

3 Rozšiřující přístupy v rámci klasických indexních čísel

3.1 Řetězení indexních čísel - Marshallův podnět

Jak je z předchozího textu patrné, u mnoha jinak „kvalitních“ indexních čísel činí problém nesplnění axiomu okružnosti (**F4**). To platí mj. pro všechna výše uvedená klasická indexní čísla založená na aritmetickém průměrování. Způsob, jak této slabině alespoň částečně ulehčit, se nabízí užitím postupu nazývaného řetězení.

Řetězení spočívá v postupném zjemňování dělení mezi dvěma stavy (např. stavem „0“ a stavem „1“) a v následném vyjádření jisté „atomizované“ formy k původnímu indexnímu číslu tak, že se nejprve spočtou „parciální“ indexní čísla mezi jednotlivými body tohoto dělení a tato se poté vzájemně vynásobí.

Metodu řetězení navrhl již před více než stoletím anglický ekonom Alfred Marshall [1887]¹. Název jí přisoudil nicméně až Irving Fisher. Postup je založen na následujících úvahách:

Vyčíslíme nejprve hodnotu P_{st} pro jakékoliv dva body (období) z přijatého dělení intervalu základního období „0“ a běžného období označeného „T“, kde toto druhé období odpovídá symbolu „1“ v původním (neděleném) označování. (Při této dočasné úpravě notace je možné zachovat vzestupnou tendenci v označování dělicích bodů přirozenými čísly). Platí tedy: $1 \leq s < t \leq T$.

Definujme nyní **zřetězené indexní číslo** (příslušné nějakému prostému IČ) P_{st}^* výrazem

$$(3.1) \quad P_{st}^* = \frac{P_{01} \cdot P_{12} \cdot P_{23} \cdot \dots \cdot P_{t-1,t}}{P_{01} \cdot P_{12} \cdot P_{23} \cdot \dots \cdot P_{s-1,s}}$$

resp. při $s < t$ (a následném částečném vykrácení zlomku výše) zjednodušeněji jako

$$(3.1a) \quad P_{st}^* = P_{s,s+1} \cdot P_{s+1,s+2} \cdot P_{s+2,s+3} \cdot \dots \cdot P_{t-1,t}$$

Buďme si vědomi toho, že jeho hodnota je obecně odlišná od prostého indexního čísla P_{st} .

Podílovou odchylku $\frac{P_{st}^*}{P_{st}}$ mezi zřetězeným a prostým indexním číslem nazveme **zkreslením při zřetězení**.

Lze ukázat, že postupným zjemňováním dělení mezi body „1“ a „T“ volbou stále více vnitřních dělicích bodů (teoreticky při $T \rightarrow \infty$) lze postupně zmenšovat hodnotu tohoto zkreslení a přibližovat tak zřetězené indexní číslo výchozímu indexnímu číslu.

Poznámka 1 Je patrné, že řetězit má smysl především indexní čísla při časovém srovnání (pozorování musejí být seřazena v časových posloupnostech), postupu nelze tedy srovnatelně účinně využít pro geografická data.

Poznámka 2 Hlavní bariérou, na kterou zjemňování dělicího intervalu naráží, je přirozená okolnost, že statistická data jsou registrována vždy pouze v určitých pevně stanovených časových okamžicích. Podnikové i makroekonomické ukazatele bývají vykazovány zpravidla v

¹ Marshall A.: Remedies for fluctuations of prices. Contemporary Review 1887.

měsíčních nebo čtvrtletních intervalech, pouze výjimečně častěji, přičemž některé údaje jsou registrovány řidčeji (ročně). Častější vykazování hodnot lze zaznamenat pouze u burzovních indexů (především akcií a obligací) a u údajů z oblasti měnových kursů, kde jsou dostupná denní, příp. i frekventovanější data. V jiných oblastech reálné ekonomiky je srovnatelná "hustota" sledovanosti dat nedosažitelná.

Zřetězené indexní číslo vykazuje naopak dvě teoretické přednosti : splňuje totiž Fisherovy axiomy okružnosti (**F4**) a záměny období (**F3**), a to i tehdy, když původní indexní číslo těmto testům nevyhovuje. Ukážeme to snadno :

ověření (F3) : Zvolíme např. $s < t$. Potom platí :

$$(3.2) \quad P_{st}^* \cdot P_{ts}^* = \frac{P_{01} \cdot P_{12} \cdot \dots \cdot P_{t-1,t}}{P_{01} \cdot P_{12} \cdot \dots \cdot P_{s-1,s}} \cdot \frac{P_{01} \cdot P_{12} \cdot \dots \cdot P_{s-1,s}}{P_{01} \cdot P_{12} \cdot \dots \cdot P_{t-1,t}} = 1$$

a podobně při porovnání hodnot ve třech bodech (např. $r < s < t$) snadno ukážeme, že platí axiom okružnosti (**F4**) :

$$(3.3) \quad P_{rt}^* = P_{r,r+1} \cdot P_{r+1,r+2} \cdot \dots \cdot P_{s-1,s} \cdot P_{s,s+1} \cdot P_{s+1,s+2} \cdot \dots \cdot P_{t-1,t} = P_{rs}^* \cdot P_{st}^*$$

Poznámka 3 Je zřejmé, že pokud prosté indexní číslo splňuje axiom okružnosti (**F4**) , pak je hodnotou shodné s jemu příslušným zřetězeným indexním číslem (při jakémkoliv dělení), tzn. $P_{st}^* = P_{st}$.

