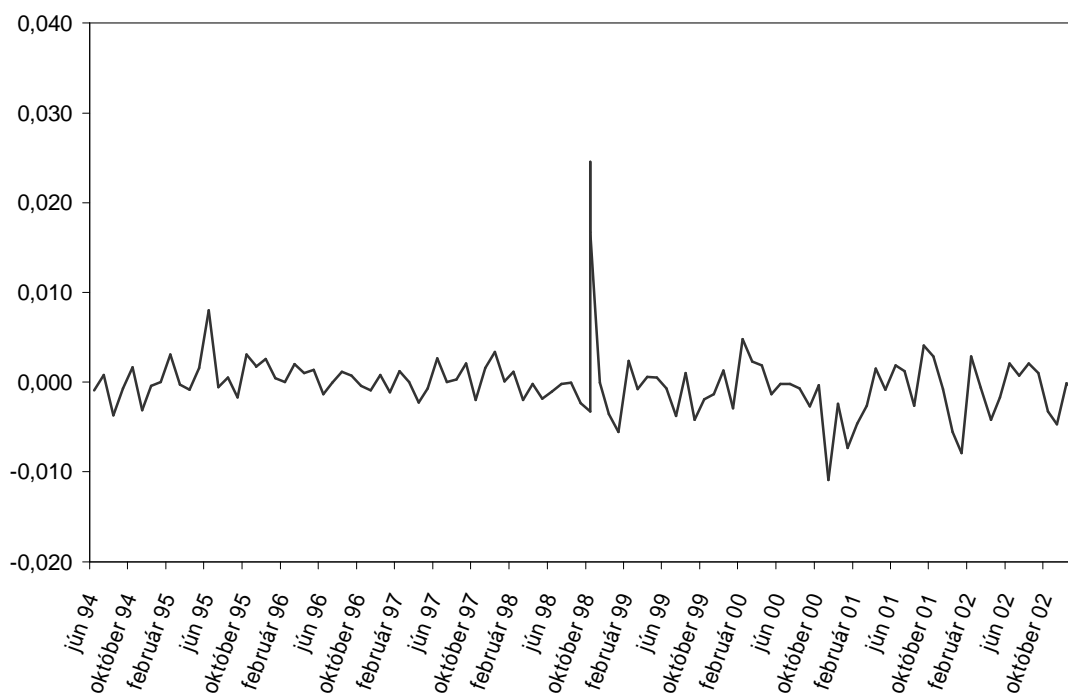
Zdroj: vlastný

Príloha 2.6.3 Modifikovaná R/S analýza pre GBP [2]

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 0	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 0
10	3,020	4,119	5,292	–	3,020	0,955	1,303	1,674	–	0,955
12	3,429	4,389	5,430	–	3,429	0,990	1,267	1,567	–	0,990
15	4,139	4,826	5,754	6,985	4,139	1,069	1,246	1,486	1,804	1,069
18	4,439	5,279	6,240	7,479	4,439	1,046	1,244	1,471	1,763	1,046
20	4,799	5,443	6,276	7,390	4,799	1,073	1,217	1,403	1,652	1,073
24	5,273	5,970	6,736	7,731	5,273	1,076	1,219	1,375	1,578	1,076
27	5,792	6,203	6,900	7,815	5,792	1,115	1,194	1,328	1,504	1,115
30	6,067	6,553	7,184	8,293	6,067	1,108	1,196	1,312	1,514	1,108
36	6,354	6,864	7,533	8,375	6,354	1,059	1,144	1,255	1,396	1,059
40	6,936	7,605	8,370	9,390	6,936	1,097	1,202	1,323	1,485	1,097
45	7,209	7,697	8,158	9,047	7,209	1,075	1,147	1,216	1,349	1,075
54	7,839	8,376	8,980	9,745	7,839	1,067	1,140	1,222	1,326	1,067
60	8,422	8,995	9,556	10,632	8,422	1,087	1,161	1,234	1,373	1,087
72	8,842	9,381	9,967	10,866	8,842	1,042	1,106	1,175	1,281	1,042
90	9,833	10,471	10,877	11,659	9,833	1,036	1,104	1,147	1,229	1,036
108	10,728	11,324	11,845	12,546	10,728	1,032	1,090	1,140	1,207	1,032
120	12,536	13,167	13,670	14,614	12,536	1,144	1,202	1,248	1,334	1,144
135	12,883	13,453	13,761	14,733	12,883	1,109	1,158	1,184	1,268	1,109
180	14,723	15,710	16,410	17,493	14,723	1,097	1,171	1,223	1,304	1,097
216	17,845	18,390	18,736	19,498	17,845	1,214	1,251	1,275	1,327	1,214
270	18,471	19,201	19,620	20,598	18,471	1,124	1,169	1,194	1,254	1,124
360	23,788	24,944	25,504	26,645	23,788	1,254	1,315	1,344	1,404	1,254
540	25,262	26,739	27,479	28,848	25,262	1,087	1,151	1,183	1,241	1,087

Zdroj: vlastný

Príloha 3.1 Vývoj USD/SKK v logaritmických zmenách



Zdroj: vlastný

Príloha 3.2 ADF test stacionarity pre americký dolár

	USD [1]	USD [2]	USD [1] – log	USD [2] – log
ADF štatistika	-0.678221	-1.454905	-15.74926*	-14.33398*
1% kritická hodnota	-3.4392	-3.4392	-3.4392	-3.4392
5% kritická hodnota	-2.8646	-2.8646	-2.8647	-2.8647
10% kritická hodnota	-2.5684	-2.5684	-2.5684	-2.5684
počet pozorovaní	1080	1080	1076	1076
koeficient USD(-1)	-0.001297	-0.003650	-1.075155	-0.981181
štand. odchýlka	0.001912	0.002508	0.068267	0.068451
t – charakteristika	-0.678221	-1.454905	-15.74926	-14.33398
pravdep.	0.4978	0.1460	0.0000	0.0000
koeficient C	0.043210	0.163471	2.67E-05	2.19E-05
štand. odchýlka	0.061231	0.112541	5.29E-05	9.45E-05
t – charakteristika	0.705688	1.452549	0.504489	0.231734
pravdep.	0.4805	0.1466	0.6140	0.8168
F – charakteristika	0.250483	1.491592	220.4162	205.0750
pravdep.	0.778470	0.225479	0.000000	0.000000
Durbin – Watson	1.995365	1.988829	1.996929	1.996856

Zdroj : výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 3.3.1 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre USD [1+2]

q	USD [1+2] – log				model AR(2) pre USD [1+2] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	0.038	0.038	2.9742	0.085	0.038	0.038	2.9754	
2	-0.065*	-0.067*	11.690	0.003	0.001	-0.001	2.9768	0.084
3	-0.044	-0.039	15.626	0.001	-0.041	-0.041	6.4010	0.041
4	0.017	0.016	16.187	0.003	0.014	0.017	6.7800	0.079
5	0.013	0.006	16.533	0.005	0.010	0.009	6.9817	0.137
6	0.020	0.019	17.328	0.008	0.020	0.018	7.8255	0.166
7	-0.007	-0.006	17.418	0.015	-0.007	-0.008	7.9402	0.243
8	-0.006	-0.003	17.505	0.025	-0.008	-0.007	8.0631	0.327
9	-0.028	-0.027	19.131	0.024	-0.026	-0.025	9.4952	0.302
10	-0.035	-0.035	21.628	0.017	-0.036	-0.035	12.142	0.205
11	0.038	0.037	24.565	0.011	0.036	0.038	14.805	0.139
12	-0.004	-0.014	24.600	0.017	-0.008	-0.013	14.934	0.186
13	-0.007	-0.003	24.692	0.025	-0.006	-0.007	15.002	0.241
14	-0.021	-0.017	25.591	0.029	-0.022	-0.017	16.003	0.249
15	-0.020	-0.020	26.410	0.034	-0.020	-0.019	16.847	0.264

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 3.3.2 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre USD [1]

q	USD [1] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	-0.010	-0.010	0.1035	0.748
2	0.042	0.042	2.0343	0.362
3	-0.017	-0.017	2.3637	0.500
4	-0.053	-0.055	5.3901	0.250
5	-0.036	-0.036	6.8172	0.235
6	0.003	0.007	6.8286	0.337
7	0.039	0.040	8.4528	0.294
8	-0.024	-0.028	9.0754	0.336
9	0.051	0.044	11.918	0.218
10	-0.019	-0.016	12.321	0.264
11	0.046	0.046	14.611	0.201
12	0.007	0.011	14.672	0.260
13	0.016	0.014	14.944	0.311
14	0.005	0.006	14.969	0.380
15	-0.015	-0.011	15.205	0.437

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 3.3.3 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre USD [2]

q	USD [2] – log				model AR(2) pre USD [2] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	0.027	0.027	0.7964	0.372	0.029	0.029	0.9293	
2	-0.085*	-0.086*	8.6628	0.013	0.010	0.009	1.0436	0.307
3	-0.027	-0.023	9.4753	0.024	0.005	0.005	1.0717	0.585
4	0.065	0.059	14.014	0.007	0.053	0.052	4.0707	0.254
5	0.009	0.001	14.095	0.015	0.005	0.002	4.0972	0.393
6	0.025	0.034	14.758	0.022	0.037	0.036	5.5559	0.352
7	-0.006	-0.003	14.794	0.039	-0.006	-0.009	5.5953	0.470
8	0.007	0.008	14.843	0.062	0.002	-0.001	5.5982	0.587
9	-0.068*	-0.069*	19.829	0.019	-0.053	-0.053	8.6258	0.375
10	-0.027	-0.026	20.629	0.024	-0.028	-0.029	9.4702	0.395
11	0.046	0.037	22.915	0.018	0.034	0.037	10.722	0.380
12	-0.009	-0.021	23.002	0.028	-0.016	-0.019	11.016	0.442
13	-0.013	0.002	23.185	0.040	-0.014	-0.007	11.232	0.509
14	-0.030	-0.027	24.167	0.044	-0.023	-0.020	11.830	0.542
15	-0.010	-0.011	24.272	0.061	-0.015	-0.013	12.081	0.600

