

1. Klasická indexní čísla

1.1. Průměry jako prostředek formulace indexních čísel

Vůbec první konstrukt, který lze považovat za "indexní číslo" uvedl Francouz Charles de Ferrare Dutot [1738] jako prostý podíl zprůměrovaných cen komodit v běžném a v základním období, tj. výraz

$$\frac{\sum p_i(1)}{N} / \frac{\sum p_i(0)}{N}$$

O více než století později tři představitelé moderní formalizované ekonomie Stanley W. Jevons [1865], Francis Y. Edgeworth [1881] a Alfred Marshall [1887] se snažili nalézt objektivní hlediska, jak řešit formulovaný problém rigorózně, s použitím nemnoha tehdy známých výsledků statistické analýzy. Několik málo v té době známých konstruktů bylo založeno na prostých nebo vážených průměrech (aritmetickém či geometrickém) a úlohou bylo vyšetřit, které vlastnosti přisoudit indexnímu číslo jako nutné a pokusit se zdůvodnit návrhy IČ čísel ve světle chování ekonomické reality.

Byla přitom vyslovena úvaha: Za normálního stavu by se cenový vývoj ekonomického komplexu měl odehrávat tak, že změna (obvykle vzestup) ceny jedné z uvažovaných komodit mezi dvěma obdobími by měl být postupně provázen analogickou změnou (vzestupem) cen ostatních komodit. Tím by mělo dojít (připustíme malé časové zpoždění) k (téměř) proporční změně cen všech uvažovaných komodit mezi těmito obdobími. Edgeworth a Jevons vyslovili tezi, že nepravidelnosti, které v realitě u (nestejného) vývoje cen komodit pozorujeme, jsou způsobeny (kromě zpoždění) především chybami v pozorování hodnot (cen) příslušného statistického souboru*.

Tehdy jimi zastávaný názor vycházel z úvahy, že na vektor podílových změn cen

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

lze pohlížet jako na konečnou množinu realizací náhodné veličiny X "všeobecná cenová změna", a že každý konkrétně vyšetřovaný soubor podílových cenových změn $p_i(1) / p_i(0)$ má charakter náhodného výběru, jehož prvky jsou vzájemně nezávislé a stejně (zpravidla symetricky) rozdělené. Přitažlivost tohoto nazírání byla podložena statistickými vývody, neboť skutečně platí, že:

Tvrzení 1 Jsou-li složky náhodného vektoru $x = (x_1, x_2, \dots, x_N)$ nezávisle a stejně normálně rozděleny $N(\mu; \delta^2)$, pak nestrannou odhadovou funkcí střední hodnoty μ získanou metodou maximální věrohodnosti je aritmetický průměr prvků výběrového souboru $\bar{x}^A = \sum_{i=1}^N x_i / N$.

Tvrzení 2 jsou-li složky náhodného vektoru $x = (x_1, x_2, \dots, x_N)$ nezávisle a stejně rozděleny logaritmicke-normálně $LN(\mu, \sigma^2)$, pak nestrannou odhadovou funkcí (získanou metodou maximální věrohodnosti) střední hodnoty μ je prostý geometrický průměr prvků výběrového

souboru $\bar{x}^G = \sqrt[N]{\prod_{i=1}^N x_i}$.

ověření Tvzení 1:

Věrohodnostní funkce N-rozměrného vektoru *nezávislých normálně rozdělených* n.v. má tvar

$$f(x; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi)^{N/2} \sigma^N} \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad \text{pro } x \approx N(\mu; \sigma^2 I_N).$$

Logaritmovaná věrohodnostní funkce tohoto rozdělení má tvar

$$\tilde{L}(\mu, \sigma^2; x) = \ln L(\mu, \sigma^2; x) = -\frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2$$

Minimalizační podmínka vzhledem k určení *nestranného ML-odhadu střední hodnoty* μ je

$$\frac{\partial \tilde{L}(\mu, \sigma^2; x)}{\partial \mu} = \frac{\partial \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 \right]}{\partial \mu} = -\frac{1}{2\sigma^2} \cdot \frac{\partial \left[\sum_{i=1}^N x_i^2 - 2\mu \sum_{i=1}^N x_i + N\mu^2 \right]}{\partial \mu} = 0$$

Odtud dostaneme podmínku $-\frac{1}{2\sigma^2} \left[-2 \sum_{i=1}^N x_i + 2N\mu \right] = 0$ a po zřejmé úpravě pak $\tilde{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N}$ □.