Podobně snadno ověříme platnost testů (**F1**) a (**F7**) :

$$(3.4) \quad P_{ss}^* = \frac{P_{01} \cdot P_{12} \cdot P_{23} \cdot \dots \cdot P_{s-1,s}}{P_{01} \cdot P_{12} \cdot P_{23} \cdot \dots \cdot P_{s-1,s}} = 1$$

$$(3.5) \quad P_{st}^{c*} = \frac{c \cdot P_{01} \cdot c \cdot P_{12} \cdot c \cdot P_{23} \cdot \dots \cdot c \cdot P_{t-1,t}}{c \cdot P_{01} \cdot c \cdot P_{12} \cdot c \cdot P_{23} \cdot \dots \cdot c \cdot P_{s-1,s}} = c^{t-s} P_{st}^*$$

(Pro případ $t = s + 1$ tedy zřejmě dostaneme $P_{s,s+1}^{c*} = c \cdot P_{ss}^*$) .

Jinak však vyšetřování dalších vlastností zřetězených indexních čísel nemusí být jednoduché, resp. tyto vlastnosti budou zpravidla záviset na vlastnostech výchozích prostých indexních čísel.

Otázku, zda preferovat použití indexního čísla prostého (tj. s pevným základem) nebo zřetězeného, nelze obecně zodpovědět. V souvislosti s konstatováním učiněným v souvislosti s testem (**F4**) lze přijmout názor, že pokud pracujeme s indexními čísly, která zacházejí symetricky s vahami (což platí mj. u $P_{01}^W, P_{01}^F, P_{01}^E, P_{01}^T$), nezáleží příliš na tom, kterou verzi použijeme, protože při praktickém použití se výsledky budou lišit jen málo. Pokud, jak je obvyklé, statistická metodika obměňuje pevný základ pro výpočet prostých cenových indexů zhruba po 5-8 letech a používá uvedené typy indexních čísel, nebude příliš záležet na tom, zda vezmeme index prostý nebo zřetězený. V metodice statistické praxe však stále přetrvává tendence setrvávat na indexech s vahami „nesymetrickými“, což platí jak o Laspeyresově, tak o Paascheho indexech. V tomto případě je nutné předchozí pozitivní závěr brát s jistou opatrností.

Přirozeně je zde však nutno přihlížet k dalším okolnostem, jako je délka užívaných časových řad, resp. časové odstupy, ve kterých se rovnání provádí, a míra variability u cen i kvantit mezi jednotlivými obdobími. Lze-li předpokládat zhruba monotónní vývoj (optimální je pozvolný růst cen i kvantit, nezbytné je vyloučení extrémního kolísání a silných kompenzačních efektů, pokud se tyto odehrají ve srovnávaných obdobích), pak mohou být rozdíly i u „nesymetrických“ indexních čísel téměř zanedbatelné. Čím zřetelněji bude naopak pozorována značná rozkolísanost, tím bude znatelný nesoulad mezi oběma typy indexů pravděpodobněji.

Zajímavou skutečností, kterou dále přiblížíme, je, že von Bortkiewiczův vztah lze u některých indexních čísel využít ke zjištění, jakým směrem jsou tato indexní čísla vychýlena při zřetězení, tzn. zda dochází k nějaké systematické odchylce (pouze však u indexních čísel nesplňujících axiom okružnosti (F4)) při porovnání hodnot prostého a příslušného zřetězeného indexního čísla. Ukážeme to na příkladě několika již známých indexních čísel.

3.1.1 Zřetězení Carliho/Sauerbeckova indexního čísla

Nejprve vyjádříme u tohoto indexního čísla příslušné zkreslení při zřetězení. To má tvar

$$(3.6) \quad D_{012}^S = \frac{\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right) \cdot \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{p_i(2)}{p_i(1)} \right)}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{p_i(2)}{p_i(0)}}$$

Nyní využijeme již dříve uvedené rovnice (2.55)

$$(3.7) \quad \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i y_i = \bar{x} \bar{y} + s_x \cdot s_y \cdot r_{xy}$$

v níž uplatníme následující konkretizace vektorů x a y . Pro sledovaný účel vezmeme právě

$$x_i = \frac{p_i(1)}{p_i(0)} \quad \text{a podobně} \quad y_i = \frac{p_i(2)}{p_i(1)}$$

neboli podíly cenových poměrů komodit vzatých ve dvou po sobě jdoucích úsecích

Výraz (3.7) tak přejde do tvaru

$$(3.8) \quad \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{p_i(1)}{p_i(0)} \cdot \frac{p_i(2)}{p_i(1)} \right) = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right) \cdot \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{p_i(2)}{p_i(1)} \right) + s_x \cdot s_y \cdot r_{xy}$$

s tím, že na levé straně po zkrácení uvnitř sumace dostaneme $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{p_i(2)}{p_i(0)}$. Nyní vydělíme

výraz pro D_{012}^S prvním členem pravé strany (3.8), což je vlastně součin $\bar{x} \cdot \bar{y}$. Po úpravě dostaneme

$$(3.9) \quad D_{012}^S = \frac{1}{1 + \frac{s_x \cdot s_y \cdot r_{xy}}{\bar{x} \cdot \bar{y}}}$$

kde příslušné průměry, směrodatné odchylky a korelační koeficient se vztahují (prostým, neváženým způsobem) k výše definovaným hodnotám x_i a y_i .