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 3.4.1 R/S analýza amerického dolára: jún 1994 – január 2003. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, V – štatistika.

n	log(n)	log(R/S) _n	log[E(R/S) _n]	V _n	n	log(n)	log(R/S) _n	log[E(R/S) _n]	V _n
10	1,0000	0,4731	0,4456	0,9399	80	1,9031	1,0078	1,0019	1,1382
12	1,0792	0,5240	0,5010	0,9648	90	1,9542	1,0462	1,0304	1,1724
15	1,1761	0,5878	0,5662	0,9994	108	2,0334	1,0694	1,0740	1,1291
16	1,2041	0,6011	0,5847	0,9977	120	2,0792	1,1048	1,0991	1,1621
18	1,2553	0,6329	0,6178	1,0122	135	2,1303	1,1381	1,1270	1,1829
20	1,3010	0,6653	0,6470	1,0347	144	2,1584	1,1574	1,1422	1,1975
24	1,3802	0,7080	0,6965	1,0421	180	2,2553	1,1980	1,1945	1,1760
27	1,4314	0,7447	0,7279	1,0692	216	2,3345	1,2552	1,2369	1,2246
30	1,4771	0,7766	0,7556	1,0915	240	2,3802	1,2095	1,2613	1,0456
36	1,5563	0,8182	0,8029	1,0965	270	2,4314	1,2393	1,2884	1,0559
40	1,6021	0,8492	0,8299	1,1172	360	2,5563	1,3553	1,3544	1,1945
45	1,6532	0,8623	0,8598	1,0858	432	2,6355	1,3863	1,3959	1,1709
48	1,6812	0,8829	0,8760	1,1023	540	2,7324	1,4698	1,4465	1,2695
54	1,7324	0,9186	0,9054	1,1282	720	2,8573	1,5360	1,5114	1,2802
60	1,7782	0,9221	0,9315	1,0791	1080	3,0334	1,6773	1,6023	1,4476
72	1,8573	0,9873	0,9763	1,1446					

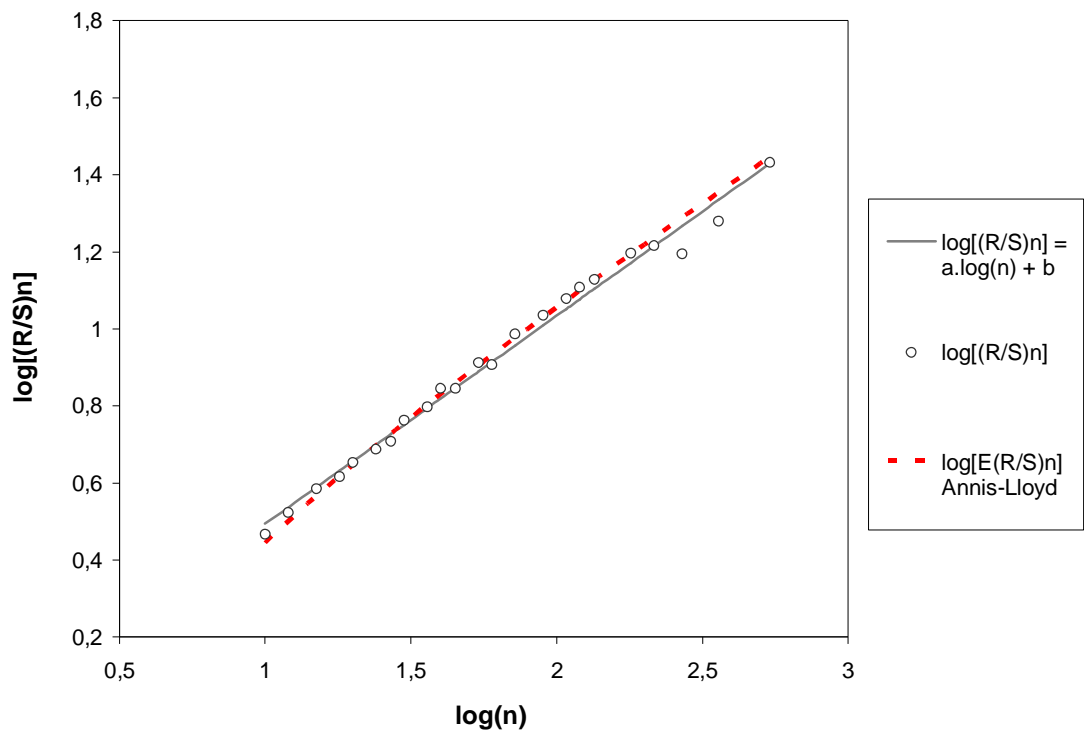
Zdroj: vlastný

Príloha 3.4.2 R/S analýza amerického dolára pre subobdobia 1 a 2. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, V – štatistika.

n	log(n)	log[E(R/S) _n]	log(R/S) _n [1]	log(R/S) _n [2]	V _n [1]	V _n [2]
10	1,0000	0,4456	0,4673	0,4732	0,9275	0,9401
12	1,0792	0,5010	0,5227	0,5329	0,9619	0,9847
15	1,1761	0,5662	0,5855	0,6031	0,9941	1,0352
18	1,2553	0,6178	0,6163	0,6494	0,9742	1,0513
20	1,3010	0,6470	0,6535	0,6718	1,0068	1,0502
24	1,3802	0,6965	0,6872	0,7269	0,9934	1,0884
27	1,4314	0,7279	0,7086	0,7546	0,9839	1,0938
30	1,4771	0,7556	0,7630	0,7807	1,0580	1,1019
36	1,5563	0,8029	0,7974	0,8113	1,0454	1,0792
40	1,6021	0,8299	0,8452	0,8361	1,1070	1,0842
45	1,6532	0,8598	0,8450	0,8722	1,0432	1,1106
54	1,7324	0,9054	0,9122	0,9213	1,1118	1,1352
60	1,7782	0,9315	0,9066	0,9223	1,0412	1,0794
72	1,8573	0,9763	0,9866	0,9713	1,1426	1,1031
90	1,9542	1,0304	1,0357	1,0292	1,1445	1,1275
108	2,0334	1,0740	1,0786	1,0569	1,1531	1,0970
120	2,0792	1,0991	1,1076	1,0970	1,1695	1,1413
135	2,1303	1,1270	1,1285	1,1437	1,1569	1,1983
180	2,2553	1,1945	1,1967	1,1744	1,1724	1,1136
216	2,3345	1,2369	1,2154	1,2505	1,1172	1,2113
270	2,4314	1,2884	1,1950	1,2859	0,9534	1,1756
360	2,5563	1,3544	1,2792	1,3857	1,0024	1,2809
540	2,7324	1,4465	1,4319	1,4423	1,1633	1,1914

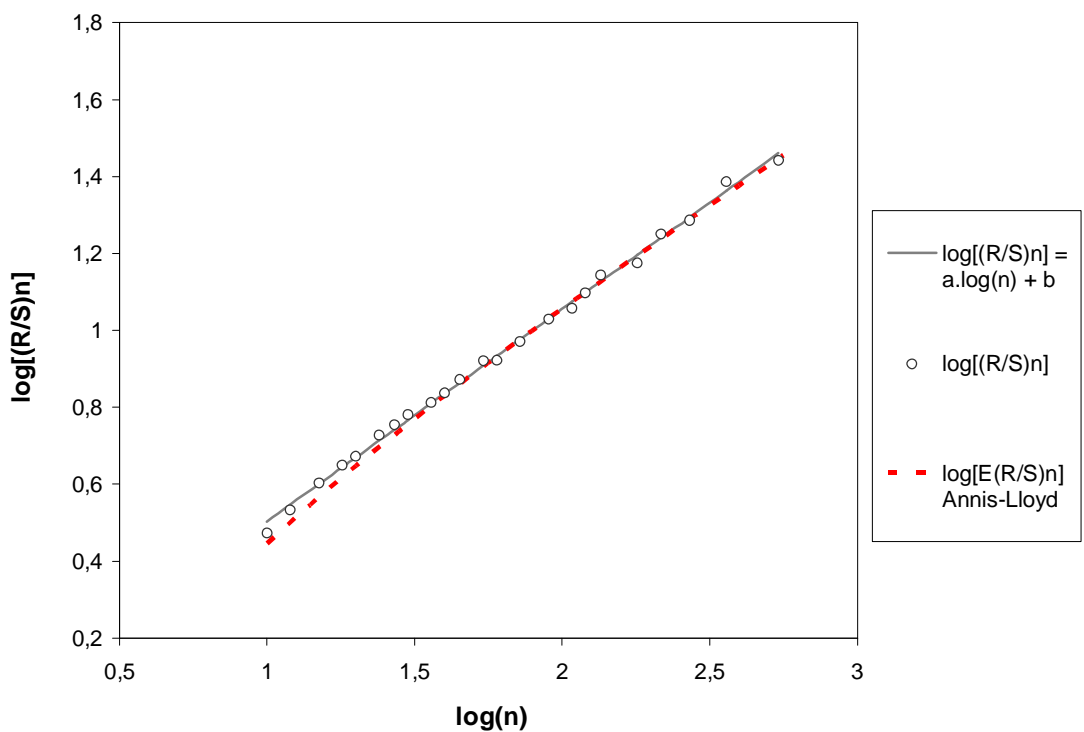
Zdroj: vlastný

Príloha 3.5.1 Graf $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre USD [1]