ověření Tvzení 2:

Věrohodnostní funkce N-rozměrného vektoru *nezávislých log-normálně rozdělených* n.v. má tvar

$$f(x) = \frac{1}{(2\pi)^{N/2} \sigma^N \prod_{i=1}^N x_i} \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^N (\ln x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad \text{pro } x \approx LN(\mu; \sigma^2 I_N)$$

Logaritmovaná věrohodnostní funkce tohoto rozdělení má tvar

$$\tilde{L}(\mu, \sigma^2; x) = \ln L(\mu, \sigma^2; x) = -\frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln \sigma^2 - \sum_{i=1}^N \ln x_i - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (\ln x_i - \mu)^2$$

Minimalizační podmínka pro určení *maximálně věrohodného odhadu střední hodnoty* μ je

$$\frac{\partial \tilde{L}(\mu, \sigma^2; x)}{\partial \mu} = \frac{\partial \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (\ln x_i - \mu)^2 \right]}{\partial \mu} = -\frac{1}{2\sigma^2} \cdot \frac{\partial \left[\sum_{i=1}^N \ln^2 x_i - 2\mu \sum_{i=1}^N \ln x_i + N\mu^2 \right]}{\partial \mu} = 0$$

Derivací dostaneme podmínku $-\frac{1}{2\sigma^2} \left[-2 \sum_{i=1}^N \ln x_i + 2N\mu \right] = 0$ neboli $-2 \sum_{i=1}^N \ln x_i + 2N\mu = 0$,

Odtud $N\mu = \sum_{i=1}^N \ln x_i$ a závěrečnou úpravou $\tilde{\mu} = \ln \mu^* = \frac{\sum_{i=1}^N \ln x_i}{N} = \frac{\ln \left(\prod_{i=1}^N x_i \right)}{N} = \ln \left(\prod_{i=1}^N x_i \right)^{1/N}$.

Následně $\mu^* = \exp \left[\ln \left(\prod_{i=1}^N x_i \right)^{1/N} \right] = \left(\prod_{i=1}^N x_i \right)^{1/N}$ □.

V **Edgeworthově pohledu** (též nazývaném **varianta stochastického standardního přístupu**) lze zaznamenat snahu po vyjádření přesnosti měření individuálních cenových změn adekvátním váhovým vektorem. Na druhé straně je však tímto přesnosti měření přikládán význam nesouvisející s tím, jaká je významnost komodity v analyzovaném spotřebním koši (vyjádřená např. objemem její spotřeby).

Přes inspirativnost byl nicméně záhy tento přístup odmítnut pro přílišné znásilnění ekonomické reality ve prospěch uvedeného teoreticko-statistického schématu. Jak později ukázali **A.L.Bowley** a **J.M.Keynes**, odporují tomuto pohledu jak empirické tak teoretické důvody: **Empirická šetření nedala za pravdu domněnkám o normalitě, příp. logaritmické normalitě ani o symetrii rozdělení cenových poměrů** (až snad na ojedinělé případy). Podobně, **reálné projevy cenového vývoje různých komodit jsou charakteristické tím, že vývoj cen určité skupiny komodit se zpravidla (v krátkém či delším horizontu) systematicky liší od vývoje cen jiné skupiny** (v závislosti např. na substitučních aspektech) a **ke sblížení trendů nemusí dojít ani po velmi dlouhém období**. Zde hraje zřejmou úlohu provázanost cen se spotřebou charakteristická pro prostředí všeobecné ekonomické rovnováhy: **ceny či jejich podíly nejsou v ekonomickém prostředí rozděleny náhodně**.

Edgeworthův přístup udává nicméně základní motivaci pro racionální konstrukci indexního čísla tím, že usiluje o **vystižení "střední cenové změny"** nějakým rozumným **průměrováním podílů** $\frac{p_i(1)}{p_i(0)}$.

Přirozeným způsobem, jak zlepšit vlastnosti průměrování podílů $\frac{p_i(1)}{p_i(0)}$, je **použití**

vážených typů průměrů. Přitom můžeme volit jednak z několika typů průměrování, jednak z více možných výběrů vah α_i , které slouží jako míra ohodnocení významnosti jednotlivé komodity (z hlediska ceny či kvantity) na celkovém agregátním vyjádření.