S ohledem na dosazené hodnoty x_i a y_i můžeme říci, že výraz ve jmenovateli (3.9) bude menší než 1, neboť znaménko výrazu $\frac{(s_x \cdot s_y \cdot r_{xy})}{\bar{x} \cdot \bar{y}}$ závisí jedině na znaménku r_{xy} . Toto znaménko bude v převážné většině situací záporné, neboť lze důvodně předpokládat, že ve dvou po sobě jdoucích obdobích (0→1) a (1→2) - nebudou-li časové odstupy příliš krátké - bude vzestup cen u komodit s podprůměrným růstem v prvním z těchto období následován (s ohledem na tendenci vedoucí k přibližování cenových úrovní) převážně nadprůměrným růstem v navazujícím období. Výraz pro D_{012}^S bude proto zpravidla větší než 1 a Sauerbeckovo indexní číslo bude tedy zkresleno směrem nahoru.

3.1.2 Zřetězení Laspeyresova indexního čísla

Obdobně jako v předešlém případě se pokusíme vyjádřit zkreslení indexního čísla D_{012}^L výrazem vyskytující se na pravé straně von Bortkiewiczova poměru. Po zkrácení máme

$$(3.10) \quad D_{012}^L = \frac{\frac{\sum_{i=1}^N p_i(2) \cdot q_i(1)}{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(1)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(0)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(0)}}{\frac{\sum_{i=1}^N p_i(2) \cdot q_i(0)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(0)}} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^N p_i(2) \cdot q_i(1)}{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(1)}}{\frac{\sum_{i=1}^N p_i(2) \cdot q_i(0)}{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(0)}}$$

Nyní musíme nalézt vhodnou náplň pro vektory x a y a pro váhy w_i , pro kterou by platila

relace

$$(3.11) \quad \frac{\sum_{i=1}^N w_i x_i y_i}{x_w \cdot y_w} = 1 + \frac{s_{xw} \cdot s_{yw} \cdot r_{x,y}}{x_w \cdot y_w}$$

(3.11) při použitím značení

$$\bar{x}_w = \sum_{i=1}^N w_i x_i, \quad \bar{y}_w = \sum_{i=1}^N w_i y_i, \quad s_{xw} = \sqrt{\sum_{i=1}^N w_i (x_i - \bar{x}_w)^2}, \quad s_{yw} = \sqrt{\sum_{i=1}^N w_i (y_i - \bar{y}_w)^2},$$

a $\text{cov}_w(x, y) = \sum_{i=1}^N w_i (x_i - \bar{x}_w) \cdot (y_i - \bar{y}_w)$

a takovou, při níž by levá strana (3.11) byla vyjádřitelná jako výraz pro zkreslení D_{012}^L .

Ukazuje se, že tomuto účelu vyhovují dosazení

$$(3.12a) \quad x_i = \frac{p_i(2)}{p_i(1)} \quad \text{a podobně vymezení} \quad y_i = \frac{q_i(1)}{q_i(0)}$$

(resp. vice versa) a volba vah w_i ve tvaru

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

(3.12b)
(3.12b)

Při uvedené konkretizaci dostaneme totiž

$$\frac{\sum_{i=1}^N w_i x_i y_i}{\left(\sum_{i=1}^N w_i x_i \right) \left(\sum_{i=1}^N w_i y_i \right)} = \frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(1) \cdot q_j(0)} \cdot \frac{p_i(2)}{p_i(1)} \cdot \frac{q_i(1)}{q_i(0)}$$

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(1) \cdot q_j(0)} \cdot \frac{p_i(2)}{p_i(1)} \right) \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(0)}{\sum_{j=1}^N p_j(1) \cdot q_j(0)} \cdot \frac{q_i(1)}{q_i(0)} \right)$$

přičemž po následném zkrácení uvnitř sumací a následně dvou ze tří přítomných výrazů $\sum p_i(1) \cdot q_i(0)$ dospějeme k výrazu rovnému právě D_{012}^L . \square

Také v tomto případě lze na základě přítomných výrazů učinit jisté úvahy o očekávaném směru zkreslení. Opět je zřejmé, že směr zkreslení bude záviset na znaménku korelačního koeficientu r_{xy} mezi vektory x a y výše definovanými :

Protože každé x_i vyjadřuje pro příslušnou komoditu cenovou změnu mezi obdobími 1 a 2, potom - s ohledem na to, co bylo řečeno u Sauerbeckova indexního čísla - lze důvodně předpokládat, že korelace cenových vektorů mezi obdobími $0 \rightarrow 1$ a $1 \rightarrow 2$ bude záporná. Na druhé straně lze přinejmenším stejně oprávněně vyslovit tvrzení, že korelace v témže období ($0 \rightarrow 1$) mezi cenovými a množstevními změnami bude rovněž záporná. Odtud lze tedy dovodit, že cenové změny za období $1 \rightarrow 2$ budou se změnami kvantit v období $0 \rightarrow 1$ převážně korelovány kladně. Z těchto úvah vyplývá, že Laspeyresovo indexní číslo bude (shodně jako Sauerbeckovo) při zřetězení vychýleno směrem nahoru.