Zdroj: vlastný

Príloha 3.5.2 Graf $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre USD [2]



Zdroj: vlastný

Príloha 3.6.1 Modifikovaná R/S analýza pre americký dolár: jún 1994 – január 2003

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 2	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 2
10	2,972	4,042	5,227	–	3,389	0,940	1,278	1,653	–	1,072
12	3,342	4,405	5,598	–	3,770	0,965	1,272	1,616	–	1,088
15	3,871	4,625	5,607	6,641	4,161	0,999	1,194	1,448	1,715	1,074
16	3,991	4,727	5,815	6,912	4,287	0,998	1,182	1,454	1,728	1,072
18	4,294	4,950	5,934	6,922	4,541	1,012	1,167	1,399	1,632	1,070
20	4,627	5,229	6,122	7,006	4,853	1,035	1,169	1,369	1,567	1,085
24	5,105	5,643	6,506	7,321	5,349	1,042	1,152	1,328	1,494	1,092
27	5,556	6,036	6,818	7,575	5,747	1,069	1,162	1,312	1,458	1,106
30	5,979	6,326	6,969	7,562	6,093	1,092	1,155	1,272	1,381	1,112
36	6,579	6,919	7,562	8,301	6,716	1,096	1,153	1,260	1,384	1,119
40	7,066	7,370	7,893	8,445	7,174	1,117	1,165	1,248	1,335	1,134
45	7,283	7,608	8,098	8,677	7,428	1,086	1,134	1,207	1,294	1,107
48	7,637	7,886	8,352	8,889	7,748	1,102	1,138	1,205	1,283	1,118
54	8,291	8,534	9,011	9,473	8,369	1,128	1,161	1,226	1,289	1,139
60	8,359	8,520	8,847	9,354	8,398	1,079	1,100	1,142	1,208	1,084
72	9,712	9,719	10,030	10,388	9,704	1,145	1,145	1,182	1,224	1,144
80	10,181	10,327	10,630	10,970	10,230	1,138	1,155	1,188	1,227	1,144
90	11,122	11,002	11,091	11,354	11,046	1,172	1,160	1,169	1,197	1,164
108	11,734	11,661	11,804	12,038	11,651	1,129	1,122	1,136	1,158	1,121
120	12,730	12,525	12,677	12,880	12,564	1,162	1,143	1,157	1,176	1,147
135	13,744	13,438	13,430	13,627	13,557	1,183	1,157	1,156	1,173	1,167
144	14,370	14,196	14,402	14,583	14,199	1,197	1,183	1,200	1,215	1,183
180	15,778	15,563	15,680	15,926	15,605	1,176	1,160	1,169	1,187	1,163
216	17,997	17,595	17,614	17,669	17,699	1,225	1,197	1,198	1,202	1,204
240	16,199	15,985	16,335	16,618	15,912	1,046	1,032	1,054	1,073	1,027
270	17,351	16,934	16,990	17,244	17,021	1,056	1,031	1,034	1,049	1,036
360	22,664	21,987	22,057	22,325	22,162	1,194	1,159	1,163	1,177	1,168
432	24,336	24,020	24,388	24,690	23,849	1,171	1,156	1,173	1,188	1,147
540	29,500	28,743	28,699	28,899	28,780	1,269	1,237	1,235	1,244	1,238
720	34,353	33,705	33,787	34,150	33,644	1,280	1,256	1,259	1,273	1,254
1080	47,572	45,534	44,797	44,671	46,126	1,448	1,386	1,363	1,359	1,404

Zdroj: vlastný

Príloha 3.6.2 Modifikovaná R/S analýza pre USD [1]

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 0	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 0
10	2,933	4,043	5,289	–	2,933	0,928	1,279	1,673	–	0,928
12	3,332	4,255	5,438	–	3,332	0,962	1,228	1,570	–	0,962
15	3,850	4,644	5,731	6,875	3,850	0,994	1,199	1,480	1,775	0,994
18	4,133	4,927	6,143	7,236	4,133	0,974	1,161	1,448	1,706	0,974
20	4,503	5,171	6,250	7,157	4,503	1,007	1,156	1,398	1,600	1,007
24	4,867	5,481	6,644	7,338	4,867	0,993	1,119	1,356	1,498	0,993
27	5,112	5,772	6,667	7,349	5,112	0,984	1,111	1,283	1,414	0,984
30	5,795	6,344	7,276	7,814	5,795	1,058	1,158	1,328	1,427	1,058
36	6,273	6,649	7,446	7,990	6,273	1,045	1,108	1,241	1,332	1,045
40	7,001	7,318	7,854	8,171	7,001	1,107	1,157	1,242	1,292	1,107
45	6,998	7,553	8,251	8,836	6,998	1,043	1,126	1,230	1,317	1,043
54	8,170	8,639	9,260	9,597	8,170	1,112	1,176	1,260	1,306	1,112
60	8,065	8,333	8,792	9,003	8,065	1,041	1,076	1,135	1,162	1,041
72	9,695	9,904	10,303	10,456	9,695	1,143	1,167	1,214	1,232	1,143
90	10,858	11,017	11,374	11,527	10,858	1,145	1,161	1,199	1,215	1,145
108	11,984	12,271	12,689	12,694	11,984	1,153	1,181	1,221	1,222	1,153
120	12,811	12,979	13,485	13,391	12,811	1,169	1,185	1,231	1,222	1,169
135	13,442	13,707	14,071	14,043	13,442	1,157	1,180	1,211	1,209	1,157
180	15,729	15,854	16,372	16,490	15,729	1,172	1,182	1,220	1,229	1,172
216	16,420	16,622	17,055	16,899	16,420	1,117	1,131	1,160	1,150	1,117
270	15,667	15,655	16,290	16,359	15,667	0,953	0,953	0,991	0,996	0,953
360	19,019	19,082	19,813	19,871	19,019	1,002	1,006	1,044	1,047	1,002
540	27,032	27,160	27,970	27,813	27,032	1,163	1,169	1,204	1,197	1,163

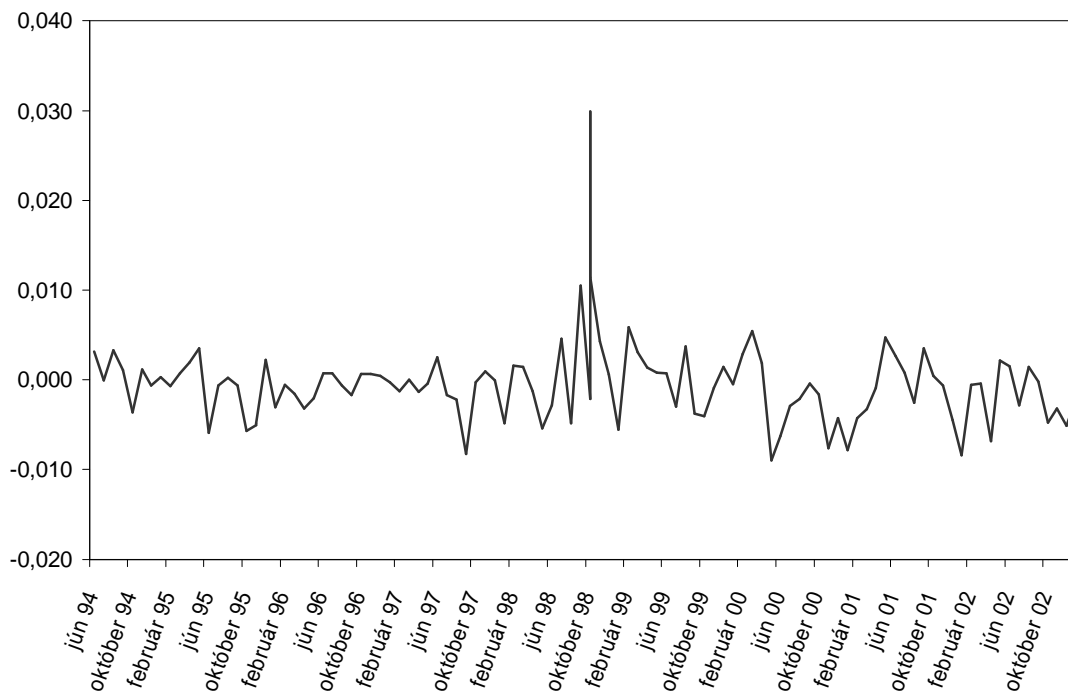
Zdroj: vlastný

Príloha 3.6.3 Modifikovaná R/S analýza pre USD [2]

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 1	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 1
10	2,973	4,047	5,129	–	3,120	0,940	1,280	1,622	–	0,986
12	3,411	4,451	5,514	–	3,552	0,985	1,285	1,592	–	1,025
15	4,009	4,702	5,504	6,479	4,041	1,035	1,214	1,421	1,673	1,043
18	4,460	5,075	5,941	6,950	4,520	1,051	1,196	1,400	1,638	1,065
20	4,697	5,326	6,175	7,173	4,752	1,050	1,191	1,381	1,604	1,063
24	5,332	5,837	6,530	7,506	5,365	1,088	1,192	1,333	1,532	1,095
27	5,683	6,102	6,798	7,792	5,730	1,094	1,174	1,308	1,500	1,103
30	6,036	6,388	6,946	7,730	6,029	1,102	1,166	1,268	1,411	1,101
36	6,475	6,915	7,397	8,329	6,520	1,079	1,152	1,233	1,388	1,087
40	6,857	7,272	7,712	8,467	6,877	1,084	1,150	1,219	1,339	1,087
45	7,450	7,756	7,948	8,533	7,466	1,111	1,156	1,185	1,272	1,113
54	8,342	8,495	8,762	9,456	8,348	1,135	1,156	1,192	1,287	1,136
60	8,361	8,633	8,925	9,760	8,333	1,079	1,115	1,152	1,260	1,076
72	9,360	9,421	9,667	10,289	9,321	1,103	1,110	1,139	1,213	1,098
90	10,697	10,761	10,709	11,145	10,657	1,128	1,134	1,129	1,175	1,123
108	11,400	11,370	11,303	11,845	11,333	1,097	1,094	1,088	1,140	1,091
120	12,502	12,367	12,255	12,617	12,403	1,141	1,129	1,119	1,152	1,132
135	13,923	13,715	13,512	13,918	13,816	1,198	1,180	1,163	1,198	1,189
180	14,940	15,067	15,011	15,411	14,905	1,114	1,123	1,119	1,149	1,111
216	17,802	17,501	17,189	17,529	17,687	1,211	1,191	1,170	1,193	1,203
270	19,317	19,036	18,712	19,092	19,210	1,176	1,158	1,139	1,162	1,169
360	24,303	23,862	23,484	23,979	24,169	1,281	1,258	1,238	1,264	1,274
540	27,686	27,650	27,234	27,769	27,505	1,191	1,190	1,172	1,195	1,184