Máme-li např. **čtyři základní typy průměrů** (aritmetický, geometrický, harmonický a kvadratický), lze dospět ke čtyřem použitelným agregujícím konstruktům :

A. Indexní čísla založená na aritmetickém průměru:
$$P_{01}^A = \sum_{i=1}^N \alpha_i \cdot \frac{p_i(1)}{p_i(0)}$$

B. Indexní čísla založená na geometrickém průměru:
$$P_{01}^G = \prod_{i=1}^N \left(\frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right)^{\alpha_i}$$

C. Indexní čísla vycházející z harmonického průměru:
$$\frac{1}{P_{01}^H} = \sum_{i=1}^N \alpha_i \cdot \left(\frac{p_i(0)}{p_i(1)} \right)$$

D. Indexní čísla založená na kvadratickém průměru:
$$P_{01}^Q = \sqrt{\sum_{i=1}^N \alpha_i \cdot \left(\frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right)^2}$$

Prosté průměry, z nichž se některým též dostalo specifického pojmenování (při operování

s podílovými cenovými změnami), dostaneme z vážených volbou rovnoměrných vah tj. při $\alpha_i = 1/N$. Kvadratický průměr se oproti ostatním používá v prostředí indexních čísel řídce.

Pro váhy α_i budeme předpokládat standardní omezení spočívající v jejich **nezápornosti** (s ohledem na přijímanou nezápornost kvantit a kladnost cen) a dále **v tom, že jejich součet** (uvažovaný přes všech N komodit) je **jedničkový**, tzn. požadujeme

$$\alpha_i \geq 0 \quad \text{a} \quad \sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$$

Použitelnými způsoby vyjádření odlišnosti váhového podílu každé komodity na celkovém agregátním komplexu jsou např. volby vah následujících typů:

$$\alpha_i = \frac{q_i(*)}{\sum_{i=1}^N q_i(*)}$$

$$\alpha_i = \frac{p_i(0) \cdot q_i(*)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(*)}$$

$$\alpha_i = \frac{p_i(1) \cdot q_i(*)}{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(*)}$$

Z obecné teorie středních hodnot vyplývá, že pro libovolnou n-tici nezáporných čísel platí **nerovnosti pro vztahy mezi průměry** (prostými i váženými)

$$P_{01}^H \leq P_{01}^G \leq P_{01}^A \leq P_{01}^Q$$

Všechny tyto průměry lze totiž zapsat jako zvláštní formy obecného výrazu pro střední hodnotu řádu ρ .

Tuto **obecnou střední hodnotu lze** pro průměry prostého typu **vyjádřit výrazem**

$$P^{\rho}_{01} = \left(\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N \left(\frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right)^{\rho} \right)^{1/\rho}$$

resp. **pro průměry váženého typu** ji lze zapsat analogicky jako

$$\alpha P^{\rho}_{01} = \left(\sum_{i=1}^N \alpha_i \left(\frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right)^{\rho} \right)^{1/\rho}$$

Aritmetický průměr je zvláštním případem obecné střední hodnoty při volbě $\rho = 1$, kvadratický průměr při volbě $\rho = 2$, harmonický průměr obdržíme při dosazení $\rho = -1$. Geometrický průměr je limitním případem obecné střední hodnoty řádu ρ , pokud se hodnota ρ limitně blíží k 0. Vzorce platí jak pro prosté, tak pro vážené průměry, pokud váhy splňují podmínky $\alpha_i \geq 0, \sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$ – platnost se zachovává i při určitém uvolnění podmínek. Platí totiž tzv. **Schlömilchova nerovnost¹**

Pro jakékoliv dvě střední hodnoty řádů r,s s nerovností řádů, tj. např. $r < s$, platí

$$\text{nerovnost} \quad P_{01}^r < P_{01}^s \quad \text{resp.} \quad \alpha P_{01}^r < \alpha P_{01}^s$$

Rovnost průměrů nastává tehdy a jen tehdy, pokud jsou všechny podílové cenové změny $p_i(1)/p_i(0)$ shodné. (Je-li jediná hodnota rozdílná, platí všude ostré nerovnosti).

¹ Relace je pojmenována po německém matematiku **Oskaru Xaveru Schlömilchovi [1823-1901]**.