Poznámka 4 S ohledem na skutečnost, že průměrování provádíme s pomocí vah w_i , které mohou více nebo méně pozměnit vliv jednotlivých složek v agregátních součtech, platí výše uvedené vývody pouze s určitou podmíněností.

3.1.3 Zřetězení Paascheho indexního čísla

Obdobným odvozením a následnými úvahami o vztazích mezi cenovými a kvantovými změnami v navazujících obdobích bychom dospěli k závěru, že Paascheho indexní číslo se při zřetězení chová tak, že jeho zřetězená verze vychyluje hodnoty oproti přímo určenému číslu směrem dolů. Lze to prokázat touto konkrétní volbou vektorů x , y a vah w :

$$(3.13) \quad x_i = \frac{p_i(1)}{p_i(0)} \quad y_i = \frac{q_i(1)}{q_i(2)} \quad w_i = \frac{p_i(0) \cdot q_i(2)}{\sum_{j=1}^N p_j(0) \cdot q_j(2)}$$

Zde, jak vidíme, vyšetřujeme korelaci poměrových cenových změn v období 0→1 s množstevními poměrovými změnami během období 1→2 vzatyými však v časově obráceném pořadí. Při zkoumání převažujícího směru korelovanosti obou vektorů lze nicméně usuzovat takto : Cenové změny uskutečněné během období 0→1 budou negativně korelovány s cenovými změnami v navazujícím období 1→2. Tyto následné cenové změny budou opět negativně korelovány s množstevními změnami během téhož období 1→2 (shodná úvaha jako při určení směru zkreslení u Laspeyresova indexního čísla). Vzhledem k tomu, že však tentokrát uvažujeme vektor y_i s inverzně zadanými složkami oproti předchozímu případu, bude korelace veličin $\frac{p_i(1)}{p_i(0)}$ a $\frac{q_i(1)}{q_i(2)}$ záporná.

Ověření provedeme odvozením výrazu pro D_{012}^P :

Při uvedené konkretizaci x_i, y_i, w_i dostaneme postupně

$$\begin{aligned} \frac{\sum_{i=1}^N w_i x_i y_i}{\left(\sum_{i=1}^N w_i x_i \right) \left(\sum_{i=1}^N w_i y_i \right)} &= \frac{\frac{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(2)}{\sum_{j=1}^N p_j(0) \cdot q_j(2)} \cdot \frac{p_i(1)}{p_i(0)} \cdot \frac{q_i(1)}{q_i(2)}}{\left(\frac{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(2)}{\sum_{j=1}^N p_j(0) \cdot q_j(2)} \cdot \frac{p_i(1)}{p_i(0)} \right) \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(2)}{\sum_{j=1}^N p_j(0) \cdot q_j(2)} \cdot \frac{q_i(1)}{q_i(2)} \right)} = \\ &= \frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(1)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(2)} = \frac{\left(\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(1) \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(2) \right)}{\left(\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(1) \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(2) \right)} \\ &= \frac{\left(\frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(2)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(2)} \right) \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(1)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(2)} \right)}{\left(\frac{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(1)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(2)} \right) \cdot \left(\frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(2)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(2)} \right)} \end{aligned}$$

kterýžto posledně zapsaný výraz je shodný s definičním výrazem pro D_{012}^P po zkrácení dvou ze tří výrazů $\sum p_i(0) \cdot q_i(2)$ vyskytujících se v definičním vzorci

$$(3.14) \quad D_{012}^P = \frac{P_{01}^P \cdot P_{12}^P}{P_{02}^P}$$

□ .

U složitějších indexních čísel nelze zpravidla směr tranzitivního zkreslení tak snadno odvodit nebo o něm nelze vůbec vyslovit přiměřeně určitý a ekonomickými důvody podložený závěr.

3. 2 Giniho formulace indexních čísel

Jinou cestou, která navazuje na výše popsanou metodu řetězení, je postup, který pod názvem síťová metoda uplatnil italský matematik a ekonom Carrado Gini². Opět se uvažuje rozčlenění období mezi počátečním - řekněme „0“-tým - a koncovým - řekněme „m“-tým - obdobím na celkem m úseků, ze kterých jsou získávány potřebné statistické údaje.

Gini formuloval (následně po něm nazvaná) indexní čísla následujících tvarů :

tzv. **GINIho indexní číslo 1. typu**

$$(3.15) \quad P_{0m}^{G(1)} = \sqrt[m+1]{\frac{\prod_{j=0}^m \sum_{i=1}^N p_i(m) \cdot q_i(j)}{\prod_{j=0}^m \sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(j)}}$$

tzv. **GINIho indexní číslo 2. typu**³

$$(3.16) \quad P_{0m}^{G(2)} = \sqrt[m-1]{\prod_{j=1}^{m-1} P_{0j}^* \cdot P_{jm}^*}$$

přičemž ve druhém případě může symbol $P_{0m}^{G(2)}$ představovat libovolné jiné, z hlediska vlastností uspokojivé výchozí indexní číslo (definice $P_{0m}^{G(2)}$ tedy není jednoznačná).