Zdroj: vlastný

Príloha 4.1 Vývoj JPY/SKK v logaritmických zmenách



Zdroj: vlastný

Príloha 4.2 ADF test stacionarity pre japonský jen

	JPY [1]	JPY [2]	JPY [1] – log	JPY [2] – log
ADF štatistika	-0.943763	-2.308414	-14.38995*	-15.49868*
1% kritická hodnota	-3.4392	-3.4392	-3.4392	-3.4392
5% kritická hodnota	-2.8646	-2.8646	-2.8647	-2.8647
10% kritická hodnota	-2.5684	-2.5684	-2.5684	-2.5684
počet pozorovaní	1080	1080	1076	1076
koeficient JPY(-1)	-0.002123	-0.006403	-1.013850	-1.073015
štand. odchýlka	0.002250	0.002774	0.070455	0.069233
t – charakteristika	-0.943763	-2.308414	-14.38995	-15.49868
pravdep.	0.3455	0.0212	0.0000	0.0000
koeficient C	0.056591	0.249317	-8.53E-05	2.64E-05
štand. odchýlka	0.065546	0.106689	8.72E-05	0.000119
t – charakteristika	0.863387	2.336863	-0.978429	0.221391
pravdep.	0.3881	0.0196	0.3281	0.8248
F – charakteristika	0.724967	2.815695	207.3930	230.6730
pravdep.	0.484577	0.060304	0.000000	0.000000
Durbin – Watson	1.995639	2.002723	2.005171	1.997063

Zdroj : výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 4.3.1 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre JPY [1+2] a JPY [2]

q	JPY [1+2] – log				JPY [2] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	0.007	0.007	0.0997	0.752	-0.008	-0.008	0.0610	0.805
2	-0.027	-0.027	1.5511	0.460	-0.003	-0.003	0.0679	0.967
3	0.015	0.015	1.9944	0.574	-0.001	-0.001	0.0694	0.995
4	0.038	0.037	4.9972	0.288	0.013	0.013	0.2592	0.992
5	0.010	0.010	5.1884	0.393	-0.015	-0.015	0.5004	0.992
6	0.018	0.020	5.8804	0.437	-0.016	-0.016	0.7729	0.993
7	-0.021	-0.022	6.7916	0.451	-0.004	-0.004	0.7913	0.998
8	-0.010	-0.011	7.0082	0.536	0.012	0.012	0.9574	0.999
9	-0.012	-0.014	7.2896	0.607	-0.016	-0.015	1.2300	0.999
10	0.003	0.001	7.3055	0.696	-0.013	-0.013	1.4031	0.999
11	-0.019	-0.018	8.0406	0.710	-0.043	-0.043	3.3967	0.984
12	-0.031	-0.029	9.9744	0.618	-0.005	-0.007	3.4265	0.992
13	0.022	0.024	10.988	0.612	0.033	0.034	4.6542	0.982
14	0.009	0.008	11.172	0.672	-0.015	-0.014	4.8979	0.987
15	-0.019	-0.016	11.927	0.685	-0.011	-0.011	5.0398	0.992

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 4.3.2 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre JPY [1]

q	JPY [1] – log				model AR(2) pre JPY [1] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	0.025	0.025	0.7004	0.403	0.025	0.025	0.7007	
2	-0.082*	-0.083*	8.0099	0.018	0.001	0.000	0.7014	0.402
3	-0.017	-0.013	8.3169	0.040	-0.011	-0.012	0.8443	0.656
4	0.018	0.012	8.6799	0.070	0.017	0.017	1.1488	0.765
5	0.044	0.041	10.752	0.057	0.042	0.041	3.0713	0.546
6	0.064	0.065	15.204	0.019	0.066*	0.064	7.8345	0.166
7	-0.011	-0.007	15.326	0.032	-0.008	-0.011	7.9008	0.245
8	-0.010	0.001	15.442	0.051	-0.002	-0.001	7.9075	0.341
9	-0.015	-0.017	15.700	0.073	-0.015	-0.014	8.1384	0.420
10	0.034	0.031	16.995	0.074	0.031	0.028	9.2012	0.419
11	0.034	0.025	18.249	0.076	0.033	0.026	10.362	0.409
12	-0.012	-0.011	18.394	0.104	-0.008	-0.014	10.437	0.492
13	-0.003	0.005	18.402	0.143	0.000	0.003	10.437	0.578
14	0.018	0.017	18.752	0.175	0.020	0.021	10.854	0.623
15	0.006	0.004	18.792	0.223	0.002	0.000	10.859	0.697

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 4.4.1 R/S analýza japonského jenu: jún 1994 – január 2003. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, V – štatistika.

n	log(n)	log(R/S) _n	log[E(R/S) _n]	V _n	n	log(n)	log(R/S) _n	log[E(R/S) _n]	V _n
10	1,0000	0,4771	0,4456	0,9486	80	1,9031	1,0063	1,0019	1,1344
12	1,0792	0,5290	0,5010	0,9758	90	1,9542	1,0380	1,0304	1,1505
15	1,1761	0,5877	0,5662	0,9992	108	2,0334	1,0751	1,0740	1,1440
16	1,2041	0,6037	0,5847	1,0038	120	2,0792	1,1242	1,0991	1,2150
18	1,2553	0,6265	0,6178	0,9975	135	2,1303	1,1493	1,1270	1,2138
20	1,3010	0,6560	0,6470	1,0127	144	2,1584	1,1674	1,1422	1,2253
24	1,3802	0,7089	0,6965	1,0443	180	2,2553	1,2133	1,1945	1,2180
27	1,4314	0,7305	0,7279	1,0347	216	2,3345	1,2935	1,2369	1,3375
30	1,4771	0,7585	0,7556	1,0470	240	2,3802	1,2917	1,2613	1,2635
36	1,5563	0,8102	0,8029	1,0766	270	2,4314	1,3208	1,2884	1,2739
40	1,6021	0,8273	0,8299	1,0623	360	2,5563	1,3874	1,3544	1,2861
45	1,6532	0,8623	0,8598	1,0858	432	2,6355	1,4511	1,3959	1,3594
48	1,6812	0,8829	0,8760	1,1024	540	2,7324	1,4594	1,4465	1,2395
54	1,7324	0,9102	0,9054	1,1066	720	2,8573	1,5735	1,5114	1,3959
60	1,7782	0,9401	0,9315	1,1247	1080	3,0334	1,6707	1,6023	1,4257
72	1,8573	0,9955	0,9763	1,1665					

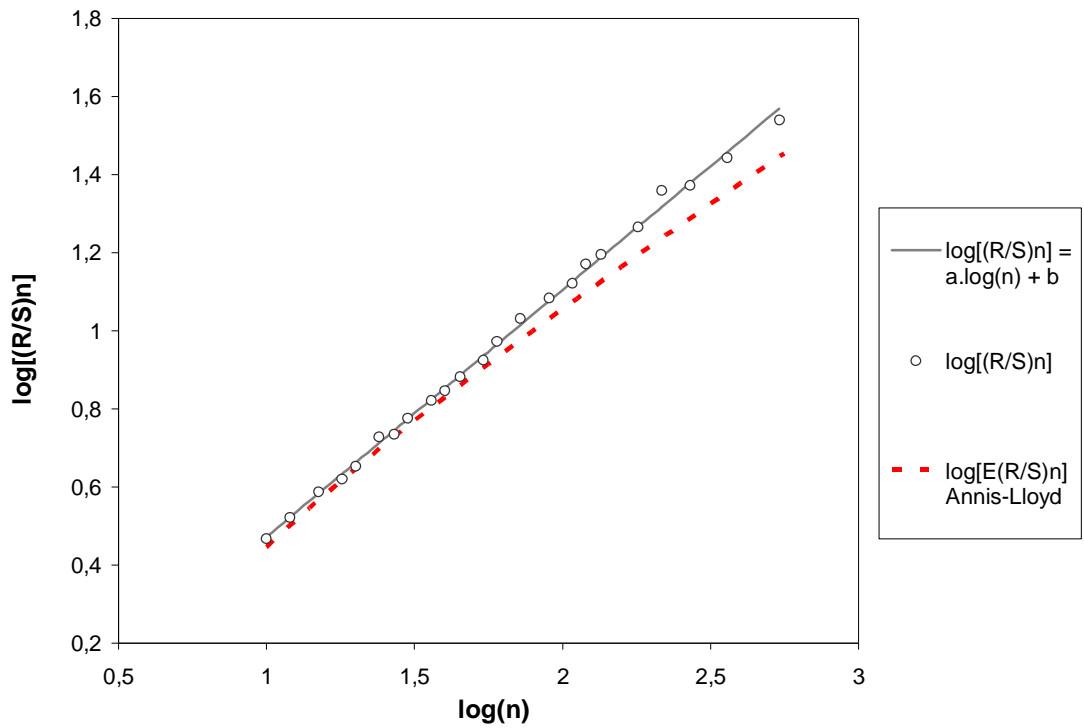
Zdroj: vlastný

Príloha 4.4.2 R/S analýza japonského jenu pre subobdobia 1 a 2. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, V – štatistika.

