

## 8. Užití indexních čísel a některé problémy s tím spojené

Již v raném stádiu výzkumu indexních čísel (tj. v poslední čtvrtině 19.století) byl rozvoj teoretických poznatků vyvoláván praktickými potřebami měření souhrnného vývoje cenové hladiny a vývoje na burzách cenných papírů. Lze tak usoudit z obsahu prací prvních ekonomů, kteří se této problematice začali věnovat, mj. Drobische, Jevonse, Laspeyrese a Paascheho. V následujících desetiletích však zaznamenáváme stále znatelnější zaostávání statistické praxe za soudobým teoretickým výzkumem. To lze dokumentovat skutečností, že – až na výjimky – je statistická praxe ve většině i ekonomicky vyspělých zemí (Českou republiku nevyjímaje) ještě i nyní jen málo dotčena aktuálními teoretickými poznatky. V podstatě lze říci, že jednoduché vážené a dokonce i nevážené indexy (Laspeyresův, Paascheho, Jevonsův či Carliho) jsou i nyní obvyklým prostředkem hodnocení ekonomického vývoje v obou hlavních aplikačních oblastech indexních čísel, jimiž jsou :

1. Měření inflace
2. Burzovní indexy

Při hledání odpovědi na otázku, proč praxe zřetelně a zdánlivě bezdůvodně stále zaostává za rozvojem teoretických poznatků, však musíme vzít v úvahu nikoliv jen matematickou stránku konstrukce indexních čísel a vlastnosti užívaných konstruktů<sup>1</sup>, ale též další záležitosti, jako jsou např. problematika získávání dat potřebných pro statistické vyhodnocování indexními čísly, přijatá zvyklost vykazování v indexu jednoho typu v dané zemi apod.

### 8.1 Srovnání hodnot vybraných klasických indexních čísel

V předchozích kapitolách, zejména ve druhé, třetí a páté jsme se vícekrát zmínili o zákonitostech, které mezi některými indexními čísly platí. Tato zákonitost může mít zcela obecný charakter, jakým je známé uspořádání průměrů prostého typů ale také může pramenit z chování ekonomických subjektů (tím je vztah Laspeyresova a Paascheho indexu nebo některých indexů mikroekonomických). Zde uvedeme na dvou příkladech zahrnujících data

Záměrem není ani tak podat souhrnný přehled, nýbrž dosažení co největší srozumitelnosti vyjádření.

---

<sup>1</sup> Podrobnější pojednání především v kapitolách 2 a 3

### 8.1.1 Porovnání hodnot klasických indexních čísel

Abychom blíže ilustrovali blízkost či naopak rozdílnost hodnot poskytovaných indexními čísly zavedenými v kapitole 2, uveďme dva příklady blíží se realističností svých hodnot skutečnosti.

Nejprve uvažujme případ spotřebního koše sestávajícího z 16 položek-potravin vybraných z údajů o spotřebách domácností v letech 2002 a 2003:

Data byla převzata ze statistické ročenky ČR

**Příklad by umožnil ilustraci**

#### Shromážděná data obsahuje tabulka č. 1

Ve druhém příkladě porovnáme cenové hladiny 4 brněnských hypermarketů měřené na zeleninových spotřebních koších sestávajících vždy ze stejných 8 druhů zeleniny prodávaných na příslušném prodejním místě.

Údaje o cenách jsou zde převzaty přímo ze čtyř brněnských supermarketů – půjde tedy o srovnání dvou různých prodejních míst v témže čase/říjnu 2004.

Objemy spotřeb jsou odvozeny z údajů o ročních spotřebách příslušného druhu zeleniny pořízených výběrovým způsobem v roce 200x .

Porovnání je provedeno vždy po dvou dvojicích, přičemž vždy levnější z obou prodejců byl zařazen do výsledného srovnání (dvou levnějších) .

***Zjištění cenových hladin byly podrobeny hypermarkety INTERSPAR, TESCO, CARREFOUR a HYPERNOVA***

Získané porovnání dává vcelku objektivní možnost posouzení skutečnosti, který z uvedených hypermarketů je ve světle pořizovaných ... nejlevnější (v běžném slova smyslu)

***Závěry :***

Na rozdíl od předchozího případu bude případný výsledek o vztahu mezi Paascheho a Laspeyresovým indexním číslem nahodilý – s ohledem na souběžnost šetření nelze uvažovat o substitučních efektech.

Údaje o spotřebách byla vztahy z

#### Shromážděná data obsahuje tabulka č. 2

### 8.1.2 Vybrané obecnější závěry

## 8.2 Indexní čísla jako nástroj měření inflace

První uvedená aplikační oblast využívá aparát indexních čísel (častěji) k porovnání cenové úrovně mezi dvěma různými obdobími v téže zemi nebo (řidčeji) k porovnání cenových hladin ve dvou různých zemích (aspoň v přibližně shodném časovém období). Na výpočtu určitého cenového indexu jsou založeny údaje o vývoji ekonomických ukazatelů publikované ve statistických pramenech<sup>2</sup>, z nichž nejznámějšími jsou *CPI (index spotřebitelských cen)* a *PPI (index cen průmyslových výrobců)*. Některé další užívané a z hlediska praxe významné indexy uvedeme níže.

### 8.2.1 Zásady a metodika tvorby nástrojů pro měření inflace

Tři hlavní otázky, které řeší ústřední statistický orgán v té- které zemi, se týkají :

- A. **volby typu indexu**, který bude sloužit jako metodologický nástroj k vyjádření inflace
- B. **volby období**, která jsou přijímána jako **základní a běžné** pro vyhodnocení konkrétní hodnoty ukazatele/indexu měřícího inflaci a způsob aktualizace těchto období
- C. **výběru reprezentativních komodit**, které budou zahrnuty do spotřebního koše tak, aby tento výběr co nejlépe vystihoval nákupní a jiné spotřební zvyklosti obyvatelstva dané oblasti/země

(A) Právě volba vhodného typu indexu je patrně nejslabším článkem metodické činnosti ústředních statistických orgánů, jímž je v naší republice Český statistický úřad. Orgány státní statistiky zřejmě upřednostňují více hledisko ustálenosti metodiky měření dle jednou již přijatého typu indexu, než aby se hlavní prioritou stala přesnost měření, která by přinesla (přechodem ke kvalitnějšímu typu indexního čísla) objektivnější informace. Je tomu tak přesto, že užití lepšího indexu nemusí být, aspoň v principu, spojeno s o mnoho náročnějšími požadavky na získání potřebných statistických dat. Čtenář 2. a 3. kapitoly tohoto textu seznámený s přednostmi Fisherova nebo Walshova indexu (oproti indexu Laspeyresovu) si o tom ostatně názornou představu již nejspíše učinil sám. Jedině tím lze vysvětlit, že i nyní, kdy jsou již zhruba století známy slabiny obvykle užívaných indexů (Laspeyresova, Paascheho či Carliho), jsou tyto stále ještě základem pro vyčíslování většiny agregátních ukazatelů, pomocí nichž se míra inflace vyhodnocuje. Česká statistika dlouhodobě staví na Laspeyresově indexu.

Abychom však nebyli jednostranně kritičtí, uveďme argument, který přijatý metodický přístup hájí. Laspeyresův index, jak známo, využívá ze čtveřice vektorů  $p(0), p(1), q(0), q(1)$  první tři. Znamená to, že není třeba každoročně (či dokonce každoměsíčně) získávat informace o spotřebách statků zařazovaných do spotřebního koše. Náročnost praktického provádění takovýchto šetření, z nichž by byly údaje o  $q_i(1)$  získávány, je zřejmá zejména u indexů, do nichž je zařazováno velké množství komodit. Na druhé straně to může mít za následek, že po delším čase, kdy obvykle zaznamenáme již větší rozdíly v chování spotřebitelů oproti jejich projevech v základním období, může být hodnota udávaná indexem zřetelně zkreslena<sup>3</sup>. Je zřejmé, že k řešení problému nestrannosti vyčíslení inflace by nepřispěl ani nadhodnocující Paascheho index, jehož případné praktické užití – tím, že je založen na spotřebách  $q_i(1)$  - by bylo ještě problematictější.

<sup>2</sup> Nejpožívanější jsou Statistická ročenka ČR a měsíčně vydávaná publikace Statistické přehledy.

<sup>3</sup> Toto konstatování se nicméně týká pouze způsobu měření Laspeyresovým indexem. Nejsou tím dotřeny případné námitky o nereprezentativnosti výběru komodit zařazovaných do spotřebního koše.

(B) Za běžné období se zpravidla vezme období, ve kterém jsou známy poslední skutečnosti (v potřebné podrobnosti) o nakupovaných zbožích a užívaných službách. Základní období má být voleno jako časový okamžik, který je z hlediska chování ukazatele typický, nikoliv výjimečný, popř. který znamená počátek období, ve kterém se daný ukazatel choval poměrně ustáleně. Zde by bylo logické vzít pro 90. léta 20.století např. srovnávací hladinu jako okamžik těsně před vznikem samostatné České republiky, tedy rok 1992 (jako období v případě intervalových údajů, jako den 31.12.2002 v případě okamžikových údajů) nebo bezprostředně následující rok 1993 (opět jako celek nebo měření k poslednímu dni podle povahy ukazatele). Volba období ovšem často úzce souvisí s periodicitou vykazování statistických dat – to platí o indexech, které jsou vykazovány s častější (měsíční) periodicitou a ke kterým patří právě ukazatele typu *CPI* resp. *PPI*.