1.2 Klasická (statistická) indexní čísla

Vůbec nejjednodušší případ “rozumného indexního čísla” představuje

1. CARLI/SAUERBECKovo indexní číslo [Gian-Ricardo Carli 1764, Augustus M.Sauerbeck 1885]

$$P_{01}^S = \frac{I}{N} \frac{\sum_{i=1}^N p_i(1)}{\sum_{i=1}^N p_i(0)},$$

kteřé je **prostým aritmetickým průměrem podílových cenových změn**. Jde o nejjednodušší možný přístup k agregaci podílových změn $p_i(1)/p_i(0)$ bez možnosti (průměr je nevážený) uplatnit jakákoliv hlediska k vyjádření rozdílné významnosti jednotlivých komodit v celkovém agregátním vyjádření.

Nahradíme-li aritmetické průměrování geometrickým, lze formulovat jednoduchý výraz nazývaný

2. JEVONSovo indexní číslo [William Stanley Jevons 1865]

$$P_{01}^J = \prod_{i=1}^N \left(\frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right)^{\frac{1}{N}}$$

Tento indexní konstrukt je nazván po anglickém ekonomu **Stanley W. Jevonovi**. Tvoří ho **prostý geometrický průměr podílových cenových změn**. Jak plyne ze Schlömilchovy nerovnosti, **Jevonsův index poskytuje vždy nižší (nanejvýš stejnou) hodnotu než Carliho/Sauerbeckův index – rovnost nastává jen pro netypický případ, kdy by byly všechny podílové cenové změny $p_i(1)/p_i(0)$ shodné**. Jinými slovy řečeno to znamená, že **geometrický průměr “střední hodnotu” těchto cenových změn podhodnocuje, zatímco aritmetický ji nadhodnocuje**.

Jak **Carliho/Sauerbeckovo** tak **Jevonsovo indexní číslo** vykazují určité slabiny, které je znehodnocují vzhledem k možnosti praktického použití:

- **Nutnost výskytu shodných komodit zařazených do příslušných spotřebních košů** (to může činit problém v situacích, kdy jsou obě období časově značně vzdálená),
- **Vyloučení přítomnosti volných statků** (komodit s nulovými cenami) **v základním období, u Jevonsova indexu – nemá-li být index identicky nulový – i v běžném období**.
- **Nemožnost odlišit různost přínosu cenových podílů různých komodit k hodnotě souhrnného indexu v praktických situacích**. (Změna ceny chleba i ceny pepře se v indexu uplatní stejnou vahou navzdory diametrálně odlišné spotřebě obou komodit u všech spotřebitelů). Stejnou slabinou by ostatně trpěl i harmonický či kvadratický průměr.

Přirozeným způsobem, jak zlepšit vlastnosti prostého průměrování podílů $p_i(1)/p_i(0)$, je proto použití vážených typů průměrů. Přitom můžeme volit jednak z několika typů průměrování, jednak z více možných výběrů vah α_i , které slouží jako míra ohodnocení významnosti jednotlivé komodity (z hlediska ceny či kvantity) na celkovém agregátním indexním vyjádření.

Příkladem indexů “váženého typu” je dvojice indexních čísel: **Laspeyresovo a Paascheho**, která využívají aritmetický popř. harmonický způsob vážení:

3. LASPEYRESovo indexní číslo [Ernst Louis Etienne Laspeyres 1871]²

$$P_{01}^L = \frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(0)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(0)} \text{ tzn. jde o vážený aritmetický}$$

průměr cenových změn, s vahami $\alpha_i = \frac{p_i(0) \cdot q_i(0)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(0)}$.

Je to vidět z následujícího vyjádření

$$\alpha P_{01}^A = \sum_{i=1}^N \frac{p_i(0)q_i(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(0)q_j(0)} \cdot \frac{p_i(1)}{p_i(0)} = \frac{\sum_{i=1}^N p_i(1)q_i(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(0)q_j(0)} = P_{01}^L$$

Laspeyresův index získáme též jako **vážený harmonický průměr**, pokud zvolíme

Váhy $\beta_i = \frac{p_i(1) \cdot q_i(0)}{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(0)}$,

neboť zřejmě $\frac{1}{\beta P_{01}^H} = \sum_{i=1}^N \frac{p_i(1) \cdot q_i(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(1) \cdot q_j(0)} \left(\frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right)^{-1} = \frac{\sum_{j=1}^N p_j(0) \cdot q_j(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(1) \cdot q_j(0)} = \frac{1}{P_{01}^L}$

Index uplatnil poprvé v roce 1871 německý ekonom **E. Laspeyres** k analýze cenových relací *při zbožních výměnách v Německu*. Laspeyresovo indexní číslo je využíváno v české (stejně jako dříve v československé) **statistické praxi**, zejména k měření vývoje inflace (**CPI - index spotřebitelských cen**, **PPI - index cen průmyslových výrobců**) a **indexů životních nákladů** (souhrnně, i u různých sociálních kategorií).