Za zmínku stojí, že Giniho konstrukty (3.15), (3.16) lze použít i pro data, která nemusí tvořit časové posloupnosti cen a kvantit. Na druhé straně, určitou jejich slabinou – zdůrazňovanou zejména v dobách omezených možností výpočetní techniky - je okolnost, že při aktualizaci je nutný celkový přepočítání indexního čísla v případě, kdy získáme statistická data za nová období (nebo individua či jiné statistické jednotky). Tato nevýhoda však nemusí být v praxi až tak citelná, neboť konstrukty byly autorem původně navrženy hlavně za účelem provádění prostorových (geografických) cenových srovnání.

Naopak předností obou těchto indexních čísel je opět splnění axiomu záměny období (**F3**) a rovněž skutečnost, že při velkém m (počtu dělení) se takto vytvořená veličina hodnotou zpravidla málo liší od hodnoty získané přímým výpočtem (bez dělení intervalu mezi „0“ a „m“).

Povšimněme si, že u prvního z obou konstruktů (jde-li o cenové indexní číslo) stačí znát cenové vektory jen v počátečním "0" a koncovém "m" období, zatímco údaje o spotřebě komodit, které využíváme pro stanovení vah při geometrickém průměrování, je potřebné sledovat též ve všech meziobdobích $1, 2, \dots, m-1$.

Jak je bezprostředně vidět z definičního vztahu (3.15), při volbě $m=1$ dostáváme pro $P_{01}^{G(1)}$ přímo Fisherův cenový index, zatímco pro $m=2$ v případě $P_{02}^{G(2)}$ obdržíme obdobně (nevážený) geometrický průměr obou částí P_{01} a P_{02} generujícího cenového indexního čísla.

Není nesnadné ukázat, že Giniho indexní čísla vyhovují Fisherovým postulátům (**F1**), (**F3**),

² Gini, C. : „On the Circular Test of Index Numbers“. Metron 1931

³ Ragnar Frisch nazývá tyto konstrukty Gini' s aggregate crossing, resp. Gini' s two-point crossing.

(F5), (F6), (F7) , (F8) (v případě $P_{0m}^{G(2)}$ je ovšem musí splňovat generující indexní číslo). Axiom záměny faktorů (F2) není splněn a axiom okružnosti (F4) platí jen za velmi speciálních podmínek (nikoliv obecně).

3.3 Stuelova indexní čísla

Cestu, kterou zvolil v polovině 50. let 20. století nizozemský statistik Georg Stuel, lze považovat za návrat ke klasickým postupům z počátku tohoto století. Myšlenka, na základě které odvodil dvojici (cenové a kvantové) indexních čísel, následně po něm nazývaných, nyní vyložíme⁴ :

Stuel vyšel z požadavku, aby hledaná dvojice indexních čísel (cenové označíme P_{01}^{St} , kvantové označíme Q_{01}^{St}) přímo splňovala axiom záměny faktorů (F2), tj. aby platilo

$$(3.17) \quad P_{01}^{St} \cdot Q_{01}^{St} = \frac{\sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(1)}{\sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(0)}$$

Za účelem zkrácení zápisu použijeme v dalším textu úspornější označení výrazu na pravé straně jako $\frac{M(1)}{M(0)}$, přičemž peněžní výdaje $M(1) = \sum_{i=1}^N p_i(1) \cdot q_i(1)$, resp. $M(0) = \sum_{i=1}^N p_i(0) \cdot q_i(0)$, vyjadřují náklady na pořízení úplné skupiny komodit v běžném resp. základním období.⁵

Druhou podmínkou, kterou má dvojice těchto indexních čísel splňovat (v původním Stuelově pojetí přesně, později s určitou předem stanovenou odchylkou), je diferenční relace, která poměruje rozdíly mezi takto konstruovanými indexními čísly P_{01}^{St} , Q_{01}^{St} a příslušnými Laspeyresovými indexními čísly :

$$(3.18) \quad Q_{01}^{St} - Q_{01}^L \cong P_{01}^{St} - P_{01}^L$$

Ve vztahu (3.18) je možné uvažovat dva možné případy ve specifikaci relace “ \cong ” :

- (A) : relace (3.18) platí přesně, tj. ” \cong “ vezmeme jako rovnost
- (B) : relace (3.18) platí s určitou, přesně specifikovanou odchylkou.

Uvedená úvaha je vcelku oprávněná, vezmeme-li v úvahu poznatky statistické praxe, kde se zvláště pro krátká časová období ukazuje, že rozdíly $P_{01}^L \cdot Q_{01}^L$, ale i $P_{01}^P \cdot Q_{01}^P$ od hodnoty $\frac{M(1)}{M(0)}$ nejsou nijak velké. Jak již víme, přesně tento požadavek nesplňuje Laspeyresovo ani

Paascheho indexní číslo, avšak lze snadno ověřit, že tato indexní čísla jej „splňují“ křížovým způsobem tj.

$$(3.19) \quad P_{01}^L Q_{01}^P = P_{01}^P Q_{01}^L = \frac{M(1)}{M(0)}$$

⁴ Stuel, G. : A New Index Number Formula. *Econometrica* 1957, Vol. 25.