(C) Zpravidla platí, že nákupní zvyklosti obyvatelstva se nemění tak rychle, aby bylo nutno příslušný spotřební koš aktualizovat každoročně nebo dokonce ještě častěji. Obvykle přistupují národní statistické úřady k této obměně v časových odstupech 4-8 let, kdy již lze zaznamenat znatelnější příliv nových dříve nedostupných nebo poptávku neinspirujících statků, popř. útlum poptávky po méně žádaných a třeba technicky překonaných výrobcích. Tato skutečnost často souvisí s technickým rozvojem – překonané výrobky jsou nahrazovány modernějšími s vyššími užitnými parametry, a to ne vždy za vyšší ceny, s designem lépe vystihujícím zevní přitažlivost (automobily, vybavení domácnosti). V řadě případů však technický pokrok nemusí hrát žádnou nebo jen sekundární roli : změny ve stravovacích zvyklostech nebo v módě. Samostatným faktorem pak může být vliv všudepřítomné reklamy a její dopad na spotřební chování kupujících. Konkretizujme to několika příklady :

Pokud jde o stravování, přes určitý příliv nových výrobků na trh (častěji však působících na spotřebitele přitažlivějším obalem a reklamou než zásadně novou kvalitou) se zde uplatňují aspekty spojené s preferencí zdravé výživy (přechod k lehčím s masům, zejména drůbežímu), nahrazování živočišných tuků (máslo, sádlo) rostlinnými (slunečnicový, řepkový a olivový olej), větší podíl celozrnných obilnin v pečivu a zeleniny ve stravě vůbec než před desetiletím. Zde se technický pokrok na změny v nákupním chování podílí minimálně, pokud vůbec, neboť řada z těchto nyní více kupovaných výrobků je na trhu celá desetiletí. Určitě nemálo důležitou úlohu sehrávají i cenové otázky, z nichž část může vysvětlit změny nákupního chování (podstatně vyšší spotřeba drůbežího – kuřecího a krůtího masa) na úkor tradičních těžkých masových základů české kuchyně : hovězího a zejména vepřového masa.

Podobně, i když ne tak zřetelně je tomu v oblékání a obouvání, kde však přinejmenším v posledním desetiletí již nedochází k tak výraznému přílivu nových textilií jako před 10 či 20 lety. Možná však nezanedbatelným substitučním efektem zejména u nízkopříjmových domácností může působit levný, podřadný dovážený textil z asijských zemí, bez ohledu na to, za jakých podmínek jeho dovoz probíhá.

*To přímo souvisí s otázkou, jak často je potřebné měnit položky ve spotřebním koši. Je patrné, že dříve nebo později (až když bude trh zásoben zcela srovnatelně s vyspělými zeměmi, resp. poté, co nárůst průměrná mzdy povede k početnějším nákupům položek dosud kupovaných ojedinele, resp. radících se do spotřebitelského povědomí jako luxusnější a cenově obtížně dostupné zboží) dojde nejspíše ke stabilizaci výběru položek některých oddílů spotřebitelského koše : potraviny, odívání). Tato tendence je ostatně v silných náznacích patrná již nyní.*

Že však cenové otázky nemusí zdaleka hrát rozhodující roli, lze vidět u položek, která poměrně značnou vahou ovlivňuje život většina domácností – otopu. I když jak ceny elektřiny, tak plynu v 90.letech pravidelně významně rostly v souvislosti s cenovými deregulacemi,

nejevily se žádné zřetelné známky odklonu od jejich využívání ve prospěch otopu palivy, jejichž cena rostla pomaleji než obě výše zmíněná (jmenovitě uhlí) nebo dokonce významně klesala (palivové dříví). Je zřejmé, že zde sehrály významný vliv okolností spotřebitelského pohodlí a souvislosti se zájmem pokračovat v přechodech na paliva, která minimalizují znečištění ovzduší. Zdaleka tedy nedošlo k substitučním efektům v té podobě, jak bychom je mohli čekat, pokud bychom brali v úvahu jen cenová kritéria.

Je patrné, že dříve nebo později (až když bude trh zásoben plně srovnatelně s vyspělými zeměmi, resp. poté, co nárůst průměrná mzdy povede k početnějším nákupům položek dosud kupovaných ojediněle, resp. radících se do spotřebitelského povědomí jako luxusnější, cenově obtížně dostupné zboží) dojde nejspíše ke stabilizaci výběru položek některých oddílů spotřebitelského koše : potraviny, odívání). Tato tendence je ostatně patrná již nyní.

## 8.2.2 Indexy měřící inflaci v České republice

Bez nároku na úplnost zde uvedeme aktuální údaje o tom, jak se uplatňují indexní čísla v české statistické praxi. Za základ přitom vezmeme informace ze Statistických ročenek ČR za roky 2002 a 2003. Předmětem statistického zjišťování, zpracování a následného publikování jsou jednak indexy cenového vývoje, které přímo pociťuje spotřebitel, z nichž nejznámější je index životních nákladů *CPI* ( *consumer price index* ), jednak indexy, které sledují cenovou hladinu u výrobců resp. poskytovatelů služeb. Zde je hlavním představitelem *PPI* ( *producer price index* ) a několik dílčích indexů, z nichž je sestavován. Uveďme je postupně:

Vývoj spotřebitelských cen se sleduje na spotřebních koších založených na souboru vybraných druhů zboží a služeb placených obyvatelstvem. Za cenové reprezentanty byly vybrány takové výrobky služby, které se významně podílejí na vydáních obyvatelstva.

Indexy spotřebitelských cen měří vývoj celkové cenové hladiny, cenové hladiny parciálních částí spotřebního koše a cenové hladiny výdajů (životních nákladů) vybraných sociálně.ekonomických skupin obyvatelstva.<sup>4</sup>

### 1. Index spotřebitelských cen (CPI)

je nejznámějším a nejdiskutovanějším statistickým indexem vzhledem k jeho významu jako globálního indexu, který měří souhrnný dopad vývoje cenové hladiny na průměrného občana státu. V České republice se jeho výpočet (Laspeyresovým indexním číslem) zakládá na velkém množství komodit .

četnost sledování: měsíčně

počet cenových reprezentantů: Spotřební koš obsahuje cca 790 výrobků a služeb členěných dle klasifikace CZ-COICOP<sup>5</sup> do 12 oddílů. Váhy základního období k výpočtu skupinových a úhrnných indexů vycházejí ze struktury výdajů domácností podle statistiky rodinných účtů za rok 1999.

počet zpravodajských jednotek: vybraná síť prodejen a provozoven služeb (cca 13 500) ve 41 okresech České republiky a v Praze (od října 1992 je okresů jen 40).

charakter ceny: ????

<sup>4</sup> Podrobně v pramenu : Indexy spotřebitelských cen (životních nákladů) Revize 2000 vydané v roce 2001

<sup>5</sup> Vychází se z mezinárodní klasifikace COICOP (Classification of Individual Consumption by Purpose)

určení průměrné ceny: za ČR vážený aritmetický průměr průměrných cen za kraje (váhy kraje jsou určeny dle středního stavu obyvatel v roce 1999)  
za kraje prostý aritmetický průměr z cen zjištěných v daném kraji

základní cenové období : prosinec 1999.

**Skupinové indexy spotřebitelských cen zboží a služeb** jsou uspořádány podle struktury spotřebního koše od roku 2001. Tyto indexy jsou za období 1995-2000 přepočteny na základní úroveň průměru roku 1994 (=100%), od roku 2001 na základní úroveň roku 2000 (=100%).

**Indexy spotřebitelských cen** jsou uvedeny v rozsahu 12 oddílů klasifikace CZ-CICOP a v členění na 2 sociální skupiny ( *domácnosti zaměstnanců* a *domácnosti důchodců* ).

## **2. Index cen zemědělských výrobců**

četnost sledování : měsíčně od roku 1991

počet cenových reprezentantů :

do roku 2000 : 129, z toho 79 rostlinných výrobků (vč. ovoce a zeleniny), 50 živočišných  
od roku 2001 : 95, z toho 63 rostlinných, 32 živočišných

počet zpravodajských jednotek: asi 650

charakter ceny : realizační ceny vybraných produktů určených pro spotřebu na vnitřním trhu (oddíly 01 a 05 SKP) bez DPH. Realizační ceny jsou vymezeny stupněm jakosti, popř. kvalitativními či jinými parametry výrobků (např. též názvem). Výjimku tvoří ceny ovoce a zeleniny, u kterých se cena vztahuje vždy k 1. jakosti.

určení průměrné ceny: prostým aritmetickým průměrem z cen jednotlivých výrobců. Pro výpočet individuálních, skupinových indexů a souhrnného indexu je stanoveno stálé váhové schéma, které vychází ze struktury tržeb za produkci a z množství zemědělských výrobků v měsících roku 1999. Průměrné roční indexy jsou počítány na stálém váhovém schématu sestaveném na základě údajů o tržbách výrobků a množství ( a jejich agregátů) za rok 1999.

základní cenové období : průměr roku 1999.