Záměnou cen za kvantita a vice versa **získáme**

Laspeyresovo kvantové (množstevní, objemové) indexní číslo ve tvaru

$$Q_{01}^L = \frac{\sum_{i=1}^N q_i(1) \cdot p_i(0)}{\sum_{i=1}^N q_i(0) \cdot p_i(0)},$$

ve kterém se uplatňují opět tři z vektorů, tentokrát $p(0), q(0), q(1)$.

²Laspeyres, E.L.E.: Die Berechnung einer mittleren Warenpreissteigerung. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 16, s.296-314.

Vezmeme-li místo spotřeb $q_i(0)$ spotřeby z běžného období $q_i(1)$, dostaneme

4. PAASCHEHO indexní číslo [Hermann von Paasche 1874]³

$$P_{01}^P = \frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(1)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(1)}$$

Jde o období předchozího, avšak váhy γ_i jsou zde dány jako

$$\gamma_i = \frac{p_i(0) \cdot q_i(1)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(1)}$$

Uplatníme-li tyto váhy ve **váženém aritmetickém průměru**, dostaneme

$$\gamma P_{01}^A = \sum_{i=1}^N \frac{p_i(0)q_i(1)}{\sum_{j=1}^N p_j(0)q_j(1)} \cdot \frac{p_i(1)}{p_i(0)} = \frac{\sum_{j=1}^N p_j(1)q_j(1)}{\sum_{j=1}^N p_j(0)q_j(1)} = P_{01}^P$$

P_{01}^P lze ale vyjádřit i jako **vážený harmonický průměr** s vahami

$$\delta_i = \frac{p_i(1) \cdot q_i(1)}{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(1)},$$

jak vidno z následujícího vyjádření

$$\frac{1}{\delta P_{01}^H} = \sum_{i=1}^N \frac{p_i(1) \cdot q_i(1)}{\sum_{j=1}^N p_j(1)q_j(1)} \left(\frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right)^{-1} = \frac{\sum_{j=1}^N p_j(0)q_j(1)}{\sum_{j=1}^N p_j(1)q_j(1)} = \frac{1}{P_{01}^P}$$

Index nese pojmenování po německém ekonomu **H. von Paaschem**, který jej použil **při analýze vývoje cenových kursů na hamburské burze**. Paascheho indexní číslo je (zejména v anglosaské jazykové oblasti a v Japonsku) **dosti často užíváno k charakterizaci vývoje burzovních indexů na kapitálových trzích**.

Záměnou cen za kvantify a *vice versa* získáme **Paascheho kvantové (množstevní, objemové) indexní číslo** ve tvaru

$$Q_{01}^P = \frac{\sum_{i=1}^N q_i(1) \cdot p_i(1)}{\sum_{i=1}^N q_i(0) \cdot p_i(1)}$$

Poznámka: Údajně první osobou, která uvedla postupy vedoucí k definicím **Paascheho a Laspeyresova indexního čísla** byl (rovněž v roce 1871) německý matematik/filosof **Wilhelm Moritz Drobisch [1802-1896]**. Jeho jméno bylo ale o mnoho později vztáženo k indexu jiného tvaru.

³ Paasche, von H.: Über der Preisentwicklung der Letzte Jahre nach den Hamburger Börsennotirungen. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 23, s.168-178.

Obě tato indexní čísla tvoří určité rozmezí (s dolní hranicí P_{01}^P a horní hranicí P_{01}^L), v rámci něhož lze považovat posouzení vývoje poměrů sledovaných veličin (cen, kvantit) za realistické. **Hodnoty převyšující P_{01}^L a hodnoty menší než P_{01}^P za realistické považovat nelze a případný výsledek** (získaný jiným indexním číslem) **je třeba posuzovat již jako zřetelné nadhodnocení, resp. podhodnocení skutečného stavu.**

Nevýhodou obou těchto indexních čísel (kromě jiných teoretických vad) je skutečnost, že **nezacházejí symetricky s informacemi získanými v základním a v běžném období.**