n	log(n)	log[E(R/S) _n]	log(R/S) _n [1]	log(R/S) _n [2]	V _n [1]	V _n [2]
10	1,0000	0,4456	0,4666	0,4922	0,9260	0,9822
12	1,0792	0,5010	0,5214	0,5372	0,9590	0,9944
15	1,1761	0,5662	0,5877	0,5974	0,9993	1,0218
18	1,2553	0,6178	0,6202	0,6338	0,9829	1,0144
20	1,3010	0,6470	0,6529	0,6637	1,0056	1,0308
24	1,3802	0,6965	0,7276	0,7050	1,0903	1,0350
27	1,4314	0,7279	0,7347	0,7452	1,0449	1,0704
30	1,4771	0,7556	0,7765	0,7530	1,0913	1,0339
36	1,5563	0,8029	0,8206	0,8110	1,1027	1,0786
40	1,6021	0,8299	0,8467	0,8290	1,1109	1,0666
45	1,6532	0,8598	0,8815	0,8631	1,1349	1,0876
54	1,7324	0,9054	0,9242	0,9017	1,1428	1,0853
60	1,7782	0,9315	0,9728	0,9219	1,2126	1,0786
72	1,8573	0,9763	1,0315	0,9768	1,2673	1,1172
90	1,9542	1,0304	1,0836	1,0108	1,2780	1,0807
108	2,0334	1,0740	1,1213	1,0500	1,2723	1,0797
120	2,0792	1,0991	1,1718	1,0936	1,3558	1,1325
135	2,1303	1,1270	1,1949	1,1067	1,3483	1,1003
180	2,2553	1,1945	1,2655	1,1657	1,3735	1,0917
216	2,3345	1,2369	1,3588	1,2317	1,5545	1,1600
270	2,4314	1,2884	1,3716	1,2844	1,4321	1,1713
360	2,5563	1,3544	1,4436	1,3390	1,4635	1,1503
540	2,7324	1,4465	1,5401	1,3926	1,4926	1,0627

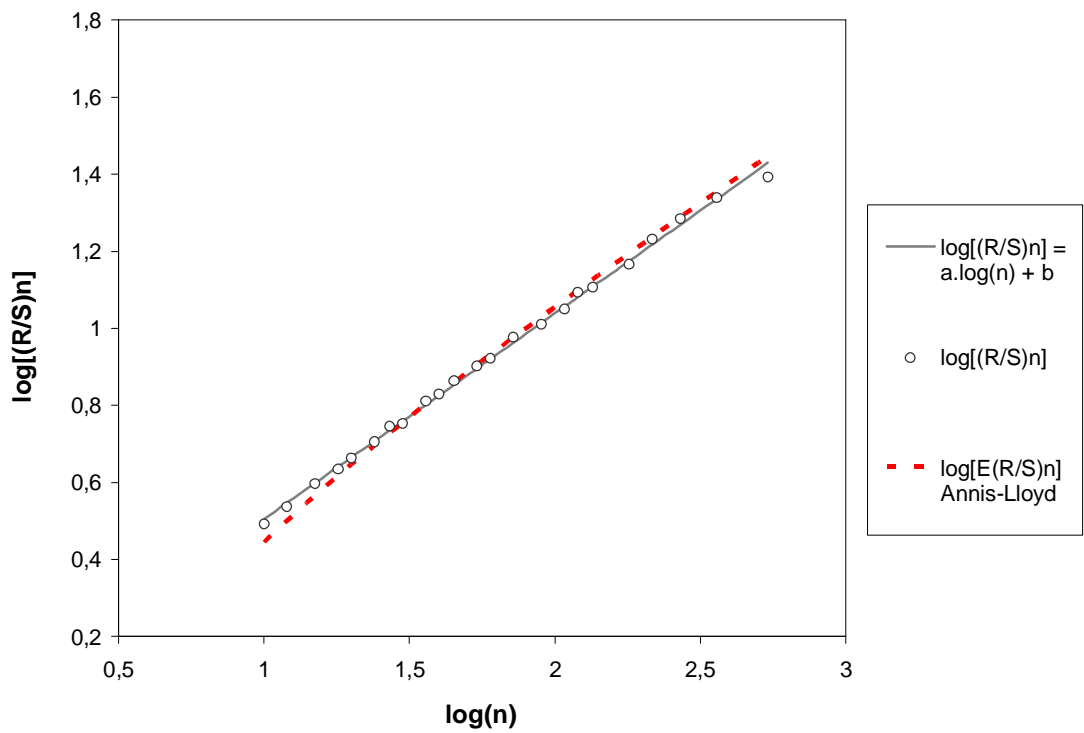
Zdroj: vlastný

Príloha 4.5.1 Graf $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre JPY [1]



Zdroj: vlastný

Príloha 4.5.2 Graf $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre JPY [2]



Zdroj: vlastný

Príloha 4.6.1 Modifikovaná R/S analýza pre japonský jen: jún 1994 – január 2003

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 1	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 1
10	3,000	4,095	5,275	–	3,058	0,949	1,295	1,668	–	0,967
12	3,380	4,415	5,647	–	3,426	0,976	1,274	1,630	–	0,989
15	3,870	4,637	5,679	6,731	3,905	0,999	1,197	1,466	1,738	1,008
16	4,015	4,899	5,925	7,058	4,063	1,004	1,225	1,481	1,765	1,016
18	4,232	5,082	6,092	6,994	4,264	0,997	1,198	1,436	1,648	1,005
20	4,529	5,364	6,342	7,479	4,561	1,013	1,199	1,418	1,672	1,020
24	5,116	5,803	6,656	7,623	5,136	1,044	1,185	1,359	1,556	1,048
27	5,377	6,099	6,972	7,852	5,405	1,035	1,174	1,342	1,511	1,040
30	5,734	6,387	7,178	8,070	5,744	1,047	1,166	1,311	1,473	1,049
36	6,460	7,011	7,644	8,352	6,467	1,077	1,168	1,274	1,392	1,078
40	6,718	7,339	8,098	8,792	6,741	1,062	1,160	1,280	1,390	1,066
45	7,284	7,761	8,377	9,055	7,271	1,086	1,157	1,249	1,350	1,084
48	7,637	8,036	8,538	9,144	7,618	1,102	1,160	1,232	1,320	1,099
54	8,132	8,625	9,156	9,720	8,126	1,107	1,174	1,246	1,323	1,106
60	8,712	9,061	9,491	10,028	8,693	1,125	1,170	1,225	1,295	1,122
72	9,898	10,227	10,485	10,862	9,869	1,166	1,205	1,236	1,280	1,163
80	10,146	10,581	11,131	11,560	10,122	1,134	1,183	1,244	1,292	1,132
90	10,915	11,205	11,469	11,868	10,884	1,151	1,181	1,209	1,251	1,147
108	11,888	12,196	12,356	12,552	11,854	1,144	1,174	1,189	1,208	1,141
120	13,309	13,573	13,767	13,991	13,253	1,215	1,239	1,257	1,277	1,210
135	14,103	14,416	14,480	14,803	14,049	1,214	1,241	1,246	1,274	1,209
144	14,704	14,808	14,845	15,041	14,615	1,225	1,234	1,237	1,253	1,218
180	16,341	16,314	16,216	16,356	16,203	1,218	1,216	1,209	1,219	1,208
216	19,657	19,655	19,505	19,400	19,536	1,337	1,337	1,327	1,320	1,329
240	19,575	19,506	19,363	19,477	19,457	1,264	1,259	1,250	1,257	1,256
270	20,932	20,850	20,705	20,870	20,786	1,274	1,269	1,260	1,270	1,265
360	24,403	24,096	23,734	23,612	24,170	1,286	1,270	1,251	1,244	1,274
432	28,254	27,770	27,256	27,146	28,064	1,359	1,336	1,311	1,306	1,350
540	28,804	28,721	28,147	27,918	28,594	1,240	1,236	1,211	1,201	1,230
720	37,455	36,912	36,232	36,107	37,276	1,396	1,376	1,350	1,346	1,389
1080	46,853	46,627	45,813	45,661	46,660	1,426	1,419	1,394	1,389	1,420

Zdroj: vlastný

Príloha 4.6.2 Modifikovaná R/S analýza pre JPY [1]