## **3. Index cen dodávek výrobků a služeb do zemědělství**

četnost sledování : čtvrtletně od roku 1992 ( průběžné vykazování i přímé šetření)

od roku 2002 revidovaný index vycházející z metodiky Eurostatu

počet cenových reprezentantů :

do roku 2000 : 129, z toho 79 rostlinných výrobků (vč. ovoce a zeleniny), 50 živočišných  
od roku 2001 : 95, z toho 63 rostlinných, 32 živočišných

počet zpravodajských jednotek: neuvedeno

charakter ceny : Ceny prodeje vybraných výrobků a služeb podnikatelským subjektům v zemědělské prvovýrobě, tj. cen, za které nakupuje subjekt vybrané výrobky služby od dodavatele.

určení průměrné ceny: Od roku 1996 bylo pro výpočet revidovaného cenového indexu použito váhové schéma, které je zpracováváno na základě výsledků o tržbách za rok 1993. Pro výpočet indexu cen jsou používány subindexy ze stávajících cenových indexů (typu *output*) jiných odvětví. Výpočet je doplněn o čtvrtletní výsledky statistických výkazů.

základní cenové období : rok 1994 (u revidovaného indexu rok 2000).

#### **4. Index cen v lesnictví (surové dříví)**

četnost sledování : měsíčně od roku 1991 (měsíční státní statistický výkaz)

počet cenových reprezentantů :

do roku 1994 : 20 , z toho 11 jehličnaté dříví, 9 listnaté dříví

od roku 1995 : 35, (výrobky v oddílu 02 SKP)

Původně totiž cenový index nevyjadřoval čistý cenový pohyb, protože vymezení těchto reprezentantů do jisté míry umožňovalo jak změn nominálních cen, tak změn ve struktuře realizovaného dříví.

počet zpravodajských jednotek : cca 80

charakter ceny : Smluvní ceny (bez vlastní spotřeby) za dodávky určené pro vnitřní trh.

určení průměrné ceny: Prostým aritmetickým průměrem z cen jednotlivých výrobců dřeva. Váhové podíly byly stanovena jak pro výrobky, tak jejich agregáty na základě údajů o tržbách za rok 1999.

základní cenové období : prosinec 1999

#### **5. Index cen průmyslových výrobců**

četnost sledování : měsíčně od roku 1991 (měsíční státní statistický výkaz Ceny Prům 1-12) (do roku 1990 byl počítán čtvrtletně).

počet cenových reprezentantů: do roku 2000 : 5656

po revizi od roku 2001: 5736 (výrobky v oddílu 02 SKP)

počet zpravodajských jednotek do roku 2000: 1250

od roku 2001: 1340

charakter ceny : Vykázaná cena je prostým aritmetickým průměrem z cen dohodnutých mezi dodavatelem a odběratelem v tuzemsku, které se vyskytly u respondenta 10.-12.dne sledovaného měsíce u všech důležitějších obchodních případů. Cena je sledována bez DPH, spotřební daně a bez nákladů na dopravu k zákazníkovi.

určení průměrné ceny: Stálé váhy byly stanoveny na základě struktury tržeb za rok 1999. Index pokrývá kategorie C,D a E (dobývání nerostných surovin, zpracovatelský průmysl a výrobu a rozvod elektřiny, tepla a vody) OKEČ<sup>6</sup> a oddíly 10-41 SKP<sup>7</sup>. Do indexu není zahrnuto 21 skupin ze 4-místné klasifikace SKP. Jde o skupiny mající charakter služeb výrobní povahy a váhově nevýznamných.

základní cenové období : prosinec 1999

#### **6. Index cen stavebních prací a stavebních objektů**

četnost sledování: čtvrtletně od roku 1991 ( státní statistický výkaz )

počet cenových reprezentantů: od roku 1994 : 1421 (vybraných stav.prací)

počet zpravodajských jednotek: u cca 4000 organizací s více než 25 zaměstnanci.

Od r. 1995 byl v indexu zaveden typ statistického výkaznictví typu „pendl“ tzn. že se formulář po dobu min. 2 let nemění a vrací se od zpravodajské jednotky na státní statistiku a zpět. Od

<sup>6</sup> OKEČ – odvětvová klasifikace ekonomických činností

<sup>7</sup> SKP – standardní klasifikace průmyslu

roku 2001 výkaz obsahuje 136 cenových reprezentantů (vybraných stavebních prací), u kterých zpravodajská jednotka upřesňuje podmínky, za kterých byla cena realizována. Zpravodajská síť byla stanovena záměrným výběrem 780 respondentů všech velikostních kategorií a různých právních forem.

charakter ceny : Vykazované ceny (bere se prostřední měsíc čtvrtletí) jsou ceny dohodnuté mezi dodavatelem a odběratelem za jednotku stavební práce, provedené vlastními pracovníky jednotky na území ČR. Ceny obsahují kromě materiálu nutného pro provedení práce i veškeré další náklady nutné k realizaci sledované činnosti bez nákladů na zařízení staveniště a DPH. Klasifikace cen podle SKP (oddíly 45 a 46).

Určení průměrné ceny: aritmetickým průměrem (zohledňujícím různé realizační podmínky). Základem výpočtu cenového indexu jsou prosté individuální ceny jednotlivých reprezentantů.

základní cenové období : u stálých reprezentantů listopad 1999 (stavební objekty)  
u měsíčních odhadů prosinec 1999 ( stavební práce)

### **7. Index cen hmotných investic**

četnost sledován : od roku 1993

počet cenových reprezentantů: neuvedeno

počet zpravodajských jednotek: neuvedeno

charakter ceny: Index je vypočítáván z cen strojů, přístrojů, zařízení, inventáře a dopravních prostředků, tuzemska a z dovozu pro investice a z cen stavebních prací.

určení průměrné ceny: Dílčí indexy jsou agregovány do souhrnného indexu vážením podle podílu strojů, přístrojů, zařízení, inventáře a dopravních prostředků a stavebních prací pro investice na celkovém objemu provedených investic pro NH. Od roku 1995 byl index cen hmotných investic počítán na struktuře roku 1993 při zohlednění aktuálnější struktury u dovozů. V téže roce byla provedena revize skupin výrobků zařazených do souhrnného indexu a od téhož roku je používán index cen dovozu (výběrový) místo do r. 1995 užívaného indexu *unit value*. Od roku 2001 je index počítán na struktuře roku 1999 vytvořené z definitivních dat.

základní cenové období: průměr roku 2000.

### **8. Index cen tržních služeb**

četnost sledování : od roku 1993

počet cenových reprezentantů : Zahrnuje okruhy *indexů cen tržních služeb v podnikatelské sféře, index cen vnitrostátní dopravy, index cen pošt a telekomunikací, index cen peněžnictví a index cen pojišťovnictví, index cen ostatních podnikatelských služeb a index cen stočného* (index cen vodného je agregován do indexu cen průmyslových výrobců). Cenová šetření uvedených tržních služeb, která jsou agregována v úhrnný cenový index zahrnují vybrané služby obsažené v SKP a OKEČ (odvětvová klasifikace ekonomických činností) v oddílech 60,61,62,64,65, 66, 70, 71,72 ,74 a 90. Metodika je individuální u jednotlivých dílčích indexů.

počet zpravodajských jednotek : neuvedeno

charakter ceny : neuvedeno

určení průměrné ceny: neuvedeno



základní cenové období : Stálou váhou úhrnného indexu je souhrn vah za jednotlivé uváděné okruhy služeb za rok 1999.

### **9. Index vnitrostátní nákladní dopravy**

četnost sledování: měsíčně státní statistický výkaz

*od 1990-1994* železniční, říční, letecká ; potrubní (ropovod) a silniční samostatně.

*od ledna 1995* železniční, říční, letecká, silniční, potrubní ( ropovod i plynovod) dohromady

počet cenových reprezentantů : 20 u Českých drah, po 17 reprezentantech u 55 jiných respondentů na stálých přepravních vzdálenostech

počet zpravodajských jednotek : Ceny dopravy potrubní, říční a letecké jsou zjišťovány u významných přepravců s monopolním postavením v dané oblasti.

charakter ceny : Realizační smluvní ceny určené pro vnitřní trh. Indexy jsou počítány za jednotlivé úseky samostatně a následně agregovány do úhrnného indexu .

určení průměrné ceny: Průměrné ceny dopravních výkonů se (spadající od oddílů SKP 60-62) se počítají jako prosté aritmetické průměry z cen zjištěných u jednotlivých přepravců. Pro výpočet individuálních, skupinových a úhrnného indexu je určeno stálé váhové schéma, stanovené na základě struktury tržeb za rok 1999.

základní cenové období : prosinec 1999

### **10. Index cen služeb pošt a telekomunikací**

četnost sledování : měsíčně od roku 1993

činnosti poštovní (doručovatelská, peněžní a obstaravatelská), telekomunikační a radiokomunikační

počet cenových reprezentantů : 44 ( oddíl 64 SKP) u poštovní činnosti

počet zpravodajských jednotek: Index cen pošt a telekomunikací je počítán z cen zjišťovaných u 5 vybraných jednotek , od ledna 1995 rozšířen o sledování mobilních telefonních služeb.

charakter ceny : Jednak realizační, smluvní ceny (bez vlastní spotřeby), jednak ceny stanovené centrální cenovou regulací. Jde o ceny výkonů určených pro tuzemský trh. Ceny se zjišťují bez DPH.

určení průměrné ceny: Prostým aritmetickým průměrem z cen zjištěných u jednotlivých respondentů. Váhový systém byl stanoven na základě ročních výnosů spojů za rok 1999.

základní cenové období : prosinec 1999

### **11. Index cen peněžnictví**

četnost sledování : měsíčně od prosince 1993

počet cenových reprezentantů :

počet zpravodajských jednotek : 6 jednotek peněžního zprostředkování z bankovní sféry.