Tuto nevýhodu odstraňují jiná indexní čísla, která váží cenové podíly $p_i(1)/p_i(0)$ vahami, operujícími s kvantitami základního nebo běžného období "neutrálně". Jde o **5. MARSHALL-EDGEWORTHovo indexní číslo** [Alfred Marshall, Francis Y. Edgeworth 1887]

$$P_{01}^E = \frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot [q_i(0) + q_i(1)]}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot [q_i(0) + q_i(1)]}$$

V něm jsou váženy jednotlivé cenové poměry aritmetickým průměrem kvantit vzatých ze základního a běžného období. Také toto indexní číslo může být interpretováno jako vážený aritmetický průměr s vahami

$$\alpha_i^E = \frac{p_i(0) \cdot [q_i(0) + q_i(1)]}{\sum_{j=1}^N p_j(0) [q_j(0) + q_j(1)]}$$

6. WALSHovo indexní číslo [Correa Moylan Walsh 1901, 1921]

$$P_{01}^W = \frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot \sqrt{q_i(0) \cdot q_i(1)}}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot \sqrt{q_i(0) \cdot q_i(1)}}$$

ve kterém jsou s kvantitami „neutrálně průměrovány“, geometricky. **C.M. Walsh** argumentoval pro tento návrh právě potřebou zacházet „symetricky“ s informacemi převzatými ze základního a běžného období, nejsou-li jiná vodítka, kterému z těchto období dát přednost. I jeho index je speciálním případem váženého aritmetického průměru, pokud za váhy α_i vezmeme výrazy

$$\alpha_i^W = \frac{p_i(0) \cdot \sqrt{q_i(0) \cdot q_i(1)}}{\sum_{j=1}^N p_j(0) \cdot \sqrt{q_j(0) \cdot q_j(1)}}$$

Ve snaze dospět k "optimálnímu" indexnímu konstrukt, byl uveden návrh známý jako

7. FISHERovo (ideální) indexní číslo [Irving Fisher 1922] $P_{01}^F = \sqrt{P_{01}^L \cdot P_{01}^P}$,

Index je definován jako geometrický průměr **Laspeyresova a Paascheova indexu**. Je pojmenován po Američanovi **Irvingu Fisherovi**, ač byl již dříve zmiňován Brity **Arthurem Leonem Bowleyem** [1899] a **Arthurem Cecilem Pigouem** [1912].

Z konstrukce tohoto indexního čísla je zřejmé, že *jeho hodnota se musí nacházet mezi Paascheho a Laspeyresovým indexním číslem.*

Jak se při praktickém uplatnění ukazuje, **hodnoty Fisherova, Edgeworthova a Walshova indexního čísla** jsou zpravidla velmi blízké a všechna mohou dobře vyjadřovat “neutrální” hodnocení vývoje či územního srovnání stavů posuzovaného komplexu.

Oproti Laspeyresovu a Paascheho indexním číslům **operují, jak patrně, Walshův, Edgeworthův a Fisherův index s celou čtveřicí vektorů** $p(0), p(1), q(0), q(1)$,

1.3 Některá další statistická indexní čísla

Další indexní číslo, kterému se dostalo značné teoretické pozornosti, je

8. TÖRNQUISTovo indexní číslo [Leo Törnquist 1936]⁴

$$P_{01}^T = \prod_{i=1}^N \left(\frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right)^{w_i}, \text{ kde}$$

$$w_i = 0,5 \cdot \left(\frac{p_i(0) \cdot q_i(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(0) \cdot q_j(0)} \right) + 0,5 \cdot \left(\frac{p_i(1) \cdot q_i(1)}{\sum_{j=1}^N p_j(1) \cdot q_j(1)} \right),$$

což je **vážený geometrický průměr cenových poměrů** $\frac{p_i(1)}{p_i(0)}$, v němž jsou váhy w_i

vytvořeny jako prosté **aritmetické průměry výdajových účastí** i -té kvantity (na peněžním agregátu) v základním a v běžném období.