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 1	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 1
10	2,928	4,072	5,191	–	3,085	0,926	1,288	1,642	–	0,975
12	3,322	4,307	5,490	–	3,458	0,959	1,243	1,585	–	0,998
15	3,870	4,517	5,499	6,445	3,973	0,999	1,166	1,420	1,664	1,026
18	4,170	5,032	6,081	7,032	4,316	0,983	1,186	1,433	1,657	1,017
20	4,497	5,324	6,277	7,348	4,613	1,006	1,190	1,404	1,643	1,032
24	5,341	5,830	6,533	7,239	5,431	1,090	1,190	1,333	1,478	1,109
27	5,429	6,006	6,881	7,790	5,514	1,045	1,156	1,324	1,499	1,061
30	5,977	6,473	7,109	7,799	6,061	1,091	1,182	1,298	1,424	1,107
36	6,616	6,919	7,450	8,078	6,672	1,103	1,153	1,242	1,346	1,112
40	7,026	7,435	8,151	8,729	7,118	1,111	1,176	1,289	1,380	1,126
45	7,613	7,809	8,299	8,855	7,635	1,135	1,164	1,237	1,320	1,138
54	8,398	8,665	9,185	9,754	8,425	1,143	1,179	1,250	1,327	1,147
60	9,393	9,405	9,620	9,945	9,406	1,213	1,214	1,242	1,284	1,214
72	10,753	10,594	10,467	10,595	10,770	1,267	1,248	1,234	1,249	1,269
90	12,124	12,001	12,008	12,286	12,142	1,278	1,265	1,266	1,295	1,280
108	13,222	13,112	12,934	12,980	13,224	1,272	1,262	1,245	1,249	1,272
120	14,852	14,603	14,373	14,287	14,825	1,356	1,333	1,312	1,304	1,353
135	15,666	15,351	14,924	14,960	15,586	1,348	1,321	1,284	1,288	1,341
180	18,428	17,694	17,067	16,898	18,247	1,374	1,319	1,272	1,260	1,360
216	22,847	21,932	21,179	20,732	22,715	1,555	1,492	1,441	1,411	1,546
270	23,531	22,414	21,584	21,250	23,306	1,432	1,364	1,314	1,293	1,418
360	27,768	26,251	24,995	24,293	27,377	1,464	1,384	1,317	1,280	1,443
540	34,685	32,846	31,270	30,328	34,200	1,493	1,413	1,346	1,305	1,472

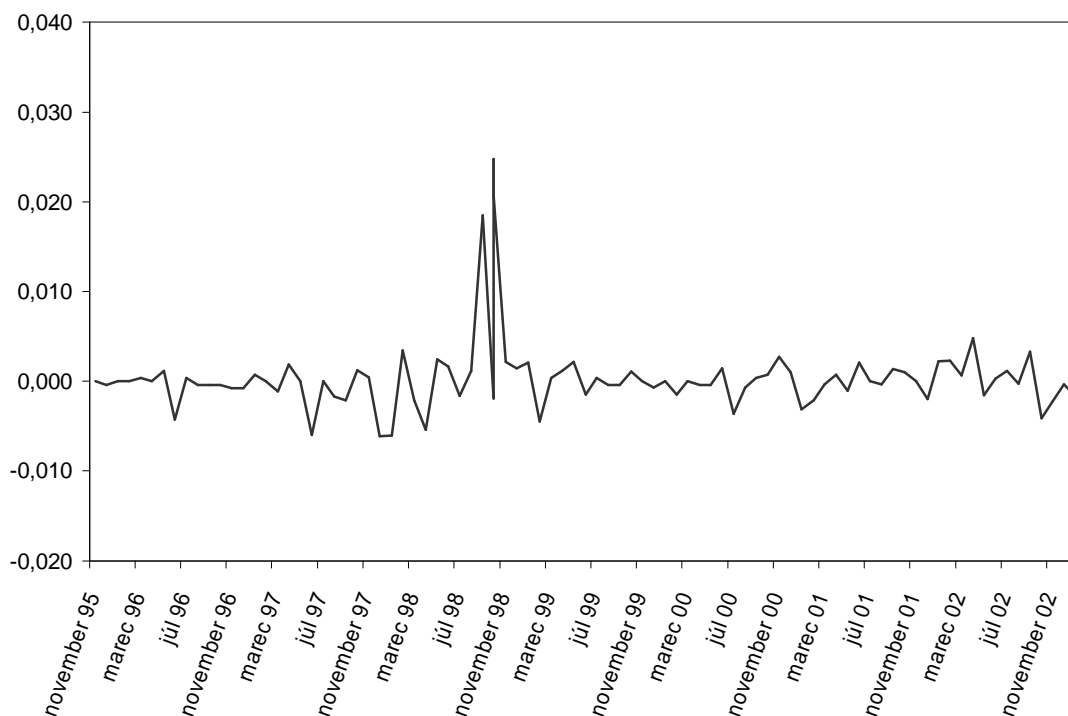
Zdroj: vlastný

Príloha 4.6.3 Modifikovaná R/S analýza pre JPY [2]

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 0	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 0
10	3,106	4,183	5,490	–	3,106	0,982	1,323	1,736	–	0,982
12	3,445	4,462	5,713	–	3,445	0,994	1,288	1,649	–	0,994
15	3,957	4,729	5,848	7,055	3,957	1,022	1,221	1,510	1,822	1,022
18	4,304	5,158	6,108	7,028	4,304	1,014	1,216	1,440	1,656	1,014
20	4,610	5,322	6,114	7,240	4,610	1,031	1,190	1,367	1,619	1,031
24	5,070	5,742	6,627	7,751	5,070	1,035	1,172	1,353	1,582	1,035
27	5,562	6,120	6,875	7,769	5,562	1,070	1,178	1,323	1,495	1,070
30	5,663	6,240	7,074	8,007	5,663	1,034	1,139	1,292	1,462	1,034
36	6,472	7,164	7,945	8,753	6,472	1,079	1,194	1,324	1,459	1,079
40	6,746	7,172	7,767	8,456	6,746	1,067	1,134	1,228	1,337	1,067
45	7,296	7,801	8,440	9,224	7,296	1,088	1,163	1,258	1,375	1,088
54	7,975	8,404	8,910	9,540	7,975	1,085	1,144	1,212	1,298	1,085
60	8,355	8,660	9,211	9,898	8,355	1,079	1,118	1,189	1,278	1,079
72	9,480	9,931	10,494	11,123	9,480	1,117	1,170	1,237	1,311	1,117
90	10,252	10,583	11,040	11,529	10,252	1,081	1,116	1,164	1,215	1,081
108	11,220	11,489	11,995	12,420	11,220	1,080	1,106	1,154	1,195	1,080
120	12,406	12,578	13,010	13,488	12,406	1,133	1,148	1,188	1,231	1,133
135	12,784	13,119	13,559	14,152	12,784	1,100	1,129	1,167	1,218	1,100
180	14,646	14,770	15,154	15,663	14,646	1,092	1,101	1,129	1,167	1,092
216	17,048	17,184	17,569	17,793	17,048	1,160	1,169	1,195	1,211	1,160
270	19,247	19,495	19,955	20,631	19,247	1,171	1,186	1,214	1,256	1,171
360	21,825	21,855	22,365	22,932	21,825	1,150	1,152	1,179	1,209	1,150
540	24,696	25,173	25,487	26,049	24,696	1,063	1,083	1,097	1,121	1,063

Zdroj: vlastný

Príloha 5.1 Vývoj CZK/SKK v logaritmických zmenách



Zdroj: vlastný

Príloha 5.2 ADF test stacionarity pre českú korunu

	CZK [1]	CZK [2]	CZK [1] – log	CZK [2] – log
ADF štatistika	-1.442245	-0.947354	-12.46201*	-13.95937*
1% kritická hodnota	-3.4420	-3.4392	-3.4420	-3.4392
5% kritická hodnota	-2.8659	-2.8646	-2.8659	-2.8647
10% kritická hodnota	-2.5691	-2.5684	-2.5691	-2.5684
počet pozorovaní	720	1080	716	1076
koeficient CZK(-1)	-0.006498	-0.001924	-1.112295	-0.935504
štand. odchýlka	0.004505	0.002031	0.089255	0.067016
t – charakteristika	-1.442245	-0.947354	-12.46201	-13.95937
pravdep.	0.1497	0.3437	0.0000	0.0000
koeficient C	0.007096	0.002484	1.06E-05	2.45E-05
štand. odchýlka	0.004908	0.002567	0.000102	5.78E-05
t – charakteristika	1.445870	0.967571	0.103830	0.423210
pravdep.	0.1487	0.3335	0.9173	0.6722
F – charakteristika	2.392413	0.472378	164.3630	211.4127
pravdep.	0.092138	0.623647	0.000000	0.000000
Durbin – Watson	2.002266	1.965303	2.008424	1.998344

Zdroj : výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 5.3.1 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre CZK [1+2] a CZK [2]

q	CZK [1+2] – log				CZK [2] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	-0.044	-0.044	3.4215	0.064	-0.013	-0.013	0.1823	0.669
2	-0.020	-0.022	4.1673	0.124	0.021	0.021	0.6575	0.720
3	-0.013	-0.014	4.4526	0.217	-0.012	-0.012	0.8250	0.843
4	0.035	0.034	6.6920	0.153	-0.013	-0.013	0.9982	0.910
5	-0.004	-0.001	6.7163	0.243	0.037	0.038	2.5234	0.773
6	-0.013	-0.012	7.0187	0.319	0.037	0.038	4.0009	0.677
7	0.002	0.001	7.0239	0.426	-0.006	-0.007	4.0465	0.774
8	-0.010	-0.012	7.2206	0.513	-0.010	-0.011	4.1544	0.843
9	0.003	0.002	7.2427	0.612	0.038	0.040	5.6914	0.770
10	-0.002	-0.001	7.2489	0.702	0.008	0.009	5.7578	0.835
11	-0.038	-0.039	9.8543	0.544	-0.028	-0.033	6.5892	0.831
12	0.009	0.006	10.003	0.616	0.010	0.009	6.6962	0.877
13	-0.033	-0.034	11.920	0.534	-0.063*	-0.059*	11.069	0.605
14	-0.004	-0.008	11.954	0.610	-0.018	-0.023	11.443	0.651
15	-0.033	-0.032	13.942	0.530	-0.021	-0.023	11.923	0.685