4 největších leasingové společnosti

charakter ceny : Zjišťování cen u peněžního zprostředkování je od roku 1999 zaměřeno pouze na ceny vybraných bankovních služeb (poskytované komerčními bankami podnikatelským subjektům) a finančního leasingu. Za cenu leasingu je považován leasingový koeficient, k jehož výpočtu se užívají ceny bez DPH.

určení průměrné ceny: Váženým aritmetickým průměrem Stálými vahami indexu jsou výnosy z finančních činností komerčních bank a finančního leasingu

základní cenové období : prosinec 1999

### **12. Index cen pojišťovnictví**

četnost sledování: měsíčně od roku 1995 ( státní statistický výkaz)

počet cenových reprezentantů: 15 - pojištění majetku ze sféry malých a středních rizik proti požáru a odcizení, pojištění motorových vozidel (osobních a užitkových) a zemědělské produkce (zemědělské produkty a zvířata).

počet zpravodajských jednotek: 5 největších pojišťoven působících na českém trhu. Zjišťování je zaměřeno výhradně na oblast pojištění podnikatelské sféry.

charakter ceny: Za cenu je považováno pojistné plnění daného reprezentanta, které je vypočítáváno ze sazeb pojišťoven a pojistné částky pojišťovaného majetku. Na růstu cen v pojišťovnictví se tedy podílí do značné míry i pohyb cen mimo sféru pojišťovnictví.

určení průměrné ceny: prostý aritmetický průměr z cen zjištěných u vybraných pojišťoven. Pro výpočet individuálních a skupinových indexů včetně úhrnného indexu je stanoveno stálé váhové schéma vypočtené na základě přijatého pojistného za rok 1999.

základní cenové období : prosinec 1999

### **13. Index cen ostatních podnikatelských služeb**

četnost sledování : měsíčně od roku 1994 ( státní statistický výkaz)

počet cenových reprezentantů: 100. Do šetření jsou zahrnuty ceny služeb klasifikovaných v SKP v oddílech: 70-činnosti v oblasti nemovitostí, 71-pronájem strojů a přístrojů 72-zpracování dat a související činnosti a 74-jiné podnikatelské služby; z oddílu 74 jsou v šetření zahrnuty právní a daňové poradenství, účetnictví, autorské služby, architektonické a inženýrské služby, reklamní činnosti, pátrací a ochranné služby, čištění budov, překladatelské, veletržní a výstavní služby.

počet zpravodajských jednotek: cca 450 poskytujících tržní služby v tuzemsku , které jsou určeny převážně pro podnikatele.

charakter ceny :

určení průměrné ceny: Prostý aritmetický průměr z cen zjištěných u vybraných provozovatelů služeb. Pro výpočet individuálních a skupinových indexů včetně úhrnného indexu cen ostatních podnikatelských služeb, je dáno stálé váhové schéma podle struktury tržeb za služby v roce 1999.

základní cenové období : prosinec 1999

### **14. Index cen vodného a stočného**

četnost sledování: měsíčně od roku 1992 (pitná a odkanalizovaná voda)

počet cenových reprezentantů: 4 komodity : pitná voda fakturovaná domácnostem, resp. ostatním odběratelům, odkanalizovaná voda fakturovaná domácnostem, resp. ostatním odběratelům, odkanalizovaná voda. SKP : 41 – voda, její úprava a rozvod, 90- odstraňování odpadních vod.

počet zpravodajských jednotek: asi 45 vodohospodářských organizací

charakter ceny: Realizační, smluvní ceny (bez vlastní spotřeby) určené pro vnitřní trh, bez DPH.

určení průměrné ceny: Prostým aritmetický průměr z cen zjištěných u daných organizací vodovodů a kanalizací. Pro výpočet individuálních a skupinových indexů včetně úhrnného indexu, je vypočteno stálé váhové schéma stanovené na základě struktury tržeb za vodné a stočné v roce 1999.

základní cenové období : prosinec 1999

poznámka: Index cen vodného (pitné vody) je součástí indexu cen průmyslových výrobců, proto není uváděn samostatně.

### **15. Index cen dovozu a vývozu**

četnost sledování : od roku 1993 do r. 1998 čtvrtletně

od r. 1998 měsíčně státním statistickým výkazem Ceny ZO 1-12

počet cenových reprezentantů : Od roku 2001 1420 vybraných reprezentantů za vývoz  
1200 reprezentantů za dovoz a váhových objemů realizace zahraničního obchodu r. 1999.

počet zpravodajských jednotek : cca 450 zpravodajských jednotek za vývoz  
cca 410 zpravodajských jednotek za dovoz.

charakter ceny : Při dovozu sledují ceny obchodní parity, při vývozu ceny Fco hranice ČR.

určení průměrné ceny: Pokud se s cenovým reprezentantem obchoduje ve více zemích, jde o vážený aritmetický průměr z cen docilovaných při nejvýznamnějších obchodních transakcích (vážených množstvím výrobků ve fyzických jednotkách) Ceny jsou přepočteny na Kč průměrným měsíčním měnovým kursem ČNB. Sledují se bez cla, DPH a bez spotřební daně.

Základní cenové období : průměrné ceny r. 1999.

### **16. Index světových cen průmyslových surovin a potravin ČSÚ**

četnost sledování : neuvedeno

od roku 1991 na základě burzovních záznamů o průměrných cenách vybraných komodit, které jsou kótovány na světových burzách.

od roku 2001 revidovaný index vypočtený na novém indexním schématu - struktura dovozu vybraných komodit do ČR za rok 1999. Údaje o světových cenách kovů a rud, ropy a zemního plynu, textilních surovin, kůží, kaučuku, potravin, olejů a dřeva jsou čerpány z denních burzovních záznamů. (Internet, Handelsblatt, Hospodářské noviny, Transgas),

počet cenových reprezentantů : 36 (komodity s vysokým objemem dovozu do ČR)

počet zpravodajských jednotek :

charakter ceny :

určení průměrné ceny: Cenové průměry u 36 položek jsou základem pro výpočet jednoduchých cenových indexů a agregátních indexů za 7 komoditních skupin.

Základní cenové období : průměrné ceny r. 1999.

### **17. Index cen vybraných druhů nemovitostí**

četnost sledování : ročně (přiznání k dani z převodu nemovitostí), databáze FÚ

počet cenových reprezentantů: z kategorií nemovitostí jen ty, pro které existuje dostatečný počet cenových údajů

počet zpravodajských jednotek: neuvedeno

charakter indexu: podíl dvou průměrných jednotkových skupin kupních cen ze dvou různých časových období.

určení průměrné ceny: prostý průměr prodejních cen (závislost cen na opotřebení je zřejmá).

základní cenové období: prosinec 1999

Dvěma používanými ekonomickými indexy z oblasti devizových rezerv, jsou

### **18. Indexy nominálního a reálného efektivního kurzu české koruny**

četnost sledování: měsíční (kursovní lístek ČNB, statistika MMF, publikace ČSÚ o zahraničním obchodě)

počet reprezentantů: 23 zemí s celkovým podílem na zahraničním obchodu ČR nad 90%.

počet zpravodajských jednotek: spotřebitelské ceny a ceny průmyslových výrobců 23 zemí.

charakter určení vah: 2 varianty: MMF: celkový obchodní obrat zahraničního obchodu ČR  
ECB: 4 komoditní skupiny zahraničního obratu ČR (skupiny 5-8 klasifikace OSN-SITC)<sup>8</sup>

určení reálného efektivního kurzu: vážený geometrický průměr. Index má tvar

$$P_{01}^{REER} = 100 \cdot \prod_{i=1}^n \left( \frac{S_{it}^*}{P_{it}^*} \right)^{w_i}, \text{ kde}$$

$S_{it}$  - bazický index koruny k měně  $i$  - tého obchodního partnera v období  $t$

$P_{it}$  - poměr bazického cenového indexu  $i$  - tého obchodního partnera v období  $t$  k bazickému cenovému indexu ČR v období  $t$ , přičemž bazický rok je stejný jako bazický rok při výpočtu  $S_{it}$ .

$w_i$  - normalizované váhy měny  $i$  - tého obchodního partnera.

Hodnoty  $P_{01}^{REER}$  nad 100 vyjadřují zhodnocení české koruny vůči koši vybraných měn za určité období oproti základnímu období (roku 2000) – tendence ke snižování konkurenceschopnosti země vůči základnímu období.

Hodnoty  $P_{01}^{REER}$  pod 100 vyjadřují znehodnocení české koruny vůči koši vybraných měn za určité období oproti základnímu období (roku 2000) – tendence ke zvyšování konkurenceschopnosti země vůči základnímu období.

základní cenové období: rok 2000.

<sup>8</sup> SITC : Standard International Trade Classification

### 8.2. 3 Zkreslení vznikající při měření inflace

Než přejdeme k podrobnější analýze zkreslení, zmiňme krátce otázku adekvátnosti volby komodit ve spotřebních koších základního a běžného období, jejichž množství a ceny jsou ve statistických zjišťováních porovnávány. Reprezentativnost spotřebního koše je dána právě výstižností výběru spotřebovaných kvantit zboží a služeb. Spotřeby a ceny statků průběžně a pravidelně sleduje statistický úřad resp. agentura. Ty musí přihlížet ke spontánnímu vývoji v poptávce a obsah spotřebního koše tomu přizpůsobovat: je nutné vypouštět položky, jejichž váha (daná objemem spotřeby) se sníží pod prahovou hodnotu, a naopak doplňovat komodity, u kterých objemy spotřeb vzrostly natolik, že vyvolaly potřebu zařazení do spotřebního koše.