⁵ Stejně značení uplatníme v oddíle 5 pro mikroekonomická indexní čísla.

3.3.1 Původní Stuelův návrh

Z povahy zadání úlohy je zřejmé, že se hledá řešení dvou rovnic (pro neznámé P_{01}^{St} a Q_{01}^{St})

$$(3.20) \quad P_{01}^{St} \cdot Q_{01}^{St} = \frac{M(1)}{M(0)}$$

$$(3.21) \quad Q_{01}^{St} - Q_{01}^L = P_{01}^{St} - P_{01}^L$$

Za daných předpokladů bude předmětem Stuelovy úlohy nalezení řešení dvou rovnic (všimněme si, že první rovnice této soustavy je kvadratická) s neznámými P_{01}^{St} a Q_{01}^{St} , které jsou vyjádřeny pomocí známých ostatních veličin, tj. $M(1)$, $M(0)$, P_{01}^L , Q_{01}^L .

K nalezení řešení použijeme např. substituci z (3.21) $Q_{01}^{St} = P_{01}^{St} - P_{01}^L + Q_{01}^L$, která po dosazení do (3.20) dává kvadratickou rovnici s neznámou P_{01}^{St} :

$$(P_{01}^{St})^2 - (P_{01}^L - Q_{01}^L) \cdot P_{01}^{St} - \frac{M(1)}{M(0)} = 0$$

Obdobně bychom obdrželi symetrickou relaci pro Q_{01}^{St} .

Řešení soustavy získané standardním postupem, tj. nalezením kořenů kvadratické rovnice, má tvar:

$$(3.22A) \quad Q_{01}^{St} = \frac{Q_{01}^L - P_{01}^L}{2} + \sqrt{\left(\frac{Q_{01}^L - P_{01}^L}{2}\right)^2 + \frac{M(1)}{M(0)}}$$

$$(3.22B) \quad P_{01}^{St} = \frac{P_{01}^L - Q_{01}^L}{2} + \sqrt{\left(\frac{Q_{01}^L - P_{01}^L}{2}\right)^2 + \frac{M(1)}{M(0)}}$$

Poznámka 5 Vzhledem k tomu, že pro přijatelnou ekonomickou interpretaci mají smysl jen kladné hodnoty indexních čísel, je nutno se omezit vždy jen na kladné kořeny kvadratické rovnice. (Je patrné, že výrazy uvnitř odmocnin (3.22A) a (3.22B) jsou větší než příslušné výrazy před odmocninami.)

Výrazy (3.22A), (3.22B) můžeme zapsat formou, která bude obsahovat přímo vektory cen a množství $p(0)$, $p(1)$, $q(0)$, $q(1)$ - obě indexní čísla obsahují plnou čtveřici. Dostaneme

$$\begin{aligned} Q_{01}^{St} &= \frac{\frac{\sum p_i(0)q_i(1)}{\sum p_i(0)q_i(0)} - \frac{\sum p_i(1)q_i(0)}{\sum p_i(0)q_i(0)}}{2} + \sqrt{\frac{\left(\frac{\sum p_i(0)q_i(1)}{\sum p_i(0)q_i(0)} - \frac{\sum p_i(1)q_i(0)}{\sum p_i(0)q_i(0)}\right)^2}{4} + \frac{\sum p_i(1)q_i(1)}{\sum p_i(0)q_i(0)}} \\ &= \frac{\sum p_i(0)q_i(1) - \sum p_i(1)q_i(0) + \sqrt{\left(\sum p_i(0)q_i(1) - \sum p_i(1)q_i(0)\right)^2 + 4 \cdot \left(\sum p_i(1)q_i(1)\right) \left(\sum p_i(0)q_i(0)\right)}}{2 \sum p_i(0)q_i(0)} \end{aligned}$$

Podobně bychom získali

$$P_{01}^{St} = \frac{\sum p_i(1)q_i(0) - \sum p_i(0)q_i(1) + \sqrt{(\sum p_i(1)q_i(0) - \sum p_i(0)q_i(1))^2 + 4(\sum p_i(1)q_i(1))(\sum p_i(0)q_i(0))}}{2\sum p_i(0)q_i(0)}$$