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 5.3.2 Hodnoty autokorelačnej funkcie (AC) a funkcie parciálnej autokorelácie (PAC) pre CZK [1]

q	CZK [1] – log				model AR(1) pre CZK [1] – log			
	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.	AC	PAC	Q – Stat	pravdep.
1	-0.061*	-0.061*	2.6612	0.103	-0.002	-0.002	0.0041	
2	-0.035	-0.039	3.5632	0.168	-0.040	-0.040	1.1857	0.276
3	-0.018	-0.022	3.7869	0.285	-0.015	-0.015	1.3442	0.511
4	0.082*	0.079*	8.7350	0.068	0.077*	0.076*	5.6671	0.129
5	-0.079*	-0.072*	13.315	0.021	-0.079*	-0.080*	10.151	0.038
6	-0.063*	-0.068*	16.229	0.013	-0.069*	-0.064*	13.616	0.018
7	-0.009	-0.020	16.286	0.023	-0.013	-0.017	13.738	0.033
8	-0.003	-0.019	16.295	0.038	-0.006	-0.020	13.768	0.055
9	-0.038	-0.032	17.371	0.043	-0.038	-0.030	14.809	0.063
10	0.016	0.015	17.567	0.063	0.011	0.014	14.902	0.094
11	-0.046	-0.056	19.098	0.059	-0.042	-0.054	16.185	0.094
12	0.053	0.043	21.167	0.048	0.049	0.044	17.937	0.083
13	-0.027	-0.023	21.699	0.060	-0.023	-0.026	18.332	0.106
14	0.010	-0.001	21.778	0.083	0.006	-0.002	18.355	0.144
15	-0.052	-0.048	23.796	0.069	-0.050	-0.047	20.202	0.124

Zdroj: výpočty boli prevedené pomocou programu E-Views v 4.0

Príloha 5.4.1 R/S analýza českej koruny: november 1995 – január 2003. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, V – štatistika.

n	log(n)	log(R/S) _n	log[E(R/S) _n]	V _n	n	log(n)	log(R/S) _n	log[E(R/S) _n]	V _n
10	1,0000	0,4835	0,4456	0,9626	75	1,8751	0,9735	1,0019	1,0863
12	1,0792	0,5367	0,5010	0,9934	90	1,9542	0,9966	1,0304	1,0459
15	1,1761	0,5806	0,5662	0,9830	100	2,0000	1,0646	1,0740	1,1603
18	1,2553	0,6325	0,6178	1,0112	120	2,0792	1,0833	1,0991	1,1059
20	1,3010	0,6704	0,6470	1,0469	150	2,1761	1,1547	1,1422	1,1660
24	1,3802	0,7170	0,6965	1,0638	180	2,2553	1,1772	1,1945	1,1208
25	1,3979	0,7291	0,7279	1,0717	200	2,3010	1,2606	1,2369	1,2885
30	1,4771	0,7807	0,7556	1,1020	225	2,3522	1,2733	1,2613	1,2508
36	1,5563	0,8302	0,8029	1,1272	300	2,4771	1,3538	1,2884	1,3039
40	1,6021	0,8550	0,8299	1,1324	360	2,5563	1,4038	1,3544	1,3355
45	1,6532	0,8733	0,8598	1,1135	450	2,6532	1,4909	1,4465	1,4597
50	1,6990	0,9068	0,9054	1,1410	600	2,7782	1,5580	1,5114	1,4754
60	1,7782	0,9520	0,9315	1,1558	900	2,9542	1,6940	1,6023	1,6477
72	1,8573	0,9559	0,9763	1,0648					

Zdroj: vlastný

Príloha 5.4.2 R/S analýza pre CZK [1]. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, V – štatistika.

n	log(n)	log(R/S) _n [1]	log[E(R/S) _n]	V _n [1]	n	log(n)	log(R/S) _n [1]	log[E(R/S) _n]	V _n [1]
10	1,0000	0,5017	0,4456	1,0039	48	1,6812	0,8747	0,8760	1,0818
12	1,0792	0,5458	0,5010	1,0144	60	1,7782	0,9117	0,9315	1,0536
15	1,1761	0,5843	0,5662	0,9913	72	1,8573	0,9471	0,9763	1,0432
16	1,2041	0,6262	0,5847	1,0573	80	1,9031	0,9591	1,0019	1,0175
18	1,2553	0,6303	0,6178	1,0062	90	1,9542	0,9663	1,0304	0,9755
20	1,3010	0,6704	0,6470	1,0469	120	2,0792	1,0679	1,0991	1,0674
24	1,3802	0,6992	0,6965	1,0212	144	2,1584	1,1109	1,1422	1,0757
30	1,4771	0,7784	0,7556	1,0961	180	2,2553	1,1331	1,1945	1,0127
36	1,5563	0,8170	0,8029	1,0936	240	2,3802	1,2477	1,2613	1,1419
40	1,6021	0,8299	0,8299	1,0687	360	2,5563	1,3514	1,3544	1,1837
45	1,6532	0,8787	0,8598	1,1275					

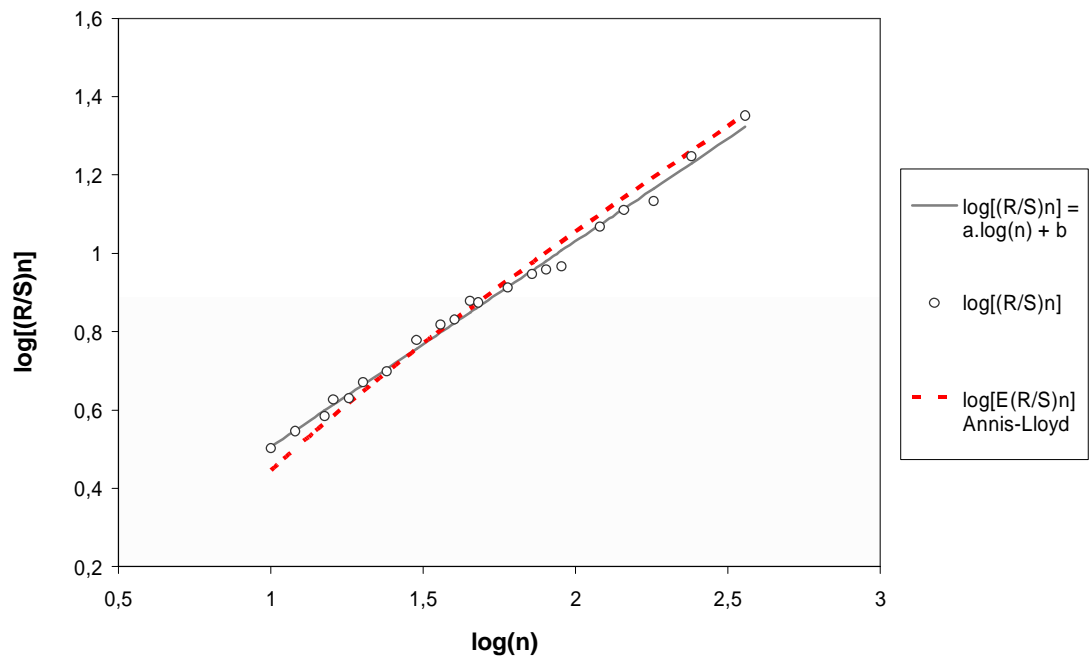
Zdroj: vlastný

Príloha 5.4.3 R/S analýza pre CZK [2]. Dĺžka používaných období, jej logaritmus, logaritmus hodnôt $(R/S)_n$, logaritmus očakávaných hodnôt $(R/S)_n$ podľa Annis-Lloyda, V – štatistika.

n	log(n)	log(R/S) _n [2]	log[E(R/S) _n]	V _n [2]	n	log(n)	log(R/S) _n [2]	log[E(R/S) _n]	V _n [2]
10	1,0000	0,4721	0,4456	0,9378	60	1,7782	0,9753	0,9315	1,2197
12	1,0792	0,5291	0,5010	0,9762	72	1,8573	0,9639	0,9763	1,0844
15	1,1761	0,5793	0,5662	0,9802	90	1,9542	1,0259	1,0304	1,1188
18	1,2553	0,6421	0,6178	1,0338	108	2,0334	1,0988	1,0740	1,2081
20	1,3010	0,6709	0,6470	1,0481	120	2,0792	1,0949	1,0991	1,1359
24	1,3802	0,7234	0,6965	1,0796	135	2,1303	1,1004	1,1270	1,0845
27	1,4314	0,7553	0,7279	1,0955	180	2,2553	1,2071	1,1945	1,2007
30	1,4771	0,7993	0,7556	1,1502	216	2,3345	1,2861	1,2369	1,3147
36	1,5563	0,8423	0,8029	1,1590	270	2,4314	1,3814	1,2884	1,4645
40	1,6021	0,8695	0,8299	1,1708	360	2,5563	1,4502	1,3544	1,4862
45	1,6532	0,8793	0,8598	1,1289	540	2,7324	1,5602	1,4465	1,5631
54	1,7324	0,9465	0,9054	1,2032					