Měření inflace je – přes veškeré úsilí statistických úřadů a agentur o objektivitu – téměř vždy zatíženo určitými nepřesnostmi, které mají dvě hlavní příčiny. Jednak statistická metodika uplatňovaná v praxi obvykle nezohledňuje veškeré aktuální teoretické poznatky o indexních číslech, jednak jsou odchylky pořizovaných údajů oproti skutečnosti způsobeny okolnostmi provázejícími vlastní ekonomický vývoj. Údaje o inflaci (*a to v zásadě v kterékoliv zemi*) jsou tedy obvykle zatíženy systematickými chybami. Ty můžeme kategorizovat např. takto :

**a) Zkreslení 1.typu (metodické, též elementární)** vzniká tehdy, jestliže *inflaci měříme jiným než neutrálním (optimálním) typem cenového indexního čísla*. Tím dochází k nad- nebo podhodnocování udávaných hodnot oproti skutečnosti v důsledku užití nevhodného matematického konstruktů. Z kapitoly 2 již víme, že Laspeyresův index skutečnou inflaci zpravidla nadhodnocuje, měření Paascheho indexem by ji naopak podhodnocovalo. Za neutrální lze vzít Fisherův či Walshův index. Vzniká tedy otázka, jak velké zkreslení může přinést užití méně vhodně inflaci vystihujících indexů Laspeyresova nebo Paascheho typu: Zobecníme-li empirické poznatky, lze vyslovit orientační závěr, že rozpětí mezi  $P_{01}^P$  a  $P_{01}^L$  až k hodnotě 2 procentních bodů není výjimečné; zkreslení způsobené vzetím Laspeyresova indexu oproti např. Fisherovu se tedy může blížit až k 1%. I při střízlivém pohledu musíme počítat s nadhodnocením v rozsahu o 0,4 – 0,8%.<sup>9</sup>

**b) Zkreslení 2.typu (substituční)** má svůj původ v tom, že užívaný (*Laspeyresův*) *cenový index nebere v úvahu substituční chování převážně většiny spotřebitelů*, kteří přesunují svou poptávku na komodity (pokud takové existují), u nichž došlo k nižšímu než k průměrnému cenovému růstu (popř. poklesu). Druhotně tím dochází k výdajovým úsporám na jejich straně. Substitute se může vztahovat k různým prodejním místům stejně jako k témuž v různých obdobích.

**c) Zkreslení 3.typu (kvalitativní, též inovační)** je dáno skutečností, že *technický pokrok přináší do spotřebního koše nové reprezentanty některých komoditních skupin s lepšími kvalitativními vlastnostmi* a tím s vyšší užitnou hodnotou ( tato se nemusí nutně projevit v růstu ceny , popř. cenové zvýšení může být nižší než zlepšení v kvalitě). Pokud bychom uplatnili hledisko souměřitelnosti užitkových hladin, dospěli bychom k nižší hodnotě inflace. Kvalitativní zvyšování často úzce souvisí s vlivem technického pokroku: u komoditních skupin, kde se technický pokrok uplatňuje poměrně málo (potraviny, energie, textil, nábytek), se změna kvality projevuje méně zřetelně (mohou se však uplatnit estetická či ekologická hlediska). U statků se silnou přítomností technického pokroku (spotřební elektronika, počítače zejména) je vliv velmi silný: s odstupem 5 let lze za stejnou cenu pořídit počítač s

<sup>9</sup> U průřezových dat, na kterých jsou založena mezinárodní cenová srovnání, však může být tento rozdíl ještě vyšší

několikanásobným výkonem. U aut se kromě vývoje designu uplatňují zejména prvky osobní bezpečnosti a palivové úspornosti.

**d) Zkreslení 4. typu (prodejní)** je způsobeno tím, že *ceny identických statků nejsou tvořeny v čase nebo v místě stabilním okruhem prodejců*, kteří by se řídili stejnými oceňovacími pravidly, nýbrž jsou poznamenány celkovým vývojem prodejní sítě. Zde pokračují tendence směřující k vytlačování malých a střední prodejců z trhu v důsledku cenového podbízení diskontních řetězců a přitažlivosti širokospektrální nabídky super- a hypermarketů. Jeden a tentýž výrobek je nakupován u různých prodejců za různé ceny.

V podstatě všechny uvedené okolnosti mají za následek, že vykazované hodnoty inflace jsou vyšší, než jak by je udávalo nestranné vyčíslení. Dopad ekonomického vývoje na kupní sílu obyvatelstva je tedy nižší než oficiálně udávaná hladina inflace.<sup>10</sup>

#### **ad a) Inflační zkreslení v důsledku metodiky uplatňování Laspeyresova indexu**

S ohledem na postavení Fisherova indexního čísla jako teoreticky nejcennějšího nástroje pro „věrné“ vyjádření spotřebitelského indexu životních nákladů, definoval E.Diewert v [\*\*\*] tzv. *elementární zkreslení* jako rozdíl mezi Laspeyresovým indexem  $P_{01}^L$  a hodnotou  $P_{01}^F$ , přičemž odvodil jeho přibližnou velikost jako vztah

$$(8.1) \quad B_1^L = P_{01}^L - P_{01}^F \cong 1/2 \cdot (1+r) \cdot \text{var}(\varepsilon) ,$$

kde

$r$  je míra inflace udávaná v CPI Laspeyresovým indexem; přičemž platí  $1+r = P_{01}^L$ .

$\text{var}(\varepsilon)$  je výběrový rozptyl procentuální změny v cenovém vektoru komodit .

K vyčíslení  $B_1^L$  (při znalosti  $r$ ) stačí tedy odhadnout hodnotu  $\text{var}(\varepsilon)$ : Dle empirických šetření je tato hodnota obvykle blízká 0,005.

Pro orientaci uveďme, že pro 3% inflaci dává vzorec (8.1) pro  $B_1^L$  hodnotu 0,002575, pro 6% hodnotu 0,00265. Je ostatně patrné, že zkreslení závisí daleko více na cenové variabilitě, než na hodnotě inflace. Pro situaci české ekonomiky by bylo zřejmě vhodné hodnotu  $\text{var}(\varepsilon)$  zvětšit až na 0,006-0,008. Výsledkem by pak (při 3% inflaci) bylo zkreslení  $B_1^L$  v rozmezí 0,3-0,4 %, které ještě spadá do obvyklého intervalu vychýlení Laspeyresova indexu.

#### **ad b) Inflační zkreslení v důsledku substitučního chování spotřebitelů**

Přirozený ekonomický běh věcí vede k obměně zboží a služeb, které jsou domácnostmi užívány. Je proto nutné, aby se tato skutečnost odrazila v aktualizaci položek spotřebního koše, na jehož základě se index životních nákladů vyhodnocuje. Hlavními podněty k této obměně jsou výskyt nových komodit, které se na trhu objevují, upouštění od užívání překonaných a zastaralých statků a služeb a též substituční procesy, které se odehrávají např. jako následek výraznějších změn v cenových relacích.

Substituční tendence vyvolané mj. též neproporčním cenovým vývojem se zřetelně projevíly v posledním desetiletí například ve stravě: zvyšování podílu lehkých mas (drůbežního a rybího) na úkor vžitých těžších mas (hovězí, vepřové) uplatňujících se v tradiční české kuchyni jsou dostatečně známé. Ne u všech komoditních skupin jsou ovšem tyto projevy tak zřetelné.

<sup>10</sup> Uveďme, že hodnoty průměrné roční inflace za období 1993-2002 v České republice činily podle publikovaných údajů o Laspeyresovým indexem měřeném CPI 6,14% u celkové inflace a 4,63% u čisté (jádrové) inflace.

Substituční procesy však nemusí probíhat vždy, dochází-li ke změně cen komodit: Mění-li se cena benzínu a ropy dlouhodobě proporcími způsobem (nechť se např. cena nafty pohybuje stabilně kolem 95% ceny benzínu), pak přechodem z benzínu na naftu (výměnou auta s benzínovým motorem za vozidlo s Diesellovým motorem) nemusí k žádné výrazné substituci dojít, neboť je třeba uvažovat též cenu vozidla/motoru. Při v posledním desetiletí silně nerovnoměrném vývoji cen paliv v ČR – uvažujeme-li elektřinu, plyn, uhlí a palivové dříví – bylo by možno substituci (přechodem k tradičním „nečistým“ palivům, jejichž cena vzrostla podstatně méně než elektřina a plyn) dosáhnout úspor v domácnosti v řádu až několika tisíců korun ročně. Je ovšem současně zřejmé, že zde působí i jiné faktory, jako jsou dlouholeté zvyklosti v preferenci čistých paliv stavící na ekologických zásadách a otopové pohodlí; obojí působí protisměrně oproti tendencím cenového vývoje.

Pokud jde o zjištění velikosti tohoto zkreslení (označíme ho  $B_2^L$ ) plynoucího ze zvyklostí domácností přesouvajících poptávku od více zdražovaných komodit k méně zdražovaným a zlevňovaným, lze k tomu uplatnit výraz analogický k (8.1), tedy

$$(8.2) \quad B_2^L \cong 1/2 \cdot (1+r) \cdot \text{var}(\eta) \quad , \text{ kde}$$

opět

$r$  je míra inflace udávaná v CPI Laspeyresovým indexem; přičemž i zde platí  $1+r = P_{01}^L$ .  
 $\text{var}(\eta)$  je výběrový rozptyl procentuální změny v cenovém vektoru substituovaných komodit.