3.3.2 Modifikovaný návrh

Analogicky prvému případu se hledá řešení dvou vztahů (pro obecně jiné neznámé $P_{01}^{St^*}$, $Q_{01}^{St^*}$)

$$(3.23) \quad P_{01}^{St^*} \cdot Q_{01}^{St^*} = \frac{M(1)}{M(0)}$$

$$(3.24a) \quad Q_{01}^{St^*} - Q_{01}^L = P_{01}^{St^*} - P_{01}^L + \Delta,$$

kde odchylka Δ má přesně specifikovaný tvar (interpretovatelný jako „míra nesplnění“ axiomu **(F2)** Laspeyresovými indexními čísly):

$$(3.24b) \quad \Delta = P_{01}^L \cdot Q_{01}^L - \frac{M(1)}{M(0)}$$

Obdobným způsobem jako v části [3.3.1] řešíme soustavu dvou rovnic, přičemž k řešení použijeme opět např. substituci $Q_{01}^{St^*} = P_{01}^{St^*} - P_{01}^L + Q_{01}^L + \Delta$. Po dosazení $Q_{01}^{St^*}$ z (3.24a) do (3.23) dostaneme

$$\left(P_{01}^{St^*}\right)^2 - \left(P_{01}^L - Q_{01}^L - P_{01}^L \cdot Q_{01}^L + \frac{M(1)}{M(0)}\right) \cdot P_{01}^{St^*} = \frac{M(1)}{M(0)}$$

a způsobem analogickým předchozímu tak odvodíme jinou dvojici indexních čísel, která mají tvar:

$$(3.25A) \quad P_{01}^{St^*} = \frac{P_{01}^L - Q_{01}^L \cdot (1 + P_{01}^L) + \frac{M(1)}{M(0)}}{2} + \sqrt{\left(\frac{P_{01}^L - Q_{01}^L \cdot (1 + P_{01}^L) + \frac{M(1)}{M(0)}}{2}\right)^2 + \frac{M(1)}{M(0)}}$$

$$(3.25B) \quad Q_{01}^{St^*} = \frac{Q_{01}^L \cdot (1 + P_{01}^L) - P_{01}^L - \frac{M(1)}{M(0)}}{2} + \sqrt{\left(\frac{Q_{01}^L \cdot (1 + P_{01}^L) - P_{01}^L - \frac{M(1)}{M(0)}}{2}\right)^2 + \frac{M(1)}{M(0)}}$$

Obě tato indexní čísla mohou být rovněž použita k vystižení globální změny cenového a podobně tak i objemového komoditního indexu. Ze stejného důvodu jako dříve jsou přijatelné pouze kladné kořeny příslušné kvadratické rovnice. Jak je z předchozího patrné, bylo by možné vyvodit i další indexní čísla, pokud bychom v podmínkách (3.21) resp. (3.24a) uvažovali vztahy k jiným než k Laspeyresovým indexním číslům (např. k Paascheho či k Edgeworthovým).

Na závěr ještě vyšetříme, v jaké míře vyhovuje prvá dvojice Stuelových indexních čísel (3.20), (3.21) některým testům Irvinga Fishera :

Test identity **(F1)** je zřejmě splněn, neboť pro obě Laspeyresova indexní čísla platí, že $P_{00}^L = 1$, $Q_{00}^L = 1$ a výrazy pro P_{00}^{St} , Q_{00}^{St} se tedy redukují na odmocninu z podílu $\frac{M(1)}{M(0)}$,

kteřá je při ztotožnění obou období rovna 1. Platnost **(F2)** je zřejmá, neboť jde přímo o definiční podmínku (3.20), na základě níž je dvojice indexů odvozována.

Axiom **(F3)** je u dvojice Stuevelových indexních čísel (3.20), (3.21) rovněž splněn, jak nepřímou ukazuje sám autor v [21]. Přímé ověření by vyžadovalo platnost vztahu

$$P_{01}^{St} P_{10}^{St} = \left(\frac{P_{01}^L - Q_{01}^L}{2} + \sqrt{\left(\frac{Q_{01}^L - P_{01}^L}{2} \right)^2 + \frac{M(1)}{M(0)}} \right) \cdot \left(\frac{P_{10}^L - Q_{10}^L}{2} + \sqrt{\left(\frac{Q_{10}^L - P_{10}^L}{2} \right)^2 + \frac{M(0)}{M(1)}} \right) = 1$$

Po roznásobení dostaneme dosti komplikovaný výraz (k jeho přesnému tvaru necht' se čtenář dopracuje sám), který však po postupném zjednodušování nabude hodnotu 1.

Okružnost **(F4)** není Stuevelovými indexními čísel splněna, což lze ověřit přímým vyšetřením příslušné podmínky. Naproti tomu axiomy určenosti **(F5)** a souměřitelnosti **(F6)** platí, neboť je splňují Laspeyresova indexní čísla v definici (3.21), přičemž též výraz v odmocnině (3.22A) je vždy definován a není identicky nulový (dokonce i kdyby nastala náhodná shoda $P_{01}^{St} = Q_{01}^{St}$). Souměřitelnosti pak vyhovují všechny výrazy vystupující v definici (3.22a).

Pokud jde o axiom proporcionality **(F7)**, pak zřejmě platí $P_{01}^{St} = c$, resp. $Q_{01}^{St} = d$ pro konstantu c splňující $p(1) = c \cdot p(0)$, resp. konstantu d splňující $q(1) = d \cdot q(0)$. Platnost **(F8)** je zřejmá.

je
í.