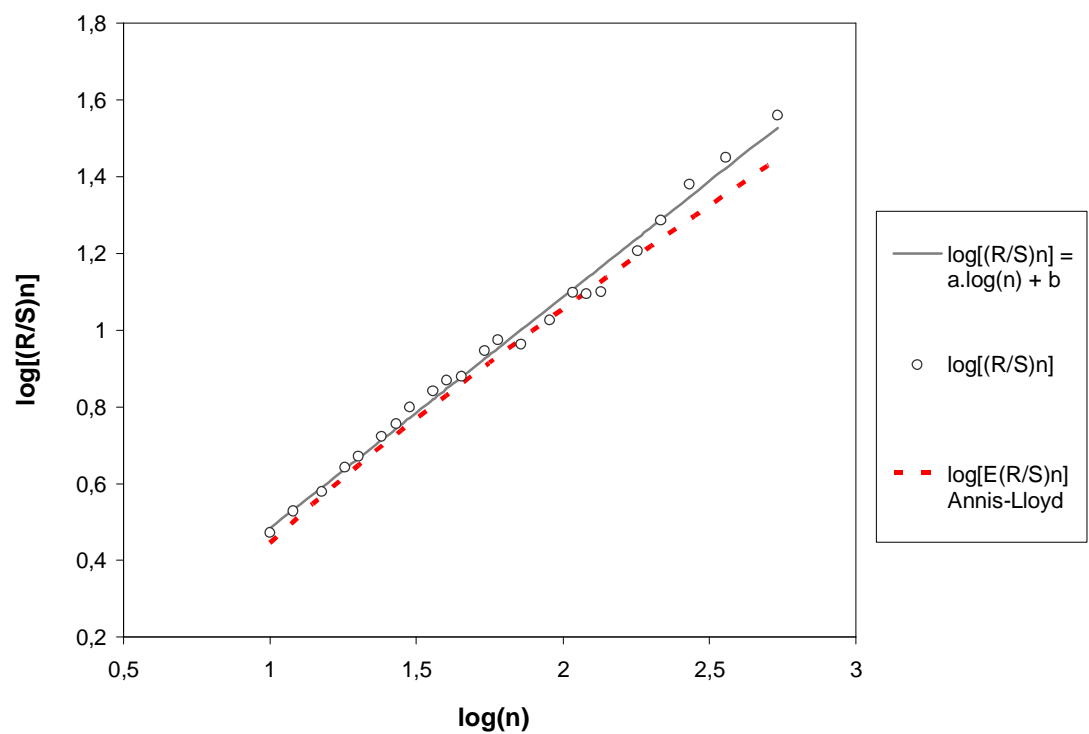
Zdroj: vlastný

Príloha 5.5.1 Graf $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre CZK [1]



Zdroj: vlastný

Príloha 5.5.2 Graf $\log(R/S)_n$, $\log[E(R/S)_n]$ v závislosti od $\log(n)$ pre CZK [2]



Zdroj: vlastný

Príloha 5.6.1 Modifikovaná R/S analýza pre CZK: november 1995 – január 2003

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 0	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 0
10	3,044	4,205	5,524	–	3,044	0,963	1,330	1,747	–	0,963
12	3,441	4,269	5,368	–	3,441	0,993	1,232	1,550	–	0,993
15	3,807	4,822	6,053	7,105	3,807	0,983	1,245	1,563	1,835	0,983
18	4,290	5,066	6,138	7,117	4,290	1,011	1,194	1,447	1,677	1,011
20	4,682	5,413	6,311	7,166	4,682	1,047	1,210	1,411	1,602	1,047
24	5,212	5,731	6,437	7,156	5,212	1,064	1,170	1,314	1,461	1,064
25	5,359	5,903	6,652	7,373	5,359	1,072	1,181	1,330	1,475	1,072
30	6,036	6,666	7,448	8,133	6,036	1,102	1,217	1,360	1,485	1,102
36	6,763	7,189	7,827	8,412	6,763	1,127	1,198	1,304	1,402	1,127
40	7,162	7,575	8,141	8,741	7,162	1,132	1,198	1,287	1,382	1,132
45	7,470	8,056	8,725	9,367	7,470	1,114	1,201	1,301	1,396	1,114
50	8,068	8,423	8,891	9,458	8,068	1,141	1,191	1,257	1,338	1,141
60	8,953	9,336	9,855	10,334	8,953	1,156	1,205	1,272	1,334	1,156
72	9,035	9,449	10,048	10,594	9,035	1,065	1,114	1,184	1,249	1,065
75	9,408	10,023	10,386	10,867	9,408	1,086	1,157	1,199	1,255	1,086
90	9,922	10,357	10,925	11,437	9,922	1,046	1,092	1,152	1,206	1,046
100	11,603	11,946	12,302	12,654	11,603	1,160	1,195	1,230	1,265	1,160
120	12,114	12,372	12,801	13,362	12,114	1,106	1,129	1,169	1,220	1,106
150	14,281	14,939	15,278	15,673	14,281	1,166	1,220	1,247	1,280	1,166
180	15,037	15,439	15,797	16,109	15,037	1,121	1,151	1,177	1,201	1,121
200	18,222	18,362	18,489	18,604	18,222	1,288	1,298	1,307	1,315	1,288
225	18,763	19,330	19,693	19,955	18,763	1,251	1,289	1,313	1,330	1,251
300	22,585	22,990	23,270	23,384	22,585	1,304	1,327	1,343	1,350	1,304
360	25,340	25,315	25,426	25,529	25,340	1,336	1,334	1,340	1,345	1,336
450	30,965	31,485	31,806	31,703	30,965	1,460	1,484	1,499	1,494	1,460
600	36,139	36,394	36,323	36,254	36,139	1,475	1,486	1,483	1,480	1,475
900	49,430	49,259	48,876	48,359	49,430	1,648	1,642	1,629	1,612	1,648

Zdroj: vlastný

Príloha 5.6.2 Modifikovaná R/S analýza pre CZK [1]

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 2	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 2
10	3,174	4,172	5,548	–	3,398	1,004	1,319	1,754	–	1,075
12	3,514	4,307	5,496	–	3,698	1,014	1,243	1,587	–	1,067
15	3,839	4,750	5,933	6,995	4,086	0,991	1,227	1,532	1,806	1,055
16	4,229	4,908	6,115	7,317	4,362	1,057	1,227	1,529	1,829	1,091
18	4,269	4,928	5,922	6,921	4,412	1,006	1,162	1,396	1,631	1,040
20	4,682	5,404	6,492	7,534	4,841	1,047	1,208	1,452	1,685	1,083
24	5,003	5,526	6,504	7,336	5,127	1,021	1,128	1,328	1,497	1,046
30	6,004	6,605	7,421	8,171	6,166	1,096	1,206	1,355	1,492	1,126
36	6,562	7,014	8,002	8,889	6,615	1,094	1,169	1,334	1,481	1,103
40	6,759	7,114	7,913	8,777	6,752	1,069	1,125	1,251	1,388	1,068
45	7,563	8,106	8,957	9,821	7,672	1,127	1,208	1,335	1,464	1,144
48	7,495	7,893	8,661	9,383	7,585	1,082	1,139	1,250	1,354	1,095
60	8,161	8,599	9,390	10,054	8,297	1,054	1,110	1,212	1,298	1,071
72	8,852	9,230	10,050	10,911	8,932	1,043	1,088	1,184	1,286	1,053
80	9,100	9,613	10,402	11,101	9,187	1,017	1,075	1,163	1,241	1,027
90	9,254	9,824	10,595	11,390	9,415	0,975	1,036	1,117	1,201	0,992
120	11,693	12,001	12,636	13,458	11,662	1,067	1,096	1,153	1,229	1,065
144	12,909	13,440	14,182	15,078	13,119	1,076	1,120	1,182	1,256	1,093
180	13,586	14,511	15,201	15,870	14,088	1,013	1,082	1,133	1,183	1,050
240	17,690	18,458	19,537	20,341	17,878	1,142	1,191	1,261	1,313	1,154
360	22,460	23,588	24,535	25,497	22,848	1,184	1,243	1,293	1,344	1,204

Zdroj: vlastný

Príloha 5.6.3 Modifikovaná R/S analýza pre CZK [2]

n	Q _n (q)					V _n (q)				
	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 1	q = 0	q = 4	q = 8	q = 12	q _A = 1
10	2,966	4,109	5,362	–	2,971	0,938	1,299	1,696	–	0,940
12	3,382	4,355	5,506	–	3,388	0,976	1,257	1,590	–	0,978
15	3,796	4,738	5,929	6,993	3,802	0,980	1,223	1,531	1,806	0,982
18	4,386	5,062	6,201	7,191	4,387	1,034	1,193	1,462	1,695	1,034
20	4,687	5,375	6,230	7,120	4,687	1,048	1,202	1,393	1,592	1,048
24	5,289	5,899	6,530	7,255	5,289	1,080	1,204	1,333	1,481	1,080
27	5,693	6,213	7,081	7,876	5,693	1,096	1,196	1,363	1,516	1,096
30	6,300	6,804	7,637	8,354	6,300	1,150	1,242	1,394	1,525	1,150
36	6,954	7,262	7,689	8,140	6,950	1,159	1,210	1,282	1,357	1,158
40	7,405	7,803	8,209	8,697	7,403	1,171	1,234	1,298	1,375	1,171
45	7,573	8,020	8,710	9,319	7,569	1,129	1,196	1,298	1,389	1,128
54	8,842	9,139	9,660	10,063	8,837	1,203	1,244	1,315	1,369	1,203
60	9,448	9,765	10,044	10,392	9,445	1,220	1,261	1,297	1,342	1,219
72	9,201	9,575	9,980	10,307	9,199	1,084	1,128	1,176	1,215	1,084
90	10,614	10,825	11,360	11,744	10,610	1,119	1,141	1,197	1,238	1,118
108	12,555	12,612	12,768	12,999	12,553	1,208	1,214	1,229	1,251	1,208
120	12,443	12,669	12,843	13,174	12,441	1,136	1,157	1,172	1,203	1,136
135	12,601	13,075	13,328	13,614	12,605	1,085	1,125	1,147	1,172	1,085
180	16,109	16,249	16,284	16,357	16,103	1,201	1,211	1,214	1,219	1,200
216	19,323	19,252	19,105	18,943	19,317	1,315	1,310	1,300	1,289	1,314
270	24,064	23,802	23,694	23,483	24,047	1,465	1,449	1,442	1,429	1,463
360	28,199	27,778	27,185	26,712	28,181	1,486	1,464	1,433	1,408	1,485
540	36,322	35,934	34,789	33,968	36,313	1,563	1,546	1,497	1,462	1,563

Zdroj: vlastný