Odhad velikosti  $\text{var}(\eta)$  je nesnadný, neboť okruh statků, u kterých vedou podstatnější cenové změny k nahrazování jinými statky, je různě početný v různých oddílech položek spotřebního koše – s jistotou nelze ani říci, zda je větší nebo menší než  $B_1^L$ .

S odkazem na obecná doporučení se však nedopustíme větší chyby, pokud jeho hodnotu stanovíme na přibližně stejné úrovni, tedy  $B_2^L \approx B_1^L$ .

#### **ad c) Inflační zkreslení v důsledku zlepšování kvalitativní úrovně statků**

Zastřené, u různých komodit velmi proměnlivé, nesnadno kvantifikovatelné ale v souhrnu nesporné zvyšování kvalitativní úrovně zboží a služeb nabízených na trhu je další příčinou, proč přijatý způsob měření CPI zkresluje výpověď o dopadu inflačního vývoje na životní úroveň domácností. Snahy o jeho aspoň přibližné vyčíslení vedly k formulaci výrazu, který dává možnost velikost tohoto zkreslení vyjádřit. Použijme vzorec, který definuje „věrný“ indexní výraz  $P_{01}^*$  (např. Fisherův) zahrnující tyto kvalitativní vlivy

$$(8.3) \quad P_{01}^* \cong (1-s)(1+r) + s(1+r)(1+e) \quad , \text{ kde nyní}$$

$s$  je podíl komodit, které byly nahrazeny (kvalitnějšími) novými  
 $e$  je procentuální zvýšení účinnosti u nových komoditních reprezentantů.  
 $r$  je opět míra inflace udávaná Laspeyresovým indexem

Zkreslení vzniklé neuvažováním změn kvalitativní úrovně statků je pak definováno jako

$$(8.4) \quad B_3^L = P_{01}^L - P_{01}^* = \frac{(1+r) \cdot s \cdot e}{1+e}$$

Pro výpočet hodnoty (8.4) by bylo v podmínkách české republiky nedávné a současné doby vhodnější volit čistou inflaci, neboť v hlavních položkách, které podléhaly či dosud podléhají deregulacím (plyn, elektřina, voda, nájemné) lze zaznamenat jen zanedbatelné kvalitativní změny ( a to jen díky mírnému zlepšení stavu bytového fondu v 90.letech ).

K přibližnému výpočtu hodnoty tohoto typu zkreslení bychom mohli užít odhad podílu nahrazovaných nových komoditních reprezentantů nanejvýš 0,12-0,15 (Diewert užil pro USA 90.let hodnotu 0,10), též proto, že v řadě komoditních skupin (potravin, paliva a energie zvláště) jsou inovace nulové či nepatrné. Vyšší hodnotu vezmeme z toho důvodu, že výchozí úroveň v USA byla nesporně vyšší než v ČR a k pozvolnému sblížení kvalitativní úrovně produktů nabízených na trzích obou zemí přece jen dochází. Za velikost  $e$  (roční %-míru kvalitativního zlepšení) lze snad přijmout 0,06 (opět o něco více než 0,05 v USA), se zdůvodněním sblížení dříve vzdálenějších výchozích hladin. Je přitom zřejmé, že pro některé komoditní skupiny (elektroniku a počítače zejména) by se tato (meziroční) hodnota mohla pohybovat až v řádu několika desetin. Výsledkem výpočtu dle (8.4) je zkreslení  $B_3^L$  rovné 0,0071, což lze považovat za realistickou hodnotu<sup>11</sup>.

#### **ad d) Inflační zkreslení v důsledku změn tržní situace/prodejních míst**

Cenu zboží či služby zařazované do spotřebního koše neudává – až na výjimky - jedno konkrétní prodejní místo. Na jejím určení se podílejí desítky až desetitisíce prodejců, kteří mají svobodnou volbu tuto cenu určovat (samozřejmě s přihlédnutím k výrobním nákladům tohoto výrobku resp. k jeho nákupní ceně dohodnuté s výrobcem).

Při posuzování cenového vývoje je nutno brát v úvahu, zvláště v posledním desetiletí, plynule rostoucí tržní podíl velkoprodejců (super-, hyper-, a diskontních marketů), jejichž pronikání na český tržní sektor započalo kolem roku 1993 a akcelerovalo zejména v letech 1996-1999. Odbytová strategie založená na maximálním možném stlačení prodejní ceny zboží (při udržení přijatelné vlastní marže a tlaku na snižování cen výrobců) má přirozeně dopad na ceny prodávaných výrobků, aniž by se nějak podstatněji měnily jejich užité vlastnosti: 0,5l láhev piva či 10dkg tabulka čokolády váží a chutná stejně bez ohledu na to, zda je koupíme ve venkovském koloniále nebo v supermarketu TESCO.

Expanze prodeje hypermarketů a diskontních obchodních řetězců (*velkoprodejců*) na úkor snížení tržního podílu klasického středního a drobného maloobchodu (*standardních prodejců*) zaznamenávaná v posledním desetiletí dosud nedosáhla saturační úrovně, ale lze předpokládat, že se k ní již postupně blíží. Pokud by v oficiálních statistikách nebylo přihlédnuto k narůstající váze tržního podílu velkoprodejců na celkové nabídce zboží a služeb, byla by vykazovaná inflace opět nadhodnocena. *Změna tržního podílu různých prodejních míst na celkovém prodeji* tedy vede k cenovým změnám, jejichž dopad na inflaci (ve smyslu snížení) může být citelný.

Lze-li zanedbat rozdíly v poskytovaných službách (ve prospěch supermarketů mluví mj. širší a rychlost obměny sortimentu, v neprospěch pak odosobnění prodeje a často nulové poradenské schopnosti personálu) poskytovaných *velkoprodejců*, pak je rozumným pojetím „věrného“ indexu (opět značeného<sup>12</sup>) průměrný index placený spotřebitelem za všechny prodejce – viz Reinsdorf [\*\*], Hill [1993] a Diewert [5]. V tomto případě přibližně platí, že

$$(8.5) \quad P_{01}^* = (1-s)(1+r) + s(1+r)(1-d) \quad ,$$

kde

$(1+r) = P_{01}^L$  je cenový index pro *standardní prodejce* v běžném období.

$s$  je tržní podíl, který zaujímají *velkoprodejci* v současnosti

$d$  je průměrná procentuální sleva na marži *velkoprodejců* oproti *standardním prodejcům*.

<sup>11</sup> Diewert v [\*\*\*\*] udává pro USA hodnotu 0,49, údaj Boskinovy komise pak 0,40 procentního bodu.

<sup>12</sup> Okruh statků s regulovanými cenami nebyl nijak ztlačován procesem vytlačování *standardních prodejců* dotčen.



Vzorec (8.5) v podstatě říká, že při zohlednění zvyšujícího se tržního podílu *velkoprodejců* je nutno vážit Laspeyresův inflační index změnou jejich tržního podílu a procentuální peněžní úsporou oproti *standardním prodejčům* vyplývající z této tendence. Pro tento případ je agregační zkreslení z tohoto titulu definováno vztahem

$$(8.6) \quad B_4^L = P_{01}^L - P_{01}^* \cong (1+r).s.d$$

Pokud by se podíl *velkoprodejců* v čase podstatně neměnil, není důvod k zohledňování tohoto faktoru při výpočtu inflačního zkreslení. Skutečnost posledních 10 let byla však v České republice podstatně jiná a tržní podíl hypermarketů a diskontních řetězců neustále stoupá.<sup>13</sup>

Hrubý odhad tohoto vlivu pro Českou republiku (*s omezením toliko na zboží a služby dostupné v supermarketech a v diskontech*), kdy vyjdeme z 4,63% průměrné roční čisté inflace nebo z 6,14% průměrné roční celkové inflace, dále z odhadu diskontní slevy *velkoprodejců* oproti *standardním* zhruba na úrovni 15% a z tendence průměrného ročního „vytěšňování“ *standardních prodejčů velkoprodejců* na 3%, vede podle (8.6) k hodnotě  $B_4^L = 0,0048$ , což je 0,5%-ní průměrné roční nadhodnocení úředně publikovaného indexu.<sup>14</sup>

Z povahy věci je patrné, že tento druh inflačního zkreslení má v čase konečnou působnost : po případném pokrytí celého trhu všemi *velkoprodejci* ( což je nicméně jen hypotetická možnost), by se jeho efekt vyčerpal. Pro případ České republiky lze proto očekávat přece jen postupnou saturaci obchodní síly *velkoprodejců* v dohledných letech a následné odeznění dopadů tohoto zkreslení (čimž ovšem není řečeno, že se v budoucnu nemusí objevit jiný faktor srovnatelné povahy, např. v případě extenze internetového obchodování).

Shrneme-li dopady všech výše uvedených typů zkreslení, vesměs působících ve směru snížení publikované inflace, dospějeme k hodnotám 1,44, resp. 2,15 procentního bodu (u čisté resp. celkové inflace). V cenovém vývoji české ekonomiky přelomu 20. a 21. století se uváděné faktory projeví všechny. S ohledem na přijatou metodiku ČSÚ a na identifikované hodnoty substitučních zkreslení lze tedy dovodit, že skutečný inflační dopad na většinu populace v letech 1993-2002 v České republice byl ročně nejméně o 1,5% nižší, než jak ho vyčísluje uváděný CPI ukazatel. Zejména v letech, kdy registrovaná inflace byla udávána ve vyšších % hodnotách (cca nad 6 procent), nebyl inflační dopad na obyvatelstvo tak silný, jak by se dalo na první pohled soudit z publikovaných hodnot inflace.