Ke klasickým indexním číslům můžeme přiřadit ještě dva návrhy, které lze vyjádřit jako vážené průměry. Jedná se o

9. PALGRAVEovo indexní číslo [R.H.Inglis Palgrave kolem r.1910]

$$P_{01}^{PL} = \sum_{i=1}^N \frac{p_i(1) \cdot q_i(1)}{\sum_{j=1}^N p_j(1) \cdot q_j(1)} \cdot \frac{p_i(1)}{p_i(0)} = \frac{\sum_{i=1}^N [p_i(1)]^2 \cdot q_i(1) / p_i(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(1) \cdot q_j(1)}$$

10. Harmonický LASPEYRESův index [Yrjö Vartia 1976]⁵

$$\frac{I}{P_{01}^{HL}} = \sum_{i=1}^N \frac{p_i(0) \cdot q_i(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(0) \cdot q_j(0)} \cdot \frac{p_i(0)}{p_i(1)} = \frac{\sum_{i=1}^N [p_i(0)]^2 \cdot q_i(0) / p_i(1)}{\sum_{j=1}^N p_j(0) \cdot q_j(0)}$$

Obě tato indexní čísla se vyznačují tím, že se v jejich konstrukci objevují opět váhy v podobě výdajových účastí („**expenditure shares**“) mající

⁴Törnquist, L.: The Bank of Finland's consumption price index. Bank of Finland Monthly Bulletin 10/ 1936.

⁵Vartia Y: Ideal Log-Change Index Numbers. Scandinavian Journal of Statistics 3/1976

u **Palgraveova indexu** tvar

$$\delta^{PL}_i = \frac{p_i(I) \cdot q_i(I)}{\sum_{j=1}^N p_j(I) \cdot q_j(I)}$$

u **harmonického Laspeyresova indexu** tvar

$$\alpha^{HL}_i = \frac{p_i(0) \cdot q_i(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(0) \cdot q_j(0)}$$

Název **Harmonický Laspeyresův index** v sobě slučuje typ indexu (**harmonický**) a typ vah (shodný s **Laspeyresovým indexem**).⁶

Indexní čísla **Laspeyresovo**, **Paascheho** a některá další můžeme zařadit do kategorií **indexů tzv. Löweova typu**. Tato indexní čísla lze vyjádřit ve tvaru

11. LÖWEŮV (cenový) index [Joseph Loewe 1823]

$$P_{0I}^{LW} = \frac{\sum_{i=1}^N p_i(I) \cdot q_i(*)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(*)}, \text{ kde}$$

hvězdičky v závorce vyjadřují situování do nějakého pevného časového období nebo jde prostě o nějakým způsobem stanovené kvantitě (u **Edgeworthova** či **Walshova čísla** se vezmou průměry kvantit ze základního a běžného období). Obvykle se předpokládá, že období vyjádřené hvězdičkou nepředchází základnímu období „0“.

Obecnost **Löweovy formulace** nazývané **přístupem pevného koše [fixed basket approach]** přináší s sebou na druhé straně stupeň neurčitosti, máme-li rozhodnout o nejhodnějším naplnění hvězdiček v závorkách.

Ještě jednomu obecnému tvaru, jímž je možno řadu klasických indexních čísel zapsat, se dostalo pozornosti. Jde o indexy vyjádřitelné jako

„**obecná střední hodnota řádu** r “ ${}_s P_{0I}^t(r) = \left(\sum_{i=1}^N s_i(t) \cdot \left(\frac{p_i(I)}{p_i(0)} \right)^r \right)^{1/r}$ pro $r \neq 0$

nebo výrazem

$${}_s P_{0I}^t(0) = \prod_{i=1}^N \left(\frac{p_i(I)}{p_i(0)} \right)^{s_i(t)} \quad \text{limita pro } r \rightarrow 0$$

přičemž váhy

$$s_i(t) = \frac{p_i(t)q_i(t)}{\sum_{i=1}^N p_i(t)q_i(t)}$$

představují **výdajové účasti [expenditure shares]** i -té komodity na hodnotě celkového spotřebního koše. Hodnoty výdajových účastí se přebírají zpravidla buď ze základního nebo běžného období.

⁶ Podobně se lze setkat i s **geometrickým Laspeyresovým indexem**, což je index typu váženého geometrického průměru, jehož váhy jsou právě α_i (shodné s Laspeyresovými), případně též s **geometrickým Paascheho indexem**, jehož váhy jsou δ_i (shodné s vahami „harmonické interpretace“ Paascheho indexu).