Edgeworth, Francis Ysidro (1845 - 1926) (profesor politické ekonomie na Oxfordské universitě v letech 1891 - 1922 a spoluvydavatel časopisu *Economic Journal* v letech 1891-1926) se věnoval zejména studiu

teorie naturální směny : je mu přisuzováno autorství pojmů křivek indiference a kontraktační křivky. Učinil poznatek o potřebě zařazení všech spotřebovávaných komodit do užitečné funkce popisující chování vyšetřované komodity, dále zobecnil platnost zákona klesajících mezních výnosů pro průmyslové prostředí. Zásluhy získal dále svými pracemi z oblasti aplikací statistických metod : mezi jinými zasazenými rovněž do prostředí indexních čísel - práce : *Theory of Distribution* (1904), *Papers Relating to Political Economy* (1925). Ve svých dřívějších pracích se zabýval aplikacemi matematiky v dalších společenskovědních oborech : *New and Old Methods of Ethics* (1887), *Mathematical Psychics* (1881) a jako jeden z prvních uvedl a interpretoval testy významnosti v *Methods of Statistics* (1885)

Fisher, Irving (1867-1947) americký ekonom nazvaný Schumpeterem v r.1948 největším ekonomem Ameriky se smyslem pro exaktní uvažování. Původní matematické zaměření mu poskytlo základ pro vytvoření logicky konzistentní a přehledné syntézy dříve víceméně intuitivně prezentovaných ekonomických poznatků. Účelnost teorií spatřoval v možnostech jejich zasazení do prostředí konkrétních kvantitativních analýz reálných dat. Byl mj. spoluzakladatelem a prvním prezidentem *Econometric Society* v r. 1930. Vedle studia problematiky indexních čísel významným způsobem přispěl k rozvoji teorie kapitálu, úroku a peněz, rozpracoval rovněž prvky teorie rozložených zpoždění. Svůj podstatný přínos k teorii indexních čísel uvedl v knize *The Making of Index Numbers* (1922), kde právě specifikoval charakteristiky (po něm nazvané Fisherovy axiomy) teoreticky akceptovatelných cenových indexů (včetně návrhu indexního čísla vlastního typu).

Marshall, Alfred (1842 - 1924) britský ekonom působící většinu akademického života jako profesor na *Cambridgeské universitě* (1885-1908). Původním vzděláním byl matematik, ve svých pracích však tento přístup zřetelně omezil. Z prací lze jmenovat např. *The Principles of Economics* (1890) a *Money, Credit and Commerce* (1923). Jeho osobností i pracemi byla ovlivněna později celá tzv. *Cambridgeská škola* (A.C. Pigou, D.H. Robertson, J.M. Keynes, v moderním pojetí pak např. N.Kaldor, J. Robinsonová, R. Kahn a P. Staffa). Marshallovy zásluhy lze spatřovat např. v odvození zákona klesající poptávkové křivky (za předpokladu klesajícího mezního užítku a konstantnosti mezního užítku důchodu), zavedení pojmu poptávkové elasticity, rozvinutí teorie časové preference na základě mezního užítku apod. A.Marshall se dále vedle příspěvku k rozvoji indexních čísel zabýval mnoha dalšími oblastmi ekonomické teorie, byl zastáncem spíše klasické školy s jejím důrazem na výrobní náklady vynakládané v čase, část prací může být současně považována za jistý spojovací můstek s teorií všeobecné rovnováhy v podání L. Walrase vycházející ze statické teorie hodnoty a neoklasickou subjektivní teorií ceny Stanleyho W. Jevonse. Mj. též **Jevons (1835-1882)** přispěl k rozvoji teorie indexních čísel svou obecnou konstrukcí vážených indexů.

von Bortkiewicz, Ladislaus, Josefovič (1868-1931) byl synem ruského šlechtice, plukovníka dělostřelectva. Studoval nejprve práva na *petrohradské univerzitě*, poté ekonomii a statistiku ve *Strasbourg, Göttingenu, Vídni a Lipsku*. Jako mimořádný, poté řádný profesor statistiky působil na univerzitě v *Berlíně*, kde také prožil většinu života. Zabýval se matematickou statistikou, politickou ekonomikou a aplikacemi aktuárních věd. Dále se věnoval analýze a sestavování úmrtnostních tabulek. Jeho zájem o poznání zákonitostí řídkých jevů vyústil v práci *Zákon malých čísel* (1898). Statistická data vybíral mj. ze zdravotní dokumentace pruských vojenských jednotek. Studoval rovněž K.Marxe, zejména jeho teorii zisku a cen a poopravil zde některé nekonzistentní vývoody. U svých současníků (mj. K.Pearsona) kritizoval ty metody a závěry, které byly vyvozeny pouze z empirických poznatků, nikoliv z vědecky rigorózní teorie. Ačkoliv nevydal žádnou reprezentativní monografii, získal uznání za více než 100 prací, precizní deduktivní přístup a nezávislé pohledy - byl členem několika statistických společností, mj. *britské královské, americké a švédské*.

Jevons, William Stanley (1835-1882) studoval přírodní vědy na *londýnské univerzitě*, v letech 1854-1859 působil v *australském Sydney*. V práci *General Mathematical Theory of Political Economy* (1862) položil základy principu marginálního užítku v rámci teorie hodnoty. Dále působil v *Manchesteru* (do r. 1876), odkud se opět přemístil do *Londýna*. Mimo ekonomii byl aktivně činný v matematické

logice - práce *Principles of Science* (1874) a v teorii pravděpodobnosti.