Otázka, jak silné jsou dopady substitučního chování obyvatel průmyslově vyspělých států, byla dlouho předmětem dohadů. V samotných USA byla teprve v roce 1996 ustavena nevelká výzkumná skupina (známá pod názvem *Boskinova komise*), jejímž úkolem bylo systematicky se začít zabývat, jak substituční procesy probíhají a jak silně se zkreslením projevují. Přední současný teoretik působící v oblasti indexních čísel, prof. Erwin Diewert ve svém článku [\*\*\*\*] zhodnotil přínos činnosti této komise jako „nejúsporněji vynaložených pouze 200.000 USS, které FED – statistický úřad USA v posledních desetiletích vynaložil“. Sám ve svém článku [\*\*\*\*] podal první zásadní příspěvek k vyjasnění hypotézy, kterou mnoho ekonomů sice tušilo, avšak k jejímuž ověření nebyl vyvinut příslušný metodologický aparát ani tímto směrem nebyly zaměřeny empirické studie: jak velké je inflační nadhodnocení z důvodu

<sup>13</sup> Z dostupných informací agentur zabývajících se výzkumem trhu, např. INCOMA Research s.r.o., Zlín lze vyvodit, že v letech 1993-1997 činil průměrný roční nárůst obrátu *velkoprodejců* 28,1 %, v letech 1997-2000 dokonce 35,7 %, a v období 2000-2002 11,3 % měřeno vývojem 10 největších obchodních skupin působících v ČR v období 1993-2002. Roční průměrný nárůst tržeb za období 1993-2002 takto představoval 26,6%.

<sup>14</sup> E.Diewert dospěl pro Spojené státy 90.let k hodnotě tohoto zkreslení ve výši 0,41%, zatímco pro totéž období i zemi poskytla Boskinova komise konzervativní odhad jen 0,1%.

nepostížení substitučního chování spotřebitelů, latentní zvyšování užitné hodnoty výrobků (zejména počítače, elektronika, osobní vozidla)

### 8.3 Burzovní indexy

Druhou oblastí, kde se v ekonomii setkáváme s indexní terminologií, jsou indexy burzovní. V každé zemi, kde se rozvinul burzovní systém, se vytvořilo několik až několik desítek burzovních indexů, zpravidla vázaných k jedné konkrétní akciové příp. i komoditní burze.

Předtím, než některé z nich zmíníme, musíme připomenout, že pojem *burzovní index* není sám o sobě indexním číslem v pravém slova smyslu. Jde vždy jen o jeden agregátní výraz vystupující (samostatně buď v čitateli nebo jmenovateli) v „klasickém“ indexním čísle. Indexní číslo ve smyslu předchozích kapitol tohoto textu by bylo představováno až podílem dvou hodnot burzovního indexu - např. podílem hodnot indexu *PX50* ve dvou okamžicích, řekněme při ukončení obchodování ve dnech 29.11.2003 a 30.11.2003.

#### 8.3.1 Principy konstrukce burzovních indexů

#### 8.3.2 České burzovní indexy

V České republice jsou nejznámějšími burzovními indexy *PX50* a *PK30*, které vznikly prakticky souběžně se započatím obchodování na pražské burze v r. 1993.

*Index PX50* je základním indikátorem vývoje pražské burzy. Poprvé byl vyčíslen 7.9.1993. Od tohoto data je sledován v souvislé téměř denní časové řadě. Metodologie jeho konstrukce staví na zásadách daných IFC<sup>15</sup>. V indexu se promítají tzv. *faktorem zřetězení* (*nezaměňovat však s operací zřetězení popsanou ve 2.kapitole*) cenové pohyby bazických emisí. Index je od dubna 1999 vypočítáván průběžně v intervalu 5 minut během doby obchodování ve SPAD, tj. od 9.30 do 16.00 hodin. U emisí nezařazených do SPAD se do stanovení akční ceny používají závěrečné kursy z předchozího burzovního dne a po stanovení aukční ceny zohledňují tyto ceny, resp. ceny posledních obchodů v kontinuálním režimu v případě uzavření obchodu v tomto segmentu.

<i>Index</i>	<i>PK30</i>	byl	poprvé	spočten
.....				

#### 8.3.3 Vybrané zahraniční burzovní indexy

Převezmeme-li informace zveřejněné ve 12 čísle časopisu *Ekonom ročníku* 1994, můžeme konstatovat, že ani metodika výpočtů burzovních indexů nepřekročila teoretické znalosti o indexních číslech známé již na přelomu 19. a 20. století. Zajímavé je, že v aspektech, který ze způsobů průměrování je v které zemi užíván, hraje významnou roli místní tradice, resp. geografická poloha země. Středoevropské země, jejichž typickým představitelem je Německo (ale také Česká republika) se přidržují uplatnění agregování „Laspeyresova typu“, zatímco u zaoceánských států (Kanada, Japonsko, zčásti Spojené státy, ale též Francie) preferují vážení „Paascheho způsobem“.<sup>16</sup>

### 8.4 Strukturní vztahy mezi některými indexy - dodatek

<sup>15</sup> zkratka z *International Finance Corporation*

<sup>16</sup> Rozlišujeme zde agregáty typu  $\sum p_i(1)q_i(0)$  od agregátů  $\sum p_i(1)q_i(1)$

Víme již, že mezi průměry „tétož typu“ existují nerovnosti vyplývající z obecných vztahů mezi středními hodnotami: Jevonsův index je vždy menší než Carliho/Sauerbeckův, pokud je aspoň jeden z cenových poměrů  $p_i(1)/p_i(0)$  odlišný od ostatních. Lze však také nalézt další zajímavé souvislosti mezi indexy jinými :

Nejprve odvodíme vztah mezi (jinak málo užívaným) Dutotovým indexem<sup>17</sup> a indexem Carliho/Sauerbeckovým : Definujme pro tento účel nejprve následující veličiny

$$\bar{p}(0) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N p_i(0) \quad \bar{p}(1) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N p_i(1)$$

neboli střední či průměrné (aritmetickým průměrem vyjádřené) ceny komodit v základním  $p(0)$  a běžném  $p(1)$  období. Definujme *multiplikativní* odchylku  $i - té$  ceny v každém z obou období od střední ceny v tomto období:

$$p_i(0) = \bar{p}(0)(1 + e_i(0)), \quad \text{resp.} \quad p_i(1) = \bar{p}(1)(1 + e_i(1)), \quad (8.11)$$

Pro tyto odchylky zřejmě platí : 
$$\sum_{i=1}^N e_i(0) = \sum_{i=1}^N \left( \frac{p_i(0)}{\bar{p}(0)} - 1 \right) = \frac{1}{\bar{p}(0)} \cdot \sum_{i=1}^N p_i(0) - N = 0 \quad (8.12)$$

a stejně tak pro běžné období 
$$\sum_{i=1}^N e_i(1) = 0.$$

Dutotův index lze zřejmě v této notaci zapsat jednoduše jako podíl  $P_{01}^D = \bar{p}(1)/\bar{p}(0)$ .

Dosadíme-li dále obě definiční identity ( 8.11 ) do výrazu pro Jevonsův index, dostaneme :

$$P_{01}^J = \prod_{i=1}^N \sqrt{\frac{\bar{p}(1) \cdot (1 + e_i(1))}{\bar{p}(0) \cdot (1 + e_i(0))}} = \frac{\bar{p}(1)}{\bar{p}(0)} \cdot \prod_{i=1}^N \sqrt{\frac{(1 + e_i(1))}{(1 + e_i(0))}} = P_{01}^D \cdot h(e^0, e^1), \quad \text{, kde výraz}$$

$$h(e(0), e(1)) = \prod_{i=1}^N \sqrt{\frac{(1 + e_i(1))}{(1 + e_i(0))}}$$

(8.13)

Zápisem (8.13) máme tedy vyjádřen vztah mezi Dutotovým a Jevonsovým indexním číslem.

Vyjáďřeme nyní výraz pro  $P_{01}^J$  pomocí Taylorova rozvoje s omezením na členy do 2. řádu včetně. Dostaneme :

$$P_{01}^J = P_{01}^D [1 + (1/2.N) \cdot e(0) \cdot e(0) - (1/2.N) \cdot e(1) \cdot e(1)] = P_{01}^D [1 + (1/2.N) \cdot \text{var } e(0) - (1/2.N) \cdot \text{var } e(1)]$$

kde  $\text{var } e(0)$ , *resp.*  $\text{var } e(1)$  jsou rozptyly multiplikativních odchylek pro období 0 *resp.* 1. , neboť

$$\text{var}(e(0)) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (e_i(0) - \bar{e}(0))^2 = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N e_i(0)^2 = \frac{1}{N} e(0) \cdot e(0)$$

(8.14)

v důsledku toho, že dle (8.12) je  $\bar{e}(0) = 0, \bar{e}(1) = 0$ .

<sup>17</sup> Definice zde uváděných indexů viz část 2.\*\*\*\*.

Za „obvyklých“ podmínek, jimiž rozumíme situaci, kdy odchylky cenových poměrů  $p_i(1)/p_i(0)$  od jejich středních hodnot jsou v každém období přibližně konstantní, bude tedy Jevonsův index aproximovat Dutotův index (přinejmenším) do druhého řádu včetně.