Z uvedených indexních čísel lze za speciální případy **obecné střední hodnoty s vahami charakteru výdajových účastí** vyjádřit

Laspeyresovo cenové indexní číslo

$$P^L_{01} = \sum_{i=1}^N s_i(0) \frac{p_i(1)}{p_i(0)} = {}_s P^0_{01}(1)$$

Paascheho cenové indexní číslo

$$P^P_{01} = \left(\sum_{i=1}^N s_i(1) \frac{p_i(0)}{p_i(1)} \right)^{-1} = {}_s P^1_{01}(-1)$$

Palgraveův cenový index

$$P^{PL}_{01} = \sum_{i=1}^N s_i(1) \frac{p_i(1)}{p_i(0)} = {}_s P^1_{01}(1)$$

Harmonický Laspeyresův index

$$P^H_{01} = \left(\sum_{i=1}^N s_i(0) \frac{p_i(0)}{p_i(1)} \right)^{-1} = {}_s P^0_{01}(-1)$$

Törnquistův cenový index

$$P^T_{01} = \prod_{i=1}^N \left(\frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right)^{0,5 \cdot s_i(0) + 0,5 \cdot s_i(1)} = {}_s P^{0+1}_{01}(0)$$

Fisherovo cenové indexní číslo může být zapsáno jako

$$P^F_{01} = (P^0_{01}(1))^{1/2} (P^1_{01}(-1))^{1/2}$$

Podobně bychom mohli nejrůznější volbou vah a průměrů různých typů dospět k mnoha dalším tvarům, které by dohromady vytvořily početný soubor více nebo méně užitečných typů souhrnných indexů. Většina nahodile konstruovaných výrazů ovšem nepřesvědčila z hlediska svých vlastností, popř. i podmínek praktického užití, takže se do teoretického povědomí dostaly jen málokteré z nich.

Předchozí soubor cenových (případně kvantových) indexů je už sám o sobě dost početný, aby nás postavil před otázku, **volba jakého typu cenového nebo kvantového indexu je pro daný případ nebo obecně optimální?**

Jak rozlišit mezi vhodností a použitelností mnoha možných návrhů navzájem? Přitom musíme mít na zřeteli, že vedle čistě matematických vlastností je ještě důležitější **posuzovat index z hlediska účelu zasazení do ekonomického prostředí.**

Otázka vhodnosti určitého indexu pro konkrétní použití je nicméně vždy arbitrární.

Na konci 19. a v průběhu celého 20. století bylo věnováno značné úsilí, **jak formulovat soubor kritérií, podložených zdůvodněnými teoretickými požadavky, které do určité míry dovolují posoudit "kvalitu" toho-kterého návrhu tvaru konkrétního indexního čísla,** byť - jak dále uvidíme - nelze aspirovat na stanovení "všestranně nejlepšího" indexního čísla.

Zmiňme ještě dva jednoduché indexy, se kterými se lze setkat v aktuální literatuře a které svou konstrukcí nevybočují z konceptu statistických indexních čísel. Jde o **12. Bowley-Sidgwick-Drobischův cenový index** [A.L.Bowley,H. Sidgwick⁷,W.M.Drobisch] daný jako *aritmetický průměr Laspeyresova a Paascheho cenového indexu*, tedy

$$P_{01}^{BSD} = \frac{I}{2} (P_{01}^L + P_{01}^P) \quad \text{a}$$

13. Carruthers-Sellwood-Ward-Dalénův cenový index⁸ [1980] definovaný jako *prostý geometrický průměr prostých aritmetického a harmonického průměru*

$$P_{01}^{CSWD} = \sqrt{P_{01}^A \cdot P_{01}^H} .$$

Z konstrukcí obou těchto indexů bezprostředně vyplývá, že platí nerovnosti

$$P_{01}^P \leq P_{01}^F \leq P_{01}^{BSD} \leq P_{01}^L \quad ^9$$

(*Fisherův index* vykazuje tedy vždy – byť v reálných situacích často jen nepatrně – nižší hodnotu než *BSD-index*)

a rovněž

$$P_{01}^H \leq P_{01}^{CSWD} \leq P_{01}^A .$$

(V důsledku platnosti *Schlömilchovy nerovnosti* je horní mez intervalu pro P_{01}^{CSWD} větší než dolní).

⁷ Henry Sidgwick [1938-1900] byl významný britský filosof a politický ekonom (názorově blízký Johnu Stuartu Millovi), mj. zakladatel a první prezident *Society for Psychical Research*.

⁸ Carruthers, A.G., Sellwood D.J., Ward P.W. [1980]: „Recent Developments in the Retail Prices Index“. *The Statistician* 29/1980 p.1-32.

⁹ Okolnost, že Laspeyresův index poskytuje za běžných ekonomických okolností vyšší hodnotu než Paascheho index, ukážeme v následujícím. Platnost tvrzení vyplývá z von Bortkiewiczovy relace.