Také některé jiné elementární (nevážené) indexní formule jsou agregátními funkcemi  $N$  cenových poměrů  $p_i(1)/p_i(0)$ . Tato skutečnost umožňuje vyvodit určité aproximační vztahy mezi čtyřmi elementárními indexy  $P_{01}^J, P_{01}^D, P_{01}^S, P_{01}^{CSWD}$ <sup>18</sup>.

Ve vztahu k (2.\*\*\*) definujeme nejprve  $i$ -tou relativní cenu jako podíl

$$r_i = \frac{p_i(1)}{p_i(0)}, i = 1, 2, \dots, N$$

Víme, že aritmetickým průměrem těchto  $N$  cenových poměrů je Sauerbeckův index  $P_{01}^S$ . Jestliže dále definujeme  $e_i$  jako odchylku  $i$ -té relativní ceny od aritmetického průměru  $\bar{r}$  těchto  $N$  relativních cen

$$r_i = \bar{r} \cdot (1 + e_i) \text{ pro } i = 1, 2, \dots, N$$

(8.5)

Všimněme si, že rovnice (8.5) znamenají, že je součet těchto odchylek nulový :

$$\sum_{i=1}^N e_i = 0$$

Pokud dosadíme (8.5) do definic známých indexů  $P_{01}^S, P_{01}^J, P_{01}^H, P_{01}^{CSWD}$ , dostaneme

$$P_{01}^S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_i = \bar{r} \cdot 1 = \bar{r} \cdot h^S(e)$$

(8.6a)

$$P_{01}^J = \prod_{i=1}^N \sqrt[N]{r_i} = \bar{r} \cdot \prod_{i=1}^N \sqrt[N]{1 + e_i} = \bar{r} \cdot h^J(e)$$

(8.6b)

$$P_{01}^H = \left[ \sum_{i=1}^N \frac{1}{T} (r_i)^{-1} \right]^{-1} = \bar{r} \cdot \left[ \sum_{i=1}^N \frac{1}{T} (1 + e_i)^{-1} \right]^{-1} = \bar{r} \cdot h^H(e) \quad (8.6c)$$

$$P_{01}^{CSWD} = \sqrt{P_{01}^S \cdot P_{01}^H} = \bar{r} \cdot \sqrt{h^S(e) \cdot h^H(e)} = \bar{r} \cdot h^{CSWD}(e) \quad , \quad (8.6d)$$

kde vždy poslední identita těchto vztahů definuje funkci odchylek  $h(\cdot)$ . Aproximace Taylorovými rozvoji do 2.řádu včetně (provedenými kolem bodu  $e = 0_M$ ) vedou k těmto vyjádřením:

$$h^S(e) = 1$$

(8.7a)

<sup>18</sup> Index zde značený  $P_{01}^{CSWD}$  Carruthersův-Selwoodův-Wardův-Dalénův je definován jako geometrický průměr aritmetického a harmonického průměru (jde o prosté průměry)

$$h^J(e) = 1 - (1/2.N).e.e = 1 - (1/2)\text{var}(e)$$

(8.7b)

$$h^H(e) = 1 - (1/N).e.e = 1 - \text{var}(e)$$

(8.7c)

$$h^{CSWD}(e) = 1 - (1/2.N).e.e = 1 - (1/2)\text{var}(e)$$

(8.7d)

Sauerbeckův index  $P_{01}^S$  (posuzováno aproximacemi do 2.řádu včetně) bude svou hodnotou větší než Jevonsův a CSWD-indexy, které jsou oba menší o  $\bar{r}$ -krát polovinu rozptylu  $N - tice$  cenových poměrů  $p_i(1)/p_i(0)$ . Podobně bude (při omezení se na aproximaci do 2. řádu včetně) harmonický průměr  $P_{01}^H$  ležet mezi Jevonsovým a CSWD-indexem, jelikož je vůči nim menší o další  $\bar{r}$ -krát polovinu rozptylu  $N - tice$  podílových cenových změn  $p_i(1)/p_i(0)$ .

Co do empirických hodnot by se tedy dalo očekávat, že Jevonsův a Carruthersův index si budou hodnotami vzájemně velmi blízko. S užitím předchozích aproximací lze očekávat, že i Dutotův index  $P_{01}^D$  bude rovněž velmi blízko jak  $P_{01}^J$ , tak  $P_{01}^{CSWD}$  s nějakými odchylkami přes čas jako výsledek měnících se rozptylů vektorů odchylek  $e(0), e(1)$  v periodách 0,1. Lze tedy očekávat, že tyto tři elementární indexy poskytnou v empirických aplikacích přibližně totéž vyhodnocení. V kontrastu k této trojici bude hodnota Sauerbeckova indexu ležet zřetelně výše než zmíněné tři indexy, přičemž míra této divergence poroste, pokud se bude rozptyl  $N - tice$  relativních cen zvyšovat. Podobně lze očekávat, že i harmonický průměr  $P_{01}^H$  bude ležet podstatně níže, než uvedené tři „střední indexy“, kdy opět stupeň tohoto odchýlení bude narůstat se zvětšujícím se rozptylem  $N - tice$  relativních cen.

Určité pokusy o vyhodnocení velikosti těchto zkreslení byly učiněny až v posledním desetiletí. Předchozí závěry o vztazích mezi neváženými (elementárními) indexy lze ilustrovat na jednoduchém příkladě, z něhož bude aspoň trochu patrné, s jakými odchylkami lze v konkrétních aplikačních úlohách počítat. Připomeňme však, že pokud jde o indexy tohoto typu, nelze jimi nijak postihnout vliv dopadu cenových změn na spotřební chování populace tak, jako je tomu u indexů vážených, kde jsme ve 2.kapitole textu pomocí Bortkiewiczova poměru vyšetřovali příslušné vztahy. Hodnoty nevážených indexů nejsou změnami ve spotřebách nijak dotčeny.

Předpokládejme, že máme pouze 3 komodity s jednotkovými cenami v základním období  $p_1(0) = p_2(0) = p_3(0) = 1.$ , přičemž každá z těchto komodit má stejný podíl na trhu daný výdajovými účastmi  $s_1(0) = s_2(0) = s_3(0) = 1/3$ . Předpokládejme dále, že v běžném období se cena první komodity nezmění, cena druhé komodity vzroste na hodnotu  $(1+r)$ , u třetí poklesne na hodnotu  $(1+r)^{-1}$ . Průměrná cenová změna, pokud bychom ji měřili Jevonsovým indexem, je neutrální (hodnota 1).

Hodnoty nevážených elementárních indexních čísel lze nyní vyjádřit tímto výčtem :

$$P_{01}^J = (1+r).1.(1+r)^{-1} = 1 = h^J(r)$$

$$P_{01}^S = 1/3.(1+r) + 1/3 + 1/3.(1+r)^{-1} = h^S(r)$$

$$P_{01}^H = \left[ \frac{1}{3} \cdot (1+r)^{-1} + \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \cdot (1+r)^{-1} \right] = h^H(r)$$

$$P_{01}^{CSWD} = \sqrt{P_{01}^A \cdot P_{01}^H} = h^{CSWD}(r)$$

$$P_{01}^D = \frac{1}{3} \cdot (1+r) + \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \cdot (1+r)^{-1} = h^D(r)$$

V tomto konkrétním umělém příkladě dochází ke shodě Dutotova a Sauerbeckova indexu. Taylorovy rozvoje do 2. řádu včetně u těchto elementárních indexů vedou k těmto aproximacím :

$$h^J(r) = 1, \quad h^S(r) = 1 + (1/3)r^2, \quad h^H(r) = 1 - (1/3)r^2, \quad h^{CSWD}(r) = 1, \quad h^D(r) = 1 + (1/3)r^2$$

Odtud plyne, že Jevonsův a CSWD index budou zhruba rovny 1, Sauerbeckův a Dutotův index budou o něco větší než 1 a (pouze) harmonický index bude o něco menší než 1. Poznamenejme, že aproximace do 1. řádu pomocí Taylorovými rozvoji by k diferenciaci nestačila, protože tyto aproximace pro všechny tři indexy vedou k jedničkovým hodnotám.

Pro srovnání ještě uveďme příslušné hodnoty pro Laspeyresův, Paascheho a Fisherův index :

$$P_{01}^L = \frac{1}{3} \cdot (1+r) + \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \cdot (1+r)^{-1} = h^L(r)$$

$$P_{01}^P = \left[ \frac{1}{3} - \sigma \right] \cdot (1+r) + \frac{1}{3} + \left[ \frac{1}{3} + \sigma \right] \cdot (1+r)^{-1} = h^P(r)$$

$$P_{01}^F = \sqrt{P_{01}^L \cdot P_{01}^P} = h^F(r)$$

Aproximace do 1. řádu včetně (okolo hodnoty  $r = 1$ ) zde však již budou odlišné :

$$h^L(r) = 1 ; \quad h^P(r) = 1 - 2\sigma \cdot r ; \quad h^F(r) = 1 - \sigma \cdot r$$

Pořadí tedy odpovídá známým nerovnostem mezi těmito třemi indexy, přičemž je dále patrné, že Fisherův index (aproximující nejlépe všechny uvedené nevážené indexy) bude hodnotou nižší než tyto, a to o rozdíl  $\sigma \cdot r$ . Obráceně posuzováno, všechny nevážené indexy budou vychýleny směrem nahoru s mírou vychýlení právě rovnou  $\sigma \cdot r